



Tous concernés

POURQUOI MOINS D'INÉGALITÉ PROFITE À TOUS



Tous concernés : Pourquoi moins d'inégalité profite à tous

Cet ouvrage est publié sous la responsabilité du Secrétaire général de l'OCDE. Les opinions et les interprétations exprimées ne reflètent pas nécessairement les vues officielles des pays membres de l'OCDE.

Ce document et toute carte qu'il peut comprendre sont sans préjudice du statut de tout territoire, de la souveraineté s'exerçant sur ce dernier, du tracé des frontières et limites internationales, et du nom de tout territoire, ville ou région.

Merci de citer cet ouvrage comme suit :

OCDE (2015), *Tous concernés : Pourquoi moins d'inégalité profite à tous*, Éditions OCDE, Paris.
<http://dx.doi.org/10.1787/9789264235519-fr>

ISBN 978-92-64-23550-2 (imprimé)
ISBN 978-92-64-23551-9 (PDF)

Les données statistiques concernant Israël sont fournies par et sous la responsabilité des autorités israéliennes compétentes. L'utilisation de ces données par l'OCDE est sans préjudice du statut des hauteurs du Golan, de Jérusalem-Est et des colonies de peuplement israéliennes en Cisjordanie aux termes du droit international.

Crédits photo : Couverture © iStockphoto.com/akindo

Les corrigenda des publications de l'OCDE sont disponibles sur : www.oecd.org/about/publishing/corrigenda.htm.

© OCDE 2015

La copie, le téléchargement ou l'impression du contenu OCDE pour une utilisation personnelle sont autorisés. Il est possible d'inclure des extraits de publications, de bases de données et de produits multimédia de l'OCDE dans des documents, présentations, blogs, sites internet et matériel pédagogique, sous réserve de faire mention de la source et du copyright. Toute demande en vue d'un usage public ou commercial ou concernant les droits de traduction devra être adressée à rights@oecd.org. Toute demande d'autorisation de photocopier une partie de ce contenu à des fins publiques ou commerciales devra être soumise au Copyright Clearance Center (CCC), info@copyright.com, ou au Centre français d'exploitation du droit de copie (CFC), contact@cfcopies.com.

Avant-propos

L'écart continue de se creuser entre riches et pauvres. Au cours des décennies ayant précédé la Grande récession, la croissance économique bénéficiait déjà de manière disproportionnée aux catégories à haut revenu, tandis que les ménages à bas revenu étaient laissés pour compte. Depuis la crise, les disparités se sont aggravées, et dans de nombreux pays de l'OCDE, les inégalités atteignent désormais leur plus haut niveau depuis que des données sont recueillies. Ce creusement de long terme des inégalités de revenu suscite non seulement des inquiétudes de nature sociale et politique, mais il engendre également des préoccupations d'ordre économique : les inégalités de revenu ont tendance à peser sur la croissance du PIB, sous l'effet de la distance toujours plus grande entre les 40 % les moins riches et le reste de la société. La question de savoir comment inverser cette tendance et promouvoir des opportunités pour tous figure désormais au premier rang des priorités des gouvernements dans de nombreux pays.

Le présent rapport est la troisième publication phare de l'OCDE consacrée aux tendances, aux causes et aux solutions possibles face à la progression des inégalités. Le rapport de 2008, *Croissance et inégalités*, présentait et analysait les principales caractéristiques et les modes d'évolution des inégalités de revenu dans les pays de l'OCDE. La publication de 2011, *Toujours plus d'inégalité – Pourquoi les écarts de revenus se creusent*, analysait les raisons profondes de l'accroissement des inégalités dans les pays avancés et dans la plupart des pays émergents. Aujourd'hui, le rapport *Tous concernés – Pourquoi moins d'inégalité profite à tous* met en lumière les principales sources d'inégalités et les domaines dans lesquels de nouvelles stratégies sont nécessaires. L'ouvrage réexamine l'incidence et les mécanismes de l'évolution des inégalités sur la croissance économique ; étudie les conséquences de la période récente de crise économique et d'assainissement budgétaire sur les revenus des ménages ; analyse l'impact des changements structurels du marché du travail tels que la progression des emplois atypiques, la polarisation des emplois et l'évolution profonde de l'emploi et des revenus des femmes ; présente des informations sur les niveaux de concentration du patrimoine et de l'endettement ; et étudie le rôle des dispositifs de redistribution dans les pays de l'OCDE et dans les économies émergentes. Plusieurs mesures prometteuses pour lutter contre les fortes inégalités et promouvoir l'égalité des chances sont également examinées.

Le présent rapport est le fruit d'un travail collectif mené par une équipe d'analystes issus en grande partie de la Division des politiques sociales, au sein de la Direction de l'emploi, du travail et des affaires sociales de l'OCDE. Le chapitre 1, qui présente une vue générale des travaux, a été rédigé par l'ensemble de l'équipe. Les principaux auteurs des autres chapitres sont Wen-Hao Chen (Division des politiques sociales au moment de la rédaction, actuellement à Statistique Canada) pour les chapitres 4 et 5 ; Federico Cingano (Division de l'analyse et des politiques de l'emploi) pour le chapitre 2 ; Christine Le Thi (Direction des statistiques) pour le chapitre 6 ; Ana Llena-Nozal (Division des politiques sociales) pour les chapitres 4, 5, 6 et 7 (section 7.2) ;

Horacio Levy (Division des politiques sociales) pour les chapitres 3, 4 et 7 (section 7.2) ; Nora Lustig (Université Tulane) pour le chapitre 7 (section 7.3) ; Fabrice Murtin (Direction des statistiques) pour le chapitre 6 ; et Céline Thévenot (Division des politiques sociales) pour le chapitre 7 (section 7.2). Guillaume Cohen, Pauline Fron et Maxime Ladaïque (tous de la Division des politiques sociales) ont contribué à tous les chapitres et apporté leur aide en matière de recherche.

Michael Förster (Division des politiques sociales) a dirigé l'équipe et coordonné le projet et la publication. Monika Queisser, chef de la Division des politiques sociales de l'OCDE, a supervisé la mise au point de ce rapport et fourni d'utiles commentaires sur différentes versions préliminaires. Marlène Mohier a préparé le manuscrit en vue de sa publication et Kathleen Connors Bouchaud, Patrick Hamm et Brian Keeley ont participé à la mise en forme du rapport.

Les analyses présentées reposent en partie sur la *Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus* préparée par des experts nationaux, qui, pour beaucoup, ont aussi apporté leur éclairage sur tel ou tel résultat national. Faute de pouvoir tous les mentionner ici, nous renvoyons le lecteur au site web de l'OCDE consacré aux inégalités (www.oecd.org/fr/social/donnees-distribution-revenus.htm). Le rapport s'appuie sur de nombreuses autres données, en particulier les micro-données de la *Luxembourg Income Study* (LIS) (www.lisproject.org) et un nouvel ensemble de données sur le patrimoine des ménages collecté par la Direction des statistiques de l'OCDE. On trouvera sur le site www.oecd.org/fr/social/inegalite-et-pauvreté.htm des éléments méthodologiques relatifs aux données, ainsi que d'autres documents de référence.

Nous sommes très reconnaissants à Stefano Scarpetta et Mark Pearson, respectivement directeur et directeur adjoint de la Direction de l'emploi, du travail et des affaires sociales de l'OCDE, pour leurs conseils et leurs commentaires approfondis sur les différentes versions du rapport. Ce dernier a également bénéficié des observations formulées par différents collègues à l'intérieur comme à l'extérieur de l'OCDE. Nous remercions, pour leurs nombreuses suggestions, les membres du Groupe de travail sur la politique sociale et du Comité de l'emploi, du travail et des affaires sociales de l'OCDE, ainsi que les experts de la Commission européenne. Le rapport a également bénéficié d'une étroite collaboration avec la Direction des statistiques de l'OCDE sur la mise à jour et le développement de la *Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus*. Nous remercions également pour leurs observations et suggestions les collègues de différentes directions de l'OCDE : Centre de développement, Département des affaires économiques, Direction de l'éducation et des compétences, Direction de l'emploi, du travail et des affaires sociales, Direction de la gouvernance publique et du développement territorial, et Direction des statistiques. Nous sommes enfin redevables aux professeurs Brian Nolan, Iye Marx et Tim Smeeding, de leurs commentaires et suggestions sur les premières versions de plusieurs chapitres de ce rapport.

Table des matières

Acronymes et abréviations	13
Résumé	17
<i>Chapitre 1. Vue générale de l'évolution des inégalités, principaux résultats et orientations pour les politiques à suivre</i>	21
1.1. Introduction et principaux résultats	22
1.2. Les inégalités ont augmenté en période de croissance, et ont continué de se creuser en période de crise	25
1.3. La hausse des inégalités nuit à la croissance économique	29
1.4. Pourquoi la progression de l'emploi atypique peut-elle entraîner un accroissement des inégalités ?	32
1.5. Lutter contre les discriminations professionnelles et salariales à l'encontre des femmes stimulera la croissance et favorisera l'égalité	36
1.6. La concentration du patrimoine accentue les disparités et limite les opportunités d'investissement pour un grand nombre	38
1.7. Concevoir des programmes d'action durables afin de promouvoir l'égalité des chances	40
Notes	57
Bibliographie	58
<i>Annexe 1.A1.</i> Principaux indicateurs des inégalités de revenu et de pauvreté	61
<i>Chapitre 2. Impact des inégalités de revenu sur la croissance économique</i>	65
2.1. Introduction et principaux résultats	66
2.2. Incidence potentielle des inégalités sur la croissance économique	66
2.3. L'impact des inégalités sur la croissance	70
2.4. Inégalités, mobilité sociale et accumulation de capital humain	79
2.5. Conclusion	89
Notes	92
Bibliographie	96
<i>Annexe 2.A1.</i> Estimation des interactions entre inégalités, mobilité sociale et croissance	102
<i>Chapitre 3. Inégalités de revenu durant la crise et la période d'assainissement des finances publiques</i>	113
3.1. Introduction et principaux résultats	114
3.2. Les inégalités de revenu ont continué de s'accroître tout au long de la crise	115
3.3. La pauvreté monétaire a augmenté, quelle que soit la manière dont elle est mesurée ..	123
3.4. Les impôts et les prestations ont amorti l'impact de la crise sur le revenu des ménages, mais essentiellement les premières années	128

3.5. Impôts et prestations durant la crise : Résumé d'analyses détaillées de la situation dans dix pays	130
3.6. Conclusion	144
Notes	147
Bibliographie	148
Chapitre 4. Travail atypique, polarisation de l'emploi et inégalités	153
4.1. Introduction et principaux résultats	154
4.2. Emploi atypique : État des lieux	156
4.3. Le rôle de l'emploi atypique dans la croissance de l'emploi total et la polarisation de l'emploi	162
4.4. Écart de salaire entre travailleurs standard et atypiques et effets de cet écart sur la distribution du revenu du travail	172
4.5. Effet du travail atypique sur le revenu des ménages et la pauvreté	192
4.6. Système de prélèvements et de prestations et travail atypique	202
4.7. Conclusion	212
Notes	216
Bibliographie	219
Annexe 4.A1. Mesurer la polarisation de l'emploi	224
Annexe 4.A2. Sources de données utilisées pour les sections 4.4 et 4.5	226
Annexe 4.A3. Tableaux et graphiques supplémentaires	228
Annexe 4.A4. Simulations impôts-prestations	233
Chapitre 5. Les femmes, le travail et les inégalités de revenu	235
5.1. Introduction et principaux résultats	236
5.2. Évolution des inégalités en matière d'emploi et de revenu entre les hommes et les femmes	237
5.3. Évolution des inégalités entre les revenus individuels parmi les hommes et les femmes	240
5.4. Des revenus individuels à ceux des ménages et la distribution des revenus	244
5.5. Conclusion	253
Notes	255
Bibliographie	256
Annexe 5.A1. Graphiques supplémentaires	258
Annexe 5.A2. Décomposition des inégalités de revenu individuel en sous-groupes	262
Annexe 5.A3. Une analyse de décomposition contrefactuelle de l'évolution des inégalités de revenu	264
Chapitre 6. Les inégalités de patrimoine des ménages dans les pays de l'OCDE	267
6.1. Introduction et principaux résultats	268
6.2. La distribution du patrimoine des ménages dans les pays de l'OCDE	269
6.3. Caractéristiques démographiques des ménages disposant d'un patrimoine positif	285
6.4. La composition des actifs	289
6.5. Fréquence de l'endettement et du surendettement	296
6.6. Évolution du patrimoine des ménages depuis la récession	301
6.7. Conclusion	304
Notes	306
Bibliographie	310

<i>Annexe 6.A1. Caractéristiques méthodologiques des données sur le patrimoine des ménages</i>	313
<i>Annexe 6.A2. Déterminants à long terme du patrimoine privé dans huit pays de l'OCDE</i>	316
<i>Annexe 6.A3. Estimations du patrimoine-retraite futur</i>	319
<i>Chapitre 7. Inégalités et redistribution par la fiscalité dans des pays émergents</i>	321
7.1. Introduction et principaux résultats	322
7.2. Évolution des inégalités et interventions des pouvoirs publics dans les pays émergents	325
7.3. Politique fiscale et redistribution du revenu en Afrique du Sud, au Brésil, au Chili, en Colombie, en Indonésie, au Mexique et au Pérou	337
Notes	355
Bibliographie	356
<i>Annexe 7.A1. Le projet CEQ et les données d'enquêtes auprès des ménages sous-jacentes</i>	361
<i>Annexe 7.A2. Le paradoxe de Lambert</i>	363

Graphiques

Graphique 1.1. Les inégalités de revenu varient fortement entre les pays de l'OCDE et les économies émergentes	22
Graphique 1.2. Les ménages à faibles et très faibles revenus sont de plus en plus distancés	23
Graphique 1.3. Les inégalités de revenu ont augmenté dans la plupart des pays de l'OCDE	26
Graphique 1.4. Les impôts et les prestations ont atténué les effets de la crise sur le revenu des ménages	28
Graphique 1.5. Le risque de pauvreté monétaire s'est déplacé des personnes âgées vers les jeunes	28
Graphique 1.6. Les inégalités sont préjudiciables aux compétences des plus pauvres	31
Graphique 1.7. Plus de la moitié des emplois créés depuis 1995 ont été des emplois atypiques	33
Graphique 1.8. Dans la plupart des pays, la majorité des travailleurs temporaires n'effectuent pas de transition vers l'emploi permanent	35
Graphique 1.9. Dans tous les pays de l'OCDE, l'emploi des femmes permet de freiner le creusement des inégalités	37
Graphique 1.10. Le patrimoine est plus concentré au sommet que le revenu	39
Graphique 1.11. La moitié de tous les ménages est endettée et un dixième est surendetté	40
Graphique 2.1. Inégalités, inscriptions scolaires et mobilité dans différents pays de l'OCDE	80
Graphique 2.2. Probabilité d'atteindre un cycle d'enseignement en fonction du niveau d'instruction parental (NIP) et des inégalités	84
Graphique 2.3. Score moyen en numératie en fonction du niveau d'instruction parental (NIP) et des inégalités	86
Graphique 2.4. Score moyen en numératie en contrôlant le niveau d'instruction parental (NIP) et les inégalités	87

Graphique 2.5. Probabilité de ne pas être employé pendant la vie active, en fonction du niveau d'instruction parental (NIP) et des inégalités	88
Graphique 2.A1.1. Années de scolarité en fonction du niveau d'instruction parental (NIP) et des inégalités	109
Graphique 2.A1.2. Scores en littératie en fonction du niveau d'instruction parental (NIP) et des inégalités	111
Graphique 3.1. Inégalités de revenu durant la crise	116
Graphique 3.2. Décomposition de l'évolution du coefficient de Gini des revenus du travail	118
Graphique 3.3. Variations des revenus disponibles réels des ménages par groupe de revenu	119
Graphique 3.4. Évolution des revenus en bas, en haut et au point médian de la distribution	120
Graphique 3.5. Évolution du revenu disponible des ménages par groupe de revenu au cours des 25 dernières années	121
Graphique 3.6. Évolution des taux de pauvreté relative et ancrée durant la crise	124
Graphique 3.7. Taux de pauvreté relative par groupe d'âge en 2007 et 2011	125
Graphique 3.8. Évolution de la pauvreté relative des personnes âgées durant la crise	126
Graphique 3.9. Évolution et écarts relatifs des revenus disponibles des ménages par groupe d'âge	127
Graphique 3.10. Évolution des impôts, des prestations et des revenus marchands durant la crise	129
Graphique 3.11. Évolution des impôts, des prestations et des revenus marchands dans différents pays	130
Graphique 3.12. Plans d'assainissement des finances publiques, 2009-15	133
Graphique 3.13. Simulation de l'effet global des mesures relatives aux impôts-prestations adoptées durant la période 2008-13, en fonction de la situation sur le marché du travail et du niveau de rémunération	142
Graphique 4.1. Part des différentes formes d'emploi atypique, 2013	159
Graphique 4.2. Part des femmes dans l'emploi atypique, 2013	160
Graphique 4.3. Pourcentage de travailleurs atypiques par tranche d'âge, 2013	161
Graphique 4.4. Pourcentage de travailleurs atypiques par niveau d'instruction, 2013	161
Graphique 4.5. Pourcentage de travailleurs atypiques selon la taille de l'entreprise, 2013	162
Graphique 4.6. Évolution de la part du travail atypique, en pourcentage de l'emploi total, 1985-2013	163
Graphique 4.7. Croissance de l'emploi par type d'emploi	165
Graphique 4.8. Contribution de l'emploi atypique/standard à l'évolution des parts des différents types de tâche dans l'emploi, 1995/98-2010	168
Graphique 4.9. Variation en points de pourcentage de la part dans l'emploi due à l'emploi atypique/standard, par décile de la distribution de l'emploi, du milieu des années 90 à 2010	169
Graphique 4.10. Rapport entre le revenu du travail des travailleurs standard et celui des travailleurs atypiques (travailleurs standard = 1), 2012	173
Graphique 4.11. Influence de la situation professionnelle antérieure sur la probabilité d'occuper un emploi standard	187
Graphique 4.12. Travail atypique et revenu du travail selon les déciles de salaire horaire, moyenne pour 14 pays de l'OCDE	191
Graphique 4.13. Proportion de travailleurs atypiques constituant le contributeur principal/secondaire aux revenus du ménage	193

Graphique 4.14. Position des travailleurs atypiques dans les quintiles de revenu équivalent des ménages, par quintile de revenu individuel, 2012	195
Graphique 4.15. Profil d'emploi des ménages et revenu équivalent des ménages, 2012 ou dernière année disponible	196
Graphique 4.16. Coefficient de Gini du revenu équivalent des ménages selon leur profil d'emploi, 2012 ou dernière année disponible	198
Graphique 4.17. Décomposition des inégalités de revenu équivalent des ménages (Gini) par source de revenu, 2012	199
Graphique 4.18. Taux de pauvreté des ménages en fonction de leur profil d'emploi, 2012 ou dernière année disponible	200
Graphique 4.19. Distribution des ménages pauvres par profil d'emploi des ménages, 2012 ou dernière année disponible	201
Graphique 4.20. Effet du système de prélèvements et de prestations en termes de réduction de la pauvreté	202
Graphique 4.21. Différences de montant des prélèvements et prestations entre salariés à temps partiel/travailleurs indépendants et travailleurs standard, 2010	205
Graphique 4.22. Adéquation du système de prélèvements et de prestations	207
Graphique 4.23. Taux d'imposition de l'activité pour les salariés à temps partiel	209
Graphique 4.24. Taux d'imposition de l'activité pour les travailleurs indépendants	210
Graphique 4.25. Taux d'imposition de la transition de l'emploi à temps partiel à l'emploi à plein temps	211
Graphique 4.26. Taux d'imposition de la transition du travail indépendant à temps partiel au travail indépendant à plein temps	212
Graphique 4.A3.1. Effet marginal de la situation professionnelle antérieure/du type de contrat antérieur sur la probabilité de transition vers le chômage	228
Graphique 4.A3.2. Effet du travail atypique sur le logarithme du salaire horaire, par décile	230
Graphique 4.A3.3. Profil d'emploi des ménages, ménages actifs, 2010 ou dernière année disponible	231
Graphique 5.1. Inégalités hommes-femmes en matière d'emploi en 1992 et 2013	238
Graphique 5.2. Rapports emploi/population (REP) et taux d'emploi en équivalent temps plein, 15-64 ans, 2013	239
Graphique 5.3. Évolution dans le temps des écarts de salaire entre les hommes et les femmes	240
Graphique 5.4. Évolution de la dispersion des revenus annuels du travail, travailleurs avec des revenus positifs	241
Graphique 5.5. Évolution en pourcentage des revenus du travail annuels réels et du nombre d'heures annuelles travaillées par quintile de revenus	242
Graphique 5.6. Contribution à l'évolution des inégalités du revenu individuel du travail par sexe	244
Graphique 5.7. Revenu du travail des femmes en proportion du revenu disponible total des ménages, milieu des années 80/début des années 90 – milieu/fin des années 2000	245
Graphique 5.8. Évolution du taux d'activité des hommes/des femmes dans les ménages ..	246
Graphique 5.9. Évolution de l'intensité de travail des hommes/femmes parmi les ménages	247
Graphique 5.10. Évolution de la nature des emplois occupés par les hommes/les femmes en termes de qualifications parmi les ménages	248
Graphique 5.11. Taux d'emploi des épouses, par décile de revenu du travail des maris, moyenne de l'OCDE	249

Graphique 5.12. Corrélation entre les revenus du travail des deux conjoints, ménages formés de couples dont au moins un des membres travaille	250
Graphique 5.13. Contribution à l'évolution en pourcentage du coefficient de Gini du revenu disponible des ménages, résultats d'une décomposition RIF	252
Graphique 5.A1.1. Taux d'emploi des épouses, par décile de revenu du travail des maris	258
Graphique 5.A3.1. Effet de composition attribué aux caractéristiques du travail des hommes	265
Graphique 6.1. Patrimoine net moyen et médian par ménage selon les microdonnées	271
Graphique 6.2. Patrimoine net moyen et médian par rapport au revenu des ménages	272
Graphique 6.3. Patrimoine net par ménage selon les microdonnées et les comptes nationaux	273
Graphique 6.4. Patrimoine net médian et évolution du prix des logements	275
Graphique 6.5. Distribution du revenu disponible des ménages et du patrimoine net selon les déciles	276
Graphique 6.6. Rapport entre le patrimoine net moyen et médian par ménage selon des données d'enquête	278
Graphique 6.7. Part du patrimoine des centiles supérieurs de la distribution du patrimoine net	279
Graphique 6.8. Patrimoine net du décile supérieur et taux de croissance annuel des cours réels des actions	279
Graphique 6.9. Patrimoine net moyen et inégalités de patrimoine au sommet de la distribution	282
Graphique 6.10. Distribution des revenus des quintiles supérieurs et inférieurs du patrimoine dans les pays de l'OCDE	284
Graphique 6.11. Corrélation de rang entre la distribution du patrimoine net et le revenu disponible	285
Graphique 6.12. Patrimoine net moyen par ménage, par âge de la personne de référence et par grande composante	287
Graphique 6.13. Patrimoine net moyen par niveau d'instruction, régime d'occupation du logement, type de ménage et principale source de revenu	288
Graphique 6.14. Composition du patrimoine et patrimoine net moyen par quintile dans les pays de l'OCDE	291
Graphique 6.15. Composition du patrimoine et patrimoine net moyen pour les 10 %, 5 % et 1 % les plus riches dans les pays de l'OCDE	292
Graphique 6.16. Pourcentage des ménages endettés et surendettés	297
Graphique 6.17. Composition par âge des ménages endettés et surendettés	298
Graphique 6.18. Pourcentage des ménages endettés et surendettés, par niveau d'instruction	299
Graphique 6.19. Pourcentage des ménages endettés et surendettés par quintile de revenu et pour les centiles supérieurs de la distribution	300
Graphique 6.20. Ampleur de l'endettement des ménages endettés	301
Graphique 6.21. Évolution du patrimoine net moyen entre 2006 et 2012	302
Graphique 6.A3.1. Patrimoine-retraite net des futurs retraités en multiple des revenus bruts annuels des individus, pays de l'OCDE	319
Graphique 6.A3.2. Parts respectives des retraites obligatoires publiques et privées	320
Graphique 7.1. Coefficients de Gini dans quelques pays émergents et pays de l'OCDE, population totale	326
Graphique 7.2. Taille et composition des budgets publics	331
Graphique 7.3. Composantes de la politique fiscale et inégalités de revenu	341
Graphique 7.4. Inégalités et redistribution, 2010	343

Graphique 7.5. Redistribution et dépenses sociales, 2010	344
Graphique 7.6. Effet redistributif en Afrique du Sud, au Brésil, au Chili, en Colombie, en Indonésie, au Mexique, au Pérou, dans l’Union européenne et aux États-Unis ...	346
Graphique 7.7. Composantes de la politique fiscale et redistribution du revenu	347
Graphique 7.8. Coefficients de concentration et part de l’éducation et de la santé dans les budgets	349
Graphique 7.9. Politique fiscale et réduction de l’extrême pauvreté	350
Graphique 7.10. Gagnants et perdants du système fiscal	351

Tableaux

Tableau 1.A1.1. Principaux indicateurs de la distribution du revenu disponible des ménages et de la pauvreté, 2007, 2011 et 2013 ou dernière année disponible	62
Tableau 2.1. Impact négatif des inégalités sur la croissance dans les pays de l’OCDE	74
Tableau 2.2. Inégalités au sommet et à la base de la distribution des revenus	78
Tableau 2.A1.1. Années de scolarité, niveau d’instruction parental et inégalités	108
Tableau 2.A1.2. Scores en numératie, milieu familial et inégalités	110
Tableau 2.A1.3. Scores en littératie, milieu familial et inégalités	111
Tableau 3.1. Déficits budgétaires publics durant la crise	131
Tableau 3.2. Pays par catégorie d’assainissement des finances publiques	132
Tableau 3.3. Instruments d’assainissement budgétaire déclarés par les autorités nationales	134
Tableau 3.4. Évaluation résumée des effets sur la croissance et sur l’équité des instruments d’assainissement des finances publiques	135
Tableau 3.5. Simulation de l’effet global des mesures concernant les impôts-prestations, par type de mesure, 2008-13	139
Tableau 3.6. Simulation de l’effet global des mesures relatif aux impôts-prestations par année	140
Tableau 3.7. Simulation de l’effet global des mesures relatives aux impôts-prestations par composition de la famille, 2008-13	141
Tableau 4.1. Estimations de l’écart de salaire (exprimé en logarithme) entre travailleurs standard et travailleurs atypiques, MCO groupés : Hommes	178
Tableau 4.2. Estimations de l’écart de salaire (exprimé en logarithme) entre travailleurs standard et travailleurs atypiques, MCO groupés : Femmes	179
Tableau 4.3. Estimation à effets fixes des écarts de salaire	181
Tableau 4.4. Changement de contrat de travail et mobilité salariale, moyenne pour les périodes couvertes par les panels	183
Tableau 4.5. Position des travailleurs atypiques dans les quintiles de revenu équivalent des ménages, par quintile de revenu individuel, données relatives à 15 pays de l’Union européenne, 2012	194
Tableau 4.6. Différences entre emploi atypique et emploi standard au niveau des prestations légales, par prestation, 2010	204
Tableau 4.A1.1. Décomposition de la variation de la part dans l’emploi par tâche et par secteur, moyenne pour 23 pays de l’Union européenne, 1995/98-2010	224
Tableau 4.A3.1. Composantes du revenu des ménages selon le profil d’emploi, 15 pays de l’Union européenne, 2010	231
Tableau 4.A3.2. Effet sur le coefficient de Gini selon la source de revenu	232
Tableau 5.A2.1. Décomposition des inégalités de revenu individuel du travail (indice de Theil)	263

Tableau 6.1. Rapports des actifs et des passifs des ménages entre sources micro et comptes nationaux	274
Tableau 6.2. Taux de progression du prix des actifs et du taux d'épargne, 1970-2012 et 2000-13	275
Tableau 6.3. Indicateurs utilisés pour la distribution du patrimoine net des ménages	277
Tableau 6.4. Distribution conjointe du revenu et du patrimoine aux États-Unis, 2013	283
Tableau 6.5. Composition des portefeuilles des ménages	293
Tableau 6.6. Évolution du patrimoine net moyen entre 2006 et 2012	302
Tableau 6.A1.1. Sources et caractéristiques des données	315
Tableau 6.A2.1. Déterminants à long terme du patrimoine privé dans huit pays de l'OCDE, 1970-2010	317
Tableau 7.A2.1. Le paradoxe de Lambert	363

Acronymes et abréviations

BCE	Banque centrale européenne
BHPS	<i>British Household Panel Survey</i>
CEQ	<i>Commitment to Equity</i>
CITE	Classification internationale type de l'éducation
CITP	Classification internationale type des professions
EA	Emploi atypique
EE	Économies émergentes
EFP	Enseignement et formation professionnels
ES	Emploi standard
ET	Emploi temporaire
EU-LFS	Enquête sur les forces de travail de l'Union européenne
EU-SILC	Enquête de l'Union européenne sur le revenu et les conditions de vie
EUROMOD	Modèle de microsimulation des systèmes de prélèvements et de prestations de l'Union européenne
GBP	Livre sterling
GEPF	<i>Government Employees Pension Fund</i> (premier fonds de pension en Afrique)
GMM	Méthode généralisée des moments
GSOEP	Panel socio-économique pour l'Allemagne
HFCS	<i>Household Finance and Consumption Survey</i>
HILDA	<i>Household, Income and Labour Dynamics in Australia</i>
JHPS	<i>Japan Household Panel Survey</i>
KLIPS	<i>Korean Labor and Income Panel Study</i>
LIS	<i>Luxembourg Income Study</i>
LPE	Législation sur la protection de l'emploi
MIP	Méthode de l'inventaire permanent
NIP	Niveau d'instruction parental
PIAAC	Programme de l'OCDE pour l'évaluation internationale des compétences des adultes

PIB	Produit intérieur brut
PISA	Programme international de l'OCDE pour le suivi des acquis des élèves
PME	Petites et moyennes entreprises
PMG	Pooled mean group
PPA	Parités de pouvoir d'achat
PTAC	Plein temps année complète
REP	Rapport emploi/population
RIF	Recentered Influence Function (régressions par fonction d'influence recentrée)
SCF	Enquête sur les finances des ménages
SCN	Système de comptabilité nationale
SEC	Système européen de comptes
SES	Enquête sur la structure des salaires
SLID	Enquête sur la dynamique du travail et du revenu
TAETP	Taux d'activité en équivalent temps plein
TIC	Technologies de l'information et de la communication
TMIE	Taux marginal d'imposition effectif
TPAC	Temps partiel année complète
TPEP	Temps partiel emploi permanent
TPET	Temps partiel emploi temporaire
TVA	Taxe sur la valeur ajoutée
UQR	Régression quantile inconditionnelle
USD	Dollar américain

Codes ISO des pays

Afrique du Sud	ZAF	Indonésie	IDN
Allemagne	DEU	Irlande	IRL
Argentine	ARG	Islande	ISL
Australie	AUS	Israël	ISR
Autriche	AUT	Italie	ITA
Belgique	BEL	Japon	JPN
Brésil	BRA	Lettonie	LVA
Canada	CAN	Luxembourg	LUX
Chili	CHL	Mexique	MEX
Chine	CHN	Norvège	NOR
Colombie	COL	Nouvelle-Zélande	NZL
Corée	KOR	Pays-Bas	NLD
Danemark	DNK	Pérou	PER
Espagne	ESP	Pologne	POL
Estonie	EST	Portugal	PRT
États-Unis	USA	République slovaque	SVK
Fédération de Russie	RUS	République tchèque	CZE
Finlande	FIN	Royaume-Uni	GBR
France	FRA	Slovénie	SVN
Grèce	GRC	Suède	SWE
Hongrie	HUN	Suisse	CHE
Inde	IND	Turquie	TUR

Signes conventionnels

.. Non disponible.

Dans les graphiques, « OCDE » renvoie aux moyennes non pondérées des pays de l'OCDE pour lesquels des données sont disponibles.

(↘) dans la légende, correspond à la variable qui classe les pays par ordre décroissant de gauche à droite.

(↗) dans la légende, correspond à la variable qui classe les pays par ordre croissant de gauche à droite.

Résumé

Les inégalités de revenu augmentent, en période de croissance comme en période de crise

Dans la plupart des pays, l'écart entre riches et pauvres n'a jamais été aussi grand depuis trente ans. Aujourd'hui, dans les pays de l'OCDE, les 10 % les plus riches ont un revenu 9,6 fois supérieur aux 10 % les plus pauvres. Dans les années 80, ce rapport était de 7 à 1, puis de 8 à 1 dans les années 90 et de 9 à 1 dans les années 2000. Dans plusieurs économies émergentes, notamment en Amérique latine, les inégalités de revenu se sont réduites, mais les écarts demeurent généralement plus grands que dans les pays de l'OCDE. Pendant la crise, les inégalités de revenu ont continué à se creuser, essentiellement sous l'effet du recul de l'emploi. Les mécanismes de redistribution, par le biais des prélèvements et des prestations, compensent en partie les inégalités, mais le revenu réel des ménages situés au bas de l'échelle a nettement reculé dans les pays les plus durement touchés par la récession.

La plupart des débats sur les inégalités tournent autour des ménages les plus riches, en particulier les « 1 % les plus riches », mais on parle moins du déclin relatif des bas salaires et des ménages à faible revenu – pas uniquement les 10 % les moins riches, mais les 40 % les moins riches. Le présent rapport met particulièrement l'accent sur ces ménages, en étudiant certains des facteurs qui fragilisent leur position économique, ainsi que les moyens d'action possibles pour lutter contre l'aggravation des inégalités.

Le creusement des inégalités pèse sur la croissance économique et sur les opportunités

Au-delà de son impact sur la cohésion sociale, la progression des inégalités est néfaste pour la croissance économique à long terme. On estime par exemple que l'augmentation des inégalités de revenu entre 1985 et 2005 a fait perdre en moyenne 4,7 points de taux de croissance cumulé entre 1990 et 2010 dans les pays de l'OCDE pour lesquels on dispose de séries chronologiques longues. Le facteur déterminant en est l'écart croissant entre les ménages à faible revenu – les 40 % les moins riches – et le reste de la population.

L'investissement dans le capital humain constitue un mécanisme de transmission important entre les inégalités et la croissance. Il existe toujours des écarts de niveaux d'instruction entre des individus de milieux socio-économiques différents, mais ces écarts sont plus marqués dans les pays où les inégalités sont fortes, car les ménages défavorisés ont plus de difficultés à accéder à une instruction de qualité – avec à la clé un gaspillage important des potentiels humains et une mobilité sociale réduite.

Le développement de l'emploi atypique peut créer des possibilités d'emploi, mais il contribue également au renforcement des inégalités

Le travail temporaire, à temps partiel et indépendant, représente désormais un tiers environ de l'emploi total dans les pays de l'OCDE. Depuis le milieu des années 90, plus de la moitié de l'ensemble des emplois créés correspond à des emplois atypiques.

De nombreux actifs occupant un emploi atypique sont moins bien lotis sur de nombreux aspects de la qualité de leur emploi, par exemple le salaire, la sécurité de l'emploi ou l'accès à des formations. En particulier, les travailleurs temporaires peu qualifiés sont confrontés à des désavantages salariaux importants, à des salaires instables et à une progression salariale plus lente.

Les ménages très dépendants des revenus tirés d'un emploi atypique enregistrent des taux de pauvreté monétaire nettement supérieurs (22 % en moyenne), et l'augmentation du nombre de ménages dans cette situation dans les pays de l'OCDE contribue à l'accroissement des inégalités.

Un emploi atypique peut servir de « tremplin » vers un emploi plus stable, mais cela dépend du type de travail et des caractéristiques des travailleurs et des institutions du marché du travail. Dans de nombreux pays, les jeunes actifs, en particulier ceux qui n'ont qu'un contrat de travail temporaire, ont moins de chances d'évoluer vers un emploi plus stable où ils pourront faire carrière.

La hausse de l'emploi des femmes fait reculer les inégalités

Les écarts de taux d'activité, de salaire et d'évolution de carrière entre hommes et femmes se sont beaucoup réduits et ont permis de ralentir la hausse des inégalités, mais le taux d'activité des femmes est toujours d'environ 16 % inférieur à celui des hommes et elles gagnent environ 15 % de moins que leurs homologues masculins. Si la proportion des ménages au sein desquels la femme travaille était restée à son niveau d'il y a 20 ou 25 ans, les inégalités de revenu, telles que mesurées par le coefficient de Gini, auraient augmenté en moyenne de près d'un point de plus. L'augmentation du pourcentage de femmes travaillant à temps plein et la hausse de leurs salaires relatifs ont également permis d'éviter un point supplémentaire.

La forte concentration du patrimoine limite les possibilités d'investissement

Le patrimoine est bien plus concentré que les revenus : en moyenne, les 10 % des ménages les plus riches possèdent plus de la moitié du patrimoine total, les 50 % suivants possèdent la quasi-totalité de la seconde moitié, tandis que les 40 % les moins riches en détiennent à peine plus de 3 %. Parallèlement, un fort endettement et/ou un faible niveau d'actifs limite les possibilités pour la classe moyenne inférieure d'investir dans le capital humain ou dans d'autres domaines. Une concentration élevée du patrimoine peut affaiblir la croissance potentielle.

Des programmes d'action pour lutter contre les fortes inégalités et promouvoir des opportunités pour chacun

Les responsables publics disposent de toute une batterie d'instruments et d'outils pour lutter contre la montée des inégalités et favoriser des opportunités pour tous. Pour que ces programmes d'action donnent des résultats, une solide confiance dans les institutions et un dialogue social efficace sont essentiels. Si l'on veut réduire le fossé grandissant entre riches et pauvres et encourager des opportunités pour tous, des programmes d'action sont nécessaires sur quatre axes principaux :

- *Participation des femmes à la vie économique* : les pouvoirs publics doivent mettre en œuvre des politiques à même d'éliminer les discriminations envers les femmes sur le marché du travail et de supprimer les obstacles à l'emploi des femmes et à leur avancement professionnel. Cela suppose des mesures visant à

augmenter le niveau potentiel de salaire des actives faiblement rémunérées et à lutter contre les obstacles à la promotion des femmes.

- *Promotion de l'emploi et emplois de qualité* : les politiques doivent mettre l'accent sur l'accès à l'emploi mais aussi sur l'insertion professionnelle. La priorité doit être accordée à la quantité comme à la qualité des emplois, à des emplois qui offrent des possibilités d'avancement et d'investissement, et à des emplois qui soient des tremplins et non des impasses. S'attaquer au problème de la segmentation du marché du travail constitue l'une des clés pour améliorer la qualité des emplois et lutter contre les inégalités.
- *Compétences et formation* : il est essentiel de s'intéresser plus particulièrement à la petite enfance ainsi qu'aux besoins des familles dont les enfants sont scolarisés si l'on veut combattre les différences socio-économiques dans le domaine de l'éducation. Il faut redoubler d'efforts pour transmettre aux jeunes les compétences dont ils auront besoin pour prendre un bon départ dans la vie active. Face à une économie en pleine mutation, il convient d'insister, en étroite collaboration avec les entreprises et les syndicats, sur la promotion de l'amélioration continue des compétences tout au long de la vie active.
- *Des systèmes de prélèvements et de prestations au service d'une redistribution efficace* : un mécanisme de redistribution adapté, par le biais de prélèvements et de prestations, constitue un instrument puissant pour favoriser l'égalité et la croissance. Au cours des dernières décennies, l'efficacité des mécanismes de redistribution s'est affaiblie dans de nombreux pays sous l'effet de la progression plus lente des prestations versées aux personnes d'âge actif par rapport aux salaires réels et de l'érosion de la progressivité du système fiscal. Les pouvoirs publics doivent veiller à ce que les ménages aisés, mais aussi les entreprises multinationales, contribuent à l'effort fiscal. Les pertes importantes et persistantes des groupes à faible revenu soulignent la nécessité de mettre en place des mesures bien conçues d'aide au revenu et de dépenses sociales contracycliques.

Chapitre 1

Vue générale de l'évolution des inégalités, principaux résultats et orientations pour les politiques à suivre

Le présent chapitre rassemble des données venant illustrer les tendances à long terme ainsi que l'évolution plus récente des inégalités de revenu et dresse la synthèse des principaux messages émanant des chapitres de fond contenus dans ce rapport. Il met en particulier en lumière la façon dont les inégalités nuisent à la croissance, les répercussions de l'emploi des femmes et de l'évolution du type des emplois sur les inégalités, et l'ampleur de la concentration du patrimoine et de l'endettement. Il examine les mesures individuelles mais plus particulièrement les programmes d'action favorables à la fois à l'égalité et à la croissance en s'attachant à quatre domaines principaux : participation des femmes, mesures en faveur de l'emploi et qualité des emplois, compétences et éducation, et prélèvements et prestations.

Les données statistiques concernant Israël sont fournies par et sous la responsabilité des autorités israéliennes compétentes. L'utilisation de ces données par l'OCDE est sans préjudice du statut des hauteurs du Golan, de Jérusalem Est et des colonies de peuplement israéliennes en Cisjordanie aux termes du droit international.

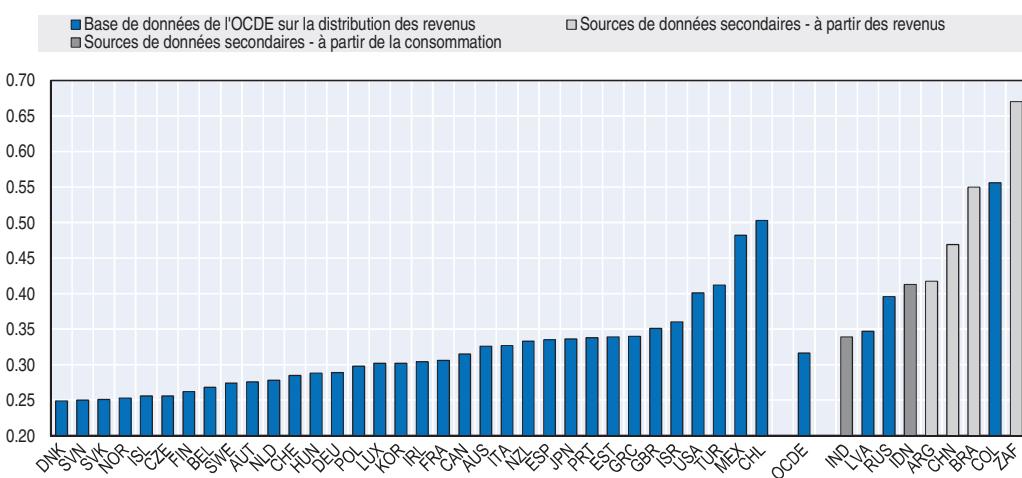
1.1. Introduction et principaux résultats

Au cours des 30 dernières années, les inégalités de revenu se sont creusées dans la plupart des pays de l'OCDE, pour atteindre parfois des niveaux historiques. Le coefficient de Gini – une mesure courante des inégalités de revenu qui varie entre 0 lors d'une égalité totale de revenu et 1 lorsque le revenu total va à une seule personne – s'élève aujourd'hui en moyenne à 0,315 dans les pays de l'OCDE. Il dépasse 0,4 aux États-Unis et en Turquie et frôle 0,5 au Chili et au Mexique. Dans les grandes économies émergentes, les inégalités de revenu sont plus élevées que dans la zone OCDE (graphique 1.1) ; si dans certaines d'entre elles, elles ont augmenté au cours de la dernière décennie, elles semblent désormais se stabiliser (en Chine, par exemple) voire reculer dans d'autres (Brésil).

Cette hausse généralisée des inégalités de revenu s'accompagne d'une préoccupation croissante de l'opinion publique sur l'impact de l'écart important et, bien souvent, croissant, entre les riches et les pauvres dans nos sociétés, ainsi que d'un intérêt plus prononcé pour ce phénomène. Ces dernières années, et en particulier depuis le début du ralentissement économique, les débats sur le sujet sont passés au premier plan des préoccupations des pouvoirs publics dans de nombreux pays.

Graphique 1.1. Les inégalités de revenu varient fortement entre les pays de l'OCDE et les économies émergentes

Niveau des inégalités de revenu (coefficient de Gini), 2013 ou dernière année disponible



Note : Les données font référence à 2014 pour la Chine, 2013 pour les États-Unis, la Finlande, la Hongrie, l'Inde et les Pays-Bas, 2011 pour le Brésil, le Canada, le Chili, Israël et la Turquie, 2010 pour l'Indonésie, 2009 pour le Japon, et 2012 pour les autres pays. Voir la note du tableau 1.A1.1. Les données émanant de sources secondaires ne sont pas entièrement comparables et doivent être interprétées avec prudence. Les coefficients de Gini ont été calculés sur la base du revenu par unité de consommation pour les pays de l'OCDE, la Colombie, la Fédération de Russie et la Lettonie ; du revenu par habitant pour les autres pays ; et de la consommation par habitant pour l'Inde et l'Indonésie.

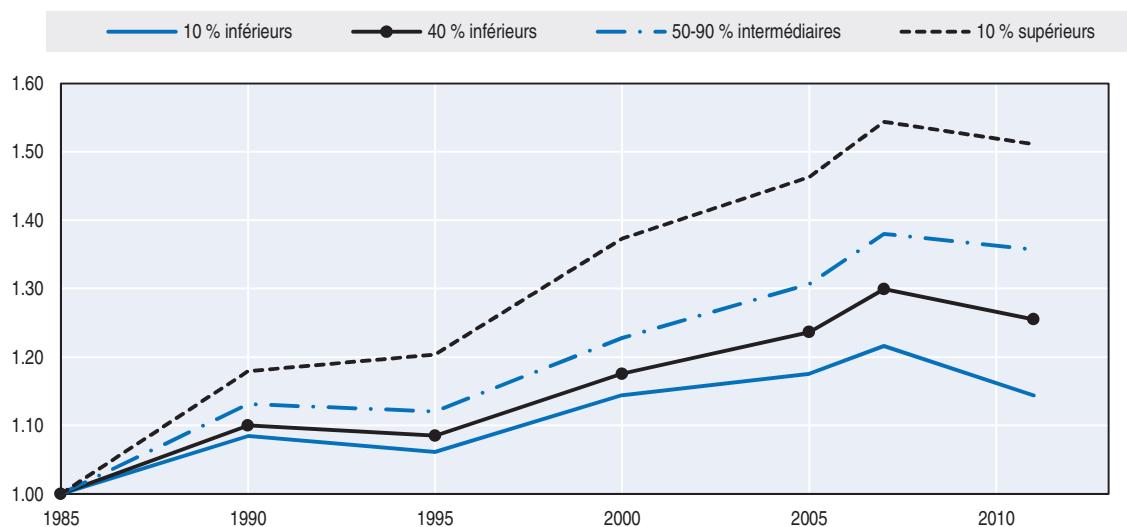
Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus, www.oecd.org/fr/social/donnees-distribution-revenus.htm, pour les pays de l'OCDE, la Colombie, la Fédération de Russie et la Lettonie. Base de données Pauvreté et inégalités de la Banque mondiale pour l'Inde. Statistics Indonesia (Susenas) pour l'Indonésie. Base de données SEDLAC pour l'Argentine et le Brésil. Bureau national des statistiques de la Chine pour la Chine. National Income Dynamics Survey (NIDS) de Finn, A. et M. Leibbrandt (2013), « Mobility and Inequality in the First Three Waves of NIDS », *Document de travail de la SALDRU*, n° 120 et *NIDS Discussion Paper*, n° 2013/2, SALDRU, Université du Cap, Afrique du Sud.

Aux États-Unis et dans d'autres économies avancées, le débat récent sur les inégalités tourne essentiellement autour des 1 %, voire, de plus en plus, des 0.1 % les plus riches, soit les groupes auxquels la croissance des revenus de ces dernières décennies a démesurément profité. Ainsi aux États-Unis, le revenu moyen avant impôts a augmenté de 1 % par an entre le milieu des années 70 et la Grande récession. Mais lorsque l'on ne tient pas compte de la croissance des 1 % des revenus les plus élevés, le taux de croissance annuel moyen des 99 % restant ne s'élève qu'à 0.6 %, soit à peu près le même niveau qu'en France (Förster et al., 2014). Face à la montée en puissance des « super riches », certains ont mis en garde contre les risques de recherche de rente et d'ingérence politique et économique par les élites économiques.

Mais si les styles de vie extravagants et les revenus des 1 % de la tranche supérieure ne manquent pas d'attirer les regards, il serait préjudiciable de se focaliser sur eux, au risque de passer à côté d'un autre sujet de préoccupation croissant en lien avec les inégalités, à savoir la détérioration de la situation des ménages à faible revenu. Loin d'être une minorité, ces ménages ne représentent pas moins de 40 % de la population. Situés au bas de l'échelle des revenus, ils n'ont bénéficié, depuis ces dernières décennies, que de manière limitée de la croissance économique dans de nombreux pays. Dans certains cas, les travailleurs à bas salaire ont même enregistré une baisse de leur revenu en termes réels (graphique 1.2). La dégradation de la situation de ces 40 % soulève tout autant de questions sur les plans *social* et *politique* que l'essor des 1 %. Lorsqu'un pan aussi important de la population profite aussi peu de la croissance économique, c'est le tissu social qui s'en trouve affecté et la confiance dans les institutions affaiblie.

Graphique 1.2. Les ménages à faibles et très faibles revenus sont de plus en plus distancés

Évolution des revenus réels des ménages de la tranche inférieure, intermédiaire et supérieure, moyenne OCDE, 1985 = 1



Note : Le revenu fait référence au revenu disponible des ménages, corrigé par la taille du ménage. L'OCDE est la moyenne non pondérée de 17 pays (Allemagne, Canada, Danemark, États-Unis, Finlande, France, Grèce, Israël, Italie, Japon, Luxembourg, Mexique, Pays-Bas, Norvège, Nouvelle-Zélande, Royaume-Uni et Suède). Voir les notes du graphique 3.5.

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus, www.oecd.org/fr/social/donnees-distribution-revenus.htm.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207705>

Les inégalités de revenu augmentent en période de croissance comme en période de crise (voir le chapitre 3). Si des pays sont parvenus au cours de certaines périodes à contenir le creusement de ces inégalités, cela n'a généralement pas duré (OCDE, 2014a). En 2008, l'OCDE a mis en garde contre la hausse généralisée, depuis plusieurs décennies, des inégalités de revenu dans un rapport intitulé *Croissance et inégalités – Distribution des revenus et pauvreté dans les pays de l'OCDE* (OCDE, 2008). Trois ans plus tard, l'Organisation a analysé, dans *Toujours plus d'inégalité – Pourquoi les écarts de revenus se creusent* (2011), les raisons profondes à l'origine d'un creusement aussi prononcé des inégalités, pas uniquement dans les économies avancées, mais également dans la plupart des pays émergents.

C'est justement parce que la hausse des inégalités fait partie intégrante de nos structures économiques qu'il sera difficile d'y mettre fin. Modifier nos institutions, nos politiques et les relations qui existent de longue date entre les acteurs économiques sera tout sauf aisément, d'autant plus qu'il faudra également compter avec des forces telles que le progrès technologique et la mondialisation. Nous avons par conséquent besoin de données convaincantes pour nous montrer la voie du changement de manière à offrir à tous nos citoyens une vie meilleure.

L'objectif de la présente publication est de fournir des données concrètes qui justifient la nécessité impérieuse d'une telle réorientation et qui nous expliquent comment la mettre en œuvre. Certains peuvent estimer que le coût social et politique du creusement des inégalités justifie à lui seul de prendre des mesures. L'argument sur lequel repose la présente publication est différent : au-delà de ses répercussions importantes sur la cohésion sociale, le niveau élevé et souvent croissant des inégalités suscite des inquiétudes majeures sur le plan *économique*, pas uniquement pour les travailleurs à bas salaire à proprement parler, mais pour la santé globale et la pérennité de nos économies. Plus simplement : *la hausse des inégalités est néfaste à la croissance à long terme*. Le chapitre 2 du présent rapport revient plus longuement sur ces questions.

Le rapport publié par l'OCDE en 2011, *Toujours plus d'inégalité*, apportait la preuve qu'à côté des changements technologiques privilégiant les qualifications, certaines réformes structurelles, qui certes améliorent les perspectives économiques et créent des emplois, sont également associées à une augmentation des écarts de salaire. Dans de nombreux pays, cette tendance est également exacerbée par les systèmes de prélèvements et de prestations, qui sont moins efficaces que par le passé pour redistribuer le revenu marchand. L'équilibre à trouver, dans les réformes des politiques favorables à la croissance, avec les exigences d'égalité et de stabilité des revenus a été décrit récemment dans OCDE (2015a) et Cournède et al. (2015).

Permettre aux plus riches de s'enrichir, alors que les revenus des 40 % les plus pauvres n'augmentent pas, pourrait sembler judicieux d'un point de vue économique – après tout, certains accroissent leur patrimoine, et personne ne s'appauvrit. Toutefois, la pertinence économique des politiques qui aboutissent à ce résultat n'est pas avérée si le creusement des inégalités limite la capacité des 40 % d'améliorer leur situation et celle de leurs enfants à l'avenir. En outre, le fait que les inégalités soient néfastes à la croissance ne signifie pas pour autant que toutes les politiques qui diminuent les inégalités lui sont favorables. Les travaux menés par l'OCDE dans le cadre de la publication *Objectif croissance* (OCDE, 2013a, 2014b, 2015b) attirent l'attention sur des politiques favorables à la croissance qui pourraient présenter le double avantage de relancer le PIB par habitant et de réduire les inégalités de revenu.

D'après le présent rapport, les politiques structurelles sont aujourd'hui plus nécessaires que jamais pour placer nos économies sur une trajectoire de croissance robuste et durable. Elles doivent toutefois être conçues avec discernement et s'accompagner de mesures en faveur d'une meilleure répartition des fruits de la croissance. La difficulté consiste ainsi à définir des programmes d'action appropriés, qui soient propices à la fois à la croissance et à la diminution des inégalités. Le principal objectif de ce rapport est d'examiner les domaines clés de l'action publique situés à l'interface de la croissance et de l'amélioration de la distribution de ses fruits. Il laisse entendre que pour réduire le fossé croissant entre les riches et les pauvres et redonner des opportunités à tous, les interventions publiques doivent être ciblées sur quatre domaines principaux :

- la participation des femmes à la vie économique
- les mesures en faveur de l'emploi et la qualité de l'emploi
- les compétences et l'éducation
- des systèmes de prélèvements et de prestations pour une redistribution efficiente.

1.2. Les inégalités ont augmenté en période de croissance, et ont continué de se creuser en période de crise

La tendance à long terme

Au cours des 30 dernières années, le jeu de la mondialisation, de l'évolution technologique et des réformes de la réglementation a profondément modifié les marchés du travail. Ces changements ont eu des répercussions fondamentales sur les salaires et les revenus. Les travailleurs qualifiés des secteurs recherchés comme les technologies de l'information et de la communication (TIC) ou la finance ont enregistré une hausse considérable de revenu du travail, en particulier ceux situés tout en haut de l'échelle, où les systèmes de rémunération basée sur les performances et de primes sont de plus en plus répandus. À l'autre extrémité de l'échelle, les salaires des travailleurs peu qualifiés n'ont dans le même temps pas suivi la même évolution. Au cours de la même période, le taux d'imposition marginal applicable aux hauts salaires a été réduit sous l'effet de certaines réformes des régimes fiscaux. L'effet redistributif des prélèvements et des prestations s'est amoindri entre le milieu des années 90 et la crise, un changement que les ménages d'âge actif à faible revenu ont ressenti particulièrement durement.

Ces facteurs, associés à des évolutions démographiques et sociales, sont essentiels pour appréhender la hausse de longue durée des inégalités de revenu dans les pays de l'OCDE. Les facteurs conjoncturels jouent également un rôle, les fortes baisses de revenu au cours des périodes de récession laissant des séquelles pénalisantes sur le long terme lorsque les politiques sociales ne les compensent pas suffisamment (OCDE, 2014a). Dans les années 80, les 10 % les plus riches de la population gagnaient sept fois plus que les 10 % les plus pauvres, contre près de dix fois plus aujourd'hui. Les deux principaux moteurs de cette tendance à long terme sont globalement : à l'extrémité supérieure, et en particulier parmi les 1 % les plus riches, une envolée des revenus ; à l'extrémité inférieure, une croissance des revenus beaucoup plus lente en périodes de croissance et, souvent une chute de ces revenus en périodes de récession, en particulier pendant et après la Grande récession.

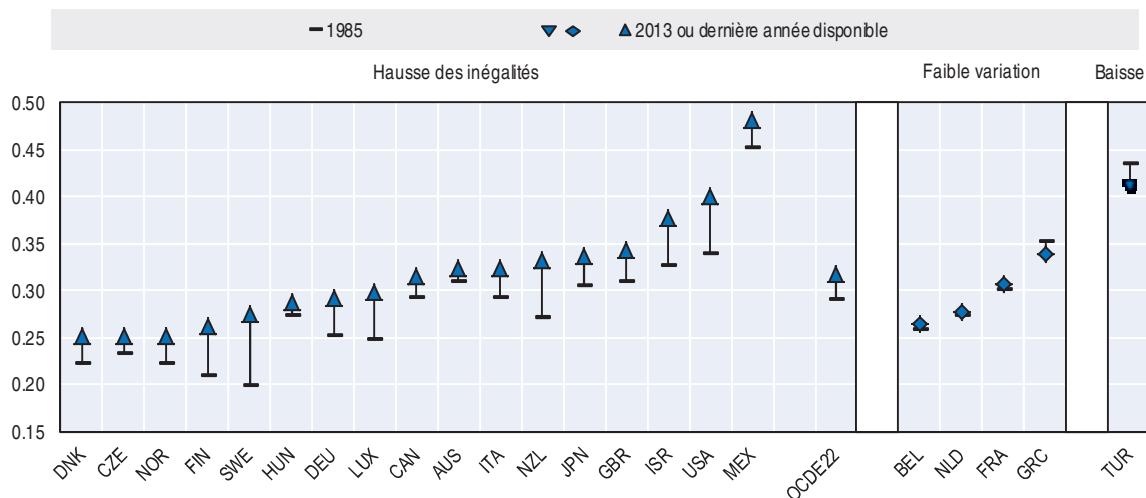
Au cours des deux décennies ayant précédé la crise économique mondiale, le revenu réel disponible des ménages a augmenté en moyenne de 1,6 % dans les pays de l'OCDE.

À l'exception du Japon, tous les pays ont enregistré une hausse des revenus réels aux deux extrémités de l'échelle des revenus (OCDE, 2011). Mais dans les trois-quarts des pays, les revenus des ménages des 10 % les plus riches ont augmenté plus rapidement que ceux des 10 % les plus pauvres, ce qui a entraîné un creusement des inégalités de revenu. Ce constat global est confirmé par d'autres mesures des inégalités : au milieu des années 80, le coefficient de Gini s'élevait à 0.29 en moyenne dans les pays de l'OCDE. En 2013, il avait augmenté d'environ 10 % ou 3 points pour passer à 0.32, et avait enregistré une hausse dans 17 des 22 pays de l'OCDE pour lesquels on disposait de longues séries chronologiques¹ (graphique 1.3). Les tendances varient selon les groupes d'âge et c'est bien souvent la population d'âge actif qui a fait les frais des hausses des inégalités.

Dans les économies émergentes, ainsi qu'exposé plus haut et au chapitre 7, les niveaux d'inégalité sont généralement plus élevés que dans les pays de l'OCDE². Les coefficients de Gini dépassent fréquemment le niveau de 0.5, comme au Brésil et dans nombre d'autres pays d'Amérique latine, et frôlent les 0.7 en Afrique du Sud. Les inégalités augmentent depuis longtemps dans la plupart des économies émergentes, même si les données et les indicateurs sont moins comparables que ceux des pays de l'OCDE. Cela dit, toutes les données disponibles font état d'une diminution des écarts de revenu dans la plupart des pays d'Amérique latine depuis la fin des années 90, en particulier au Brésil, et on observe en outre des signes d'un ralentissement de la hausse dans d'autres pays, dont la Chine et la Fédération de Russie, depuis le milieu des années 2000.

Graphique 1.3. Les inégalités de revenu ont augmenté dans la plupart des pays de l'OCDE

Coefficients de Gini des inégalités de revenu, milieu des années 80 et 2013, ou dernière année disponible



Note : « Faible variation » des inégalités désigne une variation inférieure à 1.5 point de pourcentage. Données pour l'année 2013 (ou année la plus récente) : voir le graphique 1.1. Ces valeurs diffèrent légèrement de celles du graphique 1.1 pour certains pays car elles ont été ajustées de manière à être comparables avec les valeurs de 1985.

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus, www.oecd.org/fr/social/donnees-distribution-revenus.htm.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207711>

La crise a-t-elle modifié les règles du jeu ?

Le revenu réel disponible moyen des ménages s'est maintenu ou a baissé dans la plupart des pays de l'OCDE au cours des années 2007 à 2011. Ce sont les pays les plus durement touchés par la crise qui ont enregistré les chutes les plus brutales. En Grèce, les ménages ont perdu en moyenne chaque année plus de 8 % de leur revenu net réel, alors qu'en Espagne, en Irlande et en Islande, les pertes annuelles moyennes dépassaient les 3.5 %. Cet effondrement spectaculaire est davantage à mettre sur le compte de la contraction de l'emploi que de la diminution des salaires.

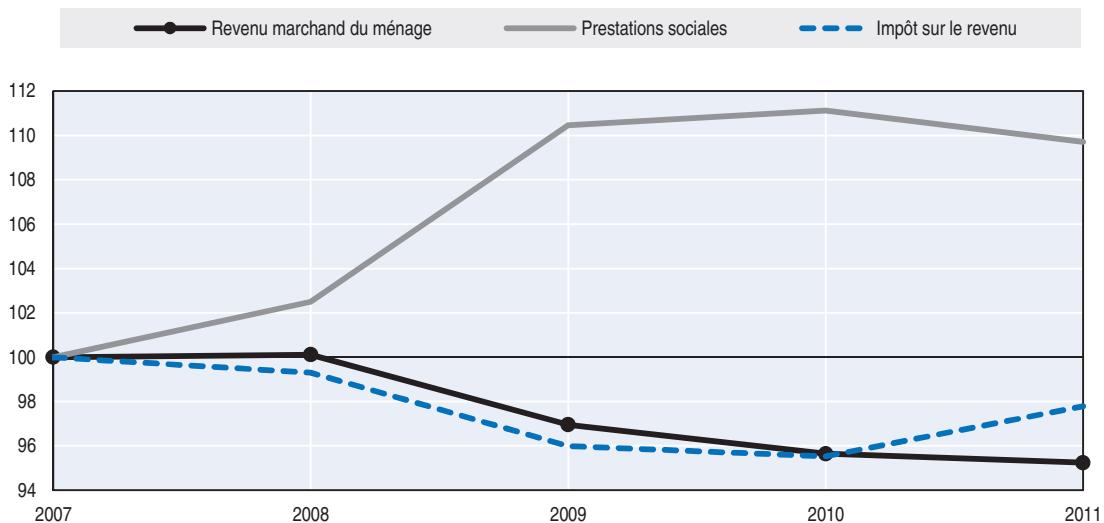
Ces moyennes ne donnent toutefois qu'une image partielle de la situation. Dans certains pays, les baisses de revenu enregistrées par les groupes situés à l'extrême inférieure de l'échelle des salaires ont été encore plus importantes. En Espagne, par exemple, les 10 % les plus pauvres ont vu leur revenu diminuer de 13 % par an, contre une diminution de seulement 1.5 % pour les 10 % les plus riches. De même, dans environ la moitié des pays dans lesquels les revenus ont continué de progresser, les revenus des 10 % les plus aisés ont davantage augmenté que ceux des 10 % les plus pauvres. En Autriche, au Danemark, aux États-Unis et en France, les revenus des plus aisés ont progressé en valeur réelle, tandis qu'ils ont diminué au bas de l'échelle.

Dans l'ensemble des pays de l'OCDE, la redistribution – généralement, les prélèvements et prestations tels que les allocations chômage et autres prestations – contrebalance fortement les inégalités de revenu. C'est la raison pour laquelle les inégalités de revenu « net » ou « disponible » sont beaucoup plus faibles que les inégalités de revenu « marchand ». L'impact de cette redistribution a toutefois évolué. Dans les pays de l'OCDE, les inégalités avant impôts et prestations se sont souvent stabilisées au cours de la décennie qui a précédé la crise, avant que les inégalités de revenu ne soient tirées à la hausse par l'affaiblissement de l'effet redistributif. Pendant les premières années de la crise, les inégalités de revenu avant impôts et prestations ont fortement augmenté, même si les prestations hors emploi et d'autres mesures de redistribution sont parvenues à compenser, du moins partiellement, cette hausse (graphique 1.4). Plus récemment, alors que l'économie amorçait une reprise timide, et en dépit même de la persistance du chômage, les gouvernements ont opté pour des mesures d'assainissement budgétaire, et notamment une réduction des allocations chômage et une baisse des crédits alloués à l'éducation et l'investissement. Les inégalités de revenu avant impôts et prestations ont continué d'augmenter, une hausse moins amortie qu'avant par les impôts et les prestations, ce qui a accentué la tendance globale à la hausse des inégalités de revenu *disponible*.

La pauvreté monétaire a elle aussi fortement augmenté pendant la crise dans les pays de l'OCDE, en particulier la « pauvreté ancrée dans le temps », c'est-à-dire la pauvreté mesurée par rapport à un seuil établi, en valeur réelle, au niveau antérieur à la crise. Par rapport à la mesure « relative » de la pauvreté, plus couramment utilisée, où le seuil de référence évolue lui aussi, cette mesure permet de se faire une meilleure idée de l'évolution en termes absolus du niveau de vie des populations pauvres. Entre 2007 et 2011, le taux de pauvreté ancrée dans le temps a augmenté d'un peu plus de 1 point de pourcentage dans la zone OCDE, pour s'établir à 9.4 %. En Grèce, il a plus que doublé et est passé à 27 %, et il a presque été multiplié par deux en Espagne, où il a atteint 18 %. Le profil d'âge des individus touchés par la pauvreté s'est également modifié, les jeunes ayant remplacé les personnes âgées comme le groupe le plus confronté au risque de pauvreté, épilogue d'une tendance amorcée il y a 30 ans (graphique 1.5). Le taux de pauvreté a augmenté chez les enfants et en particulier chez les jeunes, alors qu'il a diminué chez les personnes âgées.

Graphique 1.4. Les impôts et les prestations ont atténué les effets de la crise sur le revenu des ménages

Pourcentages de variation du revenu marchand, des prestations et des impôts des ménages, 2007=100 %, OCDE, population totale



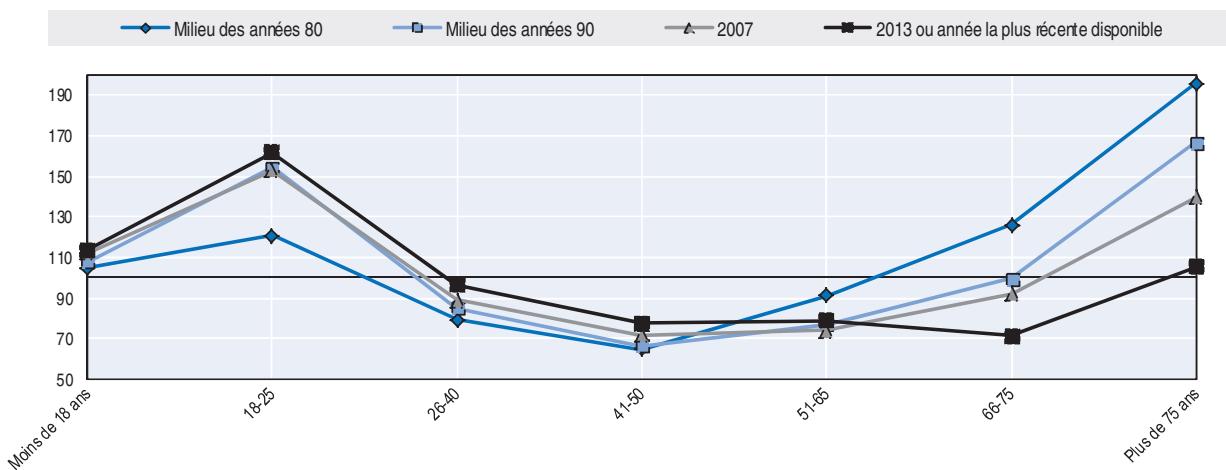
Note : Calcul du revenu équivalent en fonction de la taille du ménage, corrigé de l'inflation sur la base des variations des indices des prix à la consommation et corrigé des écarts de pouvoir d'achat entre les pays sur la base des taux de PPA de 2010 pour la consommation privée. La moyenne de l'OCDE est la moyenne non pondérée de 26 pays.

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus, www.oecd.org/fr/social/donnees-distribution-revenus.htm.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207729>

Graphique 1.5. Le risque de pauvreté monétaire s'est déplacé des personnes âgées vers les jeunes

Taux de pauvreté relative de la population totale pour chaque année = 100, milieu des années 80 à 2013, ou année la plus récente disponible



Note : Moyenne non pondérée de l'OCDE pour 18 pays de l'OCDE pour lesquels on dispose de données à partir du milieu des années 80 : Allemagne, Canada, Danemark, États-Unis, Finlande, France, Grèce, Israël, Italie, Japon, Luxembourg, Mexique, Norvège, Nouvelle-Zélande, Pays-Bas, Royaume-Uni, Suède et Turquie.

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus, www.oecd.org/fr/social/donnees-distribution-revenus.htm.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207732>

1.3. La hausse des inégalités nuit à la croissance économique

Face à des inégalités élevées et souvent croissantes dans un nombre aussi important de pays, on s'intéresse de nouveau, comme cela a déjà été le cas auparavant, à leurs répercussions possibles sur l'économie, en plus et au-delà de leurs retombées sociales. La théorie économique a depuis longtemps démontré le caractère bidirectionnel du lien entre inégalités et croissance. D'un côté, l'écart entre les riches et les pauvres peut inciter les individus à faire tout ce qui est en leur possible pour s'enrichir – notamment, travailler davantage, étudier plus longtemps et prendre plus de risques, autant de comportements susceptibles d'avoir des effets bénéfiques sur l'activité économique, l'efficience et la croissance (hypothèse des « incitations »). De l'autre, le creusement des inégalités signifie que certains individus – les plus favorisés – sont plus à même que les autres de tirer parti des opportunités économiques. Les familles pauvres risquent de ne pouvoir financer les études de leurs enfants pendant la durée optimale, ou de ne pouvoir financer une éducation de qualité, pénalisant ainsi les revenus futurs de leurs enfants. Elles peuvent également avoir des difficultés à investir dans de nouvelles opportunités (hypothèse des « opportunités »). La croissance économique s'en trouve ralentie et bénéficie alors de manière disproportionnée aux riches.

Les données empiriques dont on dispose pour l'heure ne permettent pas de déterminer lesquelles de ces forces antagonistes dominent, et dans quel pays. De nouvelles recherches de l'OCDE, présentées au chapitre 2, ont mis au jour de nombreux éléments prouvant que la hausse durable des inégalités de revenu disponible observée dans la plupart des pays de l'OCDE constitue un frein indéniable à la croissance à long terme. Elles montrent en outre que les efforts déployés pour réduire les inégalités par la redistribution – en général, en ayant recours à une forme ou une autre d'impôts et de prestations – ne ralentissent pas la croissance (confirmant ainsi les conclusions d'Ostry et al., 2014). Si ces recherches donnent à penser que la redistribution fait partie de la solution, les moyens à mettre en œuvre pour concevoir des mesures efficaces et bien ciblées qui favorisent un meilleur partage des fruits de la croissance, et ce, pour des considérations d'ordre social mais également économique, doivent faire l'objet d'un examen approfondi.

Selon l'analyse contenue au chapitre 2, menée à partir de données relatives à 31 pays de l'OCDE pour la période 1970-2010, l'impact des inégalités de revenu sur la croissance est non négligeable. Ainsi, entre 1985 et 2005, ces inégalités ont augmenté de plus de 2 points de Gini en moyenne dans 19 pays de l'OCDE, une hausse dont on estime qu'elle a pesé à hauteur de 4.7 points de pourcentage sur la croissance cumulée entre 1990 et 2010.

L'effet ralentisseur des inégalités sur la croissance ne se limite pas aux pays développés (voir Ostry et al., 2014) ; il s'exerce encore davantage dans les économies émergentes. En dépit de leur taux de croissance souvent impressionnant et de la diminution de la pauvreté absolue, leurs perspectives de croissance à long terme sont souvent mises à mal par des niveaux élevés et parfois très élevés d'inégalités de revenu. Certaines de ces économies ont récemment illustré de façon probante la façon dont des programmes sociaux et des mesures en faveur de l'emploi bien ciblés peuvent faire baisser les inégalités de revenu, et livré des enseignements précieux sur cette question (programme *Jefes y Jefas de Hogar Desocupados* en Argentine ; programme *Bolsa Familia* au Brésil ; *Prospera* au Mexique).

La régression des plus défavorisés a des répercussions sur toute la population

Les analyses de l'OCDE révèlent que c'est l'écart croissant entre les ménages à faible revenu et le reste de la population qui a le plus d'impact sur la croissance. Les ménages à faible revenu désignent non seulement les très bas salaires – le décile inférieur – mais également la catégorie beaucoup plus vaste des bas salaires – les 40 % situés au bas de l'échelle. Pour compenser les effets néfastes des inégalités sur la croissance, il ne suffit ainsi pas de lutter contre la pauvreté, il faut agir plus largement au niveau des bas salaires.

Il semble que ce soit avant tout parce qu'elles entravent les perspectives des populations pauvres et des classes moyennes que les inégalités portent atteinte à la croissance. Le chapitre 2 examine les investissements consentis par ces catégories de la population dans l'éducation et les compétences, et les compare à ceux d'autres groupes sociaux. Une comparaison est ensuite établie au niveau des performances scolaires entre trois groupes sociaux différents, soit des personnes dont les parents ont un niveau d'instruction élevé, moyen et faible. Trois domaines sont pris en compte : le niveau d'études, les compétences et l'emploi. Il n'est pas surprenant de constater que les personnes provenant de catégories socio-économiques défavorisées obtiennent, dans ces trois dimensions, des résultats inférieurs aux personnes issues de catégories socio-économiques plus privilégiées. L'analyse montre toutefois que lorsque les inégalités se creusent, les performances des personnes provenant des groupes défavorisés se *dégradent* davantage.

En moyenne, environ 40 % des personnes dont les parents ont un niveau d'instruction élevé et quelque 30 % de celles dont les parents sont moyennement instruits sont titulaires d'un diplôme universitaire du premier cycle. Ces chiffres restent relativement stables quel que soit le niveau des inégalités, une absence de variation que l'on ne retrouve pas pour les enfants issus de familles plus pauvres et peu instruites. Une hausse des inégalités d'environ 6 points de Gini se traduit en effet par une baisse d'environ 4 points de la probabilité des individus pauvres d'obtenir un diplôme universitaire de premier cycle. Un effet similaire a été constaté pour ce qui est de la durée de la scolarité. Une hausse des inégalités d'environ 6 points de Gini réduit la durée de la scolarité des enfants issus des familles plus pauvres d'environ un semestre.

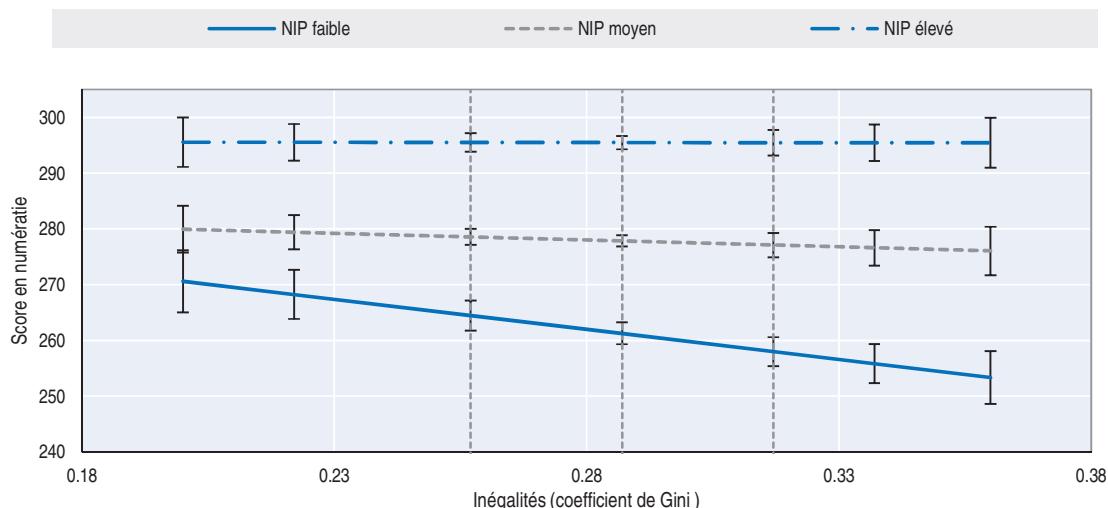
La *qualité* de l'éducation permet également d'évaluer l'impact de la hausse des inégalités de revenu sur les enfants des familles peu éduquées. Il convient pour cela d'avoir recours à des mesures de compétences (par exemple, indices des compétences en maîtrise des chiffres et compréhension écrite) telles que celles employées dans l'Enquête de l'OCDE sur les compétences (OCDE, 2013e). Ici encore, les chiffres ne varient guère pour les personnes dont les parents sont très et moyennement instruits, quel que soit le niveau des inégalités dans le pays, mais chutent fortement pour les enfants issus de familles pauvres (graphique 1.6). Ce résultat semble découler logiquement de la conclusion précédente – à savoir que les personnes issues de familles pauvres ont une scolarité plus courte et développent par conséquent des compétences en maîtrise des chiffres et compréhension de l'écrit plus faibles. Toutefois, les données montrent que même lorsque les personnes plus pauvres ont une scolarité d'une durée *égale* à celle de leurs pairs mieux lotis, elles obtiennent des performances *moins satisfaisantes*. Ces résultats tendent à démontrer que leurs plus faibles compétences ne sont en grande partie pas dues à des facteurs quantitatifs mais qualitatifs, probablement à la médiocrité de l'éducation reçue, mais également à d'autres facteurs sociaux tels que le fait que les personnes plus défavorisées ne peuvent consacrer autant de temps à leurs études que les personnes plus riches.

Enfin, l'impact de la hausse des niveaux d'inégalité transparaît également dans la structure de l'emploi. Lorsque les inégalités augmentent, les perspectives d'emploi des personnes issues de familles pauvres se détériorent beaucoup plus que celles des personnes provenant de familles aisées, qui ne sont guère affectées. Une hausse des inégalités d'environ 6 points de Gini se traduit par une augmentation d'environ 3 points de pourcentage de la durée passée hors emploi par une personne dont les parents ont un faible niveau d'instruction.

La hausse des inégalités de revenu a ainsi des répercussions considérables sur la croissance économique, essentiellement parce qu'elle limite la capacité des plus pauvres – précisément, les 40 % les plus pauvres de la population – d'investir dans leurs compétences et leur éducation. Il est depuis longtemps de bon ton de dire que s'il n'existe aucun consensus social autour du bien-fondé de lutter contre les inégalités de *résultats*, par exemple en redistribuant le patrimoine, il est sans nul doute possible de convenir qu'il est nécessaire de garantir *l'égalité des chances* pour tous – c'est-à-dire que chacun ait les mêmes chances dans la vie, indépendamment du contexte social de départ. Dans la réalité, la majorité des sociétés sont encore loin de cet objectif. Toutefois, l'importance des recherches mettant en évidence le lien entre la situation de famille et l'éducation montre que la distinction entre chances et résultats n'est pas évidente. Plus les inégalités de revenu chez les parents sont élevées, plus les enfants semblent souffrir d'une inégalité des chances. Il sera très difficile de remédier à l'inégalité des chances sans lutter contre la hausse des inégalités de revenu.

Graphique 1.6. Les inégalités sont préjudiciables aux compétences des plus pauvres

Score moyen en maîtrise des chiffres en fonction du niveau d'instruction des parents (NIP) et des inégalités



Note :

Ce graphique représente le score moyen estimé en maîtrise des chiffres pour les individus dont les parents ont un niveau d'instruction faible, intermédiaire ou élevé, en fonction du degré des inégalités (exprimé en points de Gini). NIP faible : aucun des deux parents n'a accédé au deuxième cycle de l'enseignement secondaire ; NIP moyen : au moins l'un des deux parents a accédé à l'enseignement secondaire/post-secondaire ; NIP élevé : au moins l'un des deux parents a accédé à l'enseignement tertiaire. Les barres représentent les intervalles de confiance à 95 %. Les lignes verticales en pointillés indiquent le 25^e centile, la médiane et le 75^e centile de la distribution sous-jacente des inégalités.

Source : Calculs du Secrétariat de l'OCDE sur la base de données du PIAAC. Voir le chapitre 2, encadré 2.3 et annexe 2.A1.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207742>

1.4. Pourquoi la progression de l’emploi atypique peut-elle entraîner un accroissement des inégalités ?

Promouvoir l’égalité des chances ne consiste pas uniquement à améliorer l’accès à une éducation de qualité, mais également à veiller à ce que les investissements dans le capital humain ouvrent la voie à des emplois productifs et rémunérateurs. Avant la crise, de nombreux pays de l’OCDE faisaient face à une situation paradoxale : leur taux d’emploi (proportion de personnes disposant d’un emploi dans la population en âge de travailler) avait atteint des niveaux record, mais les inégalités de revenu étaient en hausse. Or, on pourrait d’ordinaire s’attendre à ce que la baisse du chômage s’accompagne d’une diminution des inégalités de revenu car le nombre de personnes ne percevant aucun salaire ou dépendant des allocations chômage chute. Toutefois, au cours de ces dernières décennies, le déclin progressif de l’emploi traditionnel, permanent et à temps plein, et la progression de l’emploi atypique – essentiellement les emplois à temps partiel ou temporaires et l’activité indépendante – ont changé la donne. L’arrivée sur le marché du travail d’un nombre croissant d’individus (souvent faiblement qualifiés) s’est accompagnée d’une hausse des inégalités de salaire, hausse qui s’est malheureusement répercutée sur les inégalités de revenu des ménages.

L’action publique doit se focaliser sur l’accès à l’emploi et l’intégration au marché du travail afin de renforcer à la fois l’égalité et la croissance. Elle ne doit toutefois pas se limiter à la quantité des emplois ; le chapitre 4 du présent rapport montre que la politique publique doit s’intéresser aussi bien à la quantité qu’à la qualité des emplois, et plus particulièrement aux emplois qui offrent des perspectives de carrière et des possibilités d’investissement, aux emplois qui sont des tremplins et non des voies sans issue.

L’essor de l’emploi atypique est lié aux changements technologiques et à l’évolution qui en découle de la demande de main-d’œuvre. Dans la plupart des économies avancées, on assiste à une *polarisation* croissante de l’emploi – soit la diminution de la part des emplois situés au milieu de l’échelle, aussi bien en termes de compétences que de revenu, et la hausse de la part des travailleurs occupant des emplois faiblement et hautement qualifiés. Entre 1995 et 2010, la part des travailleurs occupant des emplois comportant des tâches répétitives, tels que les comptables, est passée de 53 % à 41 %. Au cours de la même période, la part des emplois exigeant l’exécution de tâches abstraites, tels que les concepteurs, est passée de 28 % à 38 %, et celle des emplois manuels non répétitifs et relativement faiblement qualifiés, tels que les conducteurs, s’est hissée de 18 % à 21 %. Cette trajectoire en U suivie par la distribution des emplois est très étroitement liée à la progression de l’emploi atypique. Le recul de l’emploi moyennement qualifié est allé de pair avec celui des contrats de travail traditionnels ; et les travailleurs occupant des emplois faiblement et hautement qualifiés sont de plus en plus souvent indépendants, à temps partiel ou travailleurs temporaires.

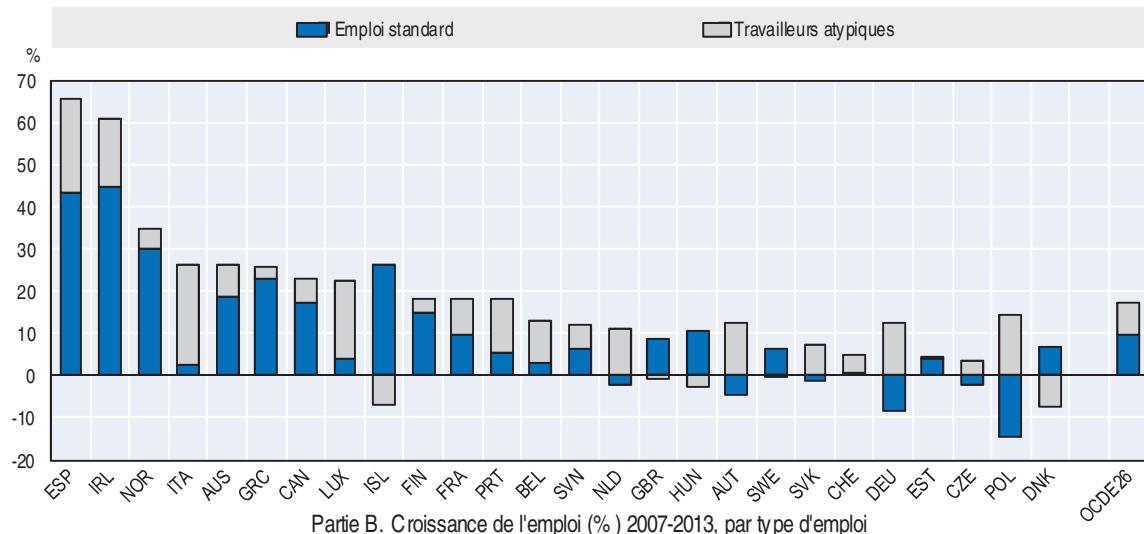
L’expansion de l’emploi atypique est particulièrement manifeste lorsque l’on compare la proportion des emplois atypiques dans les créations d’emplois avant et depuis le début de la crise. Entre le milieu des années 90 et le début de la Grande récession, près de la moitié de tous les emplois créés étaient des emplois atypiques, sous une forme ou une autre ; lorsque l’on inclut les années de la crise, cette part grimpe à 60 % (graphique 1.7).

Les données les plus récentes montrent que l’emploi atypique représentait environ un tiers de l’emploi total dans les pays de l’OCDE en 2013, et était réparti de manière à peu près égale entre les emplois temporaires, les emplois permanents à temps partiel et

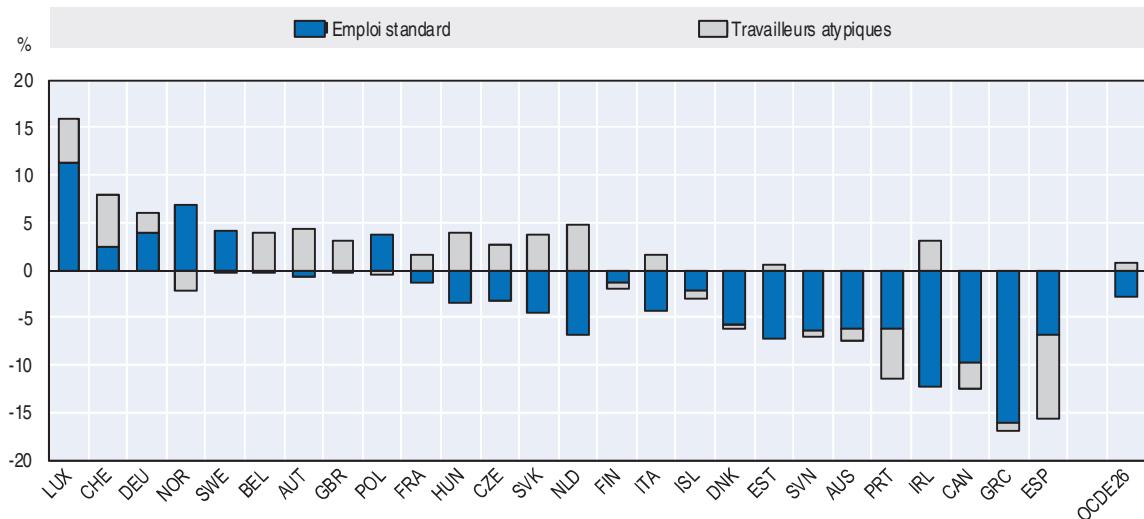
l'activité indépendante. Dans certains pays d'Europe de l'Est, la proportion des travailleurs occupant un emploi atypique est aujourd'hui inférieure à 20 % mais dans la plupart des pays d'Europe du Sud, en Australie et en Suisse, cette proportion dépasse les 40 % et aux Pays-Bas, plus de la moitié de la totalité des travailleurs occupent un emploi atypique, essentiellement un emploi à temps partiel.

Graphique 1.7. Plus de la moitié des emplois créés depuis 1995 ont été des emplois atypiques

Partie A. Croissance de l'emploi (%) 1995-2007, par type d'emploi



Partie B. Croissance de l'emploi (%) 2007-2013, par type d'emploi



Note : Travailleurs d'âge actif (15-64), hors employeurs et étudiants travaillant à temps partiel. Les travailleurs occupant un emploi atypique incluent les titulaires d'un contrat temporaire ou à temps partiel, et les travailleurs indépendants à leur compte.

Source : Enquête sur les forces de travail de l'Union européenne (EU-LFS), Enquête sur la population active pour le Canada, *Household, Income and Labour Dynamics in Australia* (HILDA) pour l'Australie.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207750>

Profil des travailleurs atypiques

Les femmes et les jeunes sont plus susceptibles d'occuper un emploi atypique que les hommes d'âge très actif. Si un quart des hommes occupe un emploi atypique, cette proportion passe à 40 % pour les femmes, ce qui est principalement dû à un déséquilibre entre hommes et femmes s'agissant du travail à temps partiel. Les femmes représentent près de 70 % des travailleurs atypiques au Luxembourg, en Autriche et en Suisse, et plus de 60 % dans la plupart des pays nordiques, aux Pays-Bas, en Allemagne, en France, en Belgique et au Japon. Les jeunes sont la catégorie qui enregistre le taux le plus élevé d'emploi atypique, soit 40 %. Il s'agit principalement de travailleurs jeunes titulaires de contrats temporaires ; parmi les travailleurs temporaires, près de la moitié ont moins de 30 ans.

Les travailleurs atypiques sont également plus susceptibles d'avoir un plus faible niveau d'instruction, et sont davantage employés dans des petites entreprises que dans des grandes ; ils sont près de 50 % dans ces deux configurations. La moitié de tous les travailleurs atypiques sont les principaux contributeurs de revenu de leur foyer, et une grande majorité d'entre eux (80 % ou plus) vivent dans un foyer constitué de deux personnes ou plus, souvent avec des enfants.

C'est une question d'emplois – mais d'emplois de qualité

Les emplois atypiques ne sont pas forcément synonymes d'emplois de mauvaise qualité. Les employeurs y ont recours pour combler un besoin de main-d'œuvre flexible pouvant être ajustée rapidement en fonction de la production, de manière à réduire les coûts en cas de ralentissement de l'activité, ou pour opérer une sélection en vue de nouvelles embauches. Les modalités de travail à temps partiel et temporaire et les différentes formes d'activité indépendante peuvent présenter un attrait pour certains travailleurs qui souhaitent mieux concilier vie professionnelle et vie familiale, favoriser leur épanouissement ou, dans le cas de l'activité indépendante, bénéficier de plus de liberté.

Ces formes d'emploi peuvent toutefois être également associées à de la précarité et à des conditions de travail moins avantageuses, qui privent les travailleurs atypiques du niveau de protection de l'emploi, des mesures de protection et des avantages extra-salariaux dont bénéficient leurs collègues titulaires de contrats de travail traditionnels. L'analyse contenue au chapitre 4 montre que de nombreux travailleurs atypiques sont dans les faits moins bien lotis, et ce, dans divers aspects de la qualité de l'emploi. Avant tout, les emplois atypiques sont généralement moins rémunérateurs que les emplois permanents traditionnels. Les niveaux de salaire sont en général plus faibles en termes de salaire annuel et horaire. Pour ce qui est des travailleurs à temps partiel, cet écart de salaire *horaire* a toutefois tendance à s'estomper lorsque d'autres caractéristiques démographiques et professionnelles sont prises en compte. Les travailleurs en contrat temporaire sont pour leur part fortement pénalisés sur les plans de la rémunération, de l'instabilité du salaire et de son augmentation, plus lente que celle des travailleurs permanents.

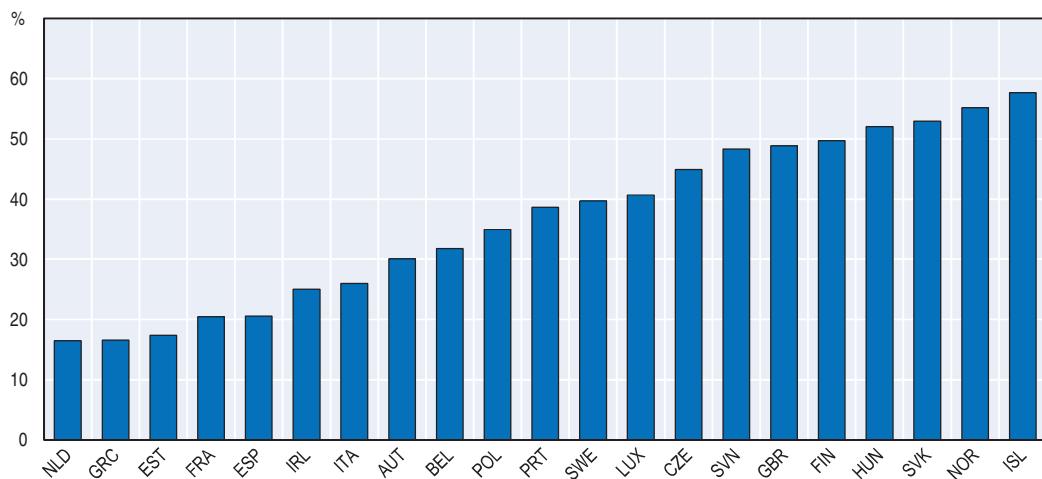
Les écarts de rémunération sont particulièrement prononcés parmi les travailleurs peu qualifiés et à bas salaire ; les salaires des travailleurs atypiques des 40 % inférieurs de l'échelle sont en général inférieurs de 20 %. L'écart entre les travailleurs atypiques et les travailleurs standard se réduit considérablement parmi les hauts salaires et disparaît complètement parmi les plus hauts salaires (c'est-à-dire le quintile supérieur).

Les travailleurs non traditionnels sont également pénalisés dans d'autres domaines. Les travailleurs temporaires à temps plein ont 20 % moins de chances – 40 % pour les travailleurs à temps partiel – de bénéficier d'une formation que les travailleurs traditionnels. Ils sont également confrontés à des niveaux d'insécurité plus élevés en termes de probabilité de perte d'emploi et de chômage et, dans le cas des travailleurs temporaires, font état d'une tension au travail beaucoup plus importante.

Bien qu'il soit qualitativement inférieur, l'emploi atypique peut être un tremplin vers un emploi plus stable – encore cela varie-t-il en fonction des types d'emploi, des caractéristiques des travailleurs et des institutions du marché du travail. Les titulaires de contrats temporaires, en particulier, peuvent avoir 12 points de pourcentage de plus de chances, en moyenne, de trouver un emploi traditionnel, qu'un chômeur de courte durée. Le temps partiel et l'activité indépendante n'améliorent toutefois pas, pour leur part, les chances d'une transition vers un emploi traditionnel. Dans de nombreux pays, les travailleurs d'âge très actif et les travailleurs âgés ont davantage de chances de mettre à profit un emploi atypique pour obtenir un emploi traditionnel que les travailleurs jeunes, en particulier ceux qui ne sont titulaires que d'un contrat de travail temporaire. En outre, les taux de conversion restent faibles lorsqu'on les considère sur une plus longue durée : moins de 50 % des travailleurs titulaires d'un contrat temporaire au cours d'une année donnée avaient trouvé un emploi permanent à temps plein trois années plus tard (graphique 1.8).

Graphique 1.8. Dans la plupart des pays, la majorité des travailleurs temporaires n'effectuent pas de transition vers l'emploi permanent

Pourcentage des travailleurs occupant un emploi temporaire en 2008 et employés à temps plein de façon permanente en 2011



Note : 2007-10 pour la France, la Grèce, la République tchèque, le Royaume-Uni et la Suède ; 2006-09 pour la Norvège et la République slovaque ; et 2005-08 pour l'Irlande.

Source : OCDE (2014), *Perspectives de l'emploi de l'OCDE*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2014-fr. Calculs établis sur la base des Statistiques de l'Union européenne sur le revenu et les conditions de vie (EU-SILC) 2005-11.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207768>

En résumé, l'emploi atypique se retrouve davantage chez les personnes pauvres ou dans la tranche des 40 % inférieurs de la société en proie à des difficultés, en particulier si ces personnes vivent dans un foyer composé d'autres travailleurs atypiques ou sans

emploi. Ce constat serait moins préoccupant s'il était avéré que l'emploi atypique était un tremplin vers un emploi de meilleure qualité, or cela n'est trop souvent pas le cas. Des désavantages excessifs en termes de salaire, particulièrement lorsqu'ils sont associés à un emploi temporaire, peuvent contribuer au creusement des inégalités, ainsi qu'à des niveaux plus faibles de formation et de développement des compétences – les mêmes activités susceptibles de tirer la croissance future vers le haut. Veiller à ce que les différentes modalités d'emploi répondent aux intérêts des employés et des employeurs, et n'établissent pas, à terme, une ségrégation entre les « bons » et les « mauvais » emplois, fait partie des moyens de garantir que l'égalité et la croissance aillent de pair.

1.5. Lutter contre les discriminations professionnelles et salariales à l'encontre des femmes stimulera la croissance et favorisera l'égalité

Au cours des 20 dernières années, les femmes ont été beaucoup plus nombreuses, dans la plupart des pays de l'OCDE, à faire leur entrée sur le marché du travail, et leur statut s'y est par ailleurs grandement amélioré. Ces changements n'ont pas profité qu'aux femmes au sens strict et à leur famille, mais à l'économie dans son ensemble. On estime qu'une réduction de 50 % de l'écart de participation à la population active entre les hommes et les femmes se traduit par une hausse moyenne de la croissance annuelle du PIB par habitant de 0.3 point de pourcentage (OCDE, 2012a). Bien qu'il existe des interactions complexes entre la participation des femmes à la population active et les inégalités, l'impact global est positif : une hausse du taux d'activité des femmes fait diminuer les inégalités de revenu.

Les inégalités entre hommes et femmes se maintiennent

En dépit d'avancées considérables, les inégalités entre hommes et femmes dans la population active perdurent. Au cours des 20 dernières années, l'écart de leur taux d'emploi s'est réduit en moyenne de 7 points de pourcentage dans les pays de l'OCDE, mais se maintient à 16 points de pourcentage. Lorsque l'on prend en compte le fait que les femmes sont plus susceptibles de travailler à temps partiel, et par conséquent de travailler moins d'heures que les hommes, cet écart ajusté en heures se creuse pour atteindre près de 24 points de pourcentage (voir le chapitre 5).

Les écarts de rémunération perdurent eux aussi, en raison essentiellement du fait que les femmes sont surreprésentées dans les emplois faiblement rémunérés. Ils se sont toutefois réduits : parmi les employés à temps plein, les femmes gagnaient, en moyenne, 15 % de moins que les hommes en 2013, ce qui constitue une amélioration de 4 points de pourcentage par rapport à 2000.

La participation accrue des femmes à l'emploi rémunéré entraîne une baisse des inégalités de revenu

Rien, a priori, ne permet de prédire si la participation accrue des femmes à la population active entraînera une hausse ou une baisse des inégalités. Dans certains cas, elle peut dans les faits se traduire par une hausse des inégalités de revenu. Cela est notamment le cas lorsque les femmes sont plus nombreuses à occuper des emplois hautement qualifiés mieux rémunérés. Aujourd'hui, le choix du conjoint est souvent davantage déterminé par des critères socio-économiques – un docteur épousera un autre docteur, plutôt qu'une infirmière – qu'il y a plus de 20 ans. Ce comportement, qualifié d'« homogamie » contribue à une concentration plus élevée des hauts revenus.

Par ailleurs, les inégalités de revenu sont plus élevées *parmi* les femmes que *parmi* les hommes, et l'on peut supposer que cette caractéristique tire à la hausse les inégalités

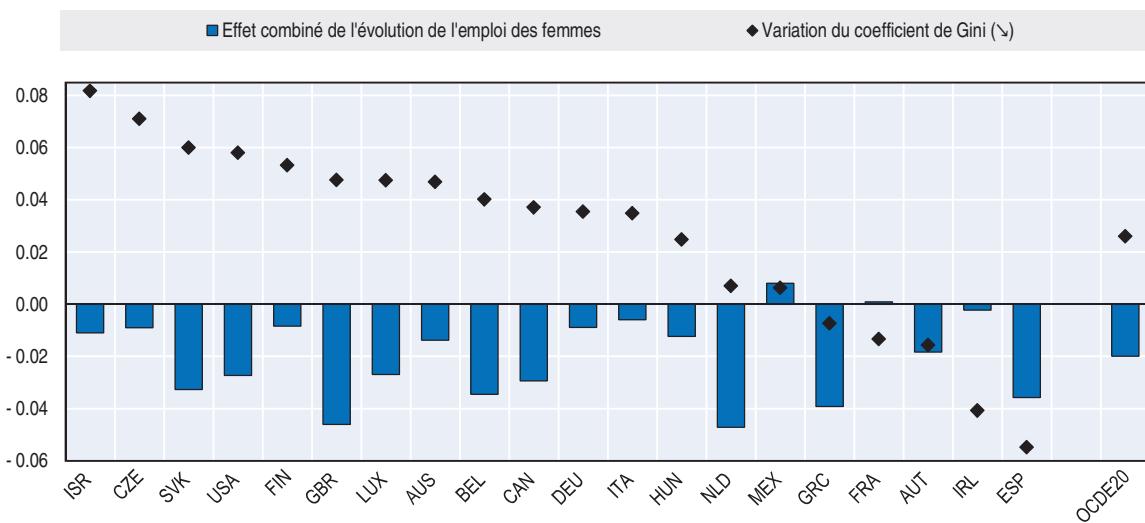
globales. Depuis le milieu des années 80, l'écart de revenu entre les femmes à haut et bas niveau d'instruction augmente toutefois beaucoup plus lentement qu'entre les hommes, soit en moyenne 9 % contre 17 %. Deux raisons expliquent pourquoi les femmes à faible revenu accusent un retard moins important que leurs homologues masculins. Premièrement, leur revenu du travail réel a davantage augmenté – ou moins baissé – que celui des hommes dans la plupart des pays. Deuxièmement, les horaires de travail des femmes situées dans les 20 % inférieurs de l'échelle des salaires sont plus longs que par le passé.

D'un autre côté, les répercussions de la participation en plus grand nombre des femmes à la population active sont supérieures aux effets d'amplification des inégalités, dont elles entraînent indubitablement une baisse globale. Cela est particulièrement vrai – pas dans la totalité des pays, toutefois – lorsque les femmes sont plus nombreuses à occuper des emplois à temps plein avec des « horaires traditionnels ». Une diminution de l'écart de rémunération entre les sexes peut également contribuer à réduire davantage les inégalités de revenu.

Globalement, les données contenues au chapitre 5 montrent que si la proportion de ménages comportant une femme en activité était restée environ au même niveau qu'il y a 20 à 25 ans (soit 52 % au lieu de 61 %), les inégalités de revenu seraient aujourd'hui supérieures de près d'un point de Gini en moyenne. En plus de l'impact global de la participation des femmes à la population active, les répercussions d'une proportion plus élevée de femmes travaillant à temps plein et de l'augmentation de leurs rémunérations relatives ont freiné les inégalités d'un point supplémentaire (graphique 1.9).

Graphique 1.9. Dans tous les pays de l'OCDE, l'emploi des femmes permet de freiner le creusement des inégalités

Contribution des effets de composition et de la structure des salaires (femmes) à l'évolution en points de pourcentage du coefficient de Gini du revenu disponible des ménages, milieu des années 90 à 2007 ou dernière année disponible avant la crise



Note : Les données font référence à des ménages d'âge actif (25-64). Les résultats de la décomposition reposent sur des régressions par fonction d'influence récentrée (RIF). L'effet combiné de l'évolution de l'emploi des femmes se compose de l'effet de composition et de l'effet de la structure des salaires, chacun associant trois variables de contrôle : participation, intensité de travail et nature de l'emploi en termes de compétences. Les données font référence aux changements survenus entre le début/milieu des années 90 et la dernière année disponible avant la crise.

Source : Calculs du Secrétariat de l'OCDE à partir de la Luxembourg Income Study (LIS).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207774>

Pour que ces effets perdurent, les gouvernements doivent prendre des mesures visant à accroître la perspective salariale des femmes à bas salaire et à lutter contre le plafond de verre qui fait obstacle à leur progression de carrière. Le secteur public peut également montrer l'exemple en instaurant l'égalité des chances dans le service public et en favorisant la représentation des femmes dans la vie publique.

1.6. La concentration du patrimoine accentue les disparités et limite les opportunités d'investissement pour un grand nombre

Il est important de connaître les revenus des individus, en particulier après impôts et prestations, afin de se faire une idée précise de leur capacité à équilibrer leur budget au quotidien et d'investir à long terme dans, entre autres, l'éducation et le logement. Le patrimoine est un autre facteur dont il convient indéniablement de tenir compte, à la fois car les revenus du capital qu'elle produit influe sur les circonstances individuelles, mais également parce qu'elle a des ramifications socio-économiques plus vastes. Le patrimoine accumulé peut générer un revenu du capital susceptible d'aggraver les inégalités de revenu. En termes simples, le revenu est l'argent liquide que les individus peuvent gagner chaque mois en travaillant ou en percevant des prestations ou des rentes ; la richesse, ou le patrimoine, est accumulée au fil du temps dans les comptes bancaires et dans des actifs tels que la propriété et les actions. Les données comparables sur les revenus sont beaucoup plus nombreuses que celles sur le patrimoine, ce qui explique peut-être en partie pourquoi les inégalités de patrimoine ont été jusqu'à présent largement ignorées.

Le patrimoine est réparti moins équitablement que le revenu

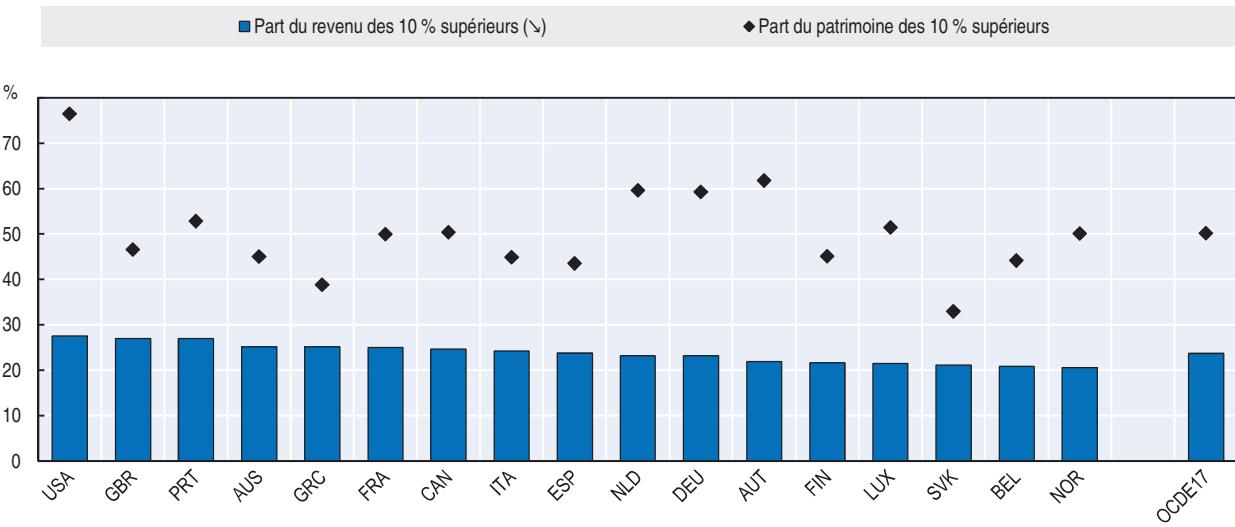
Le patrimoine des ménages – en particulier les actifs financiers – est réparti beaucoup moins équitablement que le revenu. Les 40 % inférieurs détiennent seulement 3 % du patrimoine total des ménages dans les 18 pays de l'OCDE pour lesquels on dispose de données comparables. En comparaison, leur part du revenu total des ménages s'élève à 20 %. À l'autre extrémité de l'échelle, les 10 % les mieux lotis en termes de patrimoine détiennent la moitié du patrimoine total des ménages, et 18 % pour les 1 % supérieurs. Les revenus de la tranche supérieure des 10 % représentent environ un quart de la totalité du revenu monétaire, une proportion qui va de 20 % en Norvège, à 28 % aux États-Unis, et à près de 40 % au Chili et au Mexique. Toutefois, les pays qui affichent des niveaux plus faibles d'inégalité de revenu ne sont pas forcément ceux dans lesquels la concentration du patrimoine est faible, ainsi que le montrent les exemples de l'Autriche, l'Allemagne et des Pays-Bas (graphique 1.10).

S'il n'est pas aisé d'obtenir une image instantanée du patrimoine à un moment donné³, il est encore plus difficile de suivre son évolution. Piketty (2014) a compilé des données de huit pays de l'OCDE depuis les années 70 et a conclu qu'à l'instar de celle des revenus, l'inégalité de la répartition du patrimoine privé s'est accentuée au cours des dernières décennies, alors qu'elle avait diminué pendant une grande partie du XX^e siècle. Plusieurs facteurs ont contribué à cette hausse, essentiellement le fait que le prix des actions et des logements a augmenté davantage que les prix à la consommation.

Depuis la crise, des signes donnent à penser que la tendance au creusement des inégalités de patrimoine s'enracine. Des données comparables de six pays de l'OCDE révèlent que la crise a renforcé la concentration des patrimoines au sommet dans quatre d'entre eux, alors que les inégalités de patrimoine à la base de la distribution ont augmenté dans cinq (Australie, Canada, États-Unis, Italie et Pays-Bas).

Graphique 1.10. Le patrimoine est plus concentré au sommet que le revenu

Part du revenu disponible et du patrimoine net des ménages détenue par les 10 % supérieurs, 2012 ou dernière année disponible



Note : Le revenu fait référence au revenu disponible des ménages, corrigé en fonction de la taille des ménages. Le patrimoine fait référence au patrimoine net des ménages privés. Les données font référence à respectivement la part des 10 % des plus hauts salaires (barres) et des 10 % supérieurs en termes de détention du patrimoine (diamants).

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines et Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus (www.oecd.org/fr/social/donnees-distribution-revenus.htm).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207780>

L'endettement, revers du patrimoine

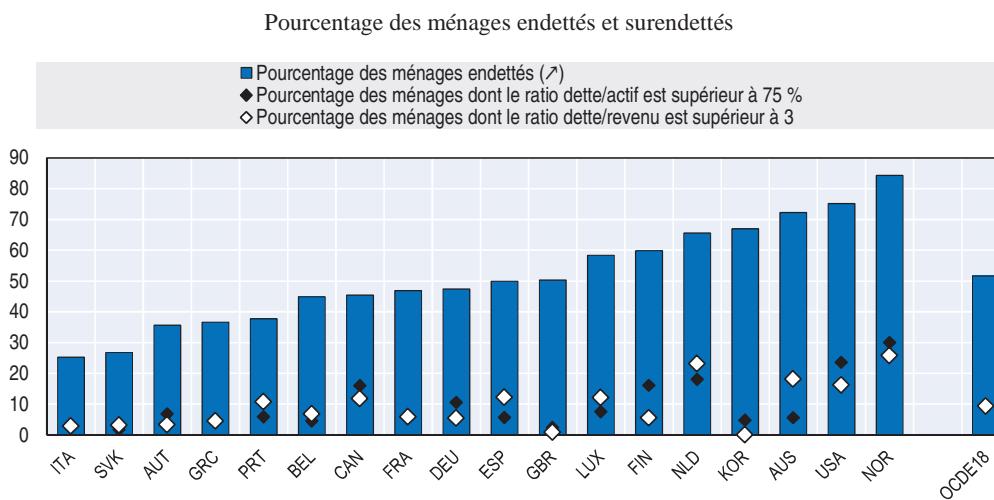
Les actifs réels, le plus souvent le logement, sont la principale source de patrimoine, aussi bien pour les ménages aisés que pour les personnes peu fortunées. Ils représentent 75 % de la valeur des actifs totaux en moyenne. Ce n'est que chez les plus riches que les actifs financiers, tels que les actions, représentent une part considérable du patrimoine.

Le revers du patrimoine est l'endettement et, dans certains pays, l'ampleur et la concentration de l'endettement, constitué essentiellement de prêts pour l'achat de la résidence principale, sont préoccupantes. Comme l'a montré la crise financière et économique récente, la concentration de la dette des ménages sur certains ménages, même si elle est associée à des actifs plus élevés, peut les exposer à de forts risques en cas de variations soudaines des prix des actifs, avec des implications sur la consommation et l'investissement à l'échelle de l'ensemble de l'économie.

Près de 10 % des ménages de 18 pays de l'OCDE pour lesquels on dispose de données sont surendettés, c'est-à-dire que leur ratio dette/actif dépasse 75 % ou que leur ratio dette/revenu est supérieur à 3. Ces ratios dépassent les 16 % aux États-Unis, en Norvège et aux Pays-Bas (graphique 1.11). C'est au milieu de l'échelle des revenus, à savoir entre les cinquièmes inférieurs et supérieurs, que l'on trouve la proportion la plus élevée de ménages endettés. Seul environ un tiers des ménages situés dans le cinquième inférieur est endetté, en raison des difficultés que rencontrent de nombreux ménages pauvres pour obtenir un prêt.

Pour résumer, le patrimoine est beaucoup plus concentré que le revenu, et il existe des raisons de penser que les inégalités continuent de se creuser dans ce domaine. Le revenu du capital généré par la concentration du patrimoine devrait encore accroître les inégalités, ce qui aura des répercussions sur la croissance économique. Au même moment, un niveau élevé d'endettement et/ou un faible patrimoine constitue un obstacle supplémentaire qui empêche les classes moyennes d'investir dans le capital humain ou dans d'autres domaines, et entrave leur prise de risques. Cet effet constitue la deuxième voie par laquelle les écarts de patrimoine peuvent affaiblir la croissance future.

Graphique 1.11. La moitié de tous les ménages est endettée et un dixième est surendetté



Source : Base de données sur la distribution des revenus de l'OCDE.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207792>

1.7. Concevoir des programmes d'action durables afin de promouvoir l'égalité des chances

Le creusement des inégalités n'est pas une fatalité. Les responsables de l'élaboration des politiques disposent de toute une gamme d'instruments et d'outils pour lutter contre la hausse des inégalités et assurer des chances égales à tous, tout en favorisant la croissance. Il n'existe toutefois pas de modèle ou de politique unique à adopter. Chaque pays devra élaborer ses propres mesures, en fonction des principaux facteurs à l'origine des inégalités dans le contexte national. La réponse que les pays choisissent d'apporter au phénomène des inégalités dépend également de l'importance qu'attache leur société à des valeurs telles que la solidarité, la redistribution et l'égalité, et du rôle qu'elles confient à leur gouvernement pour promouvoir l'égalité (voir Atkinson, 2015).

Le présent rapport ajoute une dimension particulière aux débats sur les choix stratégiques à opérer pour lutter contre les inégalités, en montrant de quelle manière celles-ci peuvent nuire à la croissance. La nécessité de lutter contre les inégalités devient plus impérieuse dès lors qu'une réussite dans ce domaine peut également être bénéfique sur la croissance à long terme. Par ailleurs, le rapport tend également à démontrer que c'est la situation des 40 % situés au bas de l'échelle qui est la plus importante au regard de la croissance économique.

Afin de définir les orientations stratégiques leur permettant de réduire les inégalités et renforcer la croissance, les pays peuvent opter pour les deux méthodes suivantes :

- Premièrement, déterminer quelles sont les politiques les plus efficaces pour promouvoir la croissance, et analyser les effets redistributifs qu'elles sont susceptibles d'avoir. Cette approche a récemment été suivie dans le cadre de travaux de l'OCDE (par exemple, OCDE, 2008 ; Causa et al. 2014) visant à mettre en évidence, parmi les mesures dont disposent les pouvoirs publics pour promouvoir la croissance, les réformes susceptibles de « faire coup double », c'est-à-dire de stimuler le PIB par habitant et de diminuer les inégalités de revenu. Elle permet également de déterminer les autres domaines d'action dans lesquels des réformes pourraient permettre de concilier ces deux objectifs, telles que le durcissement des conditions d'attribution des allocations pour les chômeurs de longue durée, ou des extensions administratives de conventions salariales collectives.
- La deuxième approche consiste à recenser les domaines d'action qui permettent de lutter le plus efficacement contre les inégalités, et d'évaluer leurs effets sur la croissance. Cette approche fait fond sur les vastes travaux menés par l'OCDE sur les moteurs et les causes des inégalités depuis *Croissance et inégalités* (2008) et *Toujours plus d'inégalité* (2011). Les éléments les plus prometteurs susceptibles d'être inclus dans les actions publiques sont examinés ci-dessous.

On pourrait s'attendre à ce que ces deux approches soient largement compatibles. Toutefois, les pays qui privilient la croissance économique opteront de préférence pour un certain type de mesures au détriment d'autres auxquelles les pays dont l'objectif est de garantir une répartition plus équitable des bénéfices de la croissance accorderont la priorité. Quel que soit le contexte de départ, il convient de bien insister sur le fait qu'il existe entre toutes ces *politiques des complémentarités* importantes qui peuvent et qui doivent être mises à profit. Un gouvernement peut ainsi opter pour une action visant à doper la croissance tout en mettant en œuvre, parallèlement, des mesures complémentaires qui limitent les effets redistributifs négatifs que peut avoir cette action. Cela signifie, par exemple, qu'il est judicieux d'associer aux mesures visant à réduire les obstacles à la concurrence (par exemple, celles destinées à assouplir les réglementations sur les marchés de produits) des politiques appropriées destinées à soutenir les travailleurs devant effectuer une transition vers des activités plus productives.

Toute stratégie efficace s'attaquera aux inégalités à leur source, au lieu de s'efforcer d'y remédier à une étape ultérieure. Les stratégies de redistribution qui reposent *uniquement* sur les prestations et les impôts ne seront en effet pas forcément efficaces ou financièrement durables. L'action publique ne doit pas être étiquetée, que ce soit pour ce qui est de ses groupes cibles ou des instruments qu'elle met en œuvre – cibler exclusivement la pauvreté n'est pas la solution. L'analyse contenue dans le présent rapport montre que ce n'est pas uniquement la situation du segment le plus pauvre de la population qui nuit à la croissance mais celle d'un groupe beaucoup plus vaste de personnes en activité et faisant partie de la tranche inférieure de la classe moyenne. L'action publique doit ainsi être axée sur les 40 % de la tranche inférieure.

Comme le montre l'analyse exposée dans le présent, certaines – mais pas la totalité – des politiques visant à réduire les inégalités de revenu n'ont pas uniquement un effet bénéfique sur l'équité, elles alimentent également la croissance. Déterminer quelles sont ces politiques est particulièrement important dans le contexte de la nouvelle stratégie plus vaste mise en œuvre par l'OCDE visant à instaurer une *Croissance inclusive* (voir www.oecd.org/inclusive-growth), c'est-à-dire une croissance qui offre des opportunités à

tous et qui répartisse équitablement les fruits d'une plus grande prospérité (OCDE, 2014d, 2014e).

Le présent rapport suit l'approche consistant à définir les politiques efficaces pour lutter contre les inégalités, puis à évaluer leur impact sur la croissance, et propose une stratégie visant à concevoir des ensembles de mesures efficaces permettant de réduire l'écart croissant entre riches et pauvres et de rétablir l'égalité des chances, en ciblant l'action publique sur quatre domaines : i) participation des femmes à la vie économique ; ii) mesures en faveur de l'emploi et qualité de l'emploi ; iii) compétences et éducation, et iv) systèmes de prélèvements et de prestations pour une redistribution efficiente.

Participation des femmes à la vie économique

Si l'écart entre les sexes en termes d'emploi et de revenu du travail a diminué, il reste élevé, et les pouvoirs publics doivent prendre des mesures pour mettre fin à l'inégalité de traitement des hommes et des femmes sur le marché du travail. Un tel programme d'action trouve une résonnance aussi bien dans les pays de l'OCDE que dans les économies émergentes, ainsi que l'a prouvé un rapport rédigé conjointement par plusieurs organisations internationales pour le G20 (OCDE-OIT-FMI-Banque mondiale, 2014). Instaurer des cadres législatifs clairs visant à protéger tous les travailleurs contre les formes directes et indirectes de discrimination et de harcèlement – y compris les discriminations dont souffrent les travailleurs sur la base de leur sexe ou de leurs responsabilités maternelles, paternelles et familiales – peut contribuer à ériger une structure officielle qui aboutira à la suppression des obstacles auxquels se heurtent les femmes pour accéder à l'emploi et progresser dans leur carrière (voir la Recommandation de l'OCDE sur l'égalité entre hommes et femmes, qui contient un ensemble exhaustif de principes et d'engagements pour l'action publique destinés à promouvoir l'égalité entre hommes et femmes dans l'éducation, l'emploi et l'entrepreneuriat, OCDE, 2013b).

La législation du travail, qui garantit aux femmes le droit de retrouver leur poste, ou un poste équivalent avec un salaire équivalent après un congé de maternité, une mesure notamment mise en œuvre au Canada, en Corée et aux États-Unis, figure parmi les moyens d'action dont disposent les gouvernements dans ce domaine. Le principe d'une rémunération égale pour un travail égal ou équivalent doit également être respecté dans les négociations collectives ainsi que dans la législation et les pratiques en milieu professionnel. En Indonésie, le gouvernement a élaboré, en collaboration avec les partenaires sociaux, des lignes directrices sur l'égalité des chances en matière d'emploi. Ces lignes directrices exposent le principe d'une rémunération égale pour les hommes et les femmes pour un travail de valeur égale, et contiennent des orientations sur les moyens de repérer les pratiques discriminatoires en matière de rémunération.

Les mesures à l'appui d'un meilleur équilibre entre vie professionnelle et vie familiale sont également essentielles pour permettre aux hommes et aux femmes de participer au marché du travail sur un pied d'égalité (OCDE, 2012a ; OCDE 2014b). La difficulté de concilier des responsabilités familiales et professionnelles contraint très souvent les femmes à travailler à temps partiel, voire à sortir purement et simplement de la population active. Un ensemble de mesures est nécessaire pour supprimer cet obstacle. Dans de nombreux pays, les gouvernements et les entreprises ont mis en œuvre des politiques familiales – congé parental, garde d'enfants, services périscolaires, flexibilité du travail, etc. – afin d'aider les parents. En France et dans les pays nordiques, par exemple, les parents bénéficient de toute une série d'aides publiques afin de mieux concilier vie professionnelle et familiale au cours des premières années de vie de leur enfant. Ces pays associent ainsi une forte participation des femmes à la vie active à des

taux de fécondité élevés, et ont ainsi engrangé un avantage démographique qui leur sera utile à l'avenir.

Afin de répartir plus équitablement le travail non rémunéré, un des choix stratégiques consiste à concevoir des congés exclusivement réservés aux pères. De nombreux pays ont mis en place des congés de paternité pouvant aller de quelques jours à deux semaines, comme l'Espagne, la France et le Royaume-Uni. Dans certains pays comme l'Allemagne, l'Italie et la France, les pères sont encouragés à prendre des congés pour s'occuper de leurs jeunes enfants. Ils peuvent en effet prétendre à une partie des droits à congé parental pour une période de deux mois ou plus, selon le principe « utilisez-les ou perdez-les ». Ces pays octroient également des mois « de bonus » lorsque les couples partagent leurs droits à congé parental, ainsi qu'un soutien au revenu (dont les montants varient) pendant la période du congé. Ces mesures doivent toutefois être complétées par une promotion active des politiques en faveur d'un changement des mentalités (à l'image du projet Ikumen au Japon) afin d'éviter la stigmatisation des hommes qui prennent un congé de paternité. En effet, en Corée comme au Japon, ce congé est rarement utilisé. La mesure australienne intitulée « *Dad and Partner Pay* » qui prévoit le versement, pour une durée pouvant aller jusqu'à deux semaines, du salaire national minimum dans le cadre du dispositif de congé parental, constitue une autre évolution stratégique. Le congé de paternité a également été mis en place récemment en Argentine, au Brésil et à Hong Kong, Chine.

Comme souligné au chapitre 4, les femmes sont souvent surreprésentées dans les emplois à bas salaire ou à salaire minimum. Face aux préoccupations croissantes liées aux inégalités et à la multiplication des travailleurs pauvres, fixer un salaire minimum approprié peut être une mesure utile. Plusieurs pays ont également pris des mesures pour améliorer les conditions de travail des employés de maison, qui sont majoritairement des femmes, et pour réduire l'incidence de l'économie informelle dans ces emplois. La France et le Canada (Québec), par exemple, ont mis en place des contrats modèles destinés à faciliter l'établissement et la régularisation d'une relation de travail. Certaines économies émergentes ont également pris des mesures budgétaires pour promouvoir la régularisation, telles que le régime fiscal simplifié « *Simples Law* » au Brésil, ou le « *Regimen de Incorporación Fiscal* » au Mexique. D'autres économies émergentes comme l'Afrique du Sud ont entrepris d'améliorer les conditions de travail des employés de maison en instituant un salaire minimum et en fixant les horaires de travail, les heures supplémentaires, les hausses de salaires et les droits à congés (*Basic Conditions of Employment Act*, 2002) de cette profession.

En plus d'afficher un taux d'activité inférieur à celui des hommes, les femmes se heurtent également à un plafond de verre qui les empêche de s'élever au sommet de leur profession. Afin d'accroître la représentation des femmes aux postes décisionnels, certains pays ont mis en place des quotas obligatoires (Allemagne, Espagne, France et Italie, par exemple), des objectifs (Danemark) des initiatives d'information du public (États-Unis) et des processus de suivi.

Mesures en faveur de l'emploi et qualité de l'emploi

Le moyen qui offre le plus de perspectives pour promouvoir l'égalité des chances et faire baisser le niveau élevé des inégalités consiste à stimuler l'emploi et l'accès à des emplois de qualité, pas seulement pour les femmes, mais de manière plus générale. Comme le montre l'analyse contenue au chapitre 4, avant la crise, les inégalités de revenu augmentaient en dépit de la forte hausse de l'emploi. Cela s'explique notamment par le fait que plus de la moitié des emplois créés depuis le milieu des années 90 sont des

emplois atypiques. Si les modalités atypiques telles que le travail à temps partiel ou le travail indépendant peuvent permettre à de nombreux travailleurs de concilier vie professionnelle et vie privée, elles ont également un effet destructeur sur les emplois à niveau moyen de compétences et de revenu et tirent vers le bas les salaires des travailleurs atypiques à faibles compétences, contribuant ainsi au creusement des inégalités de revenu. Afin de briser ce cercle de baisse du chômage et d'augmentation des écarts de revenu, des politiques du marché du travail plus inclusives sont nécessaires, axées non seulement sur la quantité mais également sur la qualité des emplois.

Le nouveau cadre conceptuel et opérationnel de l'OCDE pour améliorer la qualité des emplois tend à démontrer que les politiques doivent porter sur les trois dimensions suivantes de l'emploi : la qualité du revenu du travail ; la sécurité sur le marché du travail ; et la qualité de l'environnement de travail (OCDE, 2014c). La qualité du revenu du travail traduit la mesure dans laquelle l'emploi contribue au niveau de vie matériel des travailleurs. La sécurité sur le marché du travail traite des aspects de la sécurité économique en lien avec le marché du travail. Pour les économies avancées, elle porte essentiellement sur le risque de chômage et le soutien au revenu auquel ont droit les travailleurs en cas de chômage. Dans les économies émergentes, le chômage déguisé et le sous-emploi très faiblement rémunéré doivent également être pris en compte. La qualité de l'environnement de travail prend en compte les aspects non-économiques de la qualité de l'emploi, à savoir les tensions au travail susceptibles de nuire à la santé et au bien-être des travailleurs. Cette tension survient lorsque le travailleur fait face à des demandes élevées et ne dispose que de faibles ressources pour y répondre.

Le fait que la quantité des emplois et les divers aspects de leur qualité semblent être en corrélation positive dans l'ensemble des économies avancées et pour tous les individus, à un moment donné et sur toute la durée de la vie, doit être pris en compte par les économies avancées. Cela signifie qu'avec la bonne combinaison de mesures et d'institutions, il est possible d'obtenir de bons résultats sur les différentes dimensions des performances du marché du travail. Les politiques doivent ainsi cibler les travailleurs qui obtiennent de faibles performances dans plusieurs dimensions, en particulier les jeunes et les travailleurs peu qualifiés. À l'inverse, dans les économies émergentes, la quantité et la qualité des emplois ne vont pas de pair : le principal problème de ces pays n'est généralement pas le chômage visible, mais le manque d'emplois mieux payés et mieux protégés. Des interventions sont donc nécessaires pour améliorer la qualité des emplois. De fait, les données montrent de plus en plus que la qualité des emplois et l'inclusivité jouent un rôle positif sur la croissance économique et la stabilité. Dans tous les pays, toutefois, promouvoir la qualité des emplois n'a pas uniquement des répercussions sur le bien-être des travailleurs, mais a également des incidences économiques directes, notamment en termes de hausse de la productivité et de baisse des dépenses publiques de santé. Dans ce domaine, l'action publique doit s'attacher avant tout à améliorer l'efficacité des organismes de médecine du travail afin de prévenir les problèmes de santé liés au travail, et à promouvoir le dialogue social et la responsabilité sociale des employeurs sur ces questions.

Des politiques actives du marché du travail

Une conception et une mise en œuvre défaillantes des systèmes de prestations sociales, des programmes en faveur de l'emploi et de la formation et des modalités des services de l'emploi peuvent être des moteurs importants du chômage et du sous-emploi, et alimenter les taux de dépendance à l'égard des prestations sociales ainsi que l'inadéquation entre les travailleurs et les emplois. Des études récentes menées par

l'OCDE sur les politiques d'activation (*Connecting People With Jobs*) ont mis au jour des différences considérables au niveau des critères d'attribution des prestations et de leur montant ; du fonctionnement des services publics et privés de l'emploi ; des ressources allouées aux programmes actifs sur le marché du travail ; et du ciblage de ces ressources sur les différents groupes.

Il n'existe pas de formule unique pour définir des mesures d'activation efficaces. Celles-ci varient en fonction des différents groupes cibles. Le chômage de longue durée exige des mesures visant à aider les chômeurs à trouver un emploi rémunéré sur la base des compétences acquises et de l'expérience professionnelle (à l'image des mesures *Work Experience Phase* en Australie), associées à des interventions et une gestion individualisées spécifiques et intensives, sur le modèle des plans d'action individualisés et des centres de services de l'emploi au Japon.

Les interventions à l'intention des personnes souffrant d'un handicap doivent avoir pour objectif essentiel d'éviter une sortie définitive du marché du travail en accroissant la capacité de ces personnes à travailler, et non leur incapacité. Dans des pays tels que l'Australie, les Pays-Bas, le Royaume-Uni et la Suisse, ainsi que dans les pays nordiques d'Europe, des réformes ont été mises en œuvre afin de convertir les pensions d'invalidité passives en prestations plus actives assorties d'une perspective de retour à l'emploi. Les pays qui mettent en œuvre des réformes structurelles des prestations d'invalidité en renforçant les mécanismes de filtrage, en limitant la durée et en réévaluant la situation des personnes déjà bénéficiaires, sont parvenus à éviter le risque que les chômeurs de longue durée n'intègrent le régime d'indemnisation de l'invalidité, et à réduire leurs dépenses à long terme pendant la crise financière mondiale. De telles politiques ont été mises en place en Suède, aux Pays-Bas, en Suisse et au Royaume-Uni – autant de pays qui sont généralement parvenus à orienter les demandes de prestations d'invalidité sur une courbe descendante. À l'opposé, les pays qui n'ont pas entrepris de réforme des prestations d'invalidité enregistrent aujourd'hui une hausse des taux de bénéficiaires – en Estonie et aux États-Unis, ces taux ont augmenté de plus de 10 % (OCDE, 2010).

Les politiques d'aide aux travailleurs âgés doivent être conçues de manière à donner à ces travailleurs davantage de choix (notamment celui du travail à temps partiel) pour prendre leurs décisions de travail et de départ à la retraite, et à faciliter leur emploi et leur employabilité (programme Perspective 50plus en Allemagne ; Initiative ciblée pour les travailleurs âgés au Canada). Améliorer l'employabilité des travailleurs âgés est d'autant plus important aujourd'hui, alors que les programmes qui dispensent pleinement les travailleurs âgés au chômage de rechercher un emploi ont été supprimés, et que les exemptions partielles contenues dans les mesures intensives d'activation deviennent elles aussi plus restrictives.

Les dispositifs directs de création d'emplois peuvent permettre de maintenir un lien utile entre les chômeurs de longue durée et les autres groupes désavantagés et le marché du travail (voir OCDE, 2015c). L'Inde est dotée de l'un des programmes publics en faveur de l'emploi le plus vaste en termes de couverture – le *National Rural Employment Guarantee Scheme* (NREGA) – qui joue un rôle important dans la lutte contre la pauvreté à court terme en garantissant aux travailleurs ruraux un certain nombre de jours de travail rémunéré par an. Ce programme reste toutefois peu utilisé, principalement dans les états pauvres, en raison d'un manque de financement et de la faiblesse des capacités de mise en œuvre.

Plusieurs pays ont entrepris des réformes visant à simplifier des programmes trop nombreux de prestations sociales afin d'en réduire les coûts d'administration et

d’accroître l’adoption et l’efficacité du soutien proposé. Ainsi, le Royaume-Uni met actuellement en œuvre une réforme visant à regrouper six programmes différents soumis à des conditions de ressources au sein d’un *Universal Credit* unique. Il est toutefois pour l’heure trop tôt pour affirmer quels seront les effets redistributifs de cette réforme.

Cibler les jeunes

Des efforts supplémentaires doivent être déployés pour apporter aux jeunes les compétences et l’aide dont ils ont besoin pour mieux démarrer sur le marché du travail et évoluer professionnellement, afin de faire baisser les taux élevés d’abandon scolaire et de leur éviter de s’engager dans des emplois faiblement rémunérés. Le *Plan d’action de l’OCDE en faveur des jeunes* recommande un ensemble de mesures pour remédier au contexte actuel de chômage élevé des jeunes. Ces mesures préconisent notamment d’étendre les mesures actives du marché du travail ; d’encourager les employeurs à développer des programmes d’apprentissage ou de stage de qualité ; d’améliorer les perspectives à long terme de la jeunesse en renforçant le système éducatif et le rôle et l’efficacité de l’enseignement et de la formation professionnels ; et d’accompagner la transition entre l’école et la vie professionnelle (OCDE, 2013c).

Aider les élèves du deuxième cycle de l’enseignement secondaire en rupture scolaire en leur proposant des programmes de la deuxième chance peut être un moyen efficace de veiller à ce qu’ils ne s’engagent pas dans la voie sans issue de l’emploi peu rémunéré. En France, par exemple, les Écoles de la deuxième chance ont pour objectif de permettre aux jeunes de 18 à 25 ans qui ont mis un terme précoce à leur scolarité d’obtenir un diplôme de l’enseignement secondaire. Il est également important de veiller à ce que les personnes plus âgées qui ont perdu leur emploi aient la possibilité de se former ou de se réorienter. Plusieurs pays, tels que l’Australie, ont lancé des dispositifs d’apprentissage à l’intention des personnes de 25 ans ou plus, élargissant ainsi les possibilités de formation offertes aux travailleurs peu qualifiés plus âgés.

Des périodes prolongées de chômage peuvent également laisser des séquelles permanentes, réduire les revenus du travail futurs et creuser les inégalités. Pour les jeunes, différentes formes d’incitations à l’embauche, comme le *Youth Contract* au Royaume-Uni, le dispositif *Zéro charges Jeunes* en France et les incitations fiscales mises en place récemment en Italie pourraient être considérées comme des mesures à court terme visant à améliorer les perspectives d’emploi, en particulier celles des jeunes peu qualifiés. Elles doivent toutefois comporter un volet formation et servir de tremplin vers l’emploi et non se transformer en piège à bas salaire. Le dispositif *Future Jobs Fund*, mis en œuvre au Royaume-Uni, illustre bien ces programmes dont l’objectif était d’éviter que la crise économique mondiale ne pénalise durablement les jeunes. Sur le moyen à long terme, de nombreux pays doivent proposer des solutions plus efficaces et attrayantes pour permettre aux jeunes d’associer leurs études à une expérience professionnelle, afin de promouvoir leur participation à un enseignement et une formation professionnels. L’Allemagne et l’Australie fournissent dans ce domaine des exemples utiles.

Il existe souvent des dispositifs distincts à l’intention des jeunes chômeurs, comme l’initiative de l’Union européenne intitulée Garantie pour la jeunesse et les programmes de garanties mis en œuvre précédemment dans les pays nordiques, ainsi que les mesures prises par l’Australie visant à inciter les jeunes sortis prématurément du système scolaire à reprendre leurs études plutôt qu’à rechercher un emploi. Dans certains pays, les jeunes au chômage et inactifs peuvent bénéficier de programmes d’activation spéciaux, tels que des services intensifs de conseil – initiative Garantie pour la jeunesse – afin d’éviter d’être

piégés dans la dépendance à l'égard des prestations. Le dispositif Garantie pour la jeunesse nécessite une coopération étroite entre de nombreux prestataires de services (santé, assistance sociale, emploi, orientation professionnelle, éducation et formation, etc...), car il s'agit de trouver des solutions à des difficultés particulières telles que le manque de logement ou les problèmes de santé, et de concevoir un plan de développement concret. L'initiative Garantie pour la jeunesse de l'Union européenne a pour objectif d'assurer la transition des jeunes dans le monde du travail, en veillant à ce que les jeunes de moins de 25 ans puissent trouver un emploi de qualité en rapport avec leur formation, leurs compétences et leur expérience, ou acquérir la formation, les compétences et l'expérience nécessaires pour trouver un emploi à l'avenir, par le biais d'un apprentissage, d'un stage ou de la formation continue, et ce, dans les quatre mois suivant la fin de leur scolarité ou la perte de leur emploi. Cette initiative a été établie sur le modèle d'une expérience efficace menée en Autriche et en Finlande, qui a démontré l'efficacité des investissements dans la transition des jeunes entre école et milieu professionnel.

Les politiques de reconnaissance des compétences et des connaissances acquises en cours d'emploi peuvent être utiles, en particulier pour les jeunes qui suivent une formation en alternance. En Slovénie, un outil numérique de validation de l'expérience professionnelle acquise de manière informelle, intitulé *Nefiks*, produit des certificats pouvant être utilisés ultérieurement par les jeunes pour attester et apporter la preuve de leur maîtrise des compétences appropriées, auprès d'employeurs potentiels susceptibles de réclamer des diplômes (OCDE, 2014c).

Réforme des institutions du marché du travail

La faiblesse des rémunérations et la pauvreté qui touche les personnes pourvues d'un emploi sont des enjeux de premier plan pour l'action publique lorsqu'il s'agit de s'attaquer à la hausse des inégalités. Les mesures en matière de salaire minimum, à condition d'être bien conçues et intégrées dans les cadres fiscaux et de prestations appropriés, peuvent contribuer à soutenir les travailleurs à bas salaire et les familles à faible revenu tout en évitant des pertes d'emploi considérables (OCDE, 2015c). Une conception efficace du salaire minimum nécessite : d'associer des commissions indépendantes aux décisions sur le niveau et les ajustements du salaire minimum ; de prendre en compte les différences de niveaux de salaire moyen entre les régions et les tranches d'âge ; de mettre en place des mécanismes d'application ; et de réduire les contributions de sécurité sociale de manière à baisser, pour le salaire minimum, les coûts de main-d'œuvre non salariaux. Le salaire minimum, en tant que mesure isolée, est toutefois en général un outil peu efficace de lutte contre la pauvreté. En effet, si la pauvreté des travailleurs est associée avec des niveaux de salaire peu élevés, un nombre non négligeable de travailleurs rémunérés au salaire minimum vivent dans des ménages dont le revenu est au-dessus du seuil de pauvreté. En outre, le manque de coordination entre les mesures relatives au salaire minimum et les autres mesures de redistribution risque d'amoindrir l'impact du salaire minimum : par exemple, une hausse des impôts et une baisse des droits aux prestations pourraient entamer une proportion élevée de toute augmentation du salaire minimum.

Les interventions ne doivent pas uniquement porter sur le niveau de l'ajustement salarial, mais également sur sa répartition. À cet égard, des analyses antérieures ont montré que la désaffection à l'égard des syndicats a un effet inégalitaire sur la distribution des salaires (OCDE, 2011). L'amélioration du dialogue social et des relations entre employeurs et salariés fait par conséquent partie des éléments importants d'une croissance plus équitable et inclusive. Une densité syndicale élevée et une vaste

couverture de la négociation collective, ainsi que la centralisation/coordination des négociations salariales vont en général de pair avec une inégalité salariale plus faible, aussi bien dans les pays de l’OCDE que dans les économies émergentes, même si des désaccords existent quant à l’ampleur de ces effets et à la question de savoir s’ils s’appliquent également aux femmes (OCDE, 2004 ; Golden et Londregan, 2006 ; Card et al., 2003 ; Hayter, 2015). La couverture syndicale, plus que l’appartenance à un syndicat, semble plus importante car dans de nombreux pays, les conventions collectives ont des ramifications juridiques ou administratives au sein des secteurs industriels.

La lutte contre la segmentation du marché du travail et une protection de l’emploi plus équilibrée sont d’autres éléments importants sur lesquels doivent porter les mesures visant à accroître la qualité de l’emploi et à remédier aux inégalités. L’emploi temporaire est associé à des revenus du travail plus faibles, aujourd’hui et sur le long terme. Si les emplois temporaires peuvent représenter un tremplin vers un emploi plus stable, ils risquent de s’y substituer au lieu de favoriser l’adéquation des offres et des demandes d’emploi. Par ailleurs, dans certains pays, la probabilité d’effectuer la transition vers un emploi stable est faible en raison d’une forte segmentation du marché du travail, une caractéristique qui met en lumière la nécessité d’améliorer la cohérence des législations sur la protection de l’emploi (LPE) applicables aux travailleurs titulaires de différents types de contrat.

Depuis le début de la crise économique récente, un certain nombre de pays doté d’une LPE relativement stricte régissant les contrats permanents ont entrepris des réformes visant à assouplir leurs réglementations sur les licenciements individuels ou collectifs, réduisant ainsi l’écart de sévérité des réglementations applicables aux travailleurs permanents et temporaires. Ces réformes devraient permettre d’améliorer l’affectation de la main-d’œuvre à des utilisations plus productives, tout en réduisant la dualité du marché du travail. Toutefois, à court terme, certains travailleurs risquent d’être pénalisés par ce processus de réaffectation ; le nombre des licenciements risque fort d’augmenter, avec, pour les travailleurs concernés, une perte de revenu à la clé (OCDE, 2013f). Il est par conséquent important que les gouvernements prévoient des programmes appropriés de protection sociale et d’allocations chômage, ainsi que des services efficaces de replacement. Toute réforme fructueuse de la LPE dépendra elle aussi de l’existence d’un dialogue solidement ancré entre les partenaires sociaux et le gouvernement.

Des services publics de l’emploi efficents peuvent également être bénéfiques à l’équité du marché du travail. Dans de nombreux pays, la réactivité et l’efficacité des politiques d’activation ont été améliorées par des réformes institutionnelles plus globales. Différentes lignes d’action ont été envisagées ; l’une d’elles consiste à fusionner l’aide à l’emploi et les services de gestion des prestations (Royaume-Uni, *JobCentre Plus*) ; une autre a abouti à la création d’une institution distincte chargée de coordonner la mise en œuvre des programmes sur le marché du travail et des dispositifs de soutien (États-Unis, *Workforce Investment Boards*), ou encore à l’instauration d’un système d’information intégré sur l’aide sociale (Turquie, *İŞKUR*). Une gestion minutieuse des performances peut améliorer davantage l’efficacité de ces initiatives, en particulier lorsque les services sont délocalisés (comme cela est le cas en Australie).

L’expérience tirée de pays tels que la Finlande, l’Irlande, la Suisse et l’Australie tend à démontrer que les approches de partenariat entre organisations et organismes (y compris ceux des secteurs privé et à but non lucratif) peuvent améliorer la coordination de la fourniture de services, en particulier pour les groupes de bénéficiaires défavorisés ou dans les régions connaissant un chômage élevé. En Finlande, l’alignement des incitations institutionnelles – le partage des coûts des prestations versées aux groupes cibles entre les

autorités nationales et locales – a accompagné l’élaboration de centres de services conjoints à l’intention des chômeurs de très longue durée.

La gestion des performances peut également permettre d’améliorer l’efficacité des services publics et privés de l’emploi. Les performances sont souvent mesurées en termes de placements en emploi et, en particulier pour les catégories les plus difficiles à aider, de résultats à plus long terme au regard de l’emploi. Toutefois, les objectifs dans ces domaines sont souvent fixés aux échelons national, régional et local, selon des modalités au coup par coup, telles que la négociation ou des améliorations progressives par rapport aux performances de l’année précédente. À l’opposé, l’Australie et la Suisse évaluent les performances des bureaux locaux de l’emploi en termes de résultats bruts, en procédant à des ajustements par régression, pour ce qui est des caractéristiques des demandeurs d’emploi et du marché du travail local. Cette approche favorise une évaluation concrète des variables concernées, contribue à mettre en lumière les facteurs influant sur les performances et, lorsqu’elle est élaborée convenablement, livre des classements relativement précis et objectifs des performances des bureaux locaux.

Compétences et éducation : Investir dans les opportunités

Investir dans le capital humain en améliorant les politiques des compétences et de l’éducation constitue la troisième piste d’action pour promouvoir l’égalité des chances et lutter contre les inégalités. Comme le montre l’analyse contenue au chapitre 2, l’incapacité des personnes issues de milieux socio-économiques défavorisés d’avoir accès à l’enseignement supérieur et de développer leur capital humain est au cœur des mécanismes de transmission par lesquels les inégalités affaiblissent la croissance économique. L’inverse est également vrai : l’élévation tendancielle des niveaux d’instruction et l’amélioration des compétences font partie des éléments les plus importants pour promouvoir la croissance économique à long terme et compenser, en partie, le creusement des inégalités au niveau des revenus du travail. L’investissement dans le capital humain doit commencer au cours de la période fondamentale de la petite enfance, et se poursuivre tout au long de l’éducation obligatoire, de manière à contribuer à garantir l’égalité des chances aux enfants issus des milieux défavorisés. S’agissant de la période suivant une transition réussie entre l’école et la vie professionnelle, il convient de prévoir des incitations suffisantes visant à encourager les travailleurs et les employeurs à continuer d’investir dans les compétences tout au long de la vie professionnelle.

Éducation et accueil des jeunes enfants : Mettre à profit le potentiel de la petite enfance, pour ne pas le perdre

L’importance attachée aux premières années est fondamentale pour lutter contre les inégalités socio-économiques dans l’éducation. La pauvreté dans l’enfance peut entraîner des lacunes dans le développement des enfants au cours des années formatrices ; ces lacunes peuvent s’aggraver et se traduire par des résultats plus négatifs à long terme et une incapacité, pour ces enfants, de tirer pleinement profit des interventions destinées à promouvoir leur développement. Cet enractinement de la pauvreté et des inégalités pendant plusieurs générations peut ainsi pénaliser la mobilité sociale.

Afin de lutter contre la pauvreté et de promouvoir le développement des enfants, les services d’accueil des jeunes enfants doivent permettre aux parents de travailler, et aux enfants d’âge préscolaire de bénéficier d’un environnement propice à l’apprentissage et au développement. Les résultats de l’enquête PISA de l’OCDE montrent que la participation à une éducation de qualité (telle que mesurée par le ratio enfants/personnel, la durée du programme et les dépenses par enfant) est associée à de meilleurs résultats en

compréhension de l’écrit à l’âge de 15 ans, en particulier pour les enfants issus de familles désavantagées sur le plan socio-économique (OCDE, 2013c). Un accès insuffisant et inégal aux services de garde d’enfants est le résultat de divers obstacles, à savoir la durée du congé parental, le coût des services, le système impôts-prestations et la qualité, l’accessibilité et la disponibilité des services.

Si les pays de l’OCDE comme les économies émergentes ont mis en place un enseignement primaire universel ou quasi-universel, la diminution des inégalités dans l’enseignement secondaire et supérieur reste problématique. En termes de niveau d’instruction, si les économies avancées ciblent leurs efforts sur le maintien dans la scolarité jusqu’à la fin du deuxième cycle de l’enseignement secondaire, les économies émergentes doivent pour leur part agir au niveau de l’enseignement secondaire du premier cycle – en améliorant les ressources consacrées à l’éducation et l’égalité de l’accès – avant de pouvoir s’attaquer à l’enseignement du deuxième cycle de l’enseignement secondaire. Les prestations monétaires conditionnelles peuvent contribuer à favoriser la scolarisation des enfants issus de groupes défavorisés, ainsi qu’en ont fait l’expérience plusieurs économies émergentes. En outre, mettre à niveau l’infrastructure matérielle, les qualifications des enseignants et la gouvernance des établissements scolaires est nécessaire pour améliorer la qualité de l’enseignement. L’Afrique du Sud a ainsi lancé un programme de bourses d’études afin d’inciter les élèves à poursuivre une carrière d’enseignant, et a mis en place en 2007 des incitations salariales représentant jusqu’à 10 % du salaire initial afin d’attirer les enseignants dans les zones rurales et isolées (Murtin, 2013).

Lutter contre les sorties prématurées du système éducatif – c’est-à-dire avant la fin du deuxième cycle de l’enseignement secondaire – est également fondamental et nécessite de repérer précocement les jeunes à risque, et de proposer un enseignement de soutien à ceux qui ont quitté trop tôt le système scolaire et se sont retrouvés au chômage ou inactifs. En Nouvelle-Zélande, par exemple, les établissements scolaires envoient régulièrement des rapports au Département de l’éducation sur tous les jeunes qui quittent le système scolaire avec ou sans diplôme. Les données contenues dans ces rapports sont filtrées par le Département, qui identifie les jeunes « à risque » (sur la base des informations relatives aux diplômes et aux notes) avant de les adresser directement à des prestataires de services spécialisés (OCDE, 2014c). Le décrochage scolaire étant un problème particulièrement grave parmi les élèves désavantagés sur le plan socio-économique, sa prise en compte est intrinsèquement liée aux questions d’équité et de mobilité sociale (OCDE, 2014f).

La réussite scolaire dépend non seulement de l’assiduité et des ressources dont disposent les établissements (en termes de capacités des enseignants ou de matériel, par exemple), mais également de l’implication des parents au processus d’apprentissage et des ressources disponibles dans les foyers. Par conséquent, les politiques d’aide aux parents d’enfants d’âge scolaire peuvent contribuer à limiter les risques de pauvreté et d’inégalités futures.

Politiques d’aide aux parents d’enfants d’âge scolaire

Ces politiques peuvent avoir pour objectif de promouvoir l’assiduité scolaire (de manière générale ou à des étapes cruciales) parmi les enfants de familles à bas revenu, ou de prendre en charge des coûts spécifiques liés au matériel scolaire, au repas ou à l’achat d’un uniforme, qui risqueraient de peser sur les revenus disponibles des familles pauvres. Au nombre des exemples de politiques conçues pour promouvoir l’assiduité à l’école dans les pays de l’OCDE figure, en Australie, la majoration des avantages fiscaux soumis

à des conditions de ressources en faveur des familles ayant des enfants de 13 à 15 ans. Cette majoration a pour objectif d'accroître le revenu des familles, et d'encourager les enfants à poursuivre leur scolarité dans les cas où il est envisagé que ceux-ci puissent sortir du système scolaire et travailler afin de compléter le revenu familial.

Au Mexique, des mesures de plus vaste portée, intitulées *Prospera* (anciennement *Oportunidades*) sont conçues pour favoriser la scolarisation des enfants appartenant à des familles pauvres. Au Brésil, les prestations monétaires du programme *Bolsa Família* sont soumises à la scolarisation des enfants entre la troisième année de l'école primaire et l'âge de 16 ans (voir le chapitre 7). Enfin, dans plusieurs pays de l'OCDE, des prestations monétaires ou des allègements fiscaux sont accordés aux familles dont les enfants poursuivent un enseignement supérieur ou une formation continue au lieu de rechercher un emploi, alors même qu'ils auraient l'âge de le faire. Au nombre des pays poursuivant cette stratégie figurent l'Autriche, la République tchèque, l'Allemagne et la Suisse (enseignement supérieur) ; et le Royaume-Uni (formation continue).

Les politiques spécifiquement conçues pour permettre aux familles d'acheter à leurs enfants le matériel scolaire dont ils ont besoin peuvent prendre la forme de versements en espèces réguliers ou ponctuels, comme en France, où les familles avec des enfants d'âge scolaire bénéficient d'une déduction fiscale régulière, ou de réductions d'impôts sur le revenu allouées aux familles dont les enfants sont scolarisés dans l'enseignement primaire et secondaire. C'est le cas en l'Irlande, où les familles ayant des enfants d'âge scolaire bénéficient d'une subvention pour l'achat des uniformes scolaires ; en Israël, où une prime annuelle est versée aux familles avec des enfants d'âge scolaire afin d'acheter du matériel scolaire ; en Corée, où une subvention à la scolarisation est versée dans le cadre de la *Patriot's Pension* ; et au Portugal, où un complément pour la scolarité (versé dans le cadre des allocations familiales principales) a été mis en place. Le Luxembourg verse lui aussi une allocation de rentrée scolaire ponctuelle pour chaque enfant.

Le soutien à la scolarité peut également prendre la forme de services, et le plus souvent d'une aide à la prise en charge du coût de l'alimentation. Les petits déjeuners et déjeuners gratuits et les distributions de lait permettent de répondre aux besoins nutritionnels des enfants en pleine croissance et en apprentissage. Une aide aux enfants pauvres sous la forme d'un soutien alimentaire (lait ou repas gratuits à l'école) est fournie au Mexique, au Royaume-Uni et aux États-Unis.

Des analyses récentes menées par l'OCDE montrent que les pays dotés des systèmes de garde d'enfants qui contribuent le plus à la diminution de la pauvreté optimisent l'accès à ces services par une fourniture universelle tout en ayant recours à des barèmes dégressifs (OCDE, 2015d). L'accès universel facilite la participation des parents au marché du travail et la dégressivité des coûts garantit que les ménages les plus pauvres peuvent eux aussi assumer ces coûts. Le Danemark et la France, par exemple, ont tous deux des systèmes de garde d'enfants universels, mais la fourniture de ces services au Danemark contribue davantage à la réduction de la pauvreté qu'en France en raison d'une structure de coûts dégressive. Parmi les pays de l'OCDE qui fournissent actuellement aux familles un accès universel aux services de garde d'enfants (à savoir au moins 15 heures par semaine pendant au moins deux années consécutives, indépendamment du revenu des parents et de leur statut au regard de l'emploi), figurent les pays nordiques, l'Australie, la France, la Hongrie, la Nouvelle-Zélande, l'Espagne et le Royaume-Uni. Le Danemark, la Finlande, la Hongrie et la Suède sont des exemples de pays dans lesquels la structure de coûts des services de garde d'enfants repose sur les différences de revenu et/ou les types de ménages.

Réduire les inégalités au niveau des résultats scolaires

Les politiques de l'éducation ciblées sur l'équité peuvent promouvoir la mobilité des revenus du travail entre les générations et réduire progressivement les inégalités de revenu. Les pays peuvent tendre vers cet objectif en donnant aux élèves désavantagés et favorisés les mêmes chances d'obtenir de bons résultats scolaires – les plaçant ainsi sur une trajectoire leur permettant d'atteindre un niveau d'instruction plus élevé et, à terme, d'obtenir des emplois de qualité.

Le potentiel de cette stratégie est démontré par quatre pays de l'OCDE qui ont obtenu de bons résultats en compréhension de l'écrit lors de l'enquête PISA 2012. Le Canada, la Finlande, le Japon et la Corée ont tous des systèmes pédagogiques qui attachent une grande importance à l'équité. Dans chacun de ces pays, les élèves qui ont obtenu de faibles niveaux de compétences lors de l'évaluation du PISA portant sur la compréhension de l'écrit ont été relativement peu nombreux, et une proportion élevée d'entre eux ont obtenu de meilleurs résultats que leur contexte socio-économique pouvait laisser prévoir.

Si chacun de ces pays met l'accent sur l'équité dans l'éducation, leurs approches diffèrent. Au Japon et en Corée, par exemple, il existe une forte mobilité des enseignants et des chefs d'établissement, ce qui favorise une répartition plus égale des enseignants et des chefs d'établissement les plus compétents. En Finlande, les établissements affectent des enseignants spécialement formés aux élèves en difficulté qui risquent de décrocher. La profession d'enseignant y est extrêmement selective, et le pays compte de très nombreux enseignants hautement qualifiés et bien formés. Au Canada, les élèves immigrés bénéficient de ressources éducatives égales ou supérieures – telles que des cours supplémentaires – à celles consacrées aux élèves canadiens, une mesure dont on estime qu'elle a permis d'améliorer leurs performances (OCDE, 2012b).

Moderniser les compétences pour éviter leur obsolescence

Les jeunes sont nombreux à entrer sur le marché du travail avec des compétences cognitives peu solides. Une faible maîtrise des chiffres et une compréhension de l'écrit défaillante sont étroitement associées à des revenus du travail plus faibles sur le long terme. L'apprentissage ne prend toutefois pas fin avec la formation initiale ; l'amélioration des compétences des adultes est un élément fondamental permettant de garantir l'employabilité continue des travailleurs, et de promouvoir leur avancement professionnel. Les travailleurs continuent d'apprendre sur le lieu de travail, et la formation liée à l'emploi est essentielle pour veiller à ce que les compétences ne deviennent pas obsolètes et à ce que les travailleurs puissent accéder à des emplois mieux rémunérés et réduire ainsi les inégalités.

L'Évaluation des compétences des adultes menée par l'OCDE en 2013 (PIAAC) a fait état d'écart considérables dans les compétences des travailleurs adultes en matière de maîtrise des chiffres, de compréhension de l'écrit et de résolution de problèmes. La formation liée à l'emploi est malheureusement souvent sous-optimale et ce sont en général les travailleurs qui en ont le moins besoin qui en bénéficient – à savoir ceux qui sont déjà pourvus de compétences élevées. En Angleterre, le projet pilote *Employer Ownership* a ainsi pour objectif d'améliorer la formation de la main-d'œuvre en en confiant la responsabilité aux employeurs. Ce dispositif permet à tous les employeurs d'accéder directement à des investissements publics pouvant aller jusqu'à 250 millions de GBP sur deux ans, pour concevoir et mettre en œuvre leurs propres solutions de

formation, y compris sous forme de contrats d'apprentissage, de cursus de formation ou de solutions préalables à l'emploi.

L'offre de formation est particulièrement faible dans les petites et moyennes entreprises (PME), ce qui est dû en partie à la difficulté, pour ces entreprises, de trouver et de financer des prestataires externes de formation, et au coût d'opportunité que représente, pour les employeurs des très petites entreprises, une formation dispensée sur le lieu de travail. Afin de remédier à ces difficultés, la Corée accorde une subvention aux prestataires privés ou publics de formation qui nouent des partenariats ou des consortiums avec des PME, lesquelles utilisent leurs infrastructures ou leurs équipements pour développer les compétences de leurs effectifs. Ces subventions peuvent couvrir les coûts relatifs aux infrastructures, aux équipements et à la rémunération des formateurs. Depuis 2003, les dépenses publiques allouées à ce programme ne cessent d'augmenter : en 2009, 231 000 travailleurs ont bénéficié de ces formations (*Source : Korean Research Institute for Vocational Education and Training – KRIVET*).

Comprendre la demande de compétences afin d'assurer l'alignement sur l'offre

Nombre de compétences ne sont pas pleinement utilisées sur le lieu de travail. Cela est notamment le cas, par exemple, pour les travailleurs dont les compétences ne sont pas en adéquation avec l'emploi. Or, la productivité dépend davantage de l'utilisation réelle des compétences que de leur maîtrise. Par conséquent, améliorer l'alignement de l'utilisation des compétences sur les compétences maîtrisées par la main-d'œuvre aurait pour effet de promouvoir une distribution des rémunérations plus égale. Des initiatives d'évaluation et d'anticipation des compétences sont fondamentales pour aligner l'offre et la demande de compétences, au même titre que la capacité de traduire les informations obtenues par le biais de ces outils en actions concrètes.

Si les investissements dans les compétences sont importants, il est essentiel de veiller à ce que les compétences enseignées à l'école soient pertinentes au regard du marché du travail. Dans le cas contraire, la demande non pourvue en compétences risque de renchérir certaines compétences rares, et de creuser davantage les inégalités de revenu. Afin de parvenir à une bonne adéquation entre les compétences que possède la main-d'œuvre et celles requises par les employeurs, les pays ont besoin d'informations de qualité sur les demandes et pénuries actuelles et futures en compétences, et doivent mettre en place des systèmes et des procédures efficaces afin de traduire ces informations en politiques et pratiques dans les domaines de l'éducation, de l'emploi et des migrations. En outre, les compétences qui présentent un intérêt pour les employeurs ne peuvent être développées que par les employeurs eux-mêmes, ou en coopération avec ceux-ci.

De nombreux pays se sont dotés de systèmes et d'outils permettant d'évaluer et d'anticiper les besoins de compétences. Ils suivent toutefois des approches très différentes pour ce qui est des modalités d'évaluation de ces besoins, de leur horizon temporel, et de la portée nationale/régionale/sectorielle de leurs interventions. Ainsi, le Canada procède à des analyses des besoins actuels de compétences parallèlement à des prévisions à moyen et long terme afin de déceler les besoins et déséquilibres futurs et d'adapter immédiatement l'action publique (par exemple, en repérant les perspectives que peuvent offrir les migrations ou en élaborant des programmes à court terme de formation pour les travailleurs), mais aussi les orientations stratégiques à plus long terme (conception de programmes d'apprentissage dans certains domaines, par exemple).

Les résultats de ces activités d'évaluation et d'anticipation des compétences sont largement utilisés dans l'élaboration de diverses politiques en lien avec les compétences

dans différents domaines. Dans l’éducation, ils sont régulièrement mis à profit pour informer l’élaboration des programmes et fixer les quotas d’étudiants dans les filières de l’enseignement secondaire du deuxième cycle, post-secondaire ou tertiaire. Dans de nombreux pays, les activités d’évaluation et d’anticipation des compétences sont spécifiquement liées à l’élaboration des programmes d’enseignement et de formation professionnels (EFP). Dans la politique du marché du travail, les informations sont utilisées pour mettre à jour les normes professionnelles (qui constituent un guide exposant aux employeurs les compétences, la formation et l’expérience nécessaires pour occuper un emploi donné) et pour concevoir les programmes d’apprentissage, de réorientation et de formation en cours d’emploi.

Des systèmes de prélèvements et de prestations pour une redistribution efficiente

Le quatrième domaine sur lequel doit porter toute stratégie publique efficace visant à diminuer les inégalités élevées a trait aux prélèvements et aux prestations. Les politiques dans ces domaines constituent les instruments de redistribution du revenu les plus directs et les plus puissants. La plupart des pays de l’OCDE ont largement recours aux impôts sur le revenu et aux prestations monétaires pour réduire les écarts de revenu. En moyenne, les inégalités de revenu au sein de la population d’âge actif sont réduites de 26 % dans la zone OCDE, et de 30 % en France et en Allemagne, contre 19 % aux États-Unis et 4-5 % au Chili et au Mexique. Dans la plupart des économies émergentes, l’effet d’une telle redistribution est beaucoup plus faible, souvent en raison du niveau moins élevé de dépenses sociales par habitant et d’une fiscalité dont l’efficacité est sapée par de hauts niveaux d’économie informelle. Par ailleurs, de même que dans les pays de l’OCDE, les dépenses sociales de prestations en nature – des services tels que l’éducation et la santé – ont généralement pour effet de diminuer les inégalités (voir le chapitre 7).

Dans le débat public, on affirme souvent que la redistribution par les prélèvements et les prestations est néfaste à la croissance économique. L’analyse contenue dans le présent rapport donne à penser qu’à condition d’être judicieusement pensée, une hausse des impôts et des prestations visant à réduire les inégalités ne nuit pas forcément à la croissance. Toutefois, en raison de ses répercussions importantes sur les inégalités et la croissance, sa conception ne souffre aucune approximation. Des travaux menés précédemment par l’OCDE (Arjona et al., 2001) montrent que les dépenses sociales actives, telles que les prestations liées à l’exercice d’une activité et les dépenses de garde d’enfants, sont associées à une croissance plus élevée que les dépenses « passives », telles que les allocations chômage, dont les effets peuvent effectivement être néfastes pour la croissance. Toutefois, il n’est pas toujours possible d’établir une distinction entre mesures « passives » et « actives », comme dans le cas des aides au retour à l’emploi. Des stratégies d’activation efficaces, par exemple, associent de plus en plus ces deux volets : en plus de préserver les moyens de subsistance des personnes ayant perdu leur emploi, elles favorisent leur retour à l’autonomie. OCDE (2012c) examine certains des arbitrages et complémentarités entre les réformes des prélèvements et prestations, les inégalités et la croissance.

L’assurance chômage atténue les risques vis-à-vis du marché du travail en limitant la volatilité des revenus et en apaisant les craintes de ne pas retrouver un emploi. Des conclusions récentes font état d’une forte concentration des risques de chômage et de bas salaire à l’extrême inférieure de la répartition (OCDE, 2015e). Une amélioration de la couverture par l’assurance chômage peut être une option intéressante pour promouvoir la sécurité des travailleurs, à condition que les incitations à l’emploi soient conservées dans les systèmes. Une telle sécurité est particulièrement importante pour les travailleurs

atypiques et les plus exclus du marché du travail, comme les chômeurs de longue durée, en particulier dans les pays où à la fois la portée et la générosité des prestations sont relativement limitées.

L'augmentation des hauts revenus survenue au cours des dernières décennies signifie que la capacité fiscale de cette catégorie a augmenté. En outre, l'analyse de l'évolution de la distribution du patrimoine, contenue au chapitre 6, a révélé que cette distribution était beaucoup plus concentrée que celle du revenu, un écart qui devrait encore se creuser à l'avenir, entraînant des effets négatifs sur la croissance économique. Les gouvernements devraient ainsi repenser leur système fiscal afin de veiller à ce que les individus les plus aisés supportent une juste part de l'impôt. Il existe plusieurs moyens d'y parvenir : on peut non seulement relever le taux d'imposition marginal des catégories riches, mais également améliorer la discipline fiscale, supprimer ou réduire les abattements dont les hauts revenus bénéficient généralement de façon disproportionnée et réévaluer le rôle des prélèvements sur toutes les formes de propriété et de patrimoine, y compris sur le transfert d'actifs. Si certains pays ont élargi l'assiette de l'impôt (Australie, Autriche, Danemark, Pays-Bas) ou ont entrepris de revoir à la baisse les crédits d'impôts (France, Grèce, Royaume-Uni), d'autres ont pris des mesures visant à réduire l'assiette de l'impôt sur le revenu par le biais de crédits d'impôts (Espagne, par exemple).

Afin de poursuivre efficacement les objectifs de mobilité sociale intergénérationnelle et d'égalité des chances, il convient de soumettre les plus-values sur les actifs légués à un taux d'imposition standard et d'imposer les légataires et non les testateurs. La plupart des pays de l'OCDE imposent les successions au niveau des légataires et non des testateurs, et les dernières années ont été marquées par l'abandon des droits de succession sur le patrimoine, par exemple en Australie et en Irlande. Pour favoriser la mobilité sociale intergénérationnelle, il est préférable d'imposer les successions au niveau du légataire et non du testateur, puisque c'est le montant reçu par les légataires qui compte et non le montant légué. Les droits de succession appliqués aux légataires peuvent contribuer à réduire les inégalités de revenu s'ils sont mis en œuvre de telle manière à ne pas avoir d'incidence sur les recettes fiscales (voir également Piketty, 2014).

Les pouvoirs publics doivent veiller à ce que les ménages aisés, mais aussi les entreprises multinationales, contribuent à l'effort fiscal. Il convient pour cela de prendre des mesures visant à accroître la transparence et la coopération internationale sur les règles fiscales afin d'éviter autant que faire se peut les abus de conventions fiscales (lorsque les entreprises structurent leurs finances en tenant compte des dispositions fiscales les plus favorables entre différents pays) et la planification fiscale. Dans ce cadre, les initiatives menées par l'OCDE sur le BEPS (érosion de la base d'imposition et prestation de bénéfices) contribuent à l'élaboration de politiques visant à améliorer la transparence et la discipline fiscale, et à garantir l'échange automatique d'informations entre autorités fiscales.

À l'extrême inférieure du spectre des revenus, les pertes importantes et persistantes des groupes à faible revenu soulignent la nécessité de prendre des mesures d'aide au revenu convenablement ciblées. Les prestations opérées par l'État ont un rôle essentiel à jouer en garantissant que les ménages pauvres ne tombent pas plus bas dans l'échelle des revenus. Elles doivent toutefois être accompagnées de mesures visant à aider ces ménages à retrouver l'autonomie, à éviter une dépendance à l'égard des prestations sur le long terme, et à soutenir les capacités des familles de compenser leurs pertes de revenu.

L'environnement budgétaire actuel permettrait d'améliorer encore l'efficience des mesures de lutte contre les inégalités. Un recours accru aux prestations liées à l'exercice

d'un emploi, qui incitent les individus à accepter un emploi rémunéré en leur garantissant un revenu complémentaire, pourrait être envisagé. Au cours de la dernière décennie, plusieurs pays ont élaboré des dispositifs qui associent des programmes de revenu minimum à des prestations actives liées à l'exercice d'un emploi, tels que le *Revenu de solidarité active* (RSA) en France. Des pays dont le système de prélèvements et de prestations a des effets redistributifs beaucoup plus faibles ont par ailleurs intensifié leurs efforts et mis en place des programmes de prestations destinés à renforcer la protection du revenu et à lutter contre les inégalités de revenu, tels que *Prospera, 65 y más* ou *SinHambre* au Mexique.

Plus généralement, si une protection sociale efficace doit pouvoir s'appuyer sur une base de ressources robuste et durable, elle n'oblige pas forcément les gouvernements à augmenter leur niveau de dépenses. Pour que les recettes fiscales soient utilisées de manière efficiente, les mesures d'aide sociale doivent être convenablement ciblées et mises en œuvre, et rendues accessibles en particulier aux personnes à bas revenu. Les mesures doivent par ailleurs être rapidement adaptables, conformément à l'évolution des revenus et de la situation sur le marché du travail, comme cela a été le cas lors de la crise récente.

Les dépenses sociales doivent être contracycliques, essentiellement parce que le besoin objectif de soutien est plus important pendant et après un ralentissement économique, et deuxièmement parce qu'il est peu probable que les phases d'expansion économique suffisent à elles seules à remédier aux coups portés par les récessions, en raison notamment du fait que les pertes de revenu subies en période de ralentissement s'installent généralement dans la durée (OCDE 2014a). Ainsi, des pays comme la France, le Portugal et les États-Unis ont élargi la portée des prestations hors emploi au début de la crise récente. Adapter les ressources allouées aux politiques actives du marché du travail conformément à la situation sur le plan du chômage est un autre bon exemple. Lorsque le nombre de demandeurs d'emploi augmente en période de récession, les gouvernements doivent veiller à ce que les services publics de l'emploi et la gestion des prestations et des programmes reçoivent des ressources appropriées, car ces services fonctionnent comme autant de « passerelles » vers les programmes d'activation. L'Australie, le Danemark et la Suisse ajustent automatiquement le budget de leurs politiques actives du marché du travail en fonction des conditions sur celui-ci. D'autres pays devraient envisager des dispositions similaires afin de protéger ce volet des dépenses sociales en périodes d'austérité budgétaire.

Notes

1. Les inégalités ont suivi des évolutions différentes dans les pays de l'OCDE : dans certains d'entre eux, la hausse des inégalités a essentiellement eu lieu pendant les années 80 et 90 (Nouvelle-Zélande, Royaume-Uni, Mexique) alors que dans d'autres, elle n'est survenue que plus tard (pays nordiques, par exemple), voir OCDE 2011 (graphique 2).
2. Les niveaux d'inégalité de revenu notifiés par l'Inde et l'Indonésie sont plus proches de la moyenne de l'OCDE. Il convient toutefois de noter que les indicateurs utilisés reposent sur des concepts et des méthodes différents (voir le chapitre 7, encadré 7.1).
3. Si une grande attention a été apportée à la comparabilité des concepts et des données, l'évaluation des niveaux de patrimoine et de sa concentration dépend de ce que l'on exclut du concept de patrimoine utilisé. Cette remarque s'applique en particulier aux pensions vieillesse (voir le chapitre 6).

Bibliographie

- Atkinson, A.B. (2015), *Inequality: What Can Be Done?*, Harvard University Press.
- Arjona, R., M. Ladaique et M. Pearson (2001), « Growth, Inequality and Social Protection », *OECD Labour Market and Social Policy Occasional Papers*, n° 51, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/121403540472>.
- Bénabou, R. et J. Tirole (2006), « Belief in a Just World and Redistributive Politics », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 121, n° 2, pp. 699-746.
- Card, D., Lemieux, T. et W. Riddel (2003), « Unions and Wage Inequality », *Journal of Labor Research*, vol. 25, n° 4, pp. 519-559.
- Causa, O., A. de Serres et N. Ruiz (2014), « Can Pro-growth Policies Lift All Boats? An Analysis Based on Household Disposable Income », *Documents de travail du Département des affaires économiques*, n° 1180, Éditions OCDE, Paris, www.oecd.org/eco/Can_pro-growth_policies_lift_all_boats_an_analysis_based_on_household_disposable_income.pdf.
- Clerc, M. (2014), « Le positionnement sur l'échelle des niveaux de vie », *Insee Première*, n° 1515, www.insee.fr/fr/themes/document.asp?reg_id=0&ref_id=ip1515.
- Cournède, B., P. Garda et V. Ziemann (2015), « Effects of Economic Policies on Microeconomic Stability », *Documents de travail du Département des affaires économiques*, n° 1201, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5js3f5cwj3jb-en>.
- Förster, M., A. Llena-Nozal et V. Nafilyan (2014), « Trends in Top Incomes and their Taxation in OECD Countries », *Documents de travail de l'OCDE sur les questions sociales, l'emploi et les migrations*, n° 159, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5jz43jhlz87f-en>.
- Golden, M.A. et J.B. Londregan (2006), « Centralization of Bargaining and Wage Inequality: A Correction of Wallerstein », *American Journal of Political Science*, vol. 50, n° 1, pp. 208-213, janvier.
- Hayter, S. (2015), « Unions and Collective Bargaining », in J. Berg (ed.), *Labour Markets, Institutions and Inequality*, Edward Elgar Publishing, OIT, Genève, pp. 95-122.
- Murtin, F. (2013), « Improving Education Quality in South Africa », *Documents de travail du Département des affaires économiques*, n° 1056, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5k452klfn9ls-en>.
- Niehues, J. (2014), « Subjective Perceptions of Inequality and Redistributive Preferences: An International Comparison », *IW-TRENDS Discussion Papers*, n° 2, Cologne Institute for Economic Research.
- OCDE (2015a), « Economic Policy Brief: Pro-growth Reforms: Their Impact on Income Inequality and Household Economic Vulnerability », Éditions OCDE, Paris, www.oecd.org/economy/Pro-growth-reforms-impact-on-income-inequality-brief.pdf.

- OCDE (2015b), *Réformes économiques 2015 : Objectif croissance*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/growth-2015-fr>.
- OCDE (2015c), « Focus on Minimum Wages After the Crisis: Making Them Pay », OCDE, Paris, www.oecd.org/social/Focus-on-Minimum-Wages-after-the-crisis-2015.pdf.
- OCDE (2015d, à paraître), *Comparing the Effectiveness and Efficiency of Family Cash Benefits and Services*, Éditions OCDE, Paris.
- OCDE (2015e), *Perspectives de l'emploi de l'OCDE 2015*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2015-fr.
- OCDE (2014a), *Panorama de la société 2014 : Les indicateurs sociaux de l'OCDE*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/soc_glance-2014-fr.
- OCDE (2014b), *Réformes économiques 2014 : Objectif croissance rapport intermédiaire*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/growth-2014-fr>.
- OCDE (2014c), *Perspectives de l'emploi de l'OCDE 2014*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2014-fr.
- OCDE (2014d), *All on Board – Making Inclusive Growth Happen*, Éditions OCDE, Paris, www.oecd.org/inclusive-growth/All-on-Board-Making-Inclusive-Growth-Happen.pdf.
- OCDE (2014e), *The OECD Framework for Inclusive Growth*, Éditions OCDE, Paris, www.oecd.org/mcm/IG_MCM_ENG.pdf.
- OCDE (2014f), *Investing in Youth: Brazil*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264208988-en>.
- OCDE (2013a), *Réformes économiques 2013 : Objectif croissance*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/growth-2013-fr>.
- OCDE (2013b), « Recommandation du Conseil sur l'égalité entre hommes et femmes en matière d'éducation, d'emploi et d'entrepreneuriat », OCDE, Paris, [www.oecd.org/gender/C-MIN\(2013\)5-ENG.pdf](http://www.oecd.org/gender/C-MIN(2013)5-ENG.pdf).
- OCDE (2013c), « Le Plan d'action de l'OCDE pour les jeunes », OCDE, Paris, www.oecd.org/els/emp/Youth-Action-Plan.pdf.
- OCDE (2013d), *Résultats du PISA 2012 : L'équité au service de l'excellence : Offrir à chaque élève la possibilité de réussir*, PISA, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264205321-fr>
- OCDE (2013e), *Perspectives de l'OCDE sur les compétences 2013 : Premiers résultats de l'Evaluation des compétences des adultes*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264204096-fr>.
- OCDE (2013f), *Perspectives de l'emploi de l'OCDE 2013*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2013-fr.
- OCDE (2012a), *Inégalités hommes-femmes : Il est temps d'agir*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264179660-fr>.

OCDE (2012b), « Quelle est l’ampleur des inégalités de revenus dans le monde – et comment l’éducation peut-elle aider à les réduire ? », Les Indicateurs de l’éducation à la loupe, n° 04/2012, Éditions OCDE, Paris, [www.oecd.org/edu/skills-beyond-school/EDIF%202012--N%C2%B04%20\(FR\)--Final.pdf](http://www.oecd.org/edu/skills-beyond-school/EDIF%202012--N%C2%B04%20(FR)--Final.pdf)

OCDE (2012c), « Inégalités de revenus et croissance : Le rôle des impôts et des transferts », *Notes de politique économique du Département des affaires économiques de l’OCDE*, n° 9, janvier 2012, www.oecd.org/fr/eco/croissance/49446673.pdf.

OCDE (2011), *Toujours plus d’inégalité – Pourquoi les écarts de revenus se creusent*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264119550-fr>.

OCDE (2010), *Maladie, invalidité et travail : Surmonter les obstacles : Synthèse des résultats dans les pays de l’OCDE*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264088856-en>.

OCDE (2008), *Croissance et inégalités - Distribution des revenus et pauvreté dans les pays de l’OCDE*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264044210-fr>.

OCDE (2004), *Perspectives de l’emploi de l’OCDE 2004*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2004-fr.

OCDE-OIT-FMI-Banque mondiale (2014), « Achieving Stronger Growth by Promoting a More Gender Balanced Economy », report rédigé pour la réunion des ministres du Travail et de l’Emploi du G20, Melbourne, Australie, 10-11 septembre 2014.

Osberg, L. et T. Smeeding (2006), « “Fair Inequality”? Attitudes Toward Pay Differentials: The United States in Comparative Perspective », *American Sociological Review*, vol. 71, n° 3, pp. 450-473.

Ostry, J., A. Berg et C. Tsangarides (2014), « Redistribution, Inequality, and Growth », *IMF Staff Discussion Note*, février.

Piketty, T. (2014), *Le capital au XXIe siècle*, Harvard University Press.

Bases de données

Base de données de l’OCDE sur la distribution des revenus,
www.oecd.org/fr/social/donnees-distribution-revenus.htm.

Base de données de l’OCDE sur la distribution des patrimoines,
<http://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=WEALTH&lang=FR>.

Annexe 1.A1
Principaux indicateurs des inégalités de revenu et de pauvreté

Tableau 1.A1.1. Principaux indicateurs de la distribution du revenu disponible des ménages et de la pauvreté, 2007, 2011 et 2013 ou dernière année disponible

	Coefficient de Gini	Rapport entre revenu du 90e centile et du 10e centile	Part du revenu total						Taux de pauvreté (seuil relatif)						Taux de pauvreté (seuil établi au niveau de 2005)								
			2013 ou dernière année disponible			2013 ou dernière année disponible (%)			2013 ou dernière année disponible			2013 ou dernière année disponible (%)											
			2007	2011	2007	2011	2007	2011	2007	2011	2007	2011	2007	2011	2007	2011							
Australie	0,336	..	0,326	0,276	0,326	0,276	9,3	7,0	2,8	7,2	19,7	63,0	39,8	24,4	14,6	12,9	7,9	11,3	33,5	4,6	..	8,2	
Autriche	0,284	0,281	0,282	0,275	0,268	0,275	6,9	6,7	6,3	5,9	3,6	8,8	22,6	58,6	35,2	20,8	9,5	10,2	11,4	8,7	7,8	8,4	7,3
Bolgique	0,318	0,315	..	0,315	..	0,315	8,6	8,6	2,8	7,6	20,4	62,2	39,1	24,2	11,3	11,8	..	14,4	13,1	11,8	6,7	9,3	..
Canada	0,511	0,503	..	0,503	..	0,503	28,5	26,5	1,5	4,3	75,3	56,4	40,9	19,2	17,8	..	23,5	15,1	15,1	20,5	14,3	20,6	14,7
Chili	0,257	0,262	0,256	0,256	0,256	0,256	5,3	5,6	5,4	4,0	9,9	24,3	58,0	35,7	21,7	5,5	6,3	8,2	5,7	4,9	2,8	3,3	4,2
Rép. tchèque	0,246	0,251	0,249	0,249	0,249	0,249	5,1	5,2	5,2	4,0	9,8	24,3	57,3	34,5	20,8	6,1	5,8	5,4	2,7	21,7	3,5	4,6	4,6
Danemark	0,236	0,239	0,239	0,239	0,239	0,239	8,2	9,6	9,7	2,6	7,0	19,0	64,2	40,9	25,0	14,1	11,8	12,3	11,8	13,5	12,2	9,0	4,4
Estonie	0,269	0,264	0,262	0,262	0,262	0,262	5,8	5,6	5,5	3,9	9,4	23,6	58,3	35,5	21,5	7,8	7,5	7,1	4,6	15,9	6,3	4,9	4,6
Finlande	0,293	0,309	0,306	0,306	0,306	0,306	6,8	7,4	7,4	3,4	8,5	21,8	61,3	39,5	25,3	7,2	8,0	8,1	13,7	7,1	3,8	..	7,1
France	0,287	0,291	0,289	0,289	0,289	0,289	6,7	6,8	6,6	3,6	8,8	22,4	60,2	37,8	23,5	8,5	8,7	8,4	7,4	12,5	7,7	9,2	8,6
Allemagne	0,333	0,337	0,340	0,340	0,340	0,340	10,5	12,7	12,3	2,0	6,4	18,8	63,6	40,3	25,1	13,3	15,2	15,1	21,4	21,2	14,8	6,9	11,4
Grece	0,272	0,289	0,288	0,288	0,288	0,288	6,0	7,3	7,2	3,1	8,3	22,0	60,2	37,0	22,5	6,4	10,3	10,1	11,8	11,9	8,6	7,2	..
Hongrie	0,286	0,256	0,256	0,256	0,256	0,256	6,5	5,7	5,6	3,8	9,6	24,0	57,9	35,2	21,3	6,7	5,9	6,3	8,1	11,4	5,0	3,0	3,8
Islande	0,305	0,302	0,304	0,304	0,304	0,304	7,0	7,6	7,4	3,2	8,3	21,3	61,6	38,7	23,8	9,6	8,4	8,7	10,5	8,1	6,9	5,0	7,2
Italie	0,371	0,377	0,360	0,360	0,360	0,360	13,4	12,5	14,9	1,7	5,5	17,1	65,8	41,8	25,6	19,9	20,9	..	18,6	16,6	24,1	13,9	17,8
Italie	0,313	0,323	0,327	0,327	0,327	0,327	8,9	10,3	11,4	2,2	6,9	19,7	62,8	39,7	24,7	11,9	12,8	12,7	17,4	14,7	12,1	9,3	10,7
Japon	0,329	0,336	..	0,336	..	0,336	10,3	10,7	..	2,3	6,5	18,9	63,7	40,0	24,4	15,7	16,0	..	15,7	18,7	13,9	19,4	12,9
Corée	0,312	0,307	0,302	0,302	0,302	0,302	10,0	10,2	10,1	2,2	6,8	20,5	61,1	37,1	22,5	14,6	14,6	14,6	14,6	14,6	9,1	9,7	14,4
Luxembourg	0,279	0,278	0,302	0,302	0,302	0,302	6,2	6,0	7,4	3,4	8,5	21,6	61,1	38,7	24,2	7,2	8,3	8,4	12,5	8,2	8,0	3,0	9,1
Mexique	0,475	0,466	0,482	0,482	0,482	0,482	28,5	30,5	32,5	1,2	3,9	12,5	73,9	52,9	36,7	20,9	20,4	21,4	6,7	7,4	7,9	10,7	19,7
Pays-Bas	0,285	0,283	0,278	0,278	0,278	0,278	6,6	6,7	6,7	3,4	8,8	22,7	59,4	36,7	22,4	6,7	6,7	6,7	21,9	6,1	2,0	6,6	7,1
Nlle-Zélande	0,330	0,323	0,333	0,333	0,333	0,333	8,3	8,0	8,2	3,1	7,6	19,7	63,8	40,7	25,7	11,0	9,8	9,9	12,8	10,4	8,9	8,2	5,5
Norvège	0,250	0,250	0,253	0,253	0,253	0,253	5,9	6,1	6,2	3,3	9,1	24,1	57,3	34,5	20,6	7,8	7,7	8,1	5,9	30,0	5,7	4,1	5,0
Pologne	0,316	0,306	0,298	0,298	0,298	0,298	8,1	7,8	7,4	3,2	6,1	21,5	61,0	38,1	23,2	9,6	11,2	10,4	12,7	10,3	8,0	5,1	3,8
Portugal	0,360	0,343	0,338	0,338	0,338	0,338	10,4	10,0	10,1	2,6	7,0	19,5	63,7	41,1	25,9	12,8	12,0	12,9	17,8	15,8	12,5	8,1	10,7
Rép. slovaque	0,249	0,264	0,251	0,251	0,251	0,251	5,7	5,5	5,7	3,5	9,1	23,8	57,7	34,2	19,7	7,0	8,5	14,9	7,6	3,0	8,0	3,3	2,3
Slovénie	0,240	0,247	0,250	0,250	0,250	0,250	5,3	5,4	5,7	3,7	9,2	23,9	57,4	34,2	20,0	8,0	8,9	8,6	15,9	6,6	5,5	6,9	8,2
Espagne	0,326	0,342	0,335	0,335	0,335	0,335	9,9	12,1	11,7	2,1	6,5	19,0	63,7	40,1	24,4	14,5	14,7	14,1	21,0	16,8	13,5	6,8	12,6
Suède	0,259	0,273	0,274	0,274	0,274	0,274	5,8	6,3	3,5	8,7	22,7	59,0	36,1	21,9	8,4	9,7	9,0	8,3	17,8	7,4	5,8	..	5,0
Suisse	..	0,289	0,285	0,285	0,285	0,285	7,0	6,7	6,7	3,5	8,7	22,4	59,8	37,3	23,2	..	10,5	9,1	8,0	6,6	6,1	7,9	6,1
Turquie	0,409	0,412	0,412	0,412	0,412	0,412	14,5	15,2	2,1	5,6	16,0	69,0	47,4	31,7	17,0	19,2	28,4	16,2	14,4	18,4	17,8
Royaume-Uni	0,361	0,344	0,351	0,351	0,351	0,351	9,6	10,5	2,7	7,2	7,2	64,5	42,6	28,0	11,6	9,5	10,5	10,4	9,6	13,4	5,3	11,4	10,6
Etats-Unis	0,378	0,390	0,401	0,401	0,401	0,401	15,1	17,9	18,8	1,6	5,2	16,0	68,2	45,5	30,0	17,3	17,9	17,6	21,5	11,9	21,5	19,4	19,5
OCE	0,314	0,314	0,315	0,315	0,315	0,315	9,2	9,5	2,9	7,7	20,6	62,2	39,4	24,6	11,0	11,2	13,3	13,8	9,9	12,6	8,7	7,6	9,5

Tableau 1.A1.1. Principaux indicateurs de la distribution du revenu disponible des ménages et de la pauvreté, 2007, 2011 et 2013 ou dernière année disponible (suite)

Note :

Les données sur la distribution des revenus font référence à la population totale et reposent sur le concept de revenu équivalent des ménages, à savoir le revenu disponible corrigé de la taille des ménages. Le coefficient de Gini est compris entre 0 (tous ont le même revenu) et 1 (un seul individu reçoit tout le revenu). Le rapport entre le revenu du 90^e centile et du 10^e centile fait référence au rapport entre le revenu moyen des 10 % supérieurs et le revenu moyen des 10 % inférieurs dans la répartition des revenus. Le seuil de pauvreté est égal à 50 % du revenu disponible médian dans chaque pays. Les travailleurs pauvres sont les personnes dont le revenu est inférieur au seuil de pauvreté, vivant dans des ménages dont le chef est en âge de travailler et avec au moins un travailleur.

Les données les plus récentes disponibles font référence à 2014 pour la Hongrie ; 2013 pour les États-Unis, la Finlande, la Hongrie, Israël et les Pays-Bas, 2011 pour le Canada, le Chili et la Turquie, 2009 pour le Japon, et 2012 pour les autres pays. Les données pour 2011 font référence à 2012 pour la Corée, les États-Unis et la Hongrie ; 2010 pour le Mexique ; et 2009 pour le Japon. Les données pour 2007 font référence à 2008 pour l'Allemagne, l'Australie, l'Espagne, les États-Unis, la France, Israël, le Mexique, la Nouvelle-Zélande, la Norvège et la Suède ; 2006 pour le Chili et le Japon. La série est interrompue pour Israël après 2011. Dans le cas du Japon, les données reposent sur la Comprehensive Survey of Living Conditions, soumise à l'OCDE par le Japon. D'autres enquêtes, telles que la National Survey of Family Income and Expenditure semblent faire état d'une baisse des niveaux d'inégalité de revenu et de pauvreté en 2009. Le manque de données au-delà de 2009 est dû au fait que les autorités japonaises n'ont fourni aucune estimation récente. La moyenne de l'OCDE n'inclut pas Israël. La moyenne de l'OCDE pour 2011 inclut des données de 2012 pour la Hongrie. La moyenne de l'OCDE pour la dernière année disponible inclut des données de 2011 pour le Canada, le Chili et la Turquie, et de 2009 pour le Japon.

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus, www.oecd.org/fr/social/donnees-distribution-revenus.htm.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208820>

Encadré 1.A1.1. Vers une meilleure compréhension de la perception individuelle des inégalités de revenu

Les chercheurs et offices de statistiques du monde entier publient régulièrement des statistiques sur les inégalités de revenu qui se retrouvent souvent à la une des journaux. Le degré de perception de ces inégalités par les individus demeure incertain, de même que le degré d'inégalité considéré comme étant "idéal" ou "acceptable". La seconde question, qui a trait aux préférences en matière de répartition du revenu et d'autres ressources quantifiables, a une longue histoire dans les sciences sociales (Bénabou et Tirole, 2006 ; Osberg et Smeeding, 2006). La première question, c'est-à-dire la mesure dans laquelle les individus se font une idée juste de la répartition des revenus dans leur pays, et de leur position dans cette répartition, suscite un intérêt moindre, même si l'on peut avancer qu'elle est tout aussi importante.

Des recherches menées à l'aide de données extraites du cycle de 2009 du Programme international d'enquêtes sociales sur les inégalités sociales montrent que les personnes ont une perception systématiquement erronée du niveau des inégalités de revenu dans leur pays, bien que souvent dans des directions différentes (Niehues, 2014). Ainsi, alors que les personnes vivant en Hongrie, en Slovénie, en République slovaque et en République tchèque surestiment les inégalités de revenu dans leur pays, les habitants des pays nordiques semblent pour leur part conscients de vivre dans une société relativement égale, alors que les habitants des États-Unis sous-estiment fortement l'ampleur des inégalités de revenu.

La question de la perception (juste ou erronée) qu'ont les individus des inégalités de revenu suscite également l'intérêt des offices nationaux de statistiques. En 2011, l'Institut national français de la statistique et des études économiques (INSEE) a lancé une enquête dans laquelle les participants étaient invités à se positionner sur l'échelle des revenus : les résultats ont montré que si pour 45 % il n'existe qu'un faible écart entre la perception et la réalité, la plupart des individus pauvres (trois sur cinq) surestimaient leur position, et la plupart des individus aisés (quatre sur cinq) la sous-estimaient. De même, une enquête menée par TNS Gallup en Finlande a révélé que si l'idée que se font la plupart des individus d'un "faible revenu" correspond relativement étroitement à celle utilisée par *Statistics Finland*, le revenu des participants influe leur perception : plus le revenu est élevé, plus ils ont une idée élevée de ce qui constitue un « faible » revenu et un revenu « élevé ».

L'outil de l'OCDE « Comparez votre revenu » (www.oecd.org/statistics/compare-your-income.htm) permet à des utilisateurs des différents pays de l'OCDE de comparer leurs perceptions et la réalité, c'est-à-dire leur position dans l'échelle des revenus de leur pays. Cet outil, similaire à ceux disponibles dans divers pays, repose sur les données les plus récentes extraites de la *Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus* (<http://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=IDD&lang=fr>). Si cette application est entièrement anonyme, elle permettra de générer des informations sur les perceptions et les caractéristiques des utilisateurs grâce auxquelles, dès lors qu'elles auront été recueillies en nombre suffisant, différents types d'analyse pourront être menés.

Quelle est votre part ?

[English](#) [Français](#) [Español](#) [Italiano](#)

Lorsque vous pensez au revenu de votre foyer, vous estimez-vous riche, pauvre ou dans la moyenne ? La plupart d'entre nous n'ont aucune idée ou se trompent sur leur situation par rapport au reste de la population. Mais ici, en 10 clics, vous pourrez voir combien de ménages sont mieux ou moins bien lotis que vous et confronter votre vision d'un monde idéal à la réalité.

[Cliquez ici pour en savoir plus sur la méthode utilisée pour concevoir cet outil.](#)


DES POLITIQUES MEILLEURES
POUR UNE VIE MEILLEURE

Commencez

- ① Dites-nous qui vous êtes
- ② Décrivez-nous votre monde idéal
- ③ En réalité...



Chapitre 2

Impact des inégalités de revenu sur la croissance économique

Le présent chapitre utilise des données harmonisées couvrant les pays membres de l'OCDE sur les 30 dernières années pour examiner, dans un premier temps, si les disparités de revenu ont un impact sur la croissance future. Il considère en particulier les conséquences pour la croissance des disparités de revenu à différents niveaux de leur distribution, en utilisant les indicateurs des inégalités « au sommet » et « à la base » de la distribution. Le chapitre examine ensuite la « théorie de l'accumulation du capital humain », qui décrit l'un des principaux circuits par lesquels les inégalités sont réputées avoir un impact sur la croissance économique. En partant de l'analyse des microdonnées du Programme international pour l'évaluation des compétences des adultes (PIAAC), il examine les conséquences des disparités de revenu pour le développement des compétences des personnes dont les parents ont des niveaux d'études différents tant en termes quantitatifs (nombre d'années de scolarité) que qualitatifs (maîtrise des compétences).

2.1. Introduction et principaux résultats

Comme indiqué au chapitre 1, les inégalités de revenu ont augmenté au cours des 30 dernières années dans la grande majorité des pays membres de l'OCDE. Nombre de ces derniers ont pour priorité de mettre un terme à cette progression. Ils craignent notamment qu'un déséquilibre persistant du partage des bénéfices de la croissance nourrisse un certain ressentiment social, alimente les sentiments populistes et protectionnistes et engendre l'instabilité politique. Les récents débats, en particulier aux États-Unis, sur la possibilité que la montée des inégalités soit l'une des causes de la crise financière de 2008 incitent également les responsables de l'action publique à porter leur attention sur cette question¹.

L'intérêt grandissant porté aux inégalités s'explique aussi par le fait que l'augmentation, cumulativement importante et parfois rapide, des disparités de revenu pourrait avoir une incidence sur la croissance économique et sur la vitesse à laquelle les pays sortiront de la récession actuelle. Les inégalités sont-elles une condition préalable à la croissance ? Ou bien une dispersion plus marquée des revenus entre les individus compromet-elle cette dernière ? Et quels sont les principaux circuits par lesquels les inégalités exercent leurs effets sur les résultats économiques ? La présente analyse, qui vient s'ajouter aux études récemment réalisées pour examiner à nouveau ces questions controversées qui se posent de longue date (voir Ostry et al., 2014 ; Halter et al., 2014), considère le cas des pays membres de l'OCDE.

Le présent chapitre commence par un rapide survol des études théoriques et des travaux empiriques sur la manière dont les inégalités pourraient affecter la croissance. La section 2.2 présente l'essentiel des nouvelles données empiriques sur les relations entre les inégalités de revenu et la croissance économique. La section 2.3 examine l'un des principaux mécanismes de transmission entre inégalités et croissance, à savoir le capital humain. La section 2.4 présente les conclusions de l'analyse.

Le chapitre aboutit aux grandes conclusions suivantes :

- Lorsque les inégalités de revenu augmentent, la croissance économique ralentit.
- L'effet négatif des inégalités sur la croissance est déterminé par la partie inférieure de la distribution des revenus : non pas seulement les 10 % les plus pauvres, mais les 40 % des personnes affichant les revenus les plus faibles.
- La redistribution par le biais de l'impôt sur le revenu et de prestations monétaires ne nuit pas nécessairement à la croissance.
- Les inégalités ont un impact négatif sur la croissance par le biais du capital humain : plus les inégalités de revenu sont marquées, moindre est la probabilité que les ménages ayant de faibles revenus investissent dans l'éducation.

2.2. Incidence potentielle des inégalités sur la croissance économique

Au cours des dernières décennies, de nombreux travaux de recherche théoriques et empiriques ont tenté de déterminer si les inégalités étaient favorables ou néfastes à la croissance. Les études théoriques font état de mécanismes qui corroborent ces deux possibilités, tandis que les nombreuses analyses empiriques qui visent à faire la différence entre ces mécanismes n'y parviennent généralement pas. Cette section présente un bref tour d'horizon des ouvrages théoriques et empiriques, en mettant en lumière les

principaux points en lien avec la méthodologie et les mesures, afin de préparer le terrain aux nouveaux travaux consacrés aux pays de l'OCDE, qui sont décrits ci-après.

Études théoriques

En fonction des théories, les inégalités peuvent influer sur la croissance de manière aussi bien positive que négative. Le creusement des inégalités pourrait *réduire* la croissance si :

- *Théorie A* : l'accroissement des inégalités devient inacceptable pour les électeurs, qui insistent alors pour obtenir un alourdissement de la fiscalité et des réglementations, ou qui cessent d'avoir confiance dans les entreprises et dans les politiques favorables à ces dernières, ce qui, dans tous les cas, peut éroder les incitations à investir. Cette théorie est qualifiée de théorie de la « politique budgétaire endogène », voir Bertola, 1993 ; Alesina et Rodrik, 1994 ; Persson et Tabellini, 1994 ; Perotti, 1996)². Dans les cas extrêmes, les inégalités peuvent être source d'instabilité politique et de troubles sociaux, et entraver la croissance (Alesina et Perotti, 1996 ; Keefer et Knack, 2000).
- *Théorie B* : l'existence d'imperfections sur les marchés financiers signifie que la capacité des individus à investir dépend du niveau de leurs revenus ou de leur patrimoine. Si tel est le cas, les personnes pauvres peuvent ne pas avoir les moyens de procéder à des investissements qui en valent la peine. Par exemple, les ménages ayant de faibles revenus peuvent décider de mettre un terme à la scolarité à plein temps de leurs enfants parce qu'ils n'ont pas les moyens d'acquitter les frais de scolarité, même si le taux de rendement de l'éducation est élevé (aussi bien pour l'individu que pour la société). Ce sous-investissement des ménages pauvres signifie à son tour que le produit global sera plus faible que si les marchés financiers étaient parfaits³. Cette assertion, initialement exposée de manière formelle par Galor et Zeira (1993), est qualifiée de théorie d'« accumulation du capital humain »⁴.

L'idée que des inégalités plus marquées peuvent se traduire par un sous-investissement dans le capital humain par les segments les plus pauvres de la société a également motivé de nombreux travaux de recherche sur les conséquences des inégalités et sur la mobilité sociale et la répartition des compétences entre professions (Banerjee et Newman, 1993 ; Fershtman et al., 1996 ; Owen et Weil, 1998 ; Checchi et al., 1999 ; et Hassler et al., 2007).

- *Théorie C* : l'adoption de technologies de pointe dépend de l'existence d'une demande intérieure atteignant un montant minimum critique. Or cette demande risque de ne pas être suffisante si les segments les plus pauvres de la société n'ont guère de ressources. Bien qu'il soit issu des travaux effectués par Murphy et al. (1989) pour modéliser les premières étapes du décollage industriel, et qu'il ait, au départ, été considéré comme peu pertinent dans le cas des pays avancés, le mécanisme de transmission par la demande intérieure a de nouveau été mis en avant, par exemple dans le cadre du récent débat relatif aux conséquences de l'augmentation des inégalités aux États-Unis sur les résultats économiques (Krueger, 2012 ; Bernstein, 2013).

En revanche, un creusement des inégalités pourrait soutenir la croissance si :

- *Théorie D* : l'ampleur des inégalités incite à travailler davantage, à investir et à prendre des risques afin de tirer parti de taux de rentabilité élevés (Mirrlees, 1971 ; Lazear et Rosen, 1981)⁵. Par exemple, si les personnes très instruites sont nettement plus productives, le fort écart observé entre les taux de rentabilité peut inciter un plus grand nombre de personnes à faire des études.
- *Théorie E* : le creusement des inégalités favorise l'épargne globale et, par conséquent l'accumulation de capital, parce que les riches ont une propension plus faible à consommer (Kaldor, 1955 ; Bourguignon, 1981)⁶.

Données empiriques

Les vastes travaux empiriques visant à déterminer la direction des effets des inégalités sur la croissance sont récapitulés par Cingano (2014, Annexe 2). Son analyse fait état de l'absence de consensus sur le signe et la force de la relation. Peu d'études s'efforcent, de surcroît, de déterminer, parmi tous les effets théoriques possibles, quel est celui qui s'exerce, en partie du fait des multiples problèmes empiriques auxquels elles se heurtent, notamment :

- *La méthode d'estimation* : la plupart des travaux empiriques portent essentiellement sur des estimations sous forme réduite de l'impact des inégalités, dans le cadre théorique des modèles de croissance empiriques. Les premières études consacrées à ce sujet, qui étaient basées sur les écarts entre les pays, ont produit des coefficients négatifs (voir, par exemple, Alesina et Rodrik, 1994 ; Persson et Tabellini, 1994 ; Perotti, 1996). Les travaux réalisés par la suite, sur la base des écarts au sein d'un même pays (séries chronologiques de données de panel) sont, en revanche, parvenus à la conclusion qu'il existe un lien positif ou non significatif (Li et Zou, 1998 ; Forbes, 2000 ; Andrews et al., 2011)⁷. Les dernières analyses s'efforcent de considérer à la fois les écarts entre les pays et à l'intérieur de ceux-ci en utilisant la méthode généralisée des moments (GMM, voir l'encadré 2.1).
- *La qualité des données* : les études souffrent également dans une large mesure des insuffisances quantitatives et qualitatives des données comparatives sur la distribution des revenus dans les pays, car ces dernières proviennent généralement de sources nationales hétérogènes (c'est-à-dire de séries de données de sources « secondaires »). Les indicateurs des inégalités n'ont donc pas nécessairement la même couverture, la même unité de référence, les mêmes pondérations et ne reposent pas sur les mêmes définitions du revenu.
- *Les pays couverts* : l'analyse des études réalisées montre également que les catégories de pays auxquels se rapportent les données influencent les résultats. Les circuits qui impliquent l'existence d'une relation négative entre les inégalités et la croissance (en particulier, les imperfections du marché du crédit et l'instabilité sociopolitique) ont probablement un effet plus marqué dans les pays en développement que dans les pays avancés. Selon des travaux antérieurs, le lien entre inégalités et croissance est négatif dans les pays pauvres, mais positif ou non significatif dans les pays riches (Barro, 2000). Les études qui couvrent à la fois des pays en développement et des pays développés peuvent donc constater un effet moyen, et produire des résultats trompeurs.

- *Les indicateurs d'inégalité* : l'impact des inégalités sur la croissance est souvent analysé à partir d'un unique indicateur synthétique des inégalités de revenu (généralement le coefficient de Gini). Il est toutefois possible que les liens entre les inégalités et la croissance diffèrent en fonction de l'ampleur des inégalités en différents points de la distribution des revenus (Voitchovsky, 2005). Par exemple, nombre des mécanismes négatifs (comme les imperfections des marchés financiers ou l'instabilité politique) sont associés aux inégalités dans la partie inférieure de la distribution ; en revanche la plupart des mécanismes positifs (par exemple ceux qui sont basés sur des propensions à épargner différentes ou sur les incitations) sont plus susceptibles de dépendre du degré d'inégalité au sommet de la distribution des revenus. Une mesure statistique unique des inégalités pourrait, par conséquent, rendre compte d'un effet moyen des inégalités sur la croissance. Il importe donc d'utiliser des indicateurs complémentaires du profil des inégalités de revenu (par exemple, des ratios des centiles ou des déciles de revenu de part et d'autre de la médiane ou de la moyenne).

Parallèlement aux travaux de recherche qui ont recours à des estimations sous forme réduite pour analyser la relation entre les inégalités et la croissance, un groupe plus restreint d'études examine les voies par lesquelles les inégalités peuvent avoir un effet sur la croissance en considérant plus particulièrement la politique budgétaire endogène (théorie A ci-dessus) et l'accumulation du capital humain (théorie B) et, de manière plus générale, le lien entre les inégalités et la mobilité sociale.

- Les travaux consacrés au circuit de la politique budgétaire endogène n'apportent guère d'éléments probants d'une association positive entre les inégalités et la redistribution opérée par le biais du budget (voir Perotti, 1994, 1996 ; Persson et Tabellini, 1994 ; et De Mello et Tiongson, 2006) ; le lien entre la redistribution (par exemple, le montant des impôts et des taxes) et la croissance n'est, de surcroît, que faiblement négatif, ou même positif (voir Bergh et Henrekson, 2011).
- Les estimations directes de l'effet des interactions entre inégalités et marchés financiers imparfaits sur les décisions d'investissement produisent des indications (faibles) que l'impact négatif des inégalités de revenu sur l'accumulation de capital humain s'accroît en fonction du degré d'imperfection financière (voir Perotti, 1994, 1996 ; Deininger et Squire, 1998). Les résultats obtenus à partir de données agrégées ne permettent toutefois pas de déterminer si le signe et la force de la relation diffèrent d'une personne à une autre en fonction du milieu socioéconomique, comme le prédisent les modèles de base établis à partir de Galor et Zeira (1993).
- Les résultats disponibles sur les liens entre les inégalités et la mobilité sociale reposent aussi essentiellement sur les corrélations entre pays décrites, par exemple, par la « courbe de Gatsby le magnifique », qui fait apparaître une relation négative entre les inégalités et la mobilité des revenus intergénérationnelle dans un sous-ensemble de pays membres de l'OCDE (D'Addio, 2007 ; Corak, 2013). Les corrélations entre pays ne font, à l'évidence, qu'indiquer l'existence d'un lien possible entre inégalités et mobilité. Les récents travaux de Chetty et al. (2014) basés sur des données administratives aboutissent à la conclusion qu'il existe une corrélation (négative) entre la mobilité (vers le haut) et les inégalités de revenu (et une corrélation positive avec la qualité de l'enseignement scolaire) dans les différentes régions des États-Unis⁸.

2.3. L'impact des inégalités sur la croissance

Synthèse de l'approche et des nouvelles données probantes

L'analyse présentée ici, qui considère la manière dont les inégalités exercent un effet sur la croissance dans les pays membres de l'OCDE, s'efforce de prendre en compte les remarques précédentes concernant la méthode d'estimation, la qualité des données et leur couverture, ainsi que les indicateurs qu'il convient d'utiliser. Elle fournit également des données probantes sur un important mécanisme intermédiaire (la théorie des imperfections du marché financier/de l'accumulation du capital humain) pour tenter de déterminer si les inégalités influencent dans une mesure disproportionnée les décisions d'investissement des personnes défavorisées (voir plus haut).

Méthode d'estimation : l'équation empirique estime la croissance en tant que fonction linéaire des inégalités initiales, des revenus et du capital humain et physique ; le modèle est similaire à celui utilisé dans la plupart des analyses empiriques des facteurs déterminants de la croissance, qui augmentent le modèle de la croissance de Solow (voir l'Annexe 2.A1). L'équation est estimée au moyen de données de panel, de sorte que la spécification de base de l'équation de régression revêt la forme suivante :

$$\ln y_{c,t} - \ln y_{c,t-1} = \alpha \ln y_{c,t-1} + X_{c,t-1} \beta + \gamma Ineq_{c,t-1} + \mu_c + \mu_t + \epsilon_{c,t} \quad [1]$$

équation dans laquelle c indique un pays particulier et $(c, t-1)$ un intervalle de temps de cinq ans. La variable $\ln y$ est le logarithme du PIB réel par habitant, de sorte que le membre gauche de l'équation [1] est une approximation de la croissance sur cinq ans d'un pays. Dans le membre droit, $Ineq$ est une statistique synthétique des inégalités ; le PIB par habitant (y_{c-1}) est la variable de contrôle type de convergence, et le vecteur X contient un ensemble minimum de variables de contrôle du capital humain et du capital physique (voir l'annexe 2.A1 pour une description détaillée des variables et des sources de données). L'utilisation de données de panel permet de prendre en compte les effets fixes des pays et des périodes (μ_c et μ_t). Les variables fictives de pays sont introduites dans l'équation pour éliminer les biais engendrés par l'omission de variables qui ne varient pas en fonction de la période considérée, et les variables fictives de période sont introduites dans l'équation pour saisir les effets de chocs mondiaux, qui peuvent avoir un impact sur la croissance globale à toute période, mais qui ne sont, sinon, pas saisis par les variables explicatives.

Dans la spécification de base, les variables explicatives pertinentes sont mesurées au début de la phase de croissance de manière à atténuer le risque que la dynamique du PIB n'accroisse en retour les inégalités (causalité inverse). L'analyse utilise la méthode généralisée des moments (GMM) et non la méthode des moindres carrés ordinaires ou les estimateurs des variables fictives obtenues par la méthode des moindres carrés (voir l'encadré 2.1 pour une description de la méthode employée). Plus précisément, tous les résultats sont basés sur l'estimateur de la « GMM en système », qui exploite les variations des inégalités entre les pays et au sein des pays (entre les périodes). Cette méthode exploite par conséquent la plus grande source de variation des inégalités (entre les pays) tout en tenant compte d'autres facteurs explicatifs qui pourraient être pertinents dans le cas de pays particuliers. La méthode GMM permet également de prendre en compte les problèmes d'estimation liés à la présence d'une variable dépendante retardée ($\ln y_{c,t-1}$), c'est-à-dire le biais de Nickell.

Encadré 2.1. Estimateurs GMM (méthode généralisée des moments) dans les analyses de régression de la croissance

Parce que la plupart des modèles de croissance empirique reposent sur l'hypothèse d'une convergence conditionnelle, les équations de la croissance telles que [1] intègrent une certaine dynamique dans le produit décalé (la variable indépendante $\ln y_{c,t-1}$) et peuvent être reformulées sous forme de modèle de données de panel dynamique :

$$\ln y_{c,t} = (1 + \alpha)\ln y_{c,t-1} + X_{c,t-1}\beta + \gamma Ineq_{c,t-1} + \mu_c + \epsilon_{c,t} \quad [1a]$$

Il est peu probable que les démarches types utilisant des données de panel, telles que celles adoptées pour estimer l'équation [1a], comme les modèles à effets fixes, produisent des estimations sans biais des paramètres qui nous intéressent (α et β). En fait, procéder à la transformation « *within* » ou prendre les différences premières a pour effet de créer une corrélation entre $\ln y_{c,t-1}$ et le terme d'erreur, de sorte que l'estimateur des effets fixes d' α est nécessairement biaisé (Nickell, 1981). Mais le plus important est que ces démarches produiraient des estimations biaisées des coefficients de toute variable indépendante, y compris $Ineq_{c,t-1}$, corrélée avec $\ln y_{c,t-1}$.

Des techniques d'estimation GMM spéciales ont été mises au point pour remédier à ces difficultés : l'estimateur GMM des différences premières et l'estimateur GMM en système. L'estimateur GMM des différences premières, formulé par Arellano et Bond (1991), élimine les effets particuliers aux pays en prenant la différence première de l'équation [1a], et utilise les valeurs retardées des variables du membre droit de l'équation (par exemple, $\ln y_{c,t-2}$, $\ln y_{c,t-3}$, $Ineq_{c,t-2}$ etc.) en tant qu'instrument de leur modification. Arellano et Bond (1991) montrent, en particulier, que pour que les estimations soient convergentes, il est nécessaire qu'il n'y ait pas de corrélation serielle du terme d'erreur $\epsilon_{c,r}$. Ils présentent donc un test d'autocorrélation des résidus, c'est-à-dire un test de l'hypothèse de l'absence de corrélation serielle du second ordre des termes d'erreurs en différences premières.

Le principal inconvénient des estimations GMM des différences premières dans le contexte qui nous intéresse tient au fait que des variables comme les inégalités font état d'une persistance marquée au sein d'un pays. L'emploi des différences premières élimine par conséquent la majeure partie des variations des données, et implique que les valeurs retardées des variables explicatives sont des instruments faibles des variables exprimées sous forme de différences ; l'analyse est, de ce fait, entachée de biais importants et elle est très imprécise (voir, par exemple, Blundell et Bond, 1998 ; Bond et al., 2001).

Suivant les études les plus récentes consacrées aux inégalités et à la croissance (Ostry et al., 2014 ; Halter et al., 2014), l'analyse empirique exploite l'estimateur GMM en système proposé par Arellano et Bover (1995) et par Blundell et Bond (1998). Cet estimateur associe à des équations en différences premières (comme dans le cas de l'estimateur GMM des différences premières) une deuxième série d'équations en niveaux dans lesquelles les différences premières retardées des variables figurant dans le membre droit de l'équation sont utilisées comme instruments. Il repose par conséquent sur l'hypothèse selon laquelle les différences premières ne sont pas corrélées à l'effet fixe du pays. Dans le contexte des analyses de régression de la croissance, cela signifie qu'il faut poser en hypothèse que l'écart entre les observations initiales (par exemple, $\ln y_{c,1}$) et leur état stationnaire ne doit pas être corrélé avec les effets fixes propres aux pays (voir Blundell et Bond, 1998, p. 124). Pour détecter d'éventuelles violations de ces conditions, nous appliquons régulièrement le test de suridentification de Hansen aux instruments de l'équation en niveau considérés en tant que groupe (comme le suggère Roodman, 2009).

L'analyse suit également la suggestion de Roodman (2009) en s'attaquant au problème posé par « un trop grand nombre d'instruments », qui veut que le nombre de variables dans la matrice des instruments soit inférieur au nombre de pays. Il importe toutefois de noter que même les estimations GMM en système se heurtent à des problèmes d'instruments faibles (Bazzi et Clemens, 2013).

Qualité des données : L'analyse porte sur un échantillon de pays avancés et relativement similaires de manière à éviter les problèmes que pourrait poser l'existence de différentes relations entre les inégalités et la croissance en fonction du niveau de développement (voir Barro, 2000). Un nouveau panel de données a été exploité : il s'agit d'un panel non équilibré dont les variables sont mesurées à des intervalles de cinq ans sur la période 1970-2010, couvrant 31 pays de l'OCDE (voir l'annexe 2.A1 pour plus de détails). Les données sur le PIB, la population en âge de travailler et la formation brute de capital fixe sont tirées des *Comptes nationaux annuels de l'OCDE*. Le nombre moyen d'années d'études de la population en âge de travailler est tiré de la version récemment actualisée de la série de données de Barro et Lee.

Les indicateurs des inégalités sont basés sur des données normalisées tirées de la *Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus* (IDD, www.oecd.org/fr/social/donnees-distribution-revenus.htm), qui est une source de données de haute qualité. Elle contient des informations sur les revenus mesurés avant et après l'impôt sur le revenu et les prestations monétaires, ce qui permet d'évaluer indirectement la portée des politiques redistributives. Les prestations en nature et les taxes sur la consommation ne sont toutefois pas incluses, car les enquêtes sur les revenus d'où proviennent ces données ne génèrent pas ces informations. La redistribution par le biais de services publics tels que la santé, l'éducation, le logement social et l'aide sociale, ou les politiques du marché du travail, n'est donc pas prise en compte⁹.

Indicateurs d'inégalités : La *Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus* permet de tester diverses mesures des inégalités, y compris le coefficient de Gini (calculé non seulement sur le revenu disponible, mais aussi sur le revenu marchand) ainsi que des indicateurs qui couvrent spécifiquement le bas ou le haut de la distribution. Les inégalités à la base de la distribution des revenus d'un pays sont égales au ratio entre le revenu moyen (total) et le revenu moyen d'un décile situé dans le bas de la distribution (par exemple le deuxième). Toute augmentation de ce ratio indique un accroissement de l'écart entre le revenu moyen et celui des ménages pauvres, c'est-à-dire de plus fortes inégalités au bas de la distribution. Les inégalités au sommet de la distribution sont égales au ratio entre le revenu moyen d'un décile du haut de la distribution (par exemple le huitième) et le revenu total moyen, et indiquent donc l'ampleur de l'écart entre les ménages riches et les ménages moyens. L'analyse permet ainsi de prendre en compte la possibilité que différentes formes d'inégalités puissent avoir des conséquences différentes pour la croissance.

Taille de l'échantillon : si la limite du champ de l'analyse aux pays membres de l'OCDE permet d'utiliser des données de haute qualité sur la distribution des revenus, elle signifie en revanche que l'étude ne porte que sur un nombre limité de pays et, en fin de compte, utilise une série de données qui compte moins de 130 observations. Cela restreint le type d'analyse qu'il est possible de réaliser de manière fiable au moyen de la méthode GMM qui, malgré ses nombreux avantages, exige des données abondantes. Les estimations sont, par conséquent, très sensibles à des réductions de la taille de l'échantillon dues, par exemple, à l'examen de sous-périodes ou de sous-ensembles de pays. La petite taille de l'échantillon accroît également le risque que peut poser, dans le cadre des estimations, le fait que, avec la méthode GMM, le nombre d'instruments devient rapidement « trop élevé » par rapport au nombre d'observations (Roodman, 2009). Il est nécessaire, entre autres, de cibler une série de variables de contrôle de taille limitée. De fait, l'élargissement de la spécification de base (par exemple, pour examiner la non-linéarité ou l'hétérogénéité des effets) produit des résultats non concluants (voir ci-après). Il ressort de toutes ces mises en garde que la quantification du lien inégalités-croissance continue de poser un défi majeur et que les coefficients estimés et examinés ci-après doivent être considérés comme ayant uniquement un caractère indicatif.

Résultats de base

La première partie de l’analyse estime les paramètres de l’équation de base [1], en se concentrant sur les inégalités de revenu net (et en posant $Ineq_{ct} = Gini_{ct}$) ; elle examine également le rôle de la redistribution indiquée par la différence entre les inégalités de revenu marchand et de revenu disponible.

Les résultats empiriques montrent que les inégalités ont un impact négatif sur la croissance économique. Les résultats de base sont portés dans les colonnes 1 à 4 du tableau 2.1. Les résultats de la colonne 1 correspondent à la spécification de base dans laquelle la croissance dépend uniquement des valeurs initiales des revenus et des inégalités. Dans la colonne 2, les résultats sont le produit des calculs effectués à partir d’un modèle de croissance augmenté par les déterminants types de la croissance, comme le capital humain et le capital physique, qui ne modifient pas les conclusions précédentes¹⁰. D’autre part, les coefficients estimés du capital humain et du capital physique ne sont pas significatifs sur le plan statistique, résultat qui ne dépend pas de l’utilisation de différents indicateurs ou spécifications¹¹. Les colonnes 3 et 4 présentent les résultats obtenus à partir du même modèle, mais avec des spécifications différentes pour la matrice des variables instrumentales. Ces spécifications ont pour objet de remédier au problème de la « prolifération des instruments », qui s’est avéré engendrer de graves biais et affaiblir les tests de la validité des instruments (voir Roodman, 2009)¹². Si les valeurs-p des tests de Hansen diminuent par rapport aux niveaux élevés qu’elles atteignent lorsque le nombre d’instruments est important par rapport au nombre des pays (ce qui pourrait faire pendant au problème de la prolifération des instruments dans des régressions sans restrictions), les coefficients estimés, pour autant qu’ils se modifient, sont en fait légèrement plus élevés¹³.

L’impact estimé des inégalités sur la croissance se révèle important. Si l’on retient les coefficients indiqués dans la colonne 1, par exemple, une diminution des inégalités d’un point de Gini aurait pour contrepartie une augmentation de la croissance cumulée de 0.8 point de pourcentage au cours des cinq années suivantes (soit 0.15 point par an). L’annexe 2.A1 décrit en détail la manière dont les coefficients estimés peuvent servir à déduire les répercussions de modifications des inégalités à long terme à partir du modèle de croissance de Solow. Sur un horizon à 25 ans, les coefficients estimés impliquent qu’une diminution des inégalités d’un point de Gini aurait pour contrepartie une augmentation de la croissance moyenne d’un peu plus de 0.1 point de pourcentage par an, et que l’accroissement cumulé du PIB à la fin de la période serait de l’ordre de 3 %.

Il serait également possible de considérer les modifications des inégalités observées au cours des périodes récentes pour en déduire dans quelle mesure les taux de croissance auraient augmenté ou diminué aux périodes ultérieures si les inégalités ne s’étaient pas modifiées. Entre 1985 et 2005, par exemple, les inégalités se sont creusées de plus de 2 points de Gini, en moyenne, dans 19 pays de l’OCDE¹⁴ ; les estimations ponctuelles présentées dans la colonne 1 impliquent que cette modification a eu pour effet de réduire de 4.7 points de pourcentage la croissance cumulée sur la période 1990-2010. À titre de référence, la moyenne des taux de croissance cumulés pour la même série de pays est de 28 %. En d’autres termes, les coefficients estimés indiquent que, si les inégalités ne s’étaient pas modifiées entre 1985 et 2005 (et si l’on maintient toutes les autres variables à un niveau constant) un pays moyen de l’OCDE aurait affiché une croissance de près de 33%.

Tableau 2.1. Impact négatif des inégalités sur la croissance dans les pays de l'OCDE

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Inégalités nettes (t-1)	-0.775** (0.318)	-0.799** (0.374)	-0.809* (0.431)	-0.995*** (0.350)		-1.285** (0.503)	-1.213** (0.462)	
Inégalités brutes (t-1)					-0.583 (1.031)	0.172 (0.612)		
Inégalités (brutes - nettes) (t-1)						0.081 (0.686)	-0.278 (1.325)	
y (t-1)	-0.140** (0.052)	-0.089 (0.060)	-0.069 (0.073)	-0.081 (0.122)	0.047 (0.181)	-0.073 (0.121)	-0.086 (0.132)	0.133 (0.227)
Capital humain (t-1)		-0.002 (0.013)	-0.005 (0.013)	0.004 (0.018)	0.009 (0.022)	-0.005 (0.013)	-0.007 (0.012)	0.014 (0.020)
Inv estissement (t-1)		0.216 (0.379)	0.521 (0.634)	0.187 (1.393)	1.606 (1.299)	-0.217 (1.359)	-0.251 (1.486)	2.423 (2.028)
M2 (p-val)	0.710	0.536	0.605	0.774	0.903	0.594	0.656	0.940
coefficient de Hansen (p-v al)	0.991	0.736	0.535	0.375	0.602	0.378	0.356	0.528
Observations	128	128	128	128	125	125	125	125
Nombre de pays	31	31	31	31	30	30	30	30
Nombre d'instruments	27	31	26	16	16	18	18	16

Note : La variable dépendante est $\Delta \ln y_t$, y_t est le PIB par habitant et [t-(t-1)] désigne une période de cinq ans. Les inégalités sont mesurées par les indices de Gini. Estimateur GMM en système en deux étapes, erreur type corrigée d'après Windmeijer. Toutes les équations de régression comprennent des variables fictives pour les pays et les périodes. Les M2 sont les valeurs-p des tests de corrélation serielle de deuxième ordre des termes d'erreur des équations en différence première ; Hansen indique la valeur p du test de Hansen pour les restrictions de suridentification. ***, **, * indiquent que les résultats sont significatifs aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

Source : Voir l'annexe 2.A1, calculs du Secrétariat de l'OCDE.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208837>

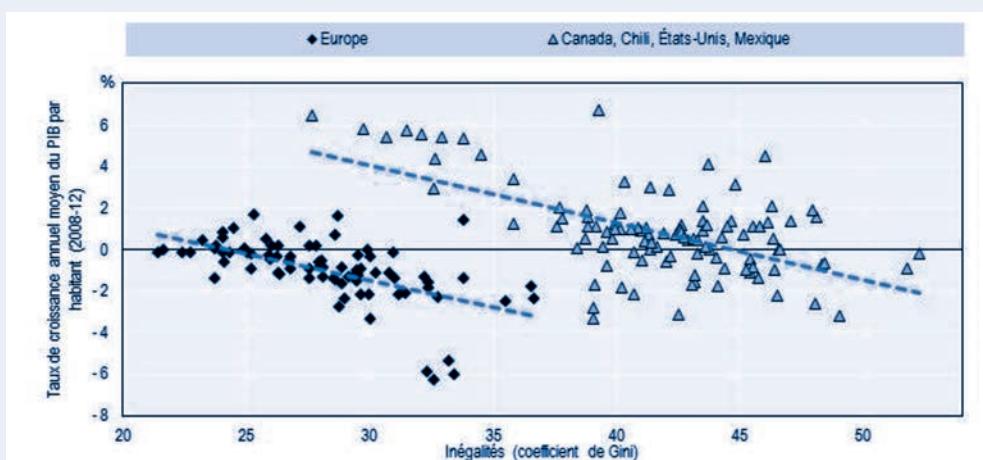
Les résultats portés dans les colonnes 1 à 4 du tableau 2.1 ont été établis sur la base des inégalités de revenu disponible. Si l'on considère les modèles théoriques visés à la section 2.2, cet indicateur est pertinent dans le cas des démarches qui prédisent que les inégalités empêchent les groupes de populations pauvres de saisir des opportunités (théorie B), mais aussi dans celui des modèles dans lesquels les inégalités représentent en fait davantage la récompense d'investissement coûteux dans le capital humain ou physique (théorie D). Le revenu disponible n'est, en revanche, pas l'indicateur qu'il convient d'utiliser pour tester la théorie de la « politique budgétaire endogène » (théorie A). Sur cette base, l'augmentation des inégalités de revenu marchand (par opposition aux revenus disponibles) induirait les électeurs à choisir un niveau d'imposition (source de distorsions) élevé (Milanovic, 2000). Les résultats présentés dans la colonne 5 du tableau 2.1 sont donc basés sur la spécification précédente qui mesure les inégalités de revenu avant impôts et prestations. Bien qu'il soit toujours négatif, le coefficient estimé est moins élevé et n'est pas significatif sur le plan statistique. L'analyse ne soutient par conséquent guère cette théorie – du moins pour l'échantillon des pays membres de l'OCDE.

Selon certaines théories concernant la manière dont les inégalités pourraient avoir un impact sur la croissance, l'impact en question pourrait être non linéaire. Certaines des théories concernant l'économie politique et l'instabilité sociopolitique examinées précédemment (voir Benhabib, 2003) suggèrent que, si les inégalités ne susciteront probablement pas de troubles sociaux et pourraient même fournir des incitations propices à la croissance tant qu'elles restent inférieures à un certain niveau, une fois atteint le « point de basculement », elles peuvent perturber les relations économiques en favorisant des ingérences motivées par des comportements de recherche de rentes et d'appropriation. Il serait possible de formuler un argument similaire à propos des investissements dans l'éducation, par exemple. Les résultats, dans ce cas, ne font toutefois apparaître aucune non-linéarité¹⁵ – un passage des inégalités de 20 à 21 points de Gini a le même effet sur la croissance qu'un passage des inégalités de 40 à 41 points de Gini. Aucune donnée ne permet par ailleurs d'établir que les effets varient de manière significative entre le court et le long terme¹⁶. La relation négative entre les inégalités et la croissance semble de surcroît rester valide même à l'échelon infranational (voir l'encadré 2.2).

Encadré 2.2. Inégalités de revenu et croissance économique dans les régions de l'OCDE

L'OCDE a récemment entrepris d'élargir la série d'indicateurs normalisés de répartition du revenu qu'elle collecte pour inclure des indicateurs établis à l'échelon régional. Les données montrent que la variation des inégalités à l'intérieur d'un pays est, en moyenne, élevée et comparable à celle observée entre les pays (OCDE, 2014a). Les différences régionales sont particulièrement fortes dans tous les grands pays membres de l'OCDE ainsi que dans certains petits pays qui ont un centre urbain dominant. Les inégalités de revenu augmentent en outre avec la taille des villes, ce qui peut avoir plusieurs raisons d'être. Premièrement, les grandes villes sont les sites des entreprises les plus productives, qui rémunèrent mieux les qualifications observables et attirent des personnes compétentes (Behrens and Robert-Nicoud, 2014). Les grandes villes peuvent aussi, en moyenne, compter un nombre plus élevé de personnes qualifiées, mais non reconnues comme telles, car les données montrent que l'augmentation des inégalités parallèlement à la taille d'une ville se retrouve également au niveau des groupes de qualifications (Baum-Snow et Pavan, 2013). Enfin, les grandes villes offrent davantage de possibilités et attirent ainsi les populations pauvres, ce qui contribue à accroître la dispersion des rémunérations.

Inégalité de revenu et croissance dans les régions de l'OCDE, 2008-12



Source : Royuela, V., P. Veneri et R. Ramos (2014), « Income Inequality, Urban Size and Economic Growth in OECD Regions », *OECD Regional Development Working Papers*, vol. 2014/10, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5jxrcmg88l8r-en>.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207870>

Encadré 2.2. Inégalités de revenu et croissance économique dans les régions de l'OCDE (*suite*)

L'important est que les données permettent d'examiner la relation entre les inégalités de revenu et la croissance économique au niveau infranational (Royuela et al., 2014). L'analyse couvre 15 pays membres de l'OCDE répartis sur trois continents, sur la période 2004-12.

Il existe une corrélation négative manifeste entre les inégalités de revenu et la croissance économique dans les régions des pays membres de l'OCDE, en particulier lorsque l'on considère séparément les profils observés dans les pays d'Europe, et dans ceux d'Amérique du Nord et du Sud. Sur les deux continents, les régions les plus inégales affichent, en moyenne, des taux de croissance du PIB par habitant plus faibles (voir le graphique ci-après). Les résultats économétriques confirment cette relation négative, qui est plus marquée après 2008, ce qui indique qu'une plus grande égalité pourrait contribuer à la résistance des régions aux chocs économiques.

La relation négative entre les inégalités et la croissance s'est également révélée sensible au type de structure urbaine. Lorsque l'on élimine les effets de l'urbanisation sur la croissance économique, il semble que l'accroissement des inégalités ait un effet plus préjudiciable sur la croissance dans les grandes villes, où les inégalités sont déjà relativement plus importantes en moyenne.

Redistribution

Si les inégalités ont un impact négatif sur la croissance à long terme, il faut alors se demander comment promouvoir un processus profitable à tous permettant à la fois de réduire les inégalités et de promouvoir la croissance. Les impôts et les prestations sont le principal moyen d'intervention directe utilisé pour réduire les inégalités de revenu marchand, mais ils peuvent aussi avoir un effet négatif sur la croissance (voir Ostry et al., 2014 ; OCDE, 2012). C'est le cas, par exemple lorsqu'une lourde fiscalité et d'importantes prestations donnent lieu à un gaspillage de ressources et génèrent des inefficacités globales (comme dans la célèbre analogie du « seau percé » d'Okun)¹⁷. L'atteinte d'un niveau particulier d'inégalité de revenu disponible freine alors davantage la croissance dans les pays où les inégalités de revenu marchand sont plus marquées au départ.

Les résultats de l'analyse montrent que la redistribution a, au pire, un effet neutre sur la croissance. Le modèle dont la spécification est représentée dans la colonne 6 du tableau 2.1 examine le rôle de la redistribution en considérant à la fois les inégalités (« nettes ») des revenus marchands et des revenus disponibles. Le coefficient estimé des inégalités nettes indique par conséquent les effets des variations des inégalités dues à la redistribution. Ce coefficient reste négatif, statistiquement significatif, et a pratiquement la même valeur que dans les colonnes précédentes. Le fait que le coefficient estimé des inégalités de revenu marchand ne soit pas significatif indique que l'ampleur de la redistribution nécessaire pour obtenir un degré donné d'égalité nette n'a pas de conséquence directe négative sur la croissance économique.

Cette conclusion est confirmée par d'autres spécifications. La colonne 7 montre que, lorsque l'on neutralise les effets des inégalités nettes, l'ampleur de la redistribution dans un pays (différence entre les inégalités de revenu marchand et les inégalités de revenu net) n'a pas d'impact significatif sur la croissance. Cette spécification est la même que celle utilisée par Ostry et al. (2014), qui ont obtenu des résultats similaires pour un échantillon de pays plus importants. Enfin, l'ampleur de la redistribution n'est pas significative lorsqu'elle est considérée comme la seule variable indépendante de base

(voir la colonne 8). Conjointement, ces résultats indiquent que les inégalités de revenu disponible nuisent à la croissance, et que la redistribution a, au pire, un effet neutre sur la croissance.

Ces résultats sont basés sur une mesure partielle et assez approximative de la redistribution, et ne signifient donc pas que toutes les mesures de redistribution auraient le même effet positif sur la croissance¹⁸. D'une part, ils ne considèrent pas de manière indépendante la contribution que pourraient avoir d'autres instruments de redistribution à la croissance, par exemple les mesures « prédistributives » qui agissent sur la situation sur le marché du travail et modifient les disparités de revenu avant impôts et prestations. Ces mesures couvrent, par exemple, les politiques d'éducation permettant à une plus grande proportion de la population de bénéficier de salaires plus élevés (travailleurs qualifiés), ou les politiques d'activation du marché du travail qui favorisent la participation et l'emploi de catégories sous-représentées.

Fait plus important, l'impact de différentes mesures de redistribution sur l'efficience et la croissance varie probablement en pratique, tant en ce qui concerne son signe que son ampleur. Des travaux antérieurs de l'OCDE (Arjona et al., 2001) ont examiné les effets des dépenses sociales sur la croissance, en faisant une nette distinction entre les dépenses « actives » (dépenses sociales ayant pour objet de modifier la distribution des revenus marchands en favorisant la participation au marché du travail d'une partie de la population percevant des revenus marchands inférieurs à la normale) et les dépenses « passives » (par exemple, les prestations de chômage). Dans ces études, les dépenses actives comprennent les politiques actives du marché du travail, mais aussi les prestations liées à l'emploi et les dépenses au titre de la garde des enfants. Ces travaux parviennent à la conclusion que les dépenses actives sont associées à une croissance plus rapide, tandis que les dépenses sociales plus « passives » sont associées à une croissance plus lente. Si ces travaux suivent une démarche différente de celle qui est adoptée ici, ils indiquent que toutes les mesures de redistribution n'ont pas toutes nécessairement des effets aussi favorables les unes que les autres sur la croissance (voir également OCDE, 2012).

Inégalités au sommet et à la base de la distribution

L'indice de Gini des inégalités est remplacé par plusieurs indicateurs des inégalités « au sommet » et « à la base » de la distribution de manière à permettre d'examiner les répercussions des inégalités sur la croissance dans différentes parties de la distribution des revenus (voir également Voitchovsky, 2005). Par exemple, les inégalités de revenu au sommet de la distribution sont mesurées par le rapport entre le revenu moyen disponible dans le décile supérieur et le revenu moyen disponible dans le pays, tandis que les inégalités à la base de la distribution sont mesurées par le rapport entre le revenu moyen dans le pays et le revenu moyen dans le décile le plus bas¹⁹.

Les résultats, présentés dans le tableau 2.2, indiquent qu'une réduction des disparités de revenu à la base de la distribution des revenus a un plus fort impact positif sur les résultats économiques qu'une réduction des disparités de revenu au sommet de la distribution. Les valeurs estimées des coefficients montrent qu'une diminution des disparités à la base de la distribution de la moitié d'un écart-type (ce qui équivaut à ramener les inégalités à la base de la distribution au Royaume-Uni au niveau de celles de la France, ou les inégalités observées aux États-Unis à un niveau plus proche de ce qu'elles sont au Japon ou en Australie) aurait pour effet d'accélérer la croissance annuelle moyenne de près de 0.3 point de pourcentage au cours des 25 années qui suivent, et de produire une augmentation cumulée du PIB à la fin de la période supérieure à 7 %.

Tableau 2.2. Inégalités au sommet et à la base de la distribution des revenus

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	<i>Inégalités à la base de la distribution</i>				<i>Inégalités à la base et au sommet de la distribution</i>				<i>Inégalités au sommet</i>	
	1er décile	2e décile	3e décile	4e décile	1er et 8e déciles	2e et 8e déciles	3e et 8e déciles	4e et 8e déciles	9e décile	10e décile
Inégalités à la base	-0.031** (0.012)	-0.071* (0.037)	-0.121* (0.067)	-0.196* (0.111)	-0.032* (0.018)	-0.084*** (0.029)	-0.133*** (0.047)	-0.198** (0.083)		
Inégalités au sommet					-0.038 (0.750)	-0.367 (0.469)	-0.220 (0.403)	-0.066 (0.448)	-0.571 (0.451)	-0.065 (0.050)
M2 (p-val)	0.318	0.305	0.333	0.537	0.266	0.193	0.248	0.338	0.311	0.378
Coefficient de Hansen (p-val)	0.436	0.513	0.615	0.120	0.703	0.807	0.823	0.753	0.449	0.309
Observations	94	94	94	94	94	94	94	94	94	94
Nombre de pays	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30
Nombre d'instruments	11	11	11	11	13	13	13	13	11	11

Note : La variable dépendante est $\Delta \ln y_t$, $[t-(t-1)]$ désignant une période de cinq ans. Les inégalités en bas de la distribution sont mesurées par le rapport entre le revenu disponible moyen dans l'économie (\bar{Y}) et le revenu moyen du décile inférieur de la distribution indiqué dans l'intitulé de la colonne (\bar{y}_n , avec $n=1, \dots, 4$). Un accroissement de l'indicateur figurant dans la colonne 1, par exemple, indique un creusement de l'écart entre le revenu global moyen et le revenu moyen des 10 % de la population ayant les revenus les plus bas. Les inégalités au sommet de la distribution sont mesurées par le rapport entre le revenu moyen du décile supérieur de la distribution indiqué dans l'intitulé de la colonne, et le revenu global moyen de l'économie (\bar{Y}). Toutes les équations de régression comprennent des variables fictives pour les pays et les périodes ainsi qu'une variable de contrôle pour le PIB par habitant en début de période (voir l'annexe 2.A1 pour une description détaillée des variables et des sources de données). Estimateur robuste du GMM en système en deux étapes, avec erreurs types corrigées (Windmeijer, 2005). Les M2 sont les valeurs-p des tests de corrélation sérielle de deuxième ordre des termes d'erreur des équations en différence première ; Hansen indique la valeur-p du test de Hansen pour les restrictions de suridentification. ***, **, * indiquent que les résultats sont significatifs aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

Source : Voir l'annexe 2.A1 ; calculs du Secrétariat de l'OCDE.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/88893320845>

L'effet négatif sur la croissance des inégalités de revenu à la base de la distribution est robuste. L'approche de base consiste à centrer l'attention sur les ménages les plus pauvres de la population (c'est-à-dire sur l'écart entre les revenus du décile le plus pauvre et le revenu moyen, voir la colonne 1). Cet effet se confirme toutefois aussi – et est d'une ampleur remarquablement similaire – pour les deuxième, troisième et quatrième déciles de revenu, qui correspondent aux conditions de revenu relatives des classes moyennes inférieures (colonnes 2 à 4)²⁰. Cet effet perdure de surcroît même lorsque les inégalités au sommet de la distribution sont simultanément prises en compte dans la spécification (colonnes 5 à 8). Cela signifie que, pour contrer l'effet négatif des inégalités sur la croissance, il ne suffit pas (simplement) de s'attaquer à la pauvreté et de cibler les membres les moins bien nantis de la société, il faut aussi considérer le cas des faibles revenus de manière plus générale.

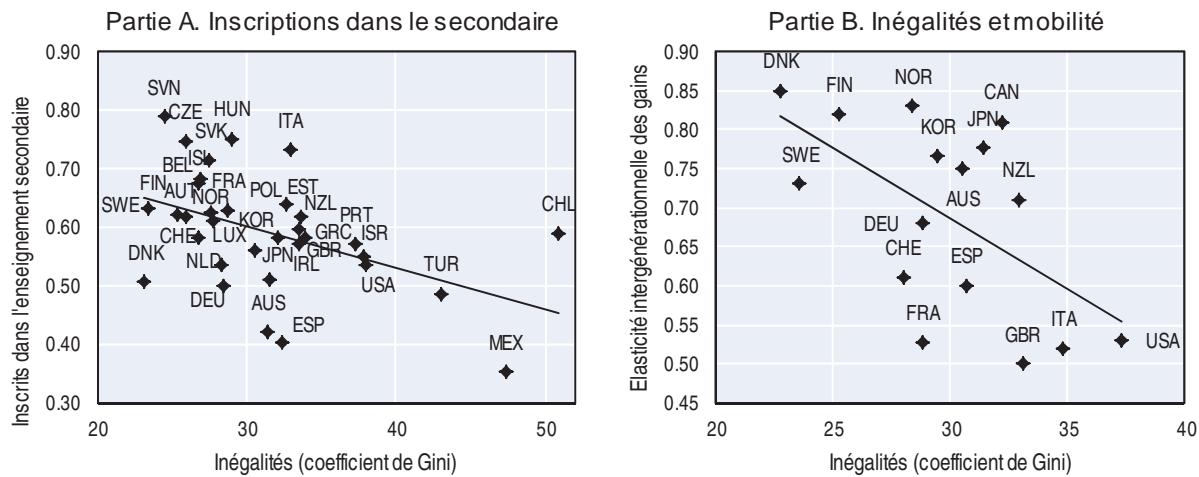
Les résultats montrent, toutefois, que les modifications des inégalités au sommet de l'échelle n'ont pas d'impact statistiquement significatif sur la croissance économique (voir les colonnes 9 et 10, qui confirment les résultats obtenus lorsque les inégalités au sommet de la distribution sont considérées conjointement aux inégalités à la base de la distribution, dans les colonnes 5 à 8). Il est important de noter que les données sur les revenus utilisées ne fournissent pas d'informations sur l'évolution de la concentration tout en haut de la distribution des revenus, c'est-à-dire sur l'évolution des revenus du centile le plus élevé et au-delà²¹.

Ces conclusions apportent de nouveaux éclaircissements sur l'importance relative des différentes voies par lesquelles les inégalités de revenu sont censées avoir un impact sur la croissance future dans les différents pays membres de l'OCDE. Ainsi que l'a noté pour la première fois Voitchovsky (2005), la plupart des mécanismes prédisant un effet négatif des inégalités de revenu sur la croissance mettent l'accent sur le rôle des disparités des revenus au bas de l'échelle. Par exemple, la théorie de l'accumulation du capital humain (théorie B ci-dessus) prédit que les inégalités doivent avoir un effet préjudiciable parce qu'elles accroissent les coûts relatifs de l'éducation pour une proportion grandissante de ménages situés dans la moitié inférieure de la distribution des revenus. Des inégalités grandissantes au sommet de la distribution indiquerait, par contre, que les investissements risqués peuvent avoir des rendements élevés et rentrent, par conséquent, davantage dans le cadre des théories impliquant un effet positif des inégalités sur la croissance (comme la théorie D ci-dessus). Les conclusions de la présente étude diffèrent toutefois de celles de Voitchovsky (2005), selon lesquelles les inégalités au à la base et au sommet de la distribution des revenus ont dans les deux cas des effets négatifs sur la croissance.

En ce qui concerne les mécanismes théoriques présentés à la section 2.2, les conclusions de la présente section semblent indiquer que l'une des principales voies par lesquelles les inégalités de revenu exercent leurs effets sur la croissance est la diminution des possibilités d'investissement et/ou de travail des personnes défavorisées, comme dans la théorie des imperfections du marché financier/de l'accumulation du capital humain (théorie B). La section qui suit a donc pour objet de vérifier cette théorie de manière plus directe, en examinant les liens entre les inégalités et les investissements dans le capital humain par des personnes appartenant à des milieux socioéconomiques différents.

2.4. Inégalités, mobilité sociale et accumulation de capital humain

Dans les différents pays membres de l'OCDE, il existe une relation négative entre les inégalités de revenu et le niveau d'instruction moyen. La partie A du graphique 2.1 illustre cette relation en indiquant les résultats d'une simple analyse de corrélation entre la proportion de la population inscrite dans le deuxième cycle de l'enseignement secondaire et les coefficients de Gini des inégalités de revenu disponible (les résultats obtenus pour les inscriptions dans l'enseignement supérieur sont similaires). Si elles cadrent avec les résultats de régressions antérieures effectuées à partir de données de plusieurs pays établissant un lien entre les inégalités et les investissements dans le capital humain (par exemple, Perotti, 1996, Deininger et Squire, 1998), cette simple corrélation ne confirme pas en elle-même la théorie de l'accumulation du capital humain/des imperfections du marché financier (théorie B ci-dessus). Pour tester cette dernière, il serait nécessaire de déterminer si le signe et l'étroitesse de la relation entre les inégalités et le niveau d'éducation varient selon les individus en fonction de leur milieu socioéconomique.

Graphique 2.1. Inégalités, inscriptions scolaires et mobilité dans différents pays de l'OCDE

Note : Partie A : le graphique indique le rapport entre le nombre d'élèves inscrits dans le deuxième cycle de l'enseignement secondaire et la population âgée de 15 à 19 ans. Les sources de données sur les deux variables proviennent des statistiques publiées dans OECD.stats sur le thème Éducation et formation (« Éducation et compétence ») et des statistiques démographiques de l'OCDE Demography Statistics <http://dx.doi.org/10.1787/5f958f71-en>, et se rapportent à 2010. Les inégalités (coefficients de Gini) sont mesurées lorsque les individus étaient âgés de 10 à 14 ans, c'est-à-dire en 2005. Partie B : calculée à partir de sources de données diverses comme dans D'Addio, A.C. (2007), « Intergenerational Transmission of Disadvantage : Mobility or Immobility Across Generations ? », *Documents de travail de l'OCDE sur les questions sociales, l'emploi et les migrations*, n° 52, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/21773050550>; et OCDE (2008), *Croissance et inégalités : Distribution des revenus et pauvreté dans les pays de l'OCDE*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264044210-fr>.

Source : Voir Annexe 2.A.1.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207806>

La corrélation négative entre les inégalités dans les différents pays et la mobilité intergénérationnelle des rémunérations, qui est représentée par la « courbe de Gatsby le magnifique » (voir D'Addio, 2007 ; Corak, 2013), se rapporte également à la même théorie. Cette relation (illustrée dans la partie B du graphique 2.1) indique que, dans les sociétés qui se caractérisent par de fortes inégalités, il peut être de plus en plus difficile aux individus de sortir de la classe de revenu dans laquelle ils sont nés. Elle cadre donc, notamment, avec l'idée que les inégalités réduisent les possibilités d'investissement et les opportunités professionnelles des personnes défavorisées (mobilité ascendante). Cette conclusion risque toutefois d'être entachée de biais induits par des facteurs confondants propres aux pays et indépendants de la période, observés et non observés, comme tous les autres résultats basés uniquement sur des variations entre les pays.

L'analyse présentée dans cette section utilise des données d'enquêtes menées auprès d'individus (dans le cadre du Programme pour l'évaluation internationale des compétences des adultes, PIAAC) pour déterminer si le lien entre le niveau d'instruction et les inégalités varie en fonction du niveau d'instruction parental (NIP, qui sert de variable de remplacement du milieu socioéconomique). Ce faisant, elle exploite les variations à l'intérieur d'un pays pour prendre en compte les caractéristiques nationales observées et non observées qui ne varient pas en fonction de la période, mais qui pourraient avoir un effet, non seulement sur le niveau d'instruction, mais aussi sur l'ampleur des inégalités. Les études de la mobilité sociale dans les pays membres de l'OCDE (voir, par exemple, Causa et Johansson, 2009 ; et OCDE, 2010b) soutiennent de

manière générale l'idée que les résultats scolaires des élèves dépendent dans une très large mesure du niveau d'instruction des parents. L'analyse présentée ici étend la portée de ces résultats en cherchant à déterminer si le degré de mobilité du niveau d'instruction diminue lorsque les inégalités augmentent. Sachant que les disparités entre le capital humain de différents individus expliquent la plus grande partie des disparités entre les revenus, la confirmation de cette hypothèse contribuerait à expliquer pourquoi il existe une corrélation négative entre les inégalités et la mobilité économique intergénérationnelle lorsque l'on utilise les données relatives à différents pays ou aux régions d'un même pays²².

Pour exploiter ces variations dans une enquête transversale comme le PIAAC, l'analyse utilise les différences entre les acquis en termes de capital humain de différentes tranches d'âge (dans un même pays). Pour être plus précis, les individus sont regroupés en tranches d'âge de cinq ans (indiquées par l'indice t), et l'indicateur d'inégalité du pays affecté à chaque groupe a la valeur imputée qu'il avait lorsque les membres du groupe considéré étaient âgés de 10 à 14 ans²³. L'équation empirique de base est :

$$HC_{i,t,c} = \beta_1 NIP_{i,t,c} * Ineq_{t,c} + \beta_2 NIP + \theta X_{i,t,c} + \mu_t + \mu_c + \epsilon_{i,t,c} \quad [2]$$

dans laquelle HC est une mesure du capital humain de l'individu i dans le pays c , NIP est un indicateur du niveau d'instruction parental pouvant prendre trois valeurs (faible, moyen ou élevé), et $Ineq$ est un indice des inégalités dans le pays (voir l'encadré 2.2 pour plus de détails). Dans cette spécification, le vecteur des paramètres β_2 mesure les résultats éducatifs moyens d'individus dont les parents ont des niveaux d'études différents, tandis que le vecteur des paramètres β_1 permet de saisir si ces moyennes varient ou non avec l'ampleur des inégalités de revenu dans le pays. Cette procédure permet de procéder à des régressions de données de panel (pays c , période t) en tenant compte des effets fixes propres aux pays (μ_c) et des chocs communs (μ_t). Il est donc possible d'estimer les paramètres β en prenant en compte les facteurs déterminants des pays ne variant pas en fonction de la période qui pourraient biaiser les estimations comparatives entre pays. Cela serait le cas, par exemple, s'il existait une corrélation entre les inégalités et la qualité du système éducatif, ou d'autres politiques et institutions ayant un impact sur les résultats de l'enseignement (voir l'encadré 2.3 pour une description détaillée des autres variables considérées et de la méthode d'estimation)²⁴.

Cette approche permet de mesurer le degré de persistance intergénérationnelle du niveau d'éducation en considérant les écarts entre les résultats moyens des différents individus des trois groupes (et pour résumer les résultats présentés ci-après, elle parvient à la conclusion, peu surprenante, que cette persistance est forte). Elle permet aussi, et cela est important, aux (variations des) inégalités d'avoir un effet différent sur des personnes ayant un NIP différent. Si l'existence de fortes disparités de revenu a principalement pour effet d'accroître les incitations à investir dans l'éducation, l'augmentation de ces disparités devrait être associée à une amélioration des niveaux d'instruction pour au moins une partie de la population. En revanche, si les résultats éducatifs diminuent alors que les disparités augmentent et si cet effet est plus marqué pour les individus pauvres, cela pourrait indiquer que, conjointement aux imperfections du marché financier, les inégalités réduisent de manière significative les possibilités d'éducation et la mobilité sociale ascendante des personnes issues d'un milieu défavorisé.

Encadré 2.3. Enquête du Programme pour l'évaluation internationale des compétences des adultes (PIAAC)

Les données utilisées dans cette section proviennent du Programme international pour l'évaluation des compétences des adultes (PIAAC) de l'OCDE, enquête effectuée auprès d'échantillons représentatifs de membres de la population en âge de travailler (15-64 ans) de 24 pays membres de l'OCDE entre 2010 et 2011 (pour plus de détails, voir OCDE, 2013). Cette enquête comprend une large gamme de questions couvrant les caractéristiques démographiques (âge, sexe, lieu de résidence, religion), antécédents professionnels et niveau d'instruction ainsi qu'une mesure directe des niveaux de compétence dans trois domaines : littératie, numéратie résolution des problèmes dans des environnements à forte composante technologique. Le PIAAC mesure chacun de ces trois domaines de compétences sur une échelle de 500 points.

Les données permettent, pour chaque individu, de mesurer les résultats à la fois sur la base des résultats scolaires (c'est-à-dire le plus haut diplôme obtenu) et sur la base des compétences effectives (par exemple le score en numéратie). Selon de récentes études, ces compétences pourraient offrir une meilleure mesure du capital humain que les indicateurs types du niveau d'éducation formel le plus élevé atteint. Par exemple, le recours à des indicateurs de compétences (notamment basés sur les scores obtenus à des tests internationaux en littératie, en sciences et en mathématiques) améliore considérablement la puissance explicative du capital humain dans les analyses de régression transversales (voir, par exemple Hanushek et Woessmann, 2012).

Les données du PIAAC indiquent également le niveau d'instruction et la profession principale des parents, qui servent à construire un indicateur du niveau d'instruction parental (NIP). Cette variable est définie comme suit. Un individu a un NIP faible si aucun des deux parents n'a suivi le deuxième cycle de l'enseignement secondaire ; un NIP moyen si l'un des deux parents au moins a suivi des études secondaires et post-secondaire mais non tertiaire ; et un NIP élevé si l'un des deux parents au moins a suivi des études supérieures.

D'autres caractéristiques personnelles susceptibles d'avoir un impact sur les décisions concernant l'éducation, prises lorsque l'enfant est jeune, servent de variables de contrôle (dans la matrice X). Il s'agit notamment du sexe, du statut d'immigration des parents, du fait que l'individu parle sa langue maternelle ou une langue étrangère et de la région dans laquelle il réside. Les scores obtenus en résolution des problèmes sont parfois utilisés comme variable de remplacement des aptitudes personnelles. L'exercice supposant que les inégalités mesurées dans le pays lorsque l'individu est jeune ont un impact, les personnes nées à l'étranger ne sont pas prises en compte dans l'analyse.

Cette section examine ces différentes possibilités en considérant trois séries de résultats possibles :

- la première est une série de mesures de la quantité de capital humain accumulé par l'individu, y compris la probabilité d'atteindre le cycle d'enseignement tertiaire, et le nombre d'années d'éducation formelle achevées.
- La deuxième est une série d'indices de compétences, qui saisissent les aptitudes cognitives et, par conséquent, prennent également en compte la qualité des études achevées.
- La troisième mesure est un indice de la probabilité d'emploi, et permet donc de sortir du simple cadre de l'éducation pour examiner l'impact des inégalités sur les opportunités sur le marché du travail.

Ces trois types d'indicateurs montrent que l'élargissement des disparités entre les revenus assombrit les perspectives des individus venant de milieux socioéconomiques défavorisés, mais non de ceux qui viennent de milieux moyens et aisés. Comme dans le cas des régressions de la croissance, les résultats corroborent donc fortement l'idée que des inégalités plus marquées réduisent les possibilités d'éducation (et de mobilité sociale) des membres de la société défavorisée, effets qui dominent les impacts éventuellement positifs des incitations.

Les inégalités et la quantité de capital humain

Niveau d'instruction le plus élevé atteint

Les premiers éléments probants des effets négatifs des inégalités sur les opportunités ont trait au niveau d'instruction formel le plus élevé atteint. Ils résultent de l'estimation d'un modèle de probit ordonné dans lequel la variable dépendante ($HC_{i,t,c} = EDU_{i,t,c}$) peut prendre trois valeurs qualitatives : faible si les individus indiquent ne pas avoir atteint le premier cycle de l'enseignement secondaire, moyen s'ils ont atteint le deuxième cycle de l'enseignement secondaire, et élevé s'ils ont atteint le cycle d'enseignement supérieur (voir l'annexe 2.A1 pour plus de détails). Dans ce cadre, les estimations des paramètres β_1 et β_2 permettent de calculer la probabilité moyenne d'atteindre chaque niveau d'instruction en fonction du niveau d'études des parents *et* du degré d'inégalité (c'est-à-dire en fonction de différents niveaux d'inégalité). Dans la partie A du graphique 2.2, chaque ligne retrace la probabilité moyenne estimée d'obtenir un diplôme universitaire par NIP en fonction des inégalités (mesurées en points de Gini).

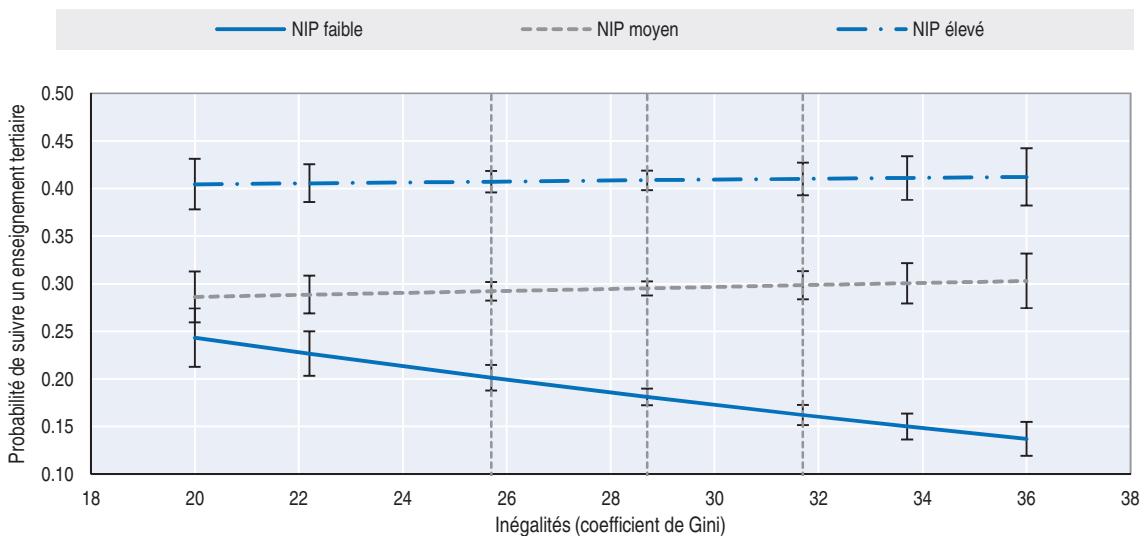
Dans le droit fil des nombreux éléments confirmant l'existence d'une persistance intergénérationnelle significative du niveau d'instruction, l'estimation de la probabilité d'obtenir un diplôme universitaire est plus élevée pour les personnes dont les parents ont fait des études poussées – un peu plus de 40 % de ces dernières suivent un enseignement tertiaire, contre environ 30 % en moyenne des personnes dont les parents ont un niveau d'instruction moyen.

Le graphique montre toutefois aussi que la probabilité de poursuivre des études tertiaires diminue à mesure que les inégalités augmentent, mais uniquement pour les individus dont le NIP est faible. Sur la base des estimations sous-jacentes, une augmentation des inégalités d'environ 6 points de Gini (soit l'équivalent de l'écart entre les revenus aux États-Unis et au Canada en 2010) aurait pour effet d'abaisser d'environ 4 points de pourcentage la probabilité qu'ont les individus dont les parents ont un niveau d'instruction faible de suivre un enseignement tertiaire²⁵. En revanche, les inégalités n'ont aucun impact sur la probabilité qu'ont les individus dont les parents ont un niveau d'instruction moyen ou élevé d'obtenir un diplôme de l'enseignement tertiaire.

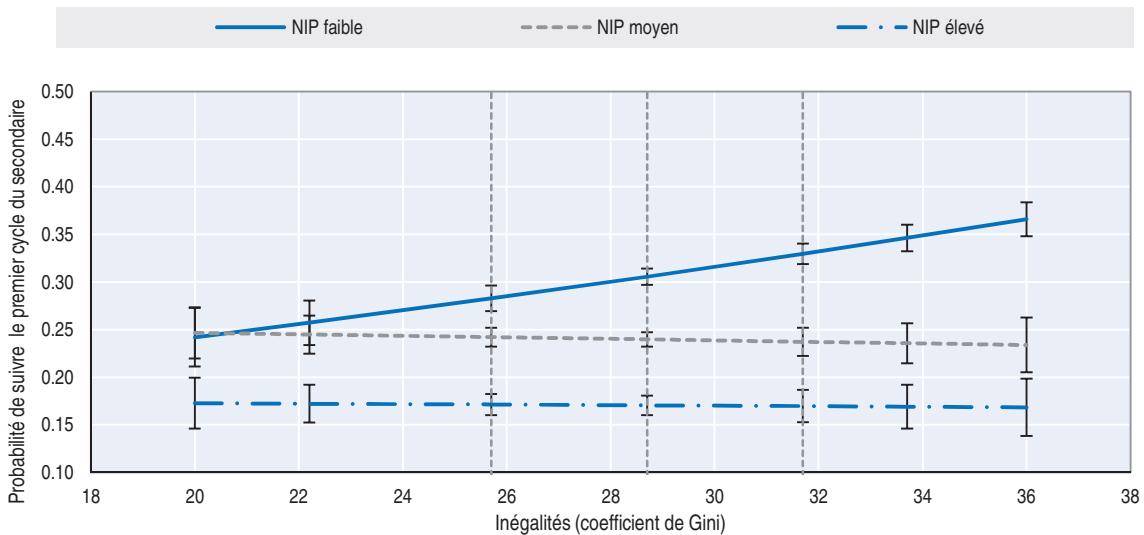
Les inégalités sont également associées à une augmentation significative de la probabilité que les personnes dont le NIP est faible atteignent, au mieux, le premier cycle de l'enseignement secondaire (voir la partie B du graphique 2.2). Cette probabilité doit, selon les projections, s'accroître, en moyenne de près de 5 points de pourcentage lorsque les inégalités augmentent de 6 points de Gini. Il ne semble toutefois pas exister de liens entre les inégalités et la probabilité d'atteindre un cycle d'enseignement quelconque pour les individus plus riches.

Graphique 2.2. Probabilité d'atteindre un cycle d'enseignement en fonction du niveau d'instruction parental (NIP) et des inégalités

Partie A. Probabilité de suivre un enseignement tertiaire



Partie B. Probabilité de suivre le premier cycle du secondaire



Note : Les deux parties indiquent la probabilité moyenne estimée que les individus dont les parents ont un niveau d'instruction faible, moyen et élevé parviennent au cycle d'enseignement tertiaire (partie A) ou, au mieux, au deuxième cycle de l'enseignement secondaire (partie B), en fonction du degré d'inégalité (points de Gini) dans le pays lorsqu'ils avaient environ 14 ans. NIP faible : aucun des deux parents n'a suivi le deuxième cycle de l'enseignement secondaire ; NIP moyen : l'un des deux parents au moins a suivi des études secondaires et post-secondaires (non tertiaires) ; NIP élevé : l'un des deux parents au moins a suivi des études supérieures. Les barres représentent des intervalles de confiance à 95 %. Les lignes verticales en pointillés indiquent le 25^e centile, la médiane et le 75^e centile de la distribution sous-jacente des inégalités.

Source : Calculs du Secrétariat de l'OCDE à partir des données du PIAAC. Voir l'encadré 2.3 et l'annexe 2.A1.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207811>

Nombre moyen d'années de scolarité

On obtient les mêmes résultats qualitatifs lorsque l'on considère un indicateur synthétique des résultats précédents, par exemple le nombre d'années de scolarité achevées (YS). Le tableau 2.A1.1 présente les résultats de l'estimation de l'équation [2] quand $HC_{i,t,c} = YS_{i,t,c}$. Les résultats figurant dans la colonne 1 correspondent aux estimations de base du vecteur β_2 , et indiquent qu'il existe une relation négative (et significative) entre de fortes inégalités de revenu et le nombre moyen d'années de scolarité des individus dont le NIP est faible, tandis que la relation n'est pas significative dans le cas des personnes dont le NIP est moyen ou élevé (comme dans le cas des probabilités d'atteindre un cycle d'enseignement particulier). Les colonnes restantes représentent les différentes spécifications de la série de variables de contrôle X , qui sont énumérées dans la note du tableau. Fait important, les résultats sont robustes lorsque l'on prend en compte le niveau du PIB par habitant du pays (colonne 3), l'évolution des inégalités et des résultats de l'éducation propres aux pays (colonne 4) et les interactions entre les variables fictives temporelles (à savoir, les cohortes) et nationales (colonne 5)²⁶.

Pour aider à mieux comprendre la pertinence des coefficients estimés, le graphique 2.A1.1 décrit le nombre d'années de scolarité moyen estimé par rapport aux inégalités, en utilisant les résultats obtenus avec la spécification de base (colonne 1). Selon ces estimations, un accroissement des inégalités de l'ordre de 6 points de Gini réduit le capital humain de près de 0,5 année de scolarité pour les individus dont le NIP est faible, soit plus de 50 % de la différence indiquée par les estimations pour les personnes ayant un NIP moyen²⁷.

Inégalités et compétences

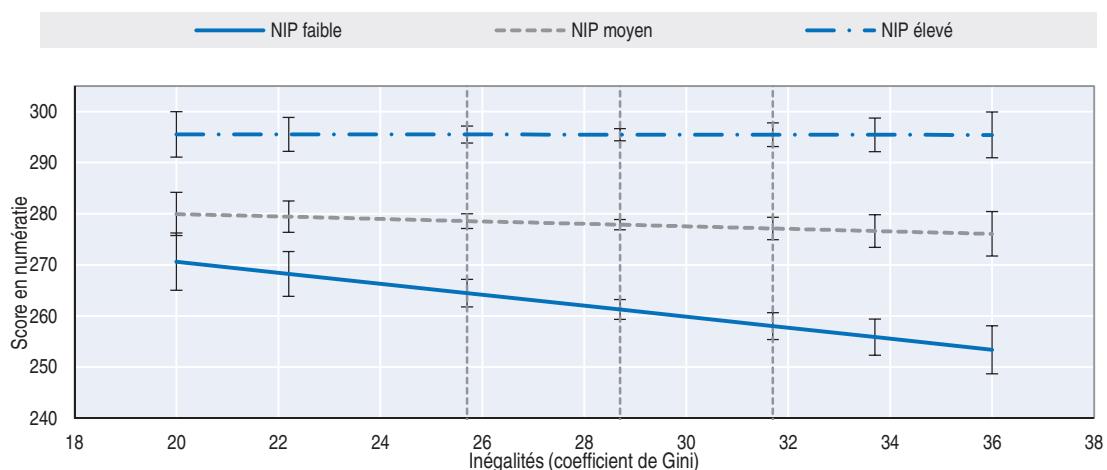
Score en numération

La deuxième série de données probantes concernant les effets des inégalités sur le capital humain provient de l'examen des scores obtenus à des tests (le PIAAC mesure les compétences en numération et en littératie). Le graphique 2.3 représente le score moyen en numération estimé par rapport au niveau d'instruction du père en fonction des inégalités. Comme dans le cas précédent, le graphique 2.3 montre que les scores en numération diminuent lorsque les inégalités augmentent dans le cas des individus dont le NIP est faible, tandis que les scores moyens des individus venant de milieux plus favorisés ne sont pas modifiés par un creusement des inégalités de revenu. Selon ces estimations, une augmentation des inégalités de l'ordre de 6 points de Gini est associée à une chute de 6 points du score en numération pour les personnes dont le NIP est faible. Ce résultat est significatif – il représente près de 40 % de l'écart entre le score moyen en numération estimé (261) et celui des personnes dont les parents ont un niveau d'instruction moyen.

Un problème particulier se pose, dans le contexte de la présente analyse, qui tient à la difficulté de déterminer la mesure dans laquelle ces indicateurs reflètent effectivement les compétences acquises dans le cadre du système d'éducation, sachant que ces compétences se déprécient probablement avec l'âge, mais qu'elles peuvent être complétées par les compétences acquises au travail. Cette question est prise en compte par des méthodes empiriques dans le tableau 2.A1.2 et examinée en détail à l'annexe 2.A1. Les résultats de base, en particulier, ne sont pas modifiés lorsque l'on neutralise l'effet des évolutions propres aux pays des acquis en capital humain et des inégalités, ainsi que des taux de dépréciation particuliers aux professions et aux pays. Les résultats d'études antérieures indiquent de surcroît que les compétences mesurées dans le PIAAC représentent, pour l'essentiel, les compétences acquises dans le cadre du système d'éducation (OCDE, 2014b).

En principe, les résultats reportés dans le graphique 2.3 pourraient tout simplement découler de l'observation précédente, selon laquelle un niveau de compétences moins élevé tient uniquement à une moindre quantité d'éducation. Les résultats sont toutefois robustes, bien qu'ils soient légèrement plus faibles, lorsque les estimations sont effectuées en fonction du niveau d'éducation formelle, ce qui a pour effet de les protéger des effets négatifs des inégalités sur la quantité d'éducation. Le graphique 2.4 trace le profil décrit par les scores en numératie par degré d'inégalité tel qu'estimé dans le cadre de cet exercice (voir la colonne 7 du tableau 2.A1.2 qui indique les estimations des paramètres sous-jacents). Le graphique montre que les individus dont le NIP est faible affichent une baisse de compétences lorsque les inégalités augmentent, même par rapport aux personnes qui ont atteint le même niveau d'éducation scolaire, mais qui ont des NIP plus élevés. Par comparaison au cas précédent, dans lequel aucune condition n'était introduite (représenté par la ligne noire en pointillé), cette baisse n'est qu'un peu plus lente. Cela signifie qu'une grande partie de la diminution des compétences des individus ayant un faible NIP peut être imputée à un parcours éducatif de moins bonne « qualité » (ils ont, par exemple, fréquenté des écoles/des universités de moins bonne qualité) ou aux efforts consentis (nombre d'heures, par exemple) lors de leurs études.

Graphique 2.3. Score moyen en numératie en fonction du niveau d'instruction parental (NIP) et des inégalités

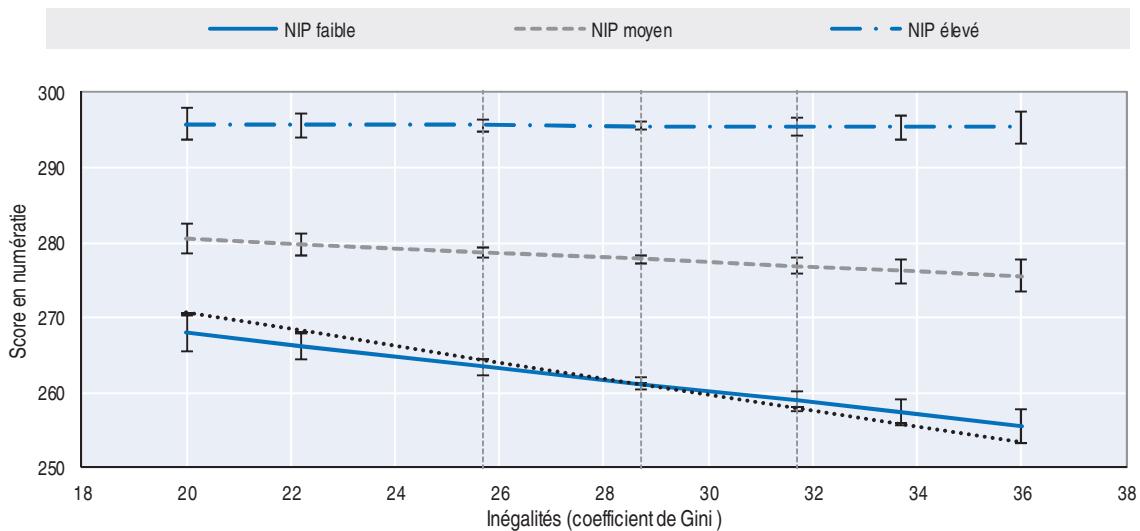


Note : Ce graphique représente le score moyen estimé en numératie pour les personnes dont les parents ont un niveau d'instruction faible, moyen ou élevé, en fonction du degré d'inégalité (exprimé en points de Gini) dans le pays lorsqu'ils avaient environ 14 ans. Les effets marginaux obtenus au moyen des estimations sont indiqués dans la colonne 1 du tableau 2.A1.2. NIP faible : aucun des deux parents n'a suivi le deuxième cycle de l'enseignement secondaire ; NIP moyen : l'un des deux parents au moins a suivi des études secondaires et post-secondaires (non tertiaires) ; NIP élevé : l'un des deux parents au moins a suivi des études supérieures. Les barres représentent des intervalles de confiance à 95 %. Les lignes verticales en pointillés indiquent le 25^e centile, la médiane et le 75^e centile de la distribution sous-jacente des inégalités.

Source : Calculs du Secrétariat de l'OCDE à partir des données du PIAAC. Voir l'encadré 2.3 et l'annexe 2.A1.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207829>

Graphique 2.4. Score moyen en numéратie en contrôlant le niveau d'instruction parental (NIP) et les inégalités



Note : Ce graphique représente le score moyen en numérité estimé pour les individus dont les parents ont un niveau d'instruction faible, moyen ou élevé, en fonction des inégalités (exprimées en points de Gini) dans le pays lorsqu'ils avaient environ 14 ans. Les effets marginaux obtenus au moyen des estimations sont indiqués dans la colonne 7 du tableau 2.A1.2 (lorsque les résultats dépendent du niveau d'éducation formelle). La ligne noire en pointillé reproduit les résultats du graphique 2.3 pour les individus ayant un faible NIP. NIP faible : aucun des deux parents n'a suivi le deuxième cycle de l'enseignement secondaire ; NIP moyen : l'un des deux parents au moins a suivi des études secondaires et post-secondaires (non tertiaires) ; NIP élevé : l'un des deux parents au moins a suivi des études supérieures. Les barres verticales indiquent des intervalles de confiance à 95 %. Les lignes verticales en pointillé indiquent le 25^e centile, la médiane et le 75^e centile de la répartition sous-jacente des inégalités.

Source : Calculs du Secrétariat de l'OCDE à partir des données du PIAAC. Voir l'encadré 2.3 et l'annexe 2.A1.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207839>

Score en littératie

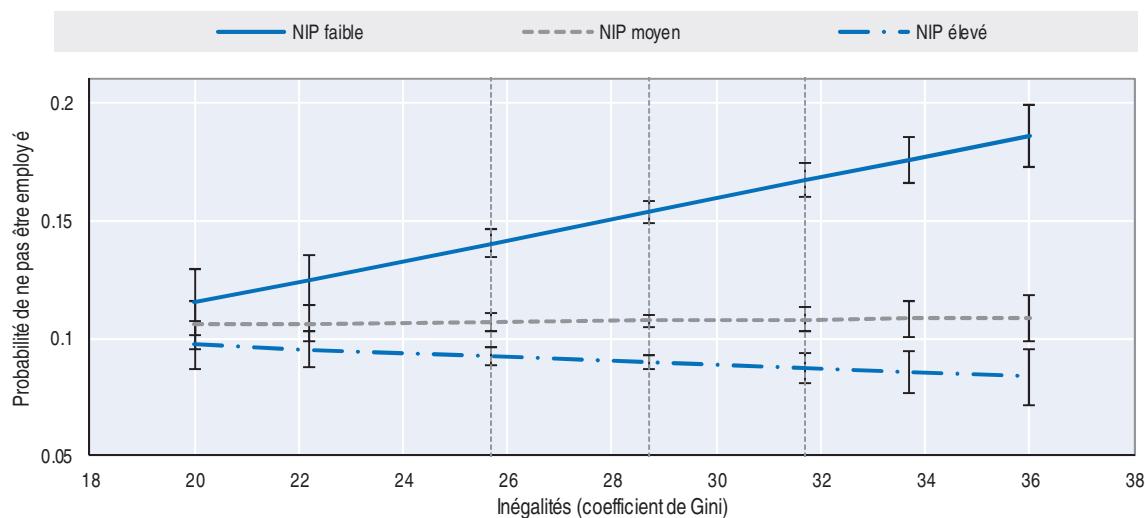
L'utilisation des scores en littératie pour mesurer la qualité du capital humain produit des résultats très similaires. Le graphique 2.A1.2 retrace le score moyen en littératie estimé par niveau d'instruction en fonction des inégalités (en utilisant la spécification de la colonne 1 du tableau 2.A1.3). Une augmentation des inégalités d'un écart interquartile (25^e-75^e) est associée à une baisse d'un peu moins de sept points du score en littératie des individus dont le NIP est faible. À titre de comparaison, l'écart moyen estimé du score en littératie est de 15 points pour le groupe ayant un NIP moyen.

Inégalités et résultats sur le marché du travail

La troisième série de données indiquant qu'une augmentation des inégalités a pour effet de réduire les opportunités que peuvent saisir les individus défavorisés résulte de l'examen de leurs performances sur le marché du travail. Le PIAAC permet d'analyser la probabilité de ne *pas* être employé, en moyenne, tout au long de la vie active²⁸. Comme dans le cas des résultats éducatifs, cette probabilité augmente de manière significative avec le degré d'inégalité dans le cas des individus ayant un NIP faible. Les probabilités estimées tracées dans le graphique 2.5 signifient que, par exemple, la probabilité que des individus ayant un NIP faible ne soient pas employés augmente environ de 3 points de pourcentage (soit 20 % de leur probabilité de base de ne pas être employé) lorsque les inégalités augmentent de 6 points de Gini. Dans ce cas encore, les probabilités

correspondantes des individus plus riches ne sont pas modifiées par le degré d'inégalité. Un profil similaire se dégage de l'examen de la probabilité de ne pas être employé à la date de l'entrevue, qui n'augmente avec les inégalités que dans le cas des individus dont le NIP est faible.

Graphique 2.5. Probabilité de ne pas être employé pendant la vie active, en fonction du niveau d'instruction parental (NIP) et des inégalités



Note : Ce graphique retrace la probabilité moyenne estimée de ne pas être employé pendant la vie active des individus dont les parents ont un niveau d'instruction faible, moyen ou élevé, en fonction des inégalités (exprimées en points de Gini) dans le pays lorsqu'ils avaient environ 14 ans. NIP faible : aucun des deux parents n'a suivi le deuxième cycle de l'enseignement secondaire ; NIP moyen : l'un des deux parents au moins a suivi des études secondaires et post-secondaires (non tertiaires) ; NIP élevé : l'un des deux parents au moins a suivi des études supérieures. Les barres verticales indiquent des intervalles de confiance à 95 %. Les lignes verticales en pointillés indiquent le 25^e centile, la médiane et le 75^e centile de la répartition sous-jacente des inégalités.

Source : Calculs du Secrétariat de l'OCDE à partir des données du PIAAC. Voir l'encadré 2.3 et l'annexe 2.A1.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207843>

Analyse et prolongements

Ces conclusions, comme celles des analyses de régression de la croissance, semblent davantage appuyer les arguments basés sur les « opportunités » avancés pour expliquer les sources du lien inégalités-croissance, que les arguments basés sur les « incitations ». Si un creusement des inégalités (par exemple une augmentation des primes de rémunération des compétences) avait pour effet d'accroître les incitations à investir dans l'éducation, il devrait s'en suivre une amélioration du niveau d'instruction d'au moins une partie de la population. Le fait que ce niveau diminue, mais uniquement pour les segments les plus pauvres de la population, indique que les revenus disponibles déterminent de manière significative les possibilités d'éducation et de mobilité sociale.

Il serait intéressant de prolonger cet exercice en déterminant si l'étroitesse du lien entre les inégalités et les niveaux d'instruction varie en fonction des caractéristiques institutionnelles ou des contextes politiques des pays. Cela permettrait d'obtenir des informations sur le rôle que pourraient jouer les politiques publiques pour lutter contre les conséquences préjudiciables à long terme d'un creusement des inégalités. Il serait, par

exemple, possible de saisir les effets de telles politiques en examinant les caractéristiques des systèmes éducatifs et l'efficacité avec laquelle les dépenses d'éducation permettent d'égaliser les chances. Les premiers efforts déployés pour examiner ces questions n'ont toutefois pas abouti à des résultats concluants.

2.5. Conclusion

Le présent chapitre vient s'ajouter à un grand nombre de travaux empiriques consacrés à l'estimation de l'impact des inégalités sur la croissance. À partir de données harmonisées couvrant les pays membres de l'OCDE au cours des 30 dernières années, l'analyse économique indique que les inégalités de revenu ont un impact *négatif* important et statistiquement significatif sur la croissance, et qu'assurer une plus grande égalité des revenus disponibles par le biais de politiques de redistribution n'a pas d'impact préjudiciable sur la croissance. Elle montre également que ce sont les inégalités dans la partie inférieure de la distribution du revenu qui entravent la croissance. Selon des analyses plus approfondies reposant sur les données du PIAAC de l'OCDE, les effets préjudiciables des inégalités sur la croissance économique s'exercent en grande partie par le biais d'une diminution des possibilités d'investissement (en particulier dans l'éducation) des segments les plus pauvres de la population.

Ces conclusions présentent un intérêt pour les responsables de l'action publique préoccupés par la lenteur de la croissance et le creusement des inégalités. D'une part, elles font ressortir la nécessité d'évaluer précisément les conséquences que pourraient avoir des politiques favorables à la croissance sur les inégalités (OCDE, 2015) : l'adoption de politiques uniquement axées sur la croissance, reposant sur l'idée que les avantages de cette dernière retomberont automatiquement sur tous les segments de la population, pourrait compromettre la croissance à long terme dans la mesure où les inégalités s'accroîtront. Elles montrent que les mesures qui contribuent à limiter ou – dans l'idéal – à inverser l'augmentation des inégalités à long terme favoriseraient en revanche l'instauration de sociétés non seulement moins injustes, mais aussi plus riches. Elles mettent en particulier en lumière l'importance de deux axes stratégiques pour s'attaquer à l'augmentation des inégalités et promouvoir l'égalité des opportunités, et plaident en faveur de l'adoption de politiques qui profitent à tous, en cherchant à la fois à réduire les inégalités et à promouvoir la croissance économique. Cette démarche cadre également avec l'Initiative de l'OCDE sur la croissance inclusive (OCDE, 2014c).

La poursuite de réformes fiscales et sociales offre un moyen de réduire les inégalités (voir également OCDE, 2012). Selon de récents travaux de l'OCDE portant sur les revenus élevés (Förster et al., 2014), la capacité fiscale de la catégorie des hauts revenus ayant augmenté, les autorités publiques pourraient envisager de revoir les régimes fiscaux de manière à ce que les individus les plus riches assument une juste part de la charge fiscale. Il existe plusieurs manières d'atteindre un tel objectif – il est possible non seulement de relever les taux d'imposition marginaux auxquels sont assujettis les contribuables riches, mais aussi d'améliorer le respect des obligations fiscales, d'éliminer ou de réduire les abattements dont les hauts revenus bénéficient généralement dans une mesure disproportionnée, et de réévaluer le rôle des taxes sur toutes les formes de propriété et de patrimoine, y compris sur le transfert d'actifs. Un élargissement de l'assiette de l'impôt associé à l'élimination des niches fiscales du code actuel pourrait promouvoir à la fois l'efficience et l'équité. Cela vaut en particulier pour l'imposition des revenus du capital, qui reviennent dans une très large mesure aux ménages les plus aisés et représentent une part significative de leurs revenus totaux. Le traitement fiscal inégal

appliquée à différentes classes d'actifs a pour effet d'accroître les inégalités dans certains cas et d'engendrer des distorsions dans l'allocation du capital.

Le présent chapitre indique toutefois qu'il est encore plus important de cibler les inégalités en bas de la distribution des revenus. Les prestations publiques doivent jouer un rôle important en empêchant les ménages à faibles revenus de régresser davantage sur l'échelle de distribution. Cela signifie qu'il faut prêter une grande attention à la structure des garanties de revenu pour les personnes qui ont un emploi et celles qui n'en ont pas. Cette attention ne soit pas se limiter aux prestations monétaires. D'autres éléments sont importants, notamment les politiques visant à promouvoir et à élargir l'accès aux services publics. Ces derniers couvrent des services de garde d'enfants et d'éducation de qualité, ou encore l'accès à des soins de santé ou à un logement. De telles mesures ont pour effet immédiat de réduire les inégalités associées aux revenus monétaires, mais elles sont aussi un investissement social à long terme, qui favorise la mobilité ascendante et permet d'égaliser les opportunités à long terme. Enfin, elles ont pour effet de promouvoir de manière active un emploi inclusif, domaine dans lequel le « double dividende » de la réduction des inégalités et de l'accélération de la croissance a toujours été le plus apparent. La baisse du chômage peut contribuer à réduire durablement les inégalités de revenus, à condition que les gains observés concernent des emplois offrant des perspectives de carrière. L'une des grandes difficultés consiste donc à faciliter et à encourager l'accès à l'emploi des groupes sous-représentés, comme les jeunes, les travailleurs âgés, les femmes et les migrants²⁹.

Dans le domaine de la politique sociale, les mesures axées sur l'aide sociale et les revenus minimums visent à réduire la pauvreté. L'analyse présentée dans ce chapitre montre toutefois que ce n'est pas seulement la pauvreté (c'est-à-dire les revenus des 10 % de la population les plus pauvres) qui entrave la croissance et que les responsables de l'action publique doivent se préoccuper de manière plus générale des 40 % de la population les moins riches – c'est-à-dire également des classes moyennes inférieures vulnérables qui risquent de ne pas pouvoir profiter de la reprise et de la croissance future. Les programmes de lutte contre la pauvreté ne suffiront pas.

L'autre série de conclusions importantes pour l'action publique qui peuvent être tirées de ce chapitre concerne les liens entre inégalités et capital humain. Les résultats montrent clairement que de fortes inégalités entravent la capacité des individus provenant de milieux économiques défavorisés d'investir dans leur capital humain, si l'on considère la quantité, mais aussi et surtout la qualité de l'éducation qu'ils reçoivent. Cela signifie que la politique de l'éducation devrait viser à élargir l'accès des membres de la population ayant de faibles revenus, dont le niveau d'instruction est non seulement moins bon, en moyenne, que ceux des groupes ayant des revenus moyens et élevés, mais est aussi plus sensible à des creusements des inégalités. Il se pourrait toutefois que les performances des individus défavorisés n'évoluent pas de manière significative en réponse à des mesures visant à abaisser les coûts privés directs, en particulier au niveau de l'enseignement tertiaire (par exemple, frais de scolarité, ou disponibilité de bourses). Il est en effet possible que les effets défavorables des inégalités continuent de se manifester par le biais des effets différentiels exercés par les gains auxquels les décisions d'éducation conduisent à renoncer à différents niveaux de la distribution des revenus, par le biais de ces effets sur la contribution des parents à la production du capital humain de leurs enfants ou via la capacité des parents de sélectionner des cadres scolaires optimaux (par exemple, des quartiers). La politique doit donc prendre en compte le fait que, dans des sociétés non égalitaires, les groupes socioéconomiques défavorisés sous-investissent probablement dans l'éducation formelle. Aussi les stratégies qui ont pour objectif de promouvoir le

développement de compétences doivent-elles porter également sur l'amélioration des formations liées à l'emploi pour les travailleurs peu qualifiés (formation en cours d'emploi) et de l'accès à l'éducation formelle durant la vie professionnelle.

Notes

1. Rajan (2010) avance que la progression des inégalités aux États-Unis a poussé les personnes à faible revenu à emprunter au-delà de leurs moyens pour maintenir leur niveau de consommation, et que ce surendettement est à l'origine de la crise. Pour Stiglitz (2012) et Acemoglu (2011), c'est l'influence politique croissante des riches et du secteur financier qui a contribué aux excès financiers et engendré la crise. Fitoussi et Saraceno (2010) estiment pour leur part que la crise a ses racines dans l'évolution structurelle de la distribution des revenus qui s'opère depuis trois décennies.
2. Selon la théorie de la « politique budgétaire endogène », le lien négatif entre les inégalités et la croissance dépend de deux mécanismes fondamentaux : un mécanisme économique reposant sur le principe que les instruments de redistribution (par exemple l'imposition du revenu du capital) réduisent le rendement privé de l'investissement, et un mécanisme politique selon lequel un accroissement des inégalités induirait une plus grande redistribution, car les individus pauvres sont plus favorables à l'application de taux d'imposition plus élevés que les individus riches.
3. Lorsque les marchés financiers sont parfaits et que les investissements des particuliers ont des rendements décroissants, l'efficacité est maximisée lorsque les individus pauvres empruntent aux riches pour effectuer la quantité d'investissement optimale. Lorsqu'il n'est pas possible d'accéder aux marchés financiers, le sous-investissement des individus pauvres signifie que le produit global est inférieur à l'optimum, et cette perte a généralement pour effet d'accroître l'hétérogénéité du patrimoine (voir, par exemple, Bénabou, 1996 ; Aghion et al., 1999).
4. Aghion et Bolton (1997) et Piketty (1997) ont modélisé de manière explicite l'offre sur le marché du crédit, en expliquant les imperfections sur la base de l'aléa moral (par exemple, les problèmes posés par la vérification des informations initiales) ou de problèmes de respect des dispositions liés à l'absence de conclusion d'un contrat (les problèmes posés par la vérification des produits).
5. Mirrlees (1971) a considéré la relation principal-agent dans le cadre de laquelle un produit (observable) dépend d'un effort observable. Dans ce contexte, récompenser l'agent indépendamment du produit généré décourage l'agent de déployer des efforts, tandis que la dispersion des rémunérations encourage l'effort. De manière plus générale, Rebelo (1991) montre que, dans différents modèles de croissance, des taux d'imposition des revenus ou des investissements élevés décourageraient l'accumulation de capital et se solderaient par des taux de croissance plus faibles.
6. Kaldor (1955) a fait valoir que, parce que la propension à épargner est plus faible dans le cas du revenu du travail que dans le cas des bénéfices, les individus plus riches (c'est-à-dire ceux qui tirent une plus grande partie de leurs revenus du capital) ont tendance à épargner davantage que les individus pauvres. Cette hypothèse a été formalisée dans le contexte d'un modèle de Solow par Bourguignon (1981), qui a montré que, lorsque l'épargne est une fonction convexe du revenu, il peut exister de multiples états stationnaires caractérisés par des degrés d'inégalités différents. Dans ce cas, il est démontré que le produit est plus élevé dans les états stationnaires d'inégalité non seulement au niveau global, mais aussi pour tous les individus

- (l'équilibre de Pareto en situation d'inégalité domine l'équilibre en situation d'égalité).
7. Il est possible d'interpréter ces différences par le fait que les travaux utilisant des données de panel permettent de neutraliser les effets propres aux pays. Il est toutefois également possible qu'ils éliminent l'essentiel des variations des données, et exacerbent les biais des erreurs de mesure et qu'ils n'indiquent donc, en pratique, que les effets à court terme des inégalités. Un grand nombre des effets théoriques des inégalités sur la croissance peuvent cependant ne pas se concrétiser avant un temps assez long (changements dans le domaine de l'éducation, de la stabilité politique, par exemple).
 8. Il existe, plus précisément, une relation négative entre la mobilité ascendante et les inégalités lorsque ces dernières sont mesurées par les coefficients de Gini, ce qui cadre avec la « courbe de Gatsby le magnifique » établie pour les comparaisons entre pays. La corrélation entre les revenus revenant aux 1 % les plus riches et la mobilité intergénérationnelle n'est toutefois pas très forte. En revanche, Bloome (2015) a constaté que les états des États-Unis dans lesquels les inégalités de revenu ont le plus augmenté ne sont pas plus susceptibles d'afficher une diminution de la mobilité des revenus intergénérationnelle.
 9. Voir Verbist et al. (2012), qui estiment que l'effet combiné des prestations en nature pour l'éducation, la santé et les services aux enfants et aux personnes âgées réduit les inégalités de revenu net d'environ un cinquième dans les pays de l'OCDE, en moyenne.
 10. Le capital physique est représenté par le ratio de la formation brute de capital fixe non résidentiel au PIB, tandis que le capital humain est mesuré par le nombre moyen d'années de scolarité de la population en âge de travailler (25 à 64 ans).
 11. Ce résultat n'est pas totalement surprenant, puisque plusieurs autres études basées sur la méthode GMM qui couvrent les pays avancés ont produit des coefficients estimés qui ne sont pas significatifs pour au moins un des facteurs déterminants types de la croissance. Cette question est examinée en détail dans la section A.2 de l'annexe 2.A1.
 12. Dans le cas des estimateurs GMM, l'ensemble des instruments disponibles (c'est-à-dire les valeurs retardées des variables indépendantes) peut être large, et le recours à un nombre trop élevé d'instruments peut en réduire l'efficacité (Roodman, 2009). Il importe donc de vérifier la robustesse des résultats lorsque l'on réduit la matrice des variables instrumentales. En particulier, dans le cas des inégalités, on a recours à des retards de deux périodes comme instruments dans les colonnes 1 et 2, et à des retards d'une période dans la colonne 3. Dans la colonne 4, les retards sont d'une période et la matrice des variables instrumentales est ramenée à une seule colonne (en d'autres termes, la colonne 5 a la série d'instruments la plus limitée possible). Un retard d'une seule période est utilisé pour toutes les autres variables, et la dimension de la matrice des instruments a été réduite.
 13. Le test d'Arellano-Bond indique que la corrélation sérielle des résidus, qui pourrait réduire la validité de l'utilisation de variables retardées en tant qu'instruments, ne devrait pas être jugée préoccupante. Le test d'Hansen de la suridentification des restrictions ne suggère pas que l'un quelconque des instruments soit invalide.
 14. Le sous-échantillon de pays pour lesquels on dispose d'une série chronologique de données sur les inégalités et la croissance comprend l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, le Canada, le Danemark, l'Espagne, les États-Unis, la Finlande, la France,

l’Irlande, l’Italie, Japon, le Mexique, la Norvège, la Nouvelle-Zélande, les Pays-Bas, le Royaume-Uni, la Suède et la Turquie.

15. Hypothèse testée par l’ajout d’un terme quadratique (Gini2).
16. Cette hypothèse a été testée par l’introduction de retards supplémentaires pour la variable des inégalités (par exemple Gini-2). Halter et al. (2014) sont parvenus à la conclusion, sur la base d’un échantillon de données plus important, qu’une augmentation des inégalités améliore les résultats économiques à court terme et réduit le taux de croissance à long terme.
17. La métaphore bien connue du « seau percé » d’Okun (1975) décrit le fait que quand l’État s’efforce de redistribuer des revenus des riches aux pauvres, « (...) l’argent doit être transporté (...) dans un seau percé. Une partie de l’argent disparaîtra tout simplement en chemin, de sorte que les pauvres ne recevront pas tout l’argent qui a été pris aux riches » (Okun, 1975, p. 91). Okun attribue ces pertes aux coûts administratifs de la fiscalité et des prestations et aux effets dissuasifs, essentiellement en ce qui concerne l’offre de travail.
18. OCDE (2010a) est un rapport détaillé de la manière dont les structures fiscales peuvent être conçues pour soutenir la croissance du PIB par habitant.
19. Représentons, plus précisément, le revenu disponible moyen dans le pays par \bar{Y} , et le revenu disponible moyen du n ème décile par \bar{y}_n . Les inégalités de revenu à la base de la distribution sont mesurées par le ratio entre \bar{Y} et le revenu moyen des déciles inférieurs de la distribution (on considère le premier au quatrième décile) : $BI = \bar{Y}/\bar{y}_n$ (pour $n < 5$). Inversement, les inégalités au sommet de la distribution sont mesurées par le ratio entre le revenu moyen du décile supérieur et le revenu disponible moyen du pays : $TI = \bar{y}_n/\bar{Y}$ (pour $n > 7$). Dans les deux cas, toute augmentation de la valeur de l’indicateur indique un creusement des inégalités.
20. Parce que l’augmentation du coefficient estimé des inégalités à la base de la distribution lorsque l’on passe de la spécification de la colonne 1 à celle de la colonne 4 est presque entièrement neutralisée par la diminution de l’écart-type de la variable correspondante.
21. Malheureusement, les sources de données disponibles sur les plus hauts revenus (comme la World Top Income Database) ne couvrent que les revenus avant impôts revenant aux déciles et aux centiles supérieurs. Par ailleurs, seulement 18 pays membres de l’OCDE sont inclus dans cette série de données (voir Atkinson et al., 2011 ; OCDE, 2014b). Il n’est donc pas possible d’élargir la portée de l’analyse pour examiner le rôle des inégalités au sommet de la distribution, par exemple au niveau des revenus avant impôts revenant aux 1% les plus riches.
22. Parmi les travaux ciblant les variations à l’intérieur d’un pays figurent ceux de Chetty et al. (2014), qui établissent l’existence d’une corrélation robuste négative entre la mobilité (ascendante) et les inégalités dans les différents comtés des États-Unis, et ceux de Bloome (2015), qui a pu établir que les états des États-Unis dans lesquels les inégalités de revenu ont le plus augmenté n’affichent pas de diminution de la mobilité intergénérationnelle des revenus.
23. Cet exercice suppose, par exemple, que le niveau d’instruction des individus nés durant la période 1966-70 fournit des informations sur les décisions d’éducation prises aux environs de 1980. Par conséquent, dans le cadre de l’analyse statistique, il est possible d’établir une relation entre les résultats de ces individus et Ineq1980,c. Suivant ce raisonnement, des relations ont été établies entre les résultats des tranches

- d’âge (1966-70, 1971-75, ..., 1991-95) et les inégalités mesurées en (1980, 1985, ..., 2005, qui correspondent à t dans l’équation [2]).
24. Cette spécification permet de prendre en compte les facteurs non observés à la fois pour les résultats des tranches d’âge suivantes *et* les modifications des inégalités. Pour ce faire, l’analyse neutralise l’effet d’évolutions particulières aux pays et introduit des variables fictives pays-tranche d’âge pour absorber les chocs qui sont particuliers à différentes paires de pays et de tranches d’âge (par exemple l’adoption de politiques de l’éducation dans un pays donné qui touchent certaines tranches d’âge à l’exclusion d’autres ou des taux de dépréciation des compétences particuliers à certains pays – HC étant mesuré sur la base des résultats des tests).
 25. Ceci équivaut à plus d’un cinquième de la probabilité de base qu’ont les individus ayant un faible NIP (18 %) de suivre un enseignement tertiaire, et à plus d’un tiers de l’écart par rapport à la probabilité des individus ayant un NIP moyen.
 26. Les inégalités variant au niveau des pays, cette dernière spécification permet uniquement d’estimer l’effet différentiel des inégalités sur la scolarité moyenne par NIP (c’est-à-dire de déterminer si un creusement des inégalités réduit la scolarité pour les individus ayant un NIP faible par rapport à ceux ayant un NIP élevé). Elle ne permet toutefois pas de déterminer les conséquences des inégalités sur la durée de la scolarité pour chaque groupe. Il est cependant intéressant de comparer les résultats avec la régression de base, pour ce qui est de l’incidence de biais potentiels provenant des taux de dépréciation spécifiques à chaque pays.
 27. L’estimation des coefficients lorsque l’on retient la spécification [2] qui prend en compte la possibilité d’effets non linéaires des inégalités (par exemple en intégrant le milieu familial au moyen d’un terme quadratique des inégalités) dégage un profil général similaire, mais indique que les effets négatifs d’une plus forte dispersion des revenus sur les niveaux d’instruction sont légèrement plus forts lorsque les inégalités sont inférieures à la médiane.
 28. Il est demandé à chaque personne d’indiquer le nombre d’années passées dans un emploi rémunéré (expérience), et le nombre d’années depuis que cette personne a quitté le système éducatif (expérience potentielle). Cette information permet de calculer la fraction de temps passée sans emploi (mesure de la probabilité de ne pas être employé) durant la vie active.
 29. De récents travaux de l’OCDE montrent que plusieurs mesures favorables à la croissance contribuent à réduire les inégalités de (bas) revenu (Causa et al., 2014). C’est le cas notamment de l’abaissement des barrières réglementaires à la concurrence intérieure, aux échanges et aux investissements directs étrangers, de l’élargissement de la portée des programmes de soutien à la recherche d’un emploi et d’activation, et de la réduction des prestations de chômage pour toutes les catégories de chercheurs d’emploi.

Bibliographie

- Acemoglu, D. (2011), « Thoughts on Inequality in Financial Crisis », Exposé à la Réunion annuelle d'American Economic Association Annual Meeting, Denver, Colorado, janvier.
- Aghion, P. et P. Bolton (1997), « A Theory of Trickle-down Growth and Development », *Review of Economic Studies*, vol. 64, n° 2, pp. 151-172.
- Aghion, P., E. Caroli et C. García-Péñalosa (1999), « Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theories », *Journal of Economic Literature*, vol. 37, n° 4, pp. 1615-1660.
- Alesina, A. et D. Rodrik (1994), « Distributive Politics and Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, vol. CIX, n° 2, pp. 465-490.
- Alesina, A. et R. Perotti (1996), « Income Distribution, Political Instability, and Investment », *European Economic Review*, vol. 40, n° 6, pp. 1203-1228.
- Andrews, D., C. Jencks et A. Leigh (2011), « Do Rising Top Incomes Lift All Boats? », *B.E. Journal of Economic Analysis and Policy*, vol. 11, n° 1, pp. 1-45, janvier.
- Arellano, M. et S. Bond (1991), « Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations », *Review of Economic Studies*, vol. 58, n° 2, pp. 277-297.
- Arellano, M. et O. Bover (1995), « Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models », *Journal of Econometrics*, vol. 68, n° 1, pp. 29-51.
- Arjona, R., M. Ladaique et M. Pearson (2001), « Growth, Inequality and Social Protection », *OECD Labour Market and Social Policy Occasional Papers*, n° 51, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/121403540472>.
- Arnold, J., A. Bassanini et S. Scarpetta (2011), « Solow or Lucas? Testing Speed of Convergence on a Panel of OECD Countries », *Research in Economics*, vol. 65, n° 2, pp. 110-123.
- Atkinson, A., T. Piketty et E. Saez (2011), « Top Incomes in the Long Run of History », *Journal of Economic Literature*, vol. 49, n° 1, pp. 3-71.
- Behrens, K. et F. Robert-Nicoud (2014), « Survival of the Fittest in Cities. Urbanisation and Inequality », *Economic Journal*, vol. 124, n° 581, pp. 1371-1400.
- Banerjee, A. et A. Newman (1993), « Occupational Choice and the Process of Development », *Journal of Political Economy*, vol. 101, n° 2, pp. 274-298.
- Barro, R.J. (2000), « Inequality and Growth in a Panel of Countries », *Journal of Economic Growth*, vol. 5, n° 1, pp. 5-32.
- Barro, R. and J. Lee (2013), « A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950–2010 », *Journal of Development Economics*, vol. 104, pp. 184-198.

- Bassanini, A. et S. Scarpetta (2002), « Does Human Capital Matter for Growth in OECD Countries? A Pooled Mean Group Approach », *Economics Letters*, vol. 74, n° 3, pp. 399-405.
- Baum-Snow, N. et R. Pavan (2013), « Inequality and City Size », *Review of Economics and Statistics*, vol. 95, n° 5, pp. 1535-1548.
- Bazzi, S. et M. Clemens (2013), « Blunt Instruments: Avoiding Common Pitfalls in Identifying the Causes of Economic Growth », *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 5, n° 2, American Economic Association, pp. 152-186, April.
- Behrens, K. et F. Robert-Nicoud (2014), « Survival of the Fittest in Cities, Urbanisation and Inequality », *Economic Journal*, vol. 124, n° 581, pp. 1371-1400.
- Bénabou, R. (1996), « Inequality and Growth », *NBER Working Paper n° 5658*, Cambridge, États-Unis, juillet.
- Benhabib, J. (2003), « The Trade-off Between Inequality and Growth », *Annals of Economics and Finance*, vol. 4, n° 2, pp. 491-507.
- Bergh, A. et M. Henrekson (2011), « Government Size and Growth: A Survey and Interpretation Of The Evidence », *Journal of Economic Surveys*, vol. 25, n° 5, Wiley Blackwell, pp. 872-897, décembre.
- Bernstein, J. (2013), « The Impact of Inequality on Growth », Center for American Progress Paper.
- Bertola, G. (1993), « Factor Shares and Savings in Endogenous Growth », *American Economic Review*, vol. 83, n° 5, pp. 1184-1198.
- Bloome, D. (2015), « Income Inequality and Intergenerational Income Mobility in the United States », *Social Forces*, à paraître.
- Blundell, R. et S. Bond (1998), « Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models », *Journal of Econometrics*, vol. 87, n° 1, pp. 115-143.
- Bond, S., A. Hoeffler et J. Temple (2001), « GMM Estimation of Empirical Growth Models », *CEPR Discussion Papers*, n° 3048.
- Bourguignon, F. (1981), « Pareto Superiority of Unegalitarian Equilibria in Stiglitz' Model of Wealth Distribution with Convex Saving Function », *Econometrica*, vol. 49, n° 6, pp. 1469-1475.
- Caselli, F., G. Esquivel et F. Lefort (1996), « Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics », *Journal of Economic Growth*, vol. 1, n° 3, pp. 363-389.
- Castelló-Climent, A. (2010), « Inequality and Growth in Advanced Economies: An Empirical Investigation », *Journal of Economic Inequality*, vol. 8, n° 3, pp. 293-321, septembre.
- Castelló-Climent, A. et R. Doménech (2002), « Human Capital Inequality and Economic Growth: Some New Evidence », *Economic Journal*, vol. 112, n° 478, pp. C187-C200.
- Causa, O. et A. Johansson (2009), « Intergenerational Social Mobility », *Documents de travail du Département des affaires économiques*, n° 707, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/223106258208>.

- Causa, O., A. de Serres et N. Ruiz (2014), « Can Growth-enhancing Policies Lift All Boats? An Analysis Based on Household Disposable Income », *Documents de travail du Département des affaires économiques*, n° 1180, Éditions OCDE, Paris, www.oecd.org/eco/Can_pro-growth_policies_lift_all_boats_an_analysis_based_on_household_disposable_income.pdf.
- Checchi, D., A. Ichino et A. Rustichini (1999), « More Equal But Less Mobile? Education Financing and Intergenerational Mobility in Italy and in the US », *Journal of Public Economics*, vol. 74, n° 3, pp. 351-393.
- Chetty, R. (2014), « Where Is the Land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States », avec N. Hendren, P. Kline et E. Saez, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 129, n° 4, pp. 1553-1623.
- Cingano, F. (2014), « Trends in Income Inequality and its Impact on Economic Growth », *Documents de travail de l'OCDE sur les questions sociales, l'emploi et les migrations*, n° 163, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5jxrjncwxv6j-en>.
- Cohen, D. et M. Soto (2007), « Growth and Human Capital: Good Data, Good Results », *Journal of Economic Growth*, vol. 12, pp. 51-76.
- Corak, M. (2013), « Income Inequality, Equality of Opportunity, and Intergenerational Mobility », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 27, n° 3, pp. 79-102.
- D'Addio, A.C. (2007), « Intergenerational Transmission of Disadvantage: Mobility or Immobility Across Generations? », *Documents de travail de l'OCDE sur les questions sociales, l'emploi et les migrations*, n° 52, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/217730505550>.
- de la Fuente, A. et R. Doménech (2013), « Cross-Country Data on the Quantity of Schooling: A Selective Survey and Some Quality Measures », *Document de travail*, n° 720, Barcelona Graduate School of Economics.
- de la Fuente, A. et R. Doménech (2006), « Human Capital in Growth Regressions: How Much Difference Does Data Quality Make? », *Journal of the European Economic Association*, vol. 4, n° 1, pp. 1-36.
- De Mello, L. et E. Tiongson (2006), « Income Inequality and Redistributive Government Spending », *Public Finance Review*, vol. 34, n° 3, pp. 282-305.
- Deininger, K. et L. Squire (1998), « New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth », *Journal of Development Economics*, vol. 57, n° 2, pp. 259-287.
- Fershtman, C., K. Murphy et M. Weiss (1996), « Social Status, Education, and Growth », *Journal of Political Economy*, vol. 104, n° 1, pp. 108-132.
- Fitoussi, J.P. et F. Saraceno (2010), « Inequality and Macroeconomic Performance », *OFCE /POLHIA Working Papers*, n° 2010-13, Paris.
- Forbes, K.J. (2000), « A Reassessment of the Relationship Between Inequality and Growth », *American Economic Review*, vol. 90, n° 4, pp. 869-887.
- Förster, M., A. Llena-Nozal et V. Nafilyan (2014), « Trends in Top Incomes and their Taxation in OECD Countries », *Documents de travail de l'OCDE sur les questions sociales, l'emploi et les migrations*, n° 159, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5jz43jhlz87f-en>.

- Galor, O. et J. Zeira (1993), « Income Distribution and Macroeconomics », *Review of Economic Studies*, vol. 60, n° 1, pp. 35-52.
- Halter, D., M. Oechslin et J. Zweimüller (2014), « Inequality and Growth: The Neglected Time Dimension », *Journal of Economic Growth*, vol. 19, n° 1, pp. 81-104.
- Hanushek, E. et L. Woessmann (2012), « Do Better Schools Lead to More Growth? Cognitive Skills, Economic Outcomes, and Causation », *Journal of Economic Growth*, vol. 17, n° 4, pp. 267-321.
- Hassler, J., J. Rodríguez Mora et J. Zeira (2007), « Inequality and Mobility », *Journal of Economic Growth*, vol. 12, n° 3, pp. 235-259.
- Islam, N. (1995), « Growth Empirics: A Panel Data Approach », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, n° 4, pp. 1127-1170.
- Kaldor, N. (1955), « Alternative Theories of Distribution », *Review of Economic Studies*, vol. 23, pp. 83-100.
- Keefer, P. et S. Knack (2000), « Polarization, Politics and Property Rights », *World Bank Policy Research Working Paper*, n° 2418, août.
- Krueger, A. (2012), « The Rise and Consequences of Inequality », Exposé présenté au Center for American Progress à Washington, janvier
- Lazear, E.P. et S. Rosen (1981), « Rank-Order Tournaments as Optimum Labor Contracts », *Journal of Political Economy*, vol. 89, n° 5, pp. 841-864.
- Lee, K., M. Pesaran et R. Smith (1997), « Growth and Convergence in Multi-country Empirical Stochastic Solow Model », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 12, n° 4, pp. 357-392.
- Li, H. et H. Zou (1998), « Income Inequality Is Not Harmful for Growth: Theory and Evidence », *Review of Development Economics*, vol. 2, n° 3, pp. 318-334.
- Mankiw, G., D. Roemer et D. Weil (1992), « A Contribution to the Empirics of Economic Growth », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, n° 2, pp. 407-437.
- Milanovic, B. (2000), « The Median-voter Hypothesis, Income Inequality, and Income Redistribution: An Empirical Test with the Required Data », *European Journal of Political Economy*, vol. 16, n° 3, pp. 367-410.
- Mirrlees, J. (1971), « An Exploration in the Theory of Optimum Income Taxation », *Review of Economic Studies*, vol. 38, n° 114, Wiley Blackwell, pp. 175-208, April.
- Murphy, K.M., A. Shleifer et R. Vishny (1989), « Income Distribution, Market Size, and Industrialisation », *Quarterly Journal of Economics*, vol. CIV, n° 3, pp. 537-564.
- Nickell, S. (1981), « Biases in Dynamic Models with Fixed Effects », *Econometrica*, vol. 49, n° 6, pp. 1417-1426, novembre.
- OCDE (2015), « Structural Reforms and Income Distribution », *OECD Economic Policy Paper*, n° 13, Éditions OCDE, Paris.
- OCDE (2014a), *Comment va la vie dans votre région ? Mesurer le bien-être régional et local pour les politiques publiques*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264223981-fr>.

- OCDE (2014b), « Emploi non régulier, sécurité de l'emploi et clivage du marché du travail », Chapitre 4 in *Perspectives de l'emploi de l'OCDE 2014*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2014-fr.
- OCDE (2014c), *All on Board – Making Inclusive Growth Happen*, Éditions OCDE, Paris, www.oecd.org/inclusive-growth/All-on-Board-Making-Inclusive-Growth-Happen.pdf.
- OCDE (2013), *Perspectives de l'OCDE sur les compétences 2013 : Premiers résultats de l'Évaluation des compétences des adultes*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264204096-fr>.
- OCDE 2012, « Inégalités de revenus et croissance : le rôle des impôts et des transferts », *OCDE, Département des affaires économiques, Note de politique économique*, n° 9, janvier 2012.
- OCDE (2010a), « Répondre à la crise tout en préservant la croissance à long terme », *Réformes économiques 2010 : Objectif croissance*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/growth-2010-3-fr>.
- OCDE (2010b), « Tax Policy Reform and Economic Growth », *OECD Tax Policy Studies*, n° 20, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264091085-en>.
- OCDE (2008), *Croissance et inégalités : Distribution des revenus et pauvreté dans les pays de l'OCDE*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264044210-fr>.
- Okun, A. (1975), *Equality and Efficiency: The Big Trade-off*, Brookings Institution, Washington.
- Ostry, J., A. Berg et C. Tsangarides (2014), « Redistribution, Inequality, and Growth », *IMF Staff Discussion Note*, février.
- Owen, A.L. et D.N. Weil (1998), « Intergenerational Earnings Mobility, Inequality and Growth », *Journal of Monetary Economics*, vol. 41, n° 1, Elsevier,
- Perotti, R. (1996), « Growth, Income Distribution and Democracy: What the Data Say », *Journal of Economic Growth*, vol. 1, n° 2, pp. 149-187.
- Perotti, R. (1994), « Income Distribution and Investment », *European Economic Review*, vol. 38, n° 3-4, pp. 827 835.
- Persson, T. et G. Tabellini (1994), « Is Inequality Harmful for Growth? », *American Economic Review*, vol. 84, n° 3, pp. 600-621.
- Pesaran, M.H. et R. Smith (1995), « Estimating Long-run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels », *Journal of Econometrics*, vol. 68, n° 1, pp. 79-113.
- Pesaran, M.H., Y. Shin et R. Smith (1999). « Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 94, n° 446, pp. 621-634.
- Piketty, T. (1997) « The Dynamics of the Wealth Distribution and the Interest Rate with Credit rationing », *Review of Economic Studies*, vol. 64, n° 2, pp. 173-189.
- Pritchett, L. (2000a), « Understanding Patterns of Economic Growth: Searching for Hills among Plateaus, Mountains, and Plains », *World Bank Economic Review*, vol. 14, n° 2, pp. 221-250.
- Rajan, R. (2010), *Fault Lines: How Hidden Fractures Still Threaten the World Economy*, Princeton University Press.

- Rebelo, S. (1991), « Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth », *Journal of Political Economy*, vol. 99, n° 3, University of Chicago Press, pp. 500-521, juin.
- Roodman, D. (2009), « A Note on the Theme of Too Many Instruments », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 71, n° 1, pp. 135-158.
- Royuela, V., P. Veneri et R. Ramos (2014), « Income Inequality, Urban Size and Economic Growth in OECD Regions », *OECD Regional Development Working Papers*, vol. 2014/10, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5jxrcm88l8r-en>.
- Solow, R. (1956), « A Contribution to the Theory of Economic Growth », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 70, n° 1, pp. 65-94.
- Stiglitz, J. (2012), *Le prix de l'inégalité*, Les liens qui libèrent.
- Verbist, G., M.F. Förster et M. Vaalavuo (2012), « The Impact of Publicly Provided Services on the Distribution of Resources: Review of New Results and Methods », *Documents de travail de l'OCDE sur les questions sociales, l'emploi et les migrations*, n° 130, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5k9h363c5szq-en>.
- Voitchovsky, S. (2005), « Does the Profile of Income Inequality Matter for Economic Growth? », *Journal of Economic Growth*, vol. 10, n° 3, pp. 273-296.
- Windmeijer, F. (2005), « A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-step GMM Estimators », *Journal of Econometrics*, vol. 126, n° 1, pp. 25-51.

Bases de données

Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus,
www.oecd.org/fr/social/donnees-distribution-revenus.htm.

Luxembourg Income Study (LIS) Database, www.lisdatacenter.org, exécution de microdonnées achevées entre le 22 avril 2013 et le 7 novembre 2014.

Annexe 2.A1

Estimation des interactions entre inégalités, mobilité sociale et croissance

A1. Introduction

Cette annexe fournit des informations de référence et des détails sur les estimations des travaux empiriques présentés dans la partie principale du texte. La section A2 ci-après décrit la méthodologie et les données utilisées pour procéder aux analyses de régression transversales de la croissance (section 2.2 du texte principal). La section A3 traite principalement de la démarche suivie pour examiner le lien entre les inégalités et la mobilité du niveau d'instruction (section 2.2 du texte principal), et présente des résultats supplémentaires.

A2. Impact des inégalités sur la croissance

L'équation de la croissance

Mankiw et al. (1992) ont montré comment il était possible d'établir des équations empiriques de la croissance similaires à celle qui est analysée ici à partir d'un modèle de croissance néoclassique (Solow, 1956) augmenté pour prendre en compte le capital humain en tant que facteur de production. Ces équations partent d'une fonction de production à rendements d'échelle constants de la forme :

$$Y(t) = K(t)^\theta H(t)^\beta (A(t)L(t))^{1-\theta-\beta} \quad [A.1]$$

dans laquelle Y , K et H sont, respectivement, le produit, le capital physique et le capital humain, et L et le facteur travail, A est la technologie qui accroît l'efficacité du travail, et θ et β sont les élasticités partielles du produit par rapport au capital physique et au capital humain. Comme dans le modèle de Solow, L et A progressent de manière exogène aux taux n et g , respectivement : $L(t) = L(0)e^{nt}$ et $A(t) = A(0)e^{gt}$. Le nombre d'unités de travail effectives $A(t)L(t)$ augmente par conséquent au taux $n+g$. Le capital physique se déprécie au taux δ .

Soit s_k et s_h les fractions du revenu investies respectivement dans le capital physique et dans le capital humain. Si l'on définit les quantités dans [A.1] en unités d'intrants de travail effectifs $A(t)L(t)$ ($y = Y/AL$, $k = K/AL$, et $h = H/AL$), l'évolution de l'économie est déterminée par les équations suivantes :

$$\dot{k}(t) = s_k y(t) - (n + g + \delta) k(t) \quad [A.2]$$

$$\dot{h}(t) = s_h y(t) - (n + g + \delta) h(t) \quad [A.3]$$

Si l'on pose en hypothèse que $\alpha+\beta<1$ (c'est-à-dire que les facteurs reproductibles ont des rendements décroissants), ce système d'équations peut être résolu de manière à obtenir les valeurs à l'état stationnaire de k^* et de h^* , qui sont définis par :

$$k^* = \left(\frac{s_k^{1-\beta} s_h^\beta}{n + g + \delta} \right)^{1/(1-\theta-\beta)} \quad [A.4]$$

$$h^* = \left(\frac{s_k^\theta s_h^{1-\theta}}{n + g + \delta} \right)^{1/(1-\theta-\beta)} \quad [A.5]$$

Après avoir remplacé les variables de la fonction de production par leurs expressions dans [A.4] et [A.5] et avoir pris leur logarithme, on obtient l'expression de la production à l'état stationnaire en forme intensive. Cette dernière peut être exprimée ou bien en tant que fonction de s_h (investissement dans le capital humain) et des autres variables, ou bien en tant que fonction de h^* (stock à l'état stationnaire du capital humain) et des autres variables (Mankiw et al., 1992). Sur le plan empirique, le choix entre les deux options dépend de la nature des données disponibles. Dans ce chapitre, le capital humain est mesuré par le nombre moyen d'années de scolarité de la population en âge de travailler, de sorte qu'il importe de retenir l'expression en fonction du stock de capital humain (h). La trajectoire du produit y^* à l'état stationnaire peut donc être formulée comme suit :

$$\begin{aligned} \ln \left(\frac{Y(t)}{L(t)} \right)^* &= \ln A(0) + gt + \frac{\theta}{1 - \theta - \beta} \ln s_k + \frac{\beta}{1 - \theta - \beta} \ln h^* \\ &\quad - \frac{\theta + \beta}{1 - \theta - \beta} \ln (n + g + \delta) \end{aligned} \quad [A.6]$$

Soit y^* le niveau à l'état stationnaire du produit exprimé en unités d'efficacité et $y(t)$ sa valeur à la période t ; la dynamique transitoire jusqu'à l'état stationnaire peut donc être exprimée comme suit :

$$\frac{\partial \ln y}{\partial t} = \lambda [\ln y^* - \ln y]$$

dans laquelle $\lambda = (n + g + \delta)(1 - \theta - \beta)$ est le taux de convergence. Par exemple, si $\theta = \beta = 1/3$, et $n + g + \delta = 0.06$, le taux de convergence est égal à 0.02. Cela signifie qu'il faut environ 35 ans à l'économie pour parvenir à mi-distance de l'état stationnaire. Étant donné l'hypothèse selon laquelle $\theta+\beta < 1$ (les facteurs reproductibles ont des rendements décroissants), cette équation signifie que $\ln y$ tend exponentiellement vers $\ln y^*$,

$$\ln y(t) - \ln y^* = e^{-\lambda t} [\ln y(t-s) - \ln y^*]$$

expression qui peut être reformulée de manière à produire la croissance du revenu :

$$\ln y(t) - \ln y(t-s) = (1 - e)^{-\lambda s} (\ln y^* - \ln y(t-s)) \quad [A.7]$$

Si l'on remplace y^* par son expression dans [A.6] (sachant que $\phi(\lambda) = (1 - e)^{-\lambda s}$) :

$$\begin{aligned} \ln y(t) - \ln y(t - s) &= -\phi(\lambda) \ln y(t - s) + \phi(\lambda) \frac{\theta}{1-\theta-\beta} \ln s_k + \\ &\quad \phi(\lambda) \frac{\beta}{1-\theta-\beta} \ln h^* - \phi(\lambda) \frac{\theta+\beta}{1-\theta-\beta} \ln (n + g + \delta) \end{aligned} \quad [\text{A.8}]$$

Par conséquent, dans un modèle de Solow, la croissance de la production est fonction du niveau initial de revenu et des facteurs déterminants ultimes de l'état stationnaire. Cela signifie que l'estimation d'une équation comme [A.8] permet de déduire l'impact de chaque facteur déterminant de la croissance sur l'évolution ultérieure de cette dernière¹. En effet, le coefficient $\hat{\alpha}$, estimé pour le produit retardé dans l'équation [1], permet de recouvrir la vitesse de convergence : $\hat{\lambda} = -\ln(1 - \hat{\alpha})/s$, avec $s = 5$. Par ailleurs, le coefficient estimé d'un facteur déterminant de la croissance X (que nous appellerons γ , comme dans l'inégalité dans [1]) permet de calculer l'impact de ce facteur déterminant sur le niveau du produit à l'état stationnaire $\widehat{\Delta \ln y^*} = -(\hat{\gamma}/\hat{\alpha}) * \Delta X$. Il est possible, à partir de ces deux estimations et de l'équation [A.7], par exemple, de calculer l'effet que doit avoir une modification des inégalités sur la croissance à long terme (c'est-à-dire à un horizon de 25 ans).

Les résultats examinés dans la section 2.2, par exemple, ont été calculés à partir des coefficients estimés dans la première colonne du tableau 2.1. Sur la base de ces estimations, une réduction de 1 point de Gini des inégalités aurait pour effet d'accroître le niveau à l'état stationnaire du PIB par habitant de 5.7 % ($\Delta \ln y^* = -(\hat{\gamma}/\hat{\alpha}) * (-1) = 0.0569$). En prenant la dérivée de [A.7], on obtient une expression de la variation en pourcentage du PIB à l'année t (qui se trouve à s années de la période actuelle) en fonction de $\Delta \ln y^*$: $\Delta \ln y(t) = (1 - e)^{-\hat{\lambda}s} (\Delta \ln y^*)$. Enfin, la vitesse de convergence estimée est $\hat{\lambda} = -\ln(1 - \hat{\alpha})/5 = 0.029$. Il ressort de ces estimations qu'une réduction de 1 point de Gini des inégalités aurait pour effet d'accroître le PIB par habitant de 3 % au bout de 25 ans (moyennant une croissance moyenne de près de 0.115 % par an). Cette valeur implique également que le PIB couvrirait un peu plus de la moitié de la distance à partir du nouvel état stationnaire durant la même période².

Depuis le début des années 90, lorsque des études empiriques ont commencé à être consacrées à la croissance, l'équation [A.8] a été élargie de manière à prendre en compte une gamme de facteurs déterminants de la croissance à long terme (comme le capital public et le capital social, l'ouverture des économies aux échanges, le degré de développement financier, la qualité des institutions, etc.). Parmi les premiers travaux traitant du rôle des inégalités figurent ceux de Persson et Tabellini (1994) et d'Alesina et Rodrik (1994).

Il est en outre possible d'estimer l'équation [A.8] pour n'importe quel intervalle de temps. Étant donné que les indicateurs des inégalités n'ont pas été mesurés très fréquemment jusqu'ici dans les pays, la présente étude considère des intervalles de cinq ans ($s = 5$). Cela nous permet d'utiliser une spécification dynamique à effets fixes (DEF) estimée par la méthode GMM, en prenant en considération l'existence d'une composante propre au pays dans le terme d'erreur, source probable de biais dans les régressions transversales initiales de la croissance du PIB par habitant à long terme par rapport aux inégalités.

Les spécifications DFE imposent toutefois généralement une condition d'homogénéité pour tous les coefficients de pente, et l'hypothèse de l'homogénéité du

taux de convergence semble ne pas cadrer avec les données des pays membres de l'OCDE (Bassanini et Scarpetta, 2002). Pesaran et Smith (1995) montrent que, lorsque les pentes sont hétérogènes, les estimations de la vitesse de convergence dans la spécification dynamique à effets fixes par la méthode GMM (et de la variable fictive des moindres carrés ordinaires) sont généralement entachées de biais d'hétérogénéité par défaut. C'est pourquoi Arnold et al. (2011) ont préféré considérer une variante faisant intervenir une correction du terme d'erreur (ECM) de l'équation [A.8], en utilisant les estimateurs de la moyenne de groupe, qui permettent aux différents pays d'avoir des vitesses de convergence vers l'état stationnaire différentes. Cette approche est réaliste, car les modèles de croissance aussi bien exogène (comme Solow) qu'endogène (comme Uzawa-Lucas) impliquent que la vitesse de convergence vers l'état stationnaire diffère selon les pays en raison de l'hétérogénéité de la croissance démographique, des changements technologiques et de la progressivité de l'impôt sur le revenu. Cette approche permet en outre de faire la différence entre les théories de la croissance en considérant simplement les paramètres estimés. En fait, pour des valeurs plausibles des paramètres, le modèle de Solow implique une vitesse de convergence vers l'état stationnaire beaucoup plus faible que le modèle de Lucas (Arnold et al., 2011, parviennent à la conclusion que l'estimation de la vitesse de convergence est compatible avec les théories de la croissance endogène). Comme indiqué, cette démarche empirique n'a pas pu être suivie dans le cas de la présente analyse en raison de l'absence de séries de données sur les variations des inégalités.

Le modèle empirique et les données

L'équation de régression de base considérée dans cette analyse augmente l'équation précédente en incluant les inégalités dans les facteurs déterminants des revenus à l'état stationnaire. Elle est estimée de manière empirique au moyen de nouvelles données de panel (non équilibrées) couvrant les pays de l'OCDE sur la période 1970-2010. L'équation utilisée pour procéder aux estimations de base est :

$$\begin{aligned} \ln y_{c,t} - \ln y_{c,t-s} &= \alpha \ln y_{c,t-s} + \gamma Ineq_{c,t-s} + \beta_1 HC_{c,t-s} + \beta_2 Inv_{c,t-s} + \mu_c \\ &\quad + \mu_t + \epsilon_{c,t} \end{aligned} \quad [1]$$

Dans la spécification de base :

- Les inégalités sont mesurées par le coefficient de Gini. L'analyse porte également sur les indicateurs des disparités de revenu au sommet/à la base de la distribution. Représentons, plus précisément le revenu disponible moyen dans le pays par \bar{Y} , et le revenu disponible moyen du n^{e} décile par \bar{y}_n ; les inégalités de revenu à la base de la distribution sont mesurées par : BI = \bar{Y}/\bar{y}_n (pour $n<5$) et, inversement, les inégalités au sommet de la distribution sont mesurées par TI = \bar{y}_n/\bar{Y} (pour $n>7$).
- La principale source de données sur les inégalités est la série de données provenant de la *Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus*³. Cette série de données contient un certain nombre d'indicateurs normalisés basés sur le concept central de « revenu équivalent d'un ménage », c'est-à-dire le revenu total des ménages ajusté en fonction de la taille des ménages à partir d'une échelle d'équivalence. Les données sur le revenu correspondent aux revenus monétaires. Ces derniers comprennent les rémunérations, le revenu de l'emploi pour compte

propre et le revenu du capital (loyer, dividendes et intérêts). Les chiffres relatifs aux prestations publiques et aux impôts des ménages sont également pris en compte, ce qui permet de faire la distinction entre le revenu « marchand » et le revenu « disponible » (mesuré après impôt et prestations). L’analyse part de l’hypothèse que le ménage est l’unité au sein de laquelle les revenus de différentes sources sont regroupés et partagés de manière égale. Le revenu imputé à chaque personne est ajusté en fonction de la taille du ménage sur la base d’une élasticité d’équivalence commune (la racine carrée de la taille du ménage). Bien qu’elle couvre de manière satisfaisante la dernière partie de la période 1970-2010, la *Base de données de l’OCDE sur la distribution des revenus* compte davantage de valeurs manquantes dans les sous-périodes initiales et a donc été complétée par des informations provenant des grandes catégories de la base de données LIS (Luxembourg Income Study)⁴.

- Le produit est mesuré par le logarithme du PIB réel par rapport à la population âgée de 25 à 64 ans dans le pays c et à l’année t ($\ln y_{c,t}$), exprimé en dollars de 2005 à la parité du pouvoir d’achat. L’analyse utilise des intervalles de cinq ans ($s = 5$), de sorte que la variable du membre gauche de l’équation mesure les taux de croissance sur cinq ans du PIB par habitant (*Source : Comptes nationaux annuels de l’OCDE*⁵).
- Le capital physique est représenté par le ratio de la formation brute de capital fixe non résidentiel au PIB réel exprimé en dollars de 2005 à la parité du pouvoir d’achat (*Source : Comptes nationaux annuels de l’OCDE*).
- Le capital humain est mesuré par le nombre moyen d’années de scolarité de la population en âge de travailler (25-64 ans). La spécification de base cible le niveau de cette variable (comme dans les récents travaux consacrés aux inégalités et à la croissance ; voir, par exemple, Halter et al., 2014), mais le recours à une transformation logarithmique, qui cadrerait avec l’exposé de la section A2, ne modifie pas les résultats. Les données proviennent de la dernière version (2013) de la série de données de Barro et Lee qui est généralement utilisée⁶. En règle générale, la qualité des données transversales disponibles sur le capital humain est relativement médiocre (De la Fuente et Doménech, 2013). Les données de haute qualité sur l’éducation reconstituées par Arnold et al. (2011) ne sont toutefois disponibles que pour un sous-ensemble de pays membres de l’OCDE et n’ont pas pu être utilisées aux fins de la présente analyse, car leur emploi aurait entraîné une forte réduction de la taille de l’échantillon.

Les données de panel permettent d’estimer le lien empirique entre les inégalités et la croissance tout en prenant en compte les effets fixes des pays et des périodes (μ_c, μ_t). La spécification de base ne prend en revanche pas en compte le dernier terme de [A.7], cumulant la croissance démographique, la dépréciation du capital et le progrès technologique ($n+g+\delta$). Le chapitre priviliege une spécification simplifiée pour plusieurs raisons. Premièrement, parce que la taille de l’échantillon est déjà limitée par la disponibilité des statistiques sur les inégalités et, surtout, parce que les estimations sur données de panel exigent un grand nombre d’observations, cette spécification simple contribue à maximiser le nombre de degrés de liberté. Deuxièmement, il est peu probable que les variations de la croissance démographique à l’intérieur d’un pays diffèrent fortement d’un pays à un autre dans le cas des membres de l’OCDE (la dépréciation du capital est supposée être constante et l’augmentation du progrès technologique n’est pas observée). Troisièmement, le modèle adopté est le modèle qui est généralement utilisé

pour estimer les effets des inégalités sur la croissance (voir, par exemple, Perotti, 1996 ; Forbes, 2000 ; Halter et al., 2014).

Il est important d'examiner les raisons qui pourraient expliquer pourquoi les résultats portés dans le tableau 2.1 n'indiquent *pas* un effet direct positif du capital humain sur la croissance. Il est en fait difficile de faire cadrer cette conclusion avec le grand nombre d'éléments témoignant de l'existence de conséquences positives de l'instruction sur la productivité des individus (tirés des études sur la main-d'œuvre) et de la contribution significative du capital humain à la croissance globale (tirés de la comptabilité de la croissance). Pourtant, ces conclusions font pendant à celle de plusieurs autres études de la croissance basée sur des données de panel (Islam, 1995 ; Prichett, 2000) et, en particulier, les études utilisant les techniques d'estimation GMM (Caselli et al., 1996 ; Bond et al., 2001 ; Castello-Climent, 2010).

Cela pourrait s'expliquer, entre autres, par le fait que, bien que ces méthodes éliminent une source de biais, la prise en compte des variations au sein des pays réduit considérablement la précision des estimations lorsque les variables sont extrêmement stables dans le temps ou bien évoluent dans une seule direction (comme le stock de capital humain). Cette possibilité est encore plus préoccupante en raison de la forte volatilité des taux de croissance sur de courtes périodes (par exemple cinq ans) et de la probabilité d'importantes erreurs dans la mesure du capital humain (De la Fuente et Doménech, 2006 ; Cohen et Soto, 2007). Lorsque les variables sont très persistantes, les valeurs retardées peuvent être des instruments faibles des différences premières, de sorte que les estimateurs des données de panel par la méthode GMM (des différences premières) sont probablement fortement biaisés pour des séries courtes. Dans le cas de la méthode GMM en système, l'identification part donc du principe que les différences premières retardées expliquent dans une certaine mesure les niveaux, ce qui pourrait ne pas être le cas des indicateurs du capital humain disponibles.

Les estimations GMM sont également entachées d'un biais dû à l'hétérogénéité des paramètres (entre les pays) (Lee et al., 1997). Pour remédier à ces problèmes, des travaux antérieurs de l'OCDE (Bassanini et Scarpetta, 2002 ; Arnold et al., 2011) ont soigneusement reconstruit des données annuelles de haute qualité sur l'éducation et ont examiné une variante faisant intervenir une correction des erreurs (ECM) du modèle de croissance sous-jacent, en utilisant la technique d'estimation de la moyenne de groupe mise au point par Pesaran, Shin et Smith (1999). Cette méthode permet de prendre en compte l'hétérogénéité des paramètres et d'estimer les coefficients des variables à court et à long terme séparément pour chaque facteur déterminant de la croissance. Les résultats indiquent que, pour 21 pays membres de l'OCDE, le capital humain a un impact robuste, positif et significatif sur la croissance à long terme. Ces données et la démarche suivie n'ont toutefois pas pu être utilisées dans la présente analyse en raison de l'absence de données annuelles sur les inégalités pour un nombre suffisamment élevé de pays membres de l'OCDE.

A3. Inégalités, mobilité sociale et investissement dans le capital humain

La présente section décrit la méthode utilisée pour tester la pertinence du circuit de l'accumulation du capital humain et présente des résultats supplémentaires.

Inégalités, milieu social et niveau d'instruction

Le lien entre les inégalités, le milieu familial et le niveau d'instruction le plus élevé atteint est estimé au moyen d'un modèle de probit ordonné. Il est possible d'obtenir un

modèle de probit ordonné à partir d'un modèle de variable latente de la forme $y^* = X\beta + \epsilon$ dans lequel y^* n'est pas observé et le terme d'erreur a une distribution normale. La variable latente continue, dans notre application, mesure le niveau d'instruction que l'individu souhaite obtenir. Bien que cette dernière ne soit pas observée, nous posons en hypothèse qu'il existe trois seuils à l'appui de y^* qui déterminent les modifications *observables* des niveaux d'instruction. Trois niveaux d'instruction peuvent être atteints, qui sont définis comme suit : faible, si l'individu indique qu'il a suivi un cycle d'enseignement inférieur au premier cycle de l'enseignement secondaire, moyen s'il a suivi le deuxième cycle de l'enseignement secondaire, et élevé s'il a atteint le cycle de l'enseignement tertiaire. Les seuils μ_1 et μ_2 sont donc définis de sorte que $y = \text{faible}$ si $y^* < \mu_1$, $y = \text{moyen}$ si $\mu_1 < y^* < \mu_2$, et $y = \text{élevé}$ si $y^* > \mu_2$. Les paramètres β et les seuils μ peuvent être estimés par la méthode du maximum de vraisemblance.

Dans notre application, les estimations des paramètres β_1 et β_2 de l'équation [2] présentée dans le texte permettent de calculer la probabilité moyenne d'atteindre chaque niveau d'instruction en fonction du niveau d'instruction parentale *et* du niveau des inégalités (c'est-à-dire à différents niveaux d'inégalité). Le graphique 2.4 du texte principal montre que plus les inégalités sont fortes, moindre est la probabilité qu'ont les individus ayant un niveau d'instruction parentale faible d'atteindre le cycle d'enseignement tertiaire, et plus leur probabilité de n'atteindre que le premier cycle de l'enseignement secondaire, voire un niveau inférieur, est forte.

Le tableau 2.A1.1 présente les résultats produits par l'estimation de l'équation [2] du texte lorsque $HC_{i,t,c} = YS_{i,t,c}$, avec YS = nombre d'années de scolarité. Les estimations de base du vecteur β_2 (colonne 1) indiquent l'existence d'une relation négative (et significative) entre des inégalités plus fortes et une scolarité moyenne pour les individus dont le NIP est faible, tandis que cette relation n'est pas significative dans le cas des individus dont le NIP est moyen ou élevé (comme dans le cas des probabilités d'atteindre un certain niveau d'instruction). Les colonnes restantes présentent les résultats obtenus avec des spécifications différentes de la série de variables de contrôle X , qui sont décrites dans la note du tableau.

Tableau 2.A1.1. Années de scolarité, niveau d'instruction parental et inégalités

	(1)	(2)	(3)	(5)	(6)
	Spéc. de base	Caractéristiques des individus	Niveau de développement	Evolution propre au pays	Variable fictive pays X période
Inégalités X par NIP faible	-0.076*** (0.024)	-0.061*** (0.021)	-0.095*** (0.022)	-0.061* (0.034)	-0.043* (0.022)
Inégalités X par NIP moyen	-0.013 (0.025)	0.004 (0.023)	-0.024 (0.024)	-0.010 (0.036)	0.010 (0.013)
Inégalités X par NIP élevé	-0.019 (0.026)	-0.002 (0.024)	-0.024 (0.025)	-0.019 (0.038)	
Observations	64 562	64 562	62 315	64 562	64 562
R carré	0.343	0.390	0.352	0.351	0.360

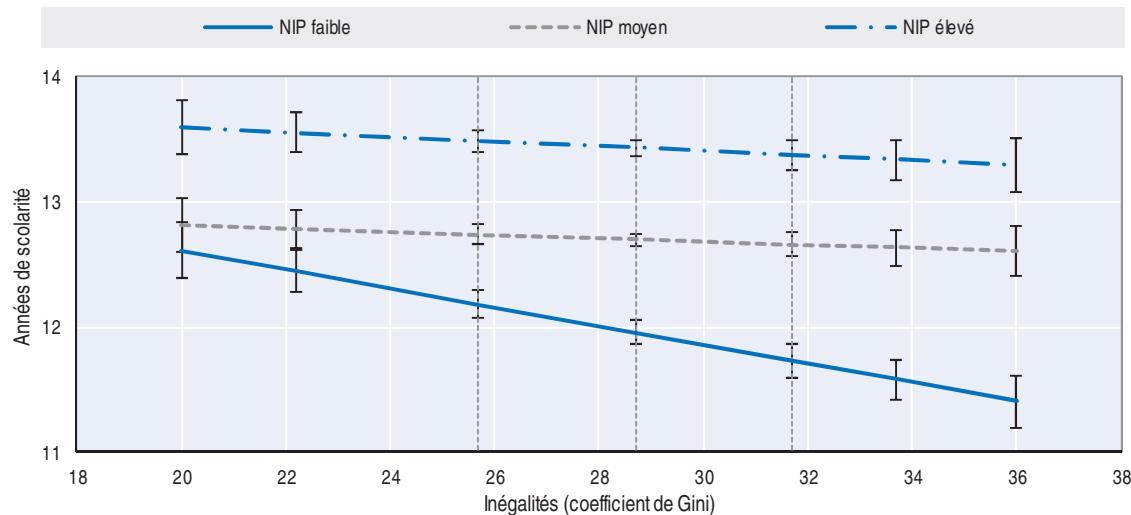
Note : La variable dépendante est le nombre d'années de scolarité. Toutes les analyses de régression prennent en considération le niveau d'instruction parental (élevé/moyen/faible) et des variables fictives pour le pays et la période (tranche d'âge). Colonne 2 : variable de contrôle supplémentaire pour les individus (âge, sexe, région, langue et lieu de naissance des parents). Colonne 3 : prise en compte de l'interaction entre le NIP et le PIB moyen par habitant. Colonne 4 : prise en compte de l'évolution propre au pays. Colonne 5 : prise en considération des interactions entre les variables fictives pays*période (tranche d'âge). Les erreurs types ajustées en grappe (pays*tranche d'âge) sont indiquées entre parenthèses. ***, **, * indiquent que les résultats sont significatifs aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

Source : Calculs du Secrétariat de l'OCDE à partir des données du PIAAC. Voir l'encadré 2.3 et l'annexe 2.A1.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208850>

Le graphique 2.A1.1 retrace le nombre d'années de scolarité moyen estimé par rapport au niveau d'instruction parental en fonction des inégalités, en utilisant les résultats de la première colonne.

Graphique 2.A1.1. Années de scolarité en fonction du niveau d'instruction parental (NIP) et des inégalités



Note : Le graphique retrace le nombre moyen d'années de scolarité estimé des individus dont les parents ont des niveaux d'instruction faible, moyen et élevé, en fonction du degré d'inégalité (exprimé en points de Gini) dans le pays. Les effets marginaux obtenus au moyen des estimations sont indiqués dans la colonne 1 du tableau 2.3. NIP faible : aucun des deux parents n'a suivi le deuxième cycle de l'enseignement secondaire ; NIP moyen : l'un des deux parents au moins a suivi des études secondaires et post-secondaires (non tertiaires) ; NIP élevé : l'un des deux parents au moins a suivi des études supérieures. Les barres représentent des intervalles de confiance à 95 %. Les lignes verticales en pointillé indiquent le 25^e centile, la médiane et le 75^e centile de la distribution sous-jacente des inégalités.

Source : Calculs du Secrétariat de l'OCDE à partir des données du PIAAC. Voir l'encadré 2.3 et l'annexe 2.A1.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207856>

Inégalités, milieu familial et compétences

Le PIAAC se caractérise principalement par un exercice d'évaluation des compétences, qui consiste en une série de questions couvrant trois domaines : littératie, numératie et résolution de problèmes. Les résultats obtenus aux tests servent à imputer à chaque participant un indicateur de compétences, qui est reporté sur une échelle allant de 0 à 500. L'enquête permet donc d'estimer le modèle (1) en prenant comme variable dépendante l'une des mesures de compétences disponibles.

Il importe manifestement de se demander dans quelle mesure les tests mesurent réellement les compétences acquises dans le cadre du système éducatif. D'une part, les compétences en littératie et en numératie accumulées dans le cadre scolaire se déprécient vraisemblablement avec l'âge. D'autre part, les compétences mesurées à un âge plus avancé peuvent ne pas refléter uniquement les acquis scolaires. Ces préoccupations sont atténuées dans une certaine mesure par les considérations suivantes. Premièrement, si les compétences se déprécient au même rythme dans des pays différents, l'effet de cette dépréciation sera pris en compte par les variables fictives de période (tranches d'âge). Ces variables sont systématiquement incluses dans les spécifications indiquées dans le tableau 2.A1.2 (par exemple dans les colonnes 1 à 3). Pour conférer une plus grande souplesse à l'analyse, la colonne 4 considère des taux de dépréciation propres aux professions, mesurés par les variables fictives de tranches d'âge*catégorie professionnelle

à deux chiffres sur la base des informations courantes. Fait plus important, la spécification permet d'intégrer des contrôles d'évolutions particulières aux pays et même aux périodes (c'est-à-dire à des tranches d'âge particulières) dans les pays et, par conséquent de prendre en compte des taux de dépréciation particuliers aux pays. Enfin, des travaux antérieurs consacrés aux conséquences de formations particulières à un emploi sur les compétences telles que mesurées par le PIAAC n'ont pas détecté de relation significative, ce qui indique que ces compétences ont été, pour l'essentiel, acquises dans le cadre des études (OCDE, 2014b).

Tableau 2.A1.2. Scores en numératie, milieu familial et inégalités

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Spéc. de base	Caractérist. des individus	Niveau de dévelop.	Dépréciation compétences	Évolution propre au pays	Var. fictive pays X période	Éducation formelle	Aptitudes
Inégalités X par NIP faible	-1.077*** (0.304)	-1.004*** (0.293)	-1.034*** (0.258)	-1.051*** (0.284)	-1.006*** (0.283)	-0.997*** (0.259)	-0.773*** (0.263)	-0.485** (0.195)
Inégalités X par NIP moyen	-0.244 (0.267)	-0.148 (0.260)	-0.141 (0.228)	-0.310 (0.246)	-0.287 (0.251)	-0.271* (0.142)	-0.307 (0.250)	-0.076 (0.163)
Inégalités X par NIP élevé	-0.008 (0.275)	0.057 (0.269)	0.147 (0.244)	-0.005 (0.260)	-0.010 (0.274)		-0.024 (0.260)	0.088 (0.179)
Observations	65 500	65 500	63 253	65 500	65 500	65 500	65 485	51 560
R carré	0.177	0.195	0.184	0.250	0.182	0.185	0.285	0.679

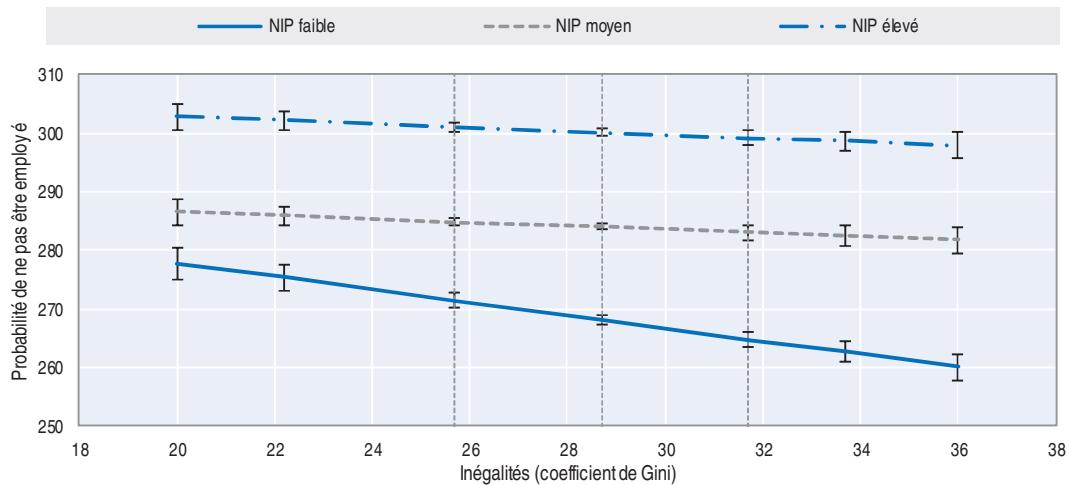
Note : La variable dépendante est le score en numératie du PIAAC. Toutes les analyses de régression prennent en considération le niveau d'instruction parental (élévé/moyen/faible) et des variables fictives pour le pays et la période (tranche d'âge). Colonne 2 : variable de contrôle supplémentaire pour les individus (âge, sexe, région, langue et lieu de naissance des parents). Colonne 3: prise en compte de l'interaction entre le NIP et le PIB moyen par habitant. Colonne 4: les colonnes de dépréciation des compétences comprennent les interactions des tranches d'âge*profession (classification à 2 chiffres). Colonne 5: prise en compte de l'évolution propre au pays. Colonne 6: prise en considération des interactions entre les variables fictives pays*période (tranche d'âge). Colonne 7: prise en compte de l'éducation (variable fictive pouvant prendre trois valeurs). Colonne 8: intègre le score en résolution des problèmes (si >0) en tant que variable de remplacement des aptitudes. Les erreurs types ajustées en grappe (pays*tranche d'âge) sont indiquées entre parenthèses. ***, **, * indiquent que les résultats sont significatifs aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

Source : Calculs du Secrétariat de l'OCDE à partir des données du PIAAC. Voir l'encadré 2.3 et l'annexe 2.A1.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208869>

Score en littératie

Le graphique 2.A1.2 indique le score moyen estimé en littératie par niveau d'instruction parental en fonction des inégalités, en utilisant la spécification de base (colonne 1) du tableau 2.A1.3.

Graphique 2.A1.2. Scores en littératie en fonction du niveau d'instruction parental (NIP) et des inégalités

Note : Ce graphique représente le score moyen en littératie estimé pour les individus dont les parents ont un niveau d'instruction faible, moyen ou élevé, en fonction des inégalités (exprimées en points de Gini) lorsqu'ils avaient environ 14 ans. NIP faible : aucun des deux parents n'a suivi le deuxième cycle de l'enseignement secondaire ; NIP moyen : l'un des deux parents au moins a suivi des études secondaires et post-secondaires (non tertiaires) ; NIP élevé : l'un des deux parents au moins a suivi des études supérieures. Les barres verticales indiquent des intervalles de confiance à 95 %. Les lignes verticales en pointillé indiquent le 25^e centile, la médiane et le 75^e centile de la répartition sous-jacente des inégalités.

Source : Calculs du Secrétariat de l'OCDE à partir des données du PIAAC. Voir l'encadré 2.3 et l'annexe 2.A1.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207862>

Tableau 2.A1.3. Scores en littératie, milieu familial et inégalités

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Spéc. de base	Caractérist. des individus	Niveau de dévelop.	Dépréciation compétences	Évolution propre au pays	Var. fictive pays X période	Éducation formelle	Aptitudes
Inégalités X NIP faible	-1.110*** (0.300)	-1.013*** (0.294)	-0.996*** (0.248)	-1.073*** (0.270)	-0.795*** (0.231)	-0.780*** (0.216)	-0.843*** (0.265)	-0.510*** (0.169)
Inégalités X NIP moyen	-0.306 (0.277)	-0.210 (0.272)	-0.138 (0.229)	-0.384 (0.253)	-0.081 (0.208)	-0.059 (0.116)	-0.366 (0.266)	-0.125 (0.159)
Inégalités X NIP élevé	-0.312 (0.275)	-0.227 (0.269)	-0.084 (0.240)	-0.305 (0.255)	-0.032 (0.227)		-0.326 (0.269)	-0.190 (0.159)
Observations	65 500	65 500	63 253	65 500	65 500	65 500	65 485	51 560
R carré	0.174	0.180	0.181	0.252	0.181	0.184	0.287	0.718

Note : La variable dépendante est le score en littératie du PIAAC. Toutes les analyses de régression prennent en considération le niveau d'instruction parental (élevé/moyen/faible) et des variables fictives pour le pays et la période (tranche d'âge). Colonne 2 : variable de contrôle supplémentaire pour les individus (âge, sexe, région, langue et lieu de naissance des parents). Colonne 3 : prise en compte de l'interaction entre le NIP et le PIB moyen par habitant. Colonne 4: les colonnes de dépréciation des compétences comprennent les interactions des tranches d'âge*profession (classification à 2 chiffres). Colonne 5: prise en compte de l'évolution propre au pays. Colonne 6: prise en considération des interactions entre les variables fictives pays*période (tranche d'âge). Colonne 7: prise en compte de l'éducation (variable fictive pouvant prendre trois valeurs). Colonne 8: intègre le score en résolution des problèmes (si >0) en tant que variable de remplacement des aptitudes. Les erreurs types ajustées en grappe (pays*tranche d'âge) sont indiquées entre parenthèses. ***, **, * indiquent que les résultats sont significatifs aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

Source : Calculs du Secrétariat de l'OCDE à partir des données du PIAAC. Voir l'encadré 2.3 et l'annexe 2.A1.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208877>

Notes

1. Empiriquement, cette équation a été adaptée de manière à évaluer la pertinence de différents facteurs déterminants de la croissance, en permettant de retenir différentes spécifications de la forme fonctionnelle ; voir la section A2 de l'annexe 2.A1 pour une définition précise des variables et des spécifications considérées ici.
2. L'effet implicite global mentionné au dernier paragraphe de la page 73 a été calculé au moyen des mêmes coefficients estimés et de la même équation. La seule différence est que l'impact sur la croissance a été obtenu en cumulant les effets des modifications des inégalités moyennes observées dans les pays de l'OCDE au cours des quatre périodes de cinq ans de la période 1985-2005. Il s'ensuit, par exemple, que $\Delta Ineq_{1985-90}$ induit un déplacement de $\ln y^*$ qui a un impact sur la croissance du PIB pendant 20 ans ($\ln y(2010) = (1 - e)^{-20\hat{\lambda}} \Delta \ln y^*(\Delta Ineq_{1985-90})$) tandis que $\Delta Ineq_{2000-05}$ n'a d'impact sur le PIB que pendant cinq ans ($\Delta \ln y(2010) = (1 - e)^{-5\hat{\lambda}} \Delta \ln y^*(\Delta Ineq_{2000-05})$). Les déplacements précédents auraient donc eu un impact plus important sur le PIB à la fin de la période que des déplacements ultérieurs de même ampleur.
3. Voir www.oecd.org/fr/social/donnees-distribution-revenus.htm.
4. Voir www.lisdatacenter.org/data-access/key-figures/.
5. Les données peuvent être téléchargées sur <http://dotstat.oecd.org/Index.aspx>.
6. Les données peuvent être téléchargées sur www.barrolee.com/data/dataexp.htm.

Chapitre 3

Inégalités de revenu durant la crise et la période d'assainissement des finances publiques

Le présent chapitre examine la répartition des revenus durant la récente crise financière et économique mondiale et la période d'assainissement des finances publiques qui l'a suivie. Il décrit en particulier l'évolution des inégalités de revenu marchand et de revenu disponible. Il analyse les facteurs des inégalités de rémunération en décomposant les effets de l'emploi et des rémunérations. Il examine la redistribution des revenus par le biais des impôts et des prestations, ainsi que le rôle de stabilisateur automatique de ces derniers et leur impact sur les inégalités de revenu. Il considère ensuite l'évolution des taux de pauvreté relative et des taux de pauvreté ancrée, ainsi que l'évolution des taux de pauvreté par groupe d'âge. Il résume pour finir des analyses détaillées des réformes des impôts et des prestations mises en œuvre dans dix pays membres de l'OCDE dans le cadre des programmes de relance et d'assainissement budgétaires, ainsi que l'impact et l'incidence de ces mesures sur le revenu des ménages.

Les données statistiques concernant Israël sont fournies par et sous la responsabilité des autorités israéliennes compétentes. L'utilisation de ces données par l'OCDE est sans préjudice du statut des hauteurs du Golan, de Jérusalem-Est et des colonies de peuplement israéliennes en Cisjordanie aux termes du droit international.

3.1. Introduction et principaux résultats

Lorsque la crise économique mondiale a éclaté, la plupart des pays membres de l’OCDE affichaient des inégalités de revenu sans précédent (OCDE, 2011a). Certains théoriciens font d’ailleurs valoir que les fortes inégalités de revenu ont été une cause directe ou indirecte de la crise, du moins dans le cas de certains pays, comme les États-Unis (Rajan, 2010 ; Stiglitz, 2012 ; et Fitoussi et Saraceno, 2010).

L’impact de la crise sur les inégalités, abstraction faite de leur évolution à long terme, est à priori incertain. D’un côté, les rendements plus faibles (et notamment négatifs) du capital ont pour effet de réduire les revenus en haut de la distribution, où cette catégorie de revenus est généralement concentrée, ce qui réduit l’écart entre les riches et les pauvres¹. De l’autre, les taux de chômage élevés accroissent les inégalités, en particulier lorsque les pertes d’emplois touchent essentiellement les groupes ayant des revenus faibles.

Dans de nombreux pays membres de l’OCDE durement touchés par la crise, les inégalités de revenu des ménages et la pauvreté se sont en fait aggravées. Toutefois, l’effet ultime a également tenu, dans une large mesure, au rôle joué par les systèmes impôts-prestations et aux mesures particulières adoptées durant la période. Bien que les résultats indiquent que les inégalités continueront d’augmenter à long terme, un examen plus attentif de la situation montre que la crise a sensiblement modifié les facteurs déterminants de l’accroissement des inégalités des revenus et de la pauvreté dans la plupart des pays de l’OCDE. Tout au long de ce chapitre, « la crise » fait référence à la période allant de 2007 à 2011.

Ce chapitre comporte six sections. La section 3.2 précise dans quelle mesure les inégalités de revenu ont augmenté depuis 2007, les facteurs à l’origine de cette augmentation, le degré de sensibilité des résultats à différents indicateurs et la manière dont les impôts et les prestations ont contribué à l’évolution des inégalités. La section 3.3 examine de combien la pauvreté a augmenté, en utilisant des seuils de pauvreté relative et de pauvreté « ancrée », et elle explique pourquoi la pauvreté a diminué pour le groupe des personnes âgées dans de nombreux pays durant la crise. La section 3.4 analyse la manière dont les impôts et les prestations ont amorti l’impact de la crise sur les revenus des ménages et pourquoi cet effet s’est affaibli au cours des dernières années. La section 3.5 récapitule dix études approfondies de pays analysant les mesures d’impôts-prestations mises en œuvre dans ces pays durant la crise et leur impact sur la distribution des revenus. La section 3.6 récapitule les observations et présente des conclusions.

L’analyse permet de dégager les grandes conclusions suivantes :

- *Les inégalités de revenu*, avant impôts et prestations, ont rapidement augmenté durant la crise dans la plupart des pays. Les inégalités de revenu après impôts et prestations avaient déjà atteint des niveaux record avant la crise et elles ont continué de s’accroître. Cette augmentation est particulièrement importante lorsque l’on considère en particulier les inégalités au bas de la distribution des revenus.
- *La pauvreté monétaire* a également augmenté durant la crise, en particulier lorsque les comparaisons sont effectuées par rapport à des références basées sur le revenu réel avant la crise (« pauvreté ancrée »). Dans de nombreux pays, les revenus moyens des ménages ont diminué en termes réels. Les taux de pauvreté ont augmenté pour les enfants et pour les jeunes, mais ils ont diminué pour les personnes âgées.

- *Deux phases distinctes* se sont déroulées depuis le début de la crise. Durant les premières années, les stabilisateurs automatiques et les mesures de relance budgétaire ont mieux amorti les chocs sur les ménages que sur les autres secteurs de l'économie. En raison de la poursuite des difficultés économiques, les périodes de versement des prestations ont commencé à arriver à expiration et les autorités ont adopté des programmes d'assainissement des finances publiques ; l'effet d'amortissement s'est amoindri, en particulier dans les pays les plus durement touchés (comme la Grèce, l'Irlande et l'Espagne).
- Si les *réformes des impôts-prestations* ont considérablement varié selon les pays, dans les premières années de la crise, de nombreux pays ont allégé la charge fiscale et/ou accru les prestations et ont ainsi renforcé l'impact des stabilisateurs automatiques sur les revenus des ménages. Nombre de ces pays ont par la suite inversé ces mesures pour alourdir les impôts et réduire les prestations. Les familles avec enfants (en particulier les familles monoparentales) ont généralement perdu davantage, en partie sous l'effet des réductions des allocations familiales. En règle générale, les mesures ont eu un effet progressif sur les ménages actifs : les gains ou les pertes les plus faibles ont été affichés par les familles ayant de faibles revenus tandis que les pertes les plus fortes ont été enregistrées par les familles ayant des revenus élevés.

3.2. Les inégalités de revenu ont continué de s'accroître tout au long de la crise

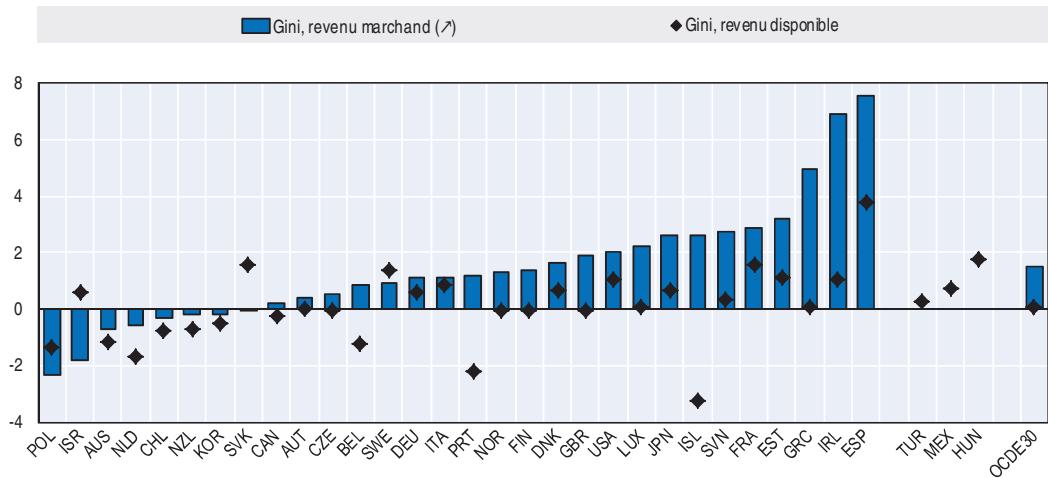
La dispersion des revenus marchands (c'est-à-dire des revenus bruts du travail et du capital) s'est fortement accrue durant la crise. En moyenne, dans l'ensemble des pays membres de l'OCDE, le coefficient de Gini des inégalités de revenu marchand a augmenté de 1.5 point de pourcentage entre 2007 et 2011 (graphique 3.1, partie A). Ces inégalités n'ont cessé d'augmenter pendant toute la durée de la crise (graphique 3.1, partie B) et ont tenu à une modification des facteurs des inégalités de revenu disponible. Vers le milieu et la fin des années 90, la diminution de l'effort de redistribution était devenue la principale cause de l'accroissement des inégalités de revenu disponible (OCDE, 2011a). La récente augmentation des inégalités de revenu marchand a été généralisée : sur les 30 pays membres de l'OCDE pour lesquels on dispose de données tendancielles, ces inégalités ont augmenté de plus de 0.3 point dans 21 pays, elles ont diminué de plus de 0.3 point dans quatre autres, et ne se sont « pas modifiées de manière significative » dans les cinq derniers. Les inégalités de revenu marchand ont particulièrement augmenté en Grèce, en Irlande et en Espagne, tandis qu'elles ont considérablement diminué en Pologne et en Israël. Les facteurs de ces évolutions sont analysés ci-après.

L'intensification de l'effort de redistribution par le biais des impôts et des prestations a amorti le fort accroissement des inégalités de revenu marchand durant la crise. Une fois pris en compte les impôts sur le revenu et les prestations monétaires – qui servent de variables de remplacement de la « redistribution » – l'augmentation des inégalités est considérablement moindre pour les revenus disponibles que pour les revenus marchands. Une partie de l'accroissement de la redistribution a été « automatique ». Lorsque des systèmes d'impôts-prestations progressifs existent, un accroissement des inégalités engendre automatiquement une augmentation de la redistribution, même en l'absence de toute action publique (Immervoll et Richardson, 2011). L'augmentation de la redistribution a été renforcée par des réformes des impôts-prestations dans les premières années de la crise, qui ont été inversées par la suite. L'évolution des inégalités des revenus disponibles comporte deux phases distinctes. Durant les premières années de la

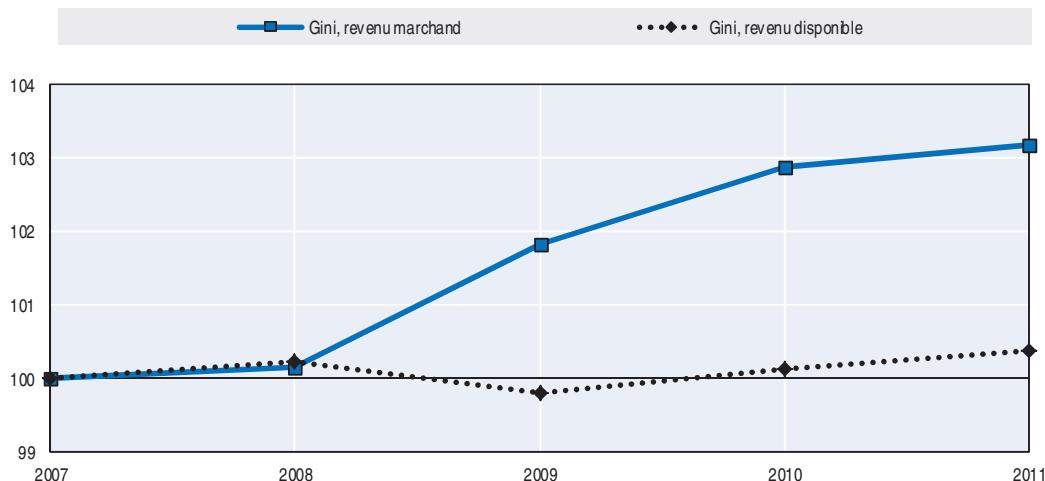
crise, ces inégalités ont stagné ou même légèrement diminué. Elles ont toutefois recommencé à augmenter au cours des années suivantes (graphique 3.1, partie B). Ces deux phases sont dues au rôle joué par les impôts et les prestations, et aux réformes budgétaires menées durant la période, qui font l'objet des sections 3.4 et 3.5.

Graphique 3.1. Inégalités de revenu durant la crise

Partie A. Variation en point de pourcentage du coefficient de Gini, 2007-11, population totale¹



Partie B. Variation en pourcentage du coefficient de Gini, 2007=100, OCDE, population totale²



1. 2007 correspond à 2006 dans le cas du Chili et du Japon ; à 2008 pour l'Allemagne, l'Australie, la Finlande, la France, Israël, le Mexique, la Norvège et la Suède. 2011 correspond à 2009 pour le Japon ; à 2010 pour l'Autriche, la Belgique, l'Irlande et le Royaume-Uni, et à 2012 pour l'Australie, la Corée, les États-Unis et la Hongrie ; les données sur la Suisse ne sont pas disponibles. OCDE indique la moyenne non pondérée (abstraction faite de la Turquie, du Mexique et de la Hongrie).

2. OCDE indique la moyenne non pondérée de 26 pays. L'Autriche, la Belgique, la Hongrie, le Japon, le Mexique, la Nouvelle-Zélande, la Turquie et la Suisse ne sont pas pris en compte.

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus (2014), www.oecd.org/fr/social/donnees-distribution-revenus.htm.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207881>

Entre 2007 et 2011, les inégalités de revenu disponible ont augmenté dans la majorité des pays. En ce qui concerne les 33 pays membres de l'OCDE pour lesquels on dispose de données sur les tendances, elles ont augmenté de plus de 0.3 point dans 15 pays et ont

diminué de plus de 0.3 point dans neuf autres, tandis qu’« aucune modification » n’a été enregistrée dans les neuf derniers. Les différences entre les inégalités de revenu marchand et de revenu disponible varient considérablement selon les pays, ce qui témoigne de l’existence de différences marquées dans la capacité des systèmes impôts-prestations à atténuer le creusement des inégalités. En Islande, au Portugal et en Belgique, les inégalités des revenus ont diminué après impôts et prestations, malgré l’augmentation des inégalités de revenu marchand². Les redistributions par le biais des impôts-prestations ont également atténué les fortes inégalités de revenu marchand en Irlande, en Grèce, au Luxembourg, en Slovénie, au Royaume-Uni, en Norvège et en Finlande et, dans une moindre mesure, en Espagne, en France, aux États-Unis et en Estonie. En Pologne, les inégalités de revenu marchand ont diminué dans une plus large mesure que les inégalités des revenus disponibles, car les réformes des impôts-prestations ont, dans l’ensemble, favorisé les revenus moyens et élevés³. En Israël et en République slovaque, les inégalités des revenus disponibles ont augmenté par suite d’une réduction de l’effort de redistribution. De même, en Suède, l’augmentation des inégalités de revenu marchand s’est accompagnée d’une réduction de la redistribution. En Espagne, les inégalités de revenu disponible ont augmenté tellement rapidement que, alors qu’elles étaient inférieures à la moyenne de l’OCDE en 2007, l’Espagne comptait en 2011 parmi les dix pays membres de l’OCDE affichant les inégalités les plus marquées (OCDE, 2014a).

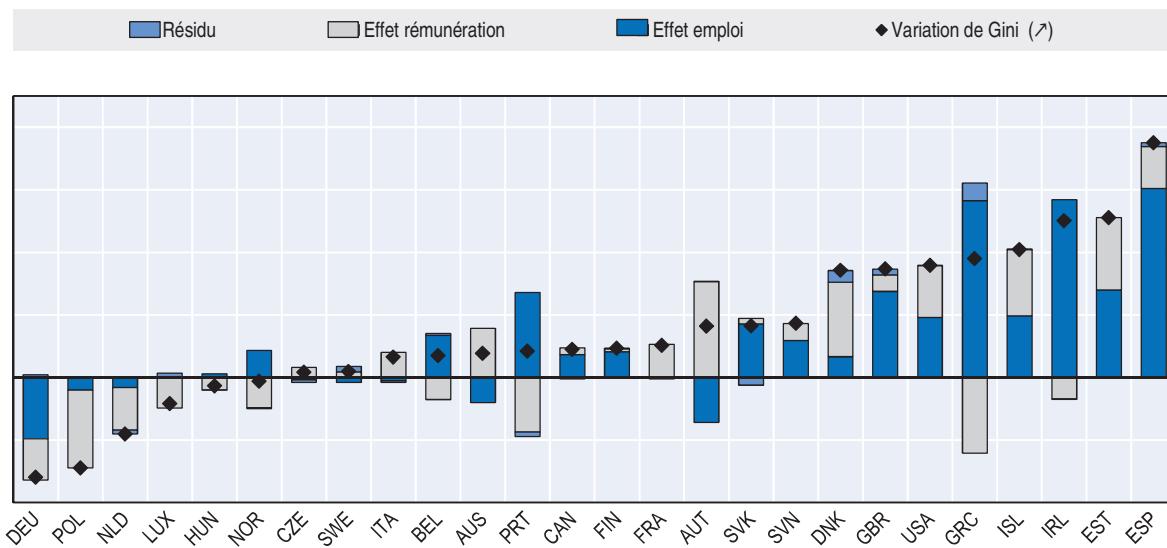
La contraction de l’emploi a entraîné une augmentation des inégalités de revenu marchand

Le revenu du travail est, de loin, la plus importante source de revenu des ménages en âge de travailler (OCDE, 2011a) et il est, de ce fait, l’un des déterminants des inégalités de revenu marchand. Les revenus du travail peuvent être distribués de manière plus inégale sous l’effet de l’évolution de l’emploi (par exemple, une augmentation du chômage ayant pour effet d’accroître le nombre d’individus d’âge actif dont les revenus du travail sont faibles ou inexistant) ou de la répartition des rémunérations (c’est-à-dire de l’écart entre les bas et les hauts salaires) ; il est important de dissocier ces deux effets.

Dans la plupart des pays, c’est la contraction de l’emploi qui a entraîné l’accroissement des inégalités de revenu du travail durant la crise. Le graphique 3.2 décrit les effets sur l’emploi et les rémunérations des inégalités globales des revenus du travail des individus en âge de travailler (y compris les salariés et les travailleurs indépendants). Les estimations sont effectuées à partir d’un modèle théorique proposé par Atkinson et Brandolini (2006) et appliqué dans le rapport OCDE (2011a). Durant la crise, l’effet de l’emploi (c’est-à-dire l’augmentation du chômage ou de l’inactivité) a été le principal élément déterminant dans la plupart des pays où les inégalités de revenu marchand ont augmenté. Avant la crise, c’est l’effet des rémunérations qui a prédominé dans la plupart des pays (OCDE, 2011a). En Espagne, six des huit points d’accroissement des inégalités des revenus du travail ont tenu à la contraction de l’emploi, et deux points à l’effet des rémunérations. En Grèce, en Irlande et au Portugal, l’augmentation des inégalités des revenus du travail a également tenu à l’effet de l’emploi. Les inégalités des rémunérations ont toutefois également diminué dans ces trois pays, en partie par suite des réductions des traitements versés le secteur public, qui ont davantage touché la partie supérieure de la distribution des revenus (Callan et al., 2011 ; Avram et al., 2013). Ce n’est qu’en Australie, en Autriche, en France, au Danemark et en Italie que la plus forte dispersion des rémunérations des travailleurs a été le principal – et dans la plupart des cas l’unique – facteur de l’augmentation des inégalités des revenus du travail. Dans les quelques pays qui ont affiché une diminution des inégalités de ces revenus, cette baisse a généralement tenu pour l’essentiel aux rémunérations.

Graphique 3.2. Décomposition de l'évolution du coefficient de Gini des revenus du travail

Variation en point de pourcentage du coefficient de Gini, 2007-11, individus en âge de travailler¹



1. Coefficient de Gini du revenu du travail pour l'ensemble de la population en âge de travailler ; estimation effectuée en imputant des rémunérations nulles aux personnes ne travaillant pas.

Source : Calculs du Secrétariat de l'OCDE basés sur Enquête européenne harmonisée sur les revenus et les conditions de vie (EU-SILC, 2008 et 2012), Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (SLID, 2007 et 2010) pour le Canada, Household, Income and Labour Dynamics in Australia (HILDA, 2008 et 2012) pour l'Australie, et Current Population Survey (CPS, 2008 et 2012) pour les États-Unis.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207898>

Les revenus du capital et des entreprises contribuent également aux inégalités de revenu marchand, en particulier tout en haut de la distribution des revenus où ils sont concentrés. Selon l'OCDE (2014c), plus le groupe considéré le long de la distribution des revenus est riche, plus sa part des revenus du capital et des entreprises est élevée. Dans le cas des cinq pays analysés (Canada, Espagne, États-Unis, France et Italie), le revenu du capital et le revenu des entreprises sont les plus importantes sources de revenus des individus appartenant au groupe des 0,01 % les plus riches, sauf au Canada. Les États-Unis sont le seul pays dans lequel les revenus du capital et des entreprises ont également déterminé la croissance des revenus du groupe des 0,1 % les plus riches. Il ne faut toutefois pas oublier que le revenu du capital pourrait être sous-déclaré dans certains pays ; certaines catégories de revenus du capital ne sont pas assujetties à l'impôt sur le revenu et ne sont donc pas reportées dans les déclarations fiscales d'où proviennent les données sur les revenus élevés (Förster et al., 2014).

Les 10 % inférieurs de la distribution des revenus ont été plus durement touchés que le reste de la population

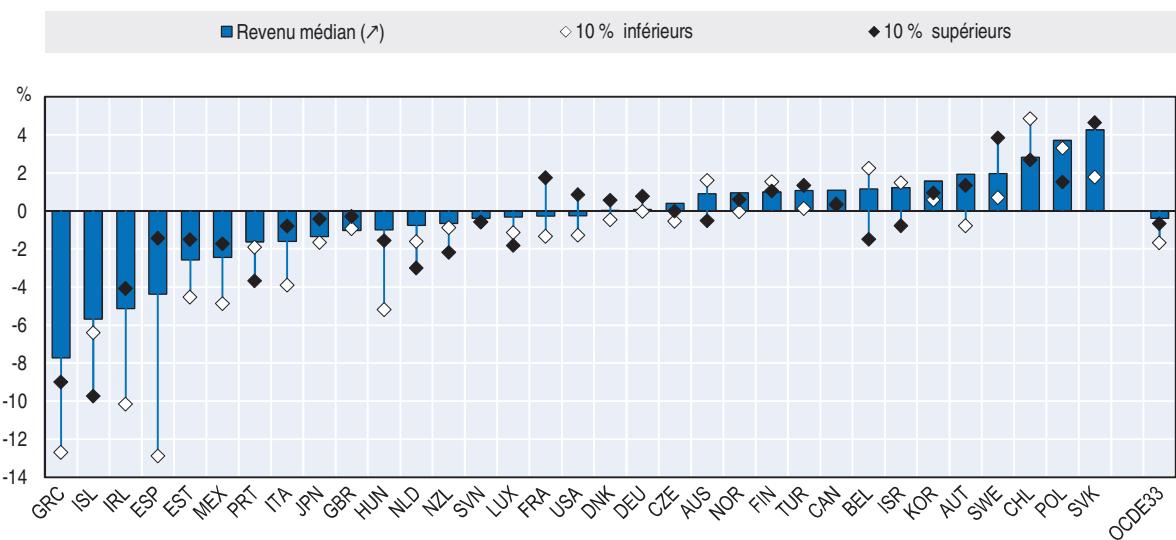
Les ménages ayant de faibles revenus ont, ou bien perdu plus que les autres durant la crise, ou bien moins profité de la reprise que les autres groupes de revenus. Le graphique 3.3 décrit la variation annuelle du revenu disponible des ménages pour le groupe médian, pour les 10 % inférieurs et pour les 10 % supérieurs de la distribution, entre 2007 et 2011. En moyenne, les revenus des 10 % inférieurs ont diminué à un taux beaucoup plus élevé que les revenus des 10 % supérieurs ou les revenus médians. Si l'on considère les

33 pays pour lesquels des données étaient disponibles, les 10 % inférieurs de la distribution ont été plus durement touchés que les 10 % supérieurs dans 21 pays et que la médiane dans 27 pays.

La chute des revenus au bas de la distribution a été particulièrement notable dans certains des pays le plus durement touchés par la crise. En Espagne, en Grèce, en Irlande, en Islande, en Hongrie, au Mexique et en Estonie, le revenu moyen des 10 % inférieurs de la distribution a diminué d'au moins 5 % par an. Sauf en Islande, dans tous ces pays, les groupes de revenus se trouvant au bas de la distribution ont affiché des résultats plus défavorables que le groupe médian et le groupe des 10 % les plus élevés de la distribution. Dans les pays où les revenus des ménages médians ont été moins touchés par la crise, les évolutions sont plus mitigées. En Autriche, aux États-Unis, en France, en République slovaque et en Suède, les 10 % inférieurs de la distribution ont affiché des résultats inférieurs à ceux de la médiane et des 10 % supérieurs, tandis qu'en Belgique, au Chili et en Pologne, les revenus des groupes situés en bas de la distribution ont obtenu de meilleurs résultats que les groupes de revenus se trouvant en haut de la distribution.

Graphique 3.3. Variations des revenus disponibles réels des ménages par groupe de revenu

Variation annuelle en pourcentage entre 2007 et 2011¹, population totale



1. 2007 correspond à 2006 dans le cas du Chili et du Japon ; à 2008 pour l'Allemagne, l'Australie, la Finlande, la France, Israël, le Mexique, la Norvège et la Suède. 2011 correspond à 2009 pour le Japon ; à 2010 pour l'Autriche, la Belgique, l'Irlande et le Royaume-Uni, et à 2012 pour l'Australie, la Corée, les États-Unis et la Hongrie ; les données sur la Suisse ne sont pas disponibles. OCDE33 fait référence à la moyenne non pondérée.

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus (2014), www.oecd.org/fr/social/donnees-distribution-revenus.htm.

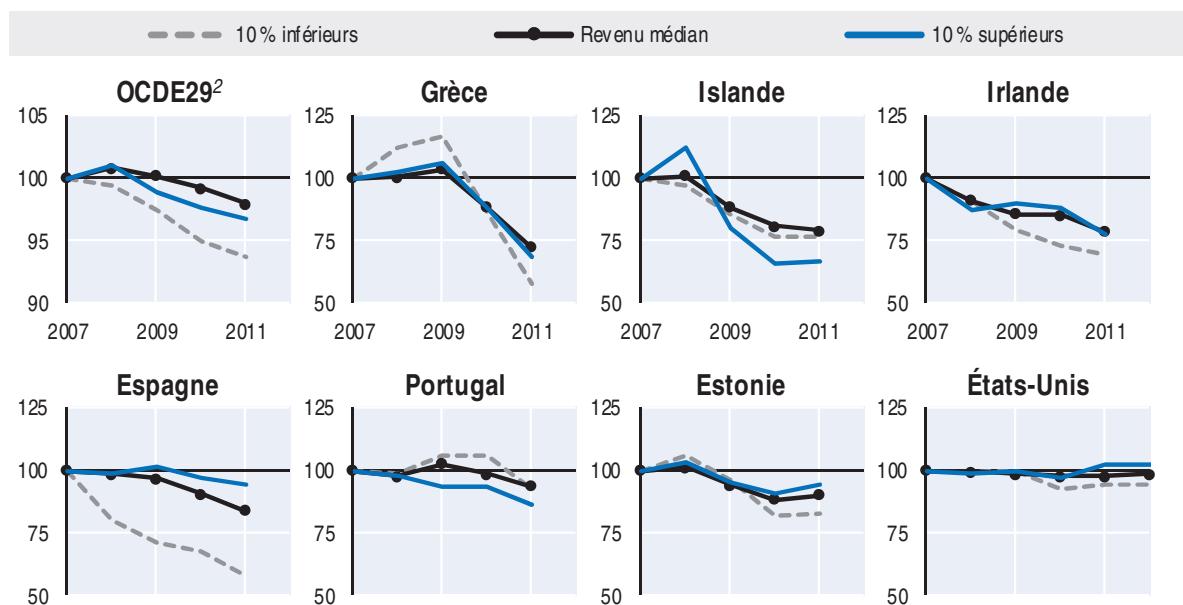
StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207907>

En moyenne, dans l'ensemble des pays de l'OCDE, la chute des revenus s'est amorcée plus tôt et a été plus intense pour les groupes de revenus situés en bas de la distribution que pour les autres. Tandis que les revenus médians et les revenus les plus élevés augmentaient encore en 2008, les revenus inférieurs étaient déjà en train de diminuer. Depuis lors, les revenus au bas de la distribution ont diminué chaque année au moins autant que le groupe de revenu affichant les moins bons résultats (voir le graphique 3.4). La situation n'a pas évolué de la même manière dans tous les pays.

Certains (comme l'Espagne) ont suivi la tendance moyenne de l'OCDE, les revenus inférieurs affichant des résultats nettement moins bons que ceux des autres groupes de revenus depuis le début de la crise. Dans d'autres, les revenus du bas de la distribution ont affiché de meilleurs résultats que ceux des autres groupes de revenus durant les premières années de la crise, ou des résultats au moins similaires, mais ils se sont considérablement dégradés au cours des années suivantes. La Grèce, où les revenus situés dans la partie inférieure de la distribution ont augmenté jusqu'en 2009 pour chuter par la suite, offre l'exemple le plus frappant. En revanche, en Islande, les revenus supérieurs ont augmenté en 2008 avant de chuter fortement.

Graphique 3.4. Évolution des revenus en bas, en haut et au point médian de la distribution

Variation en pourcentage du revenu disponible des ménages par groupe de revenu, 2007=100 %, population totale¹



1. Les pays sont classés en fonction de la variation en pourcentage annuelle moyenne du revenu médian entre 2007 et 2011 (voir le graphique 3.3).

2. OCDE indique la moyenne pondérée de 29 pays membres de l'OCDE. L'Autriche, la Belgique, le Japon, la Nouvelle-Zélande et la Suisse ne sont pas pris en compte.

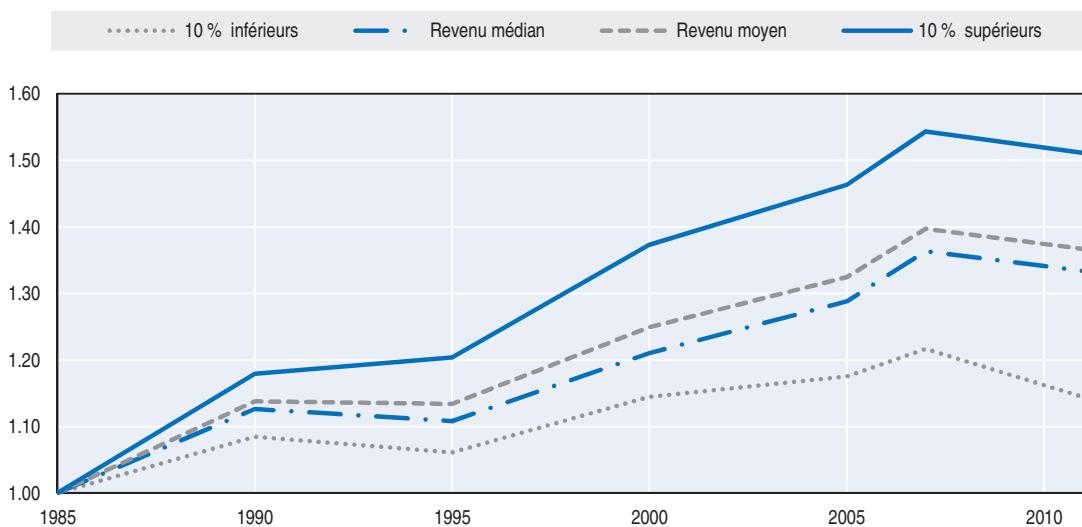
Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus (2014), www.oecd.org/fr/social/donnees-distribution-revenus.htm.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207914>

Le fait que le groupe de revenu constitué par les 10 % inférieurs de la distribution ait affiché des résultats plus défavorables que les autres groupes de revenu durant les dernières années de la crise est particulièrement préoccupant parce qu'il indique un renforcement d'une tendance à long terme. Le graphique 3.5, qui couvre les 11 pays pour lesquels on dispose de données sur une longue période, montre que, au cours des 25 dernières années, les revenus des 10 % des ménages les plus pauvres ont augmenté dans une bien moindre mesure que les autres, car ils ont moins progressé durant les phases d'expansion et ont davantage diminué durant les récessions.

Graphique 3.5. Évolution du revenu disponible des ménages par groupe de revenu au cours des 25 dernières années

Variation en pourcentage, indice 1985=1, OCDE¹, population totale²



1. OCDE représente la moyenne non pondérée de 17 pays : Canada, Allemagne, Danemark, Finlande, France, Royaume-Uni, Grèce, Israël, Italie, Japon, Luxembourg, Mexique, Pays-Bas, Norvège, Nouvelle-Zélande, Suède et États-Unis.

2. 1985 correspond à 1983 pour la Suède, à 1984 pour les États-Unis, la France, l'Italie, et le Mexique, et à 1986 pour la Finlande, la Grèce, Luxembourg et la Norvège ; 1990 correspond à 1989 pour les États-Unis et la France est à 1991 pour l'Italie et la Suède, il est corrigé de manière à inclure la Grèce, le Japon, Luxembourg, Mexique et la Norvège ; 1995 correspond à 1994 pour la Grèce, le Mexique et le Royaume-Uni et à 1996 pour la France et le Luxembourg ; 2005 correspond à 2003 pour le Japon et la Nouvelle-Zélande, à 2004 pour l'Allemagne la Finlande, le Mexique, la Norvège et la Suède et à 2006 pour l'Italie ; 2007 correspond à 2006 pour le Japon et à 2008 pour l'Allemagne, les États-Unis, la Finlande, la France, Israël, le Mexique, la Norvège, la Nouvelle-Zélande et la Suède ; 2011 correspond à 2009 pour le Japon, à 2012 pour les États-Unis, le Mexique et les Pays-Bas.

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus (2014), www.oecd.org/fr/social/donnees-distribution-revenus.htm.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207920>

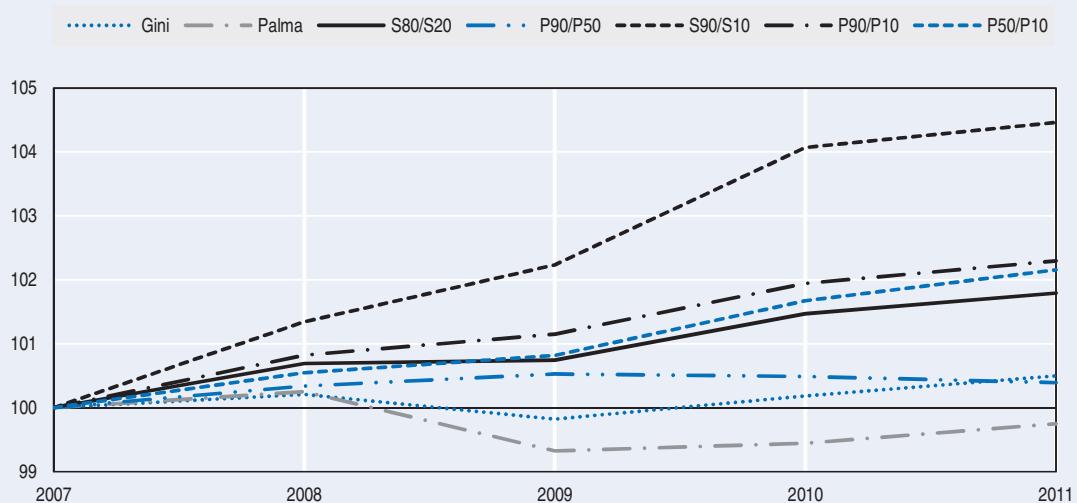
Encadré 3.1. Les résultats sont-ils différents lorsque l'on utilise d'autres indicateurs des inégalités ?

Les résultats présentés ci-dessus sont basés sur des estimations effectuées à partir du coefficient de Gini, qui est un indicateur particulièrement sensible aux changements intervenant dans la partie intermédiaire de la distribution (Lambert, 2001). L'évolution des inégalités de revenu durant la crise et, en particulier, leur ampleur, diffèrent selon l'indicateur utilisé pour les mesurer. Des indicateurs moins sensibles à des variations dans la partie inférieure de la distribution indiquent des modifications relativement faibles, et notamment une légère baisse en 2009. En revanche, les indicateurs qui sont plus sensibles à des variations au bas de la distribution indiquent une augmentation systématique des inégalités de revenu, qui se sont intensifiées au cours des dernières années.

Selon l'indicateur S90/S10 (qui compare la part de revenus des 10 % les plus riches à celle des 10 % les plus pauvres), entre 2007 et 2011, les inégalités de revenu ont augmenté de près de 5 % en moyenne dans les pays membres de l'OCDE. L'augmentation des inégalités est également significative lorsque l'on considère la part des revenus revenant aux 20 % supérieurs et aux 20 % inférieurs (S80/S20), ainsi que le ratio du revenu maximum des 90 % inférieurs et du revenu maximum des 10 % inférieurs (P90/P10), et le ratio du revenu médian au revenu le plus élevé des 10 % inférieurs (P50/P10). Les inégalités de revenu augmentent dans une moindre mesure lorsque l'on compare le haut et le milieu de la distribution (P90/P50). L'indice de Palma (ratio entre la part des revenus revenant aux 10 % des ménages les plus riches et la part des revenus revenant aux 40 % des ménages les plus pauvres) produit des résultats similaires à ceux du coefficient de Gini.

Évolution de différents indicateurs des inégalités de revenu pendant la crise

Variation en pourcentage des inégalités de revenu¹, 2007=100 %, OCDE², population totale



1. Se reporter au texte précédent pour une explication des indicateurs.

2. OCDE représente la moyenne non pondérée de 29 pays : l'Autriche, la Belgique, le Japon, la Nouvelle-Zélande et la Suisse ne sont pas pris en compte.

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus (2014), www.oecd.org/fr/social/donnees-distribution-revenus.htm.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208012>

3.3. La pauvreté monétaire a augmenté, quelle que soit la manière dont elle est mesurée

Les pertes de revenus plus marquées en bas de la distribution suscitent des préoccupations concernant la pauvreté. De fait, la pauvreté monétaire s'est accrue durant la crise. L'intensité des changements et, dans certains pays, son évolution, diffèrent toutefois selon la manière dont la pauvreté est mesurée. La pauvreté monétaire a moins augmenté lorsqu'elle est mesurée par rapport à un seuil de pauvreté relative que lorsqu'elle est mesurée par rapport à un seuil de pauvreté ancrée. Si le seuil de pauvreté relative est basé sur le revenu médian de la période en cours (et est donc variable), le seuil de pauvreté ancrée est basé sur le revenu médian d'une année antérieure (et est donc fixe). Les revenus médians ayant diminué à cause de la crise (voir le graphique 3.3), il en est allé de même du seuil de pauvreté relative.

Les indicateurs de pauvreté monétaire relative, comme ceux qui sont le plus couramment utilisés par l'OCDE et par l'Union européenne (OCDE, 2008 ; Commission européenne, 2014) reposent sur le principe que la pauvreté est définie par rapport au niveau général de prospérité d'un pays à un moment donné (Atkinson et al., 2002). De surcroît, contrairement aux indicateurs basés sur les seuils de pauvreté absolue, les mesures de pauvreté relative permettent d'effectuer des comparaisons internationales indépendamment des définitions des besoins de base propres à chaque pays (Förster et Mira d'Ercole, 2012). Toutefois, si l'on examine l'évolution de la pauvreté dans le temps, une démarche relative, basée sur les pourcentages du revenu moyen ou médian à la période en cours, peut accorder une trop grande importance à la dimension comparative de la pauvreté au détriment des variations absolues des niveaux de vie en termes réels. Sur le plan méthodologique, cette question est souvent illustrée par le fait qu'un indicateur strictement relatif n'indiquerait aucune modification de la pauvreté si les revenus de tous les ménages doublaient ou diminuaient de moitié.

L'analyse présentée dans cette section fait ressortir l'existence d'un problème similaire durant la crise économique. Dans un certain nombre de pays, les seuils de pauvreté relative ont diminué avec la réduction des revenus réels médians. Les seuils de pauvreté relative ayant diminué, des ménages qui, jusque-là, étaient considérés comme vivant dans la « pauvreté » peuvent désormais être classés dans une catégorie différente bien que leur revenu n'ait pas changé. Cette situation peut même s'appliquer à des ménages dont le revenu a diminué, tant que cette diminution reste inférieure à celle de la médiane.

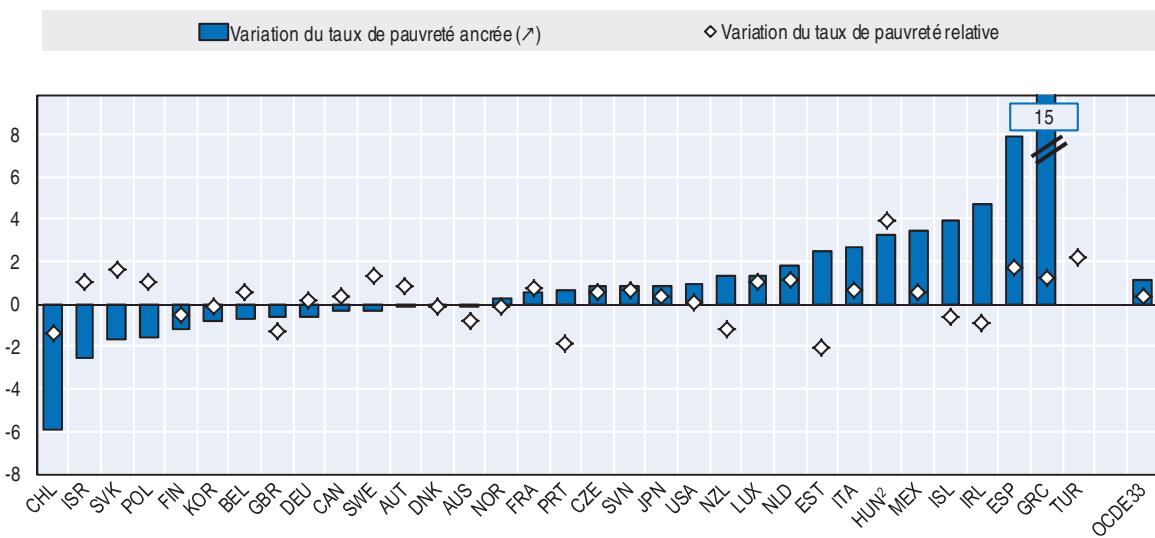
Bien que ce type de résultat cadre avec l'approche relative (c'est-à-dire des comparaisons entre personnes), elle ne permet pas de saisir l'évolution de la situation des ménages par rapport à leur propre situation à une période antérieure (récente). Les seuils de pauvreté ancrée offrent une option qui permet de remédier à ce problème. Les seuils de pauvreté ancrée, comme les seuils de pauvreté relative, sont fondés sur des niveaux de vie relatifs (par exemple le revenu médian). Toutefois, au lieu d'être fonction des conditions de vie à la période en cours (comme les seuils relatifs), les seuils de pauvreté ancrée sont établis sur la base des niveaux de vie d'une année antérieure, ajustés au titre de l'inflation. Les seuils de pauvreté ancrée utilisés dans la présente analyse sont établis sur la base du revenu médian de 2005.

Entre 2007 et 2011, le taux de pauvreté ancrée de l'OCDE a augmenté d'environ un point de pourcentage (voir le graphique 3.6). La pauvreté relative s'est accrue d'à peine un tiers d'un point de pourcentage, pour passer de 11.2 % à 11.5 %. En Grèce, la pauvreté ancrée a plus que doublé (passant de 12 % à 27 %), sous l'effet dramatique de la crise sur les revenus des ménages. Le taux de pauvreté relative a également augmenté en Grèce, mais seulement d'un point de pourcentage. Les taux de pauvreté ancrée se sont également

considérablement accrus en Espagne (8 points), en Irlande, en Islande, au Mexique et en Hongrie. Dans certains pays, notamment en Estonie, au Portugal, en Nouvelle-Zélande, en Irlande et en Islande, la pauvreté relative a diminué tandis que la pauvreté ancrée s'est accrue, ce qui signifie que le revenu de certains groupes ayant de faibles revenus (surtout les personnes âgées, voir ci-après) n'ont pas diminué dans la même mesure que la médiane. En revanche, les taux de pauvreté ancrée ont diminué tandis que la pauvreté relative a augmenté en Israël, en République slovaque et en Pologne, les ménages les plus pauvres bénéficiant de l'augmentation de revenus bien que dans une mesure inférieure aux revenus médians. La pauvreté ancrée et la pauvreté relative ont diminué au Chili, en Finlande et au Royaume-Uni.

Graphique 3.6. Évolution des taux de pauvreté relative et ancrée durant la crise

Variation en point de pourcentage, 2007-11¹, population totale



1. 2007 correspond à 2006 pour le Chili et le Japon ; à 2008 pour l'Allemagne, l'Australie, la Finlande, la France, Israël, Mexique, la Norvège et la Suède ; 2011 correspond à 2009 pour le Japon ; à 2010 pour l'Autriche, la Belgique, l'Irlande et le Royaume-Uni ; et à 2012 pour l'Australie, la Corée, les États-Unis et la Hongrie. Les données sur la Suisse ne sont pas disponibles. OCDE33 fait référence à la moyenne non pondérée.

2. La Hongrie est le seul pays où le taux de pauvreté relative a augmenté plus largement que le taux de pauvreté ancrée. Cette évolution tient à l'association de taux de pauvreté ancrée et relative très faibles, mais différents en 2007 (2 % et 6 %, respectivement) et à une forte chute des faibles revenus entre 2007 et 2011 (voir le graphique 3.3).

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus (2014), www.oecd.org/fr/social/donnees-distribution-revenus.htm.

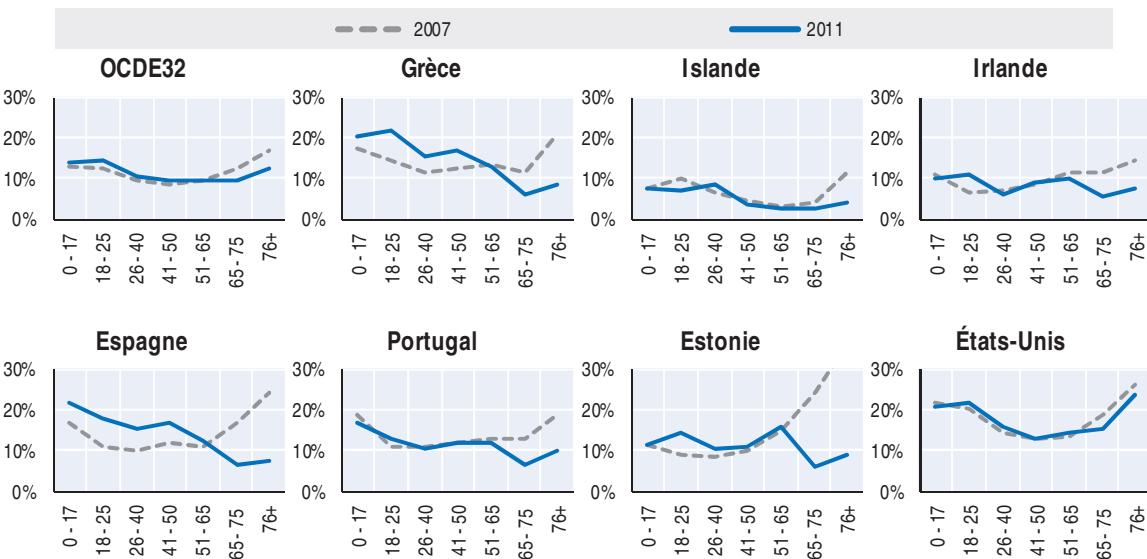
StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207934>

La pauvreté a augmenté dans tous les groupes d'âge sauf celui des personnes âgées

Le profil d'âge de la pauvreté relative a considérablement évolué durant la crise. La pauvreté relative a augmenté dans tous les groupes d'âge sauf celui des personnes âgées. Entre 2007 et 2011, en moyenne, dans les pays membres de l'OCDE, la pauvreté a augmenté d'un point pour les enfants, de deux points pour les jeunes et d'un point pour les adultes d'âge actif (voir le graphique 3.7). En 2007, les personnes âgées (en particulier les personnes de 75 ans et plus) constituaient le groupe d'âge pour lequel l'incidence de la pauvreté était la plus élevée. En 2011, cette place revenait aux jeunes et aux enfants.

L'OCDE (2008) avait déjà noté l'augmentation à long terme du taux de pauvreté des jeunes et l'évolution à la baisse du taux de pauvreté des personnes âgées. La crise a manifestement accéléré ce processus.

Graphique 3.7. Taux de pauvreté relative par groupe d'âge en 2007 et 2011^{1,2}



1. 2011 correspond à 2012 pour les États-Unis. OCDE fait référence à la moyenne simple (non pondérée) de 32 pays membres de l'OCDE (la Suisse et la Corée ne sont pas incluses).

2. Les pays sont classés par variation annuelle moyenne en pourcentage du revenu médian entre 2007 et 2011 (voir le graphique 3.3).

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus (2014), www.oecd.org/fr/social/donnees-distribution-revenus.htm.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207942>

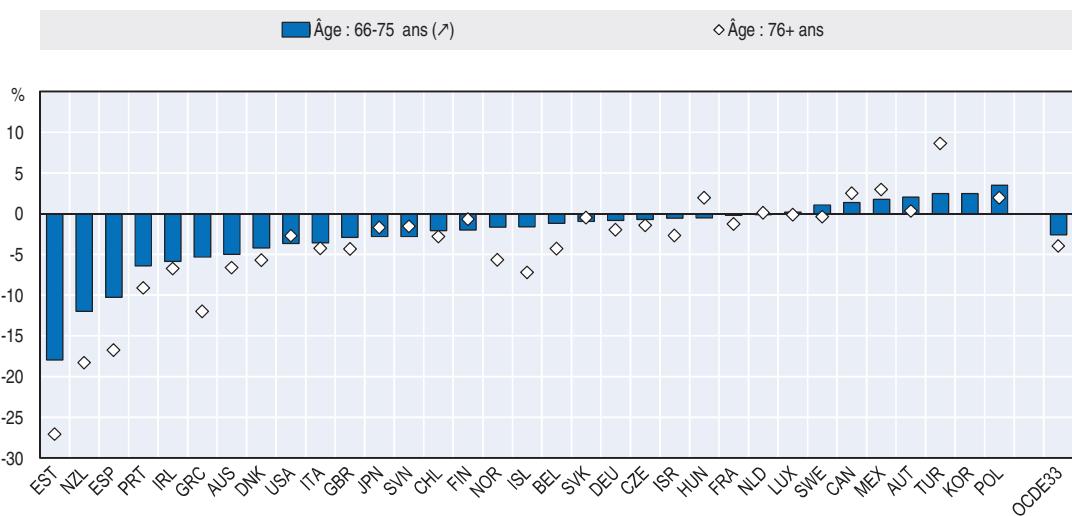
En 2011, pour la première fois depuis que l'OCDE collecte ces données, le taux de pauvreté des personnes âgées de 66 à 75 ans est tombé à un niveau inférieur à la moyenne de la population (OCDE, 2014a). Entre 2007 et 2011, le taux de pauvreté relative moyen de l'OCDE a diminué de 2.6 points pour le groupe de personnes âgées de 66 à 75 ans et de 4 points pour les personnes âgées de plus de 75 ans. La diminution du taux de pauvreté des personnes âgées a été généralisée : la pauvreté a reculé d'au moins un point pour le groupe des personnes âgées de 66 à 75 ans dans 18 pays et pour le groupe des personnes âgées de plus de 75 ans dans 21 pays (graphique 3.8). En Estonie, la pauvreté relative dans le groupe des personnes âgées de plus de 75 ans a diminué de 27 points. D'importantes baisses de la pauvreté ont également été observées en Nouvelle-Zélande, en Espagne, au Portugal, en Irlande et en Grèce. En revanche, la pauvreté a notablement augmenté pour le groupe des personnes âgées entre 2007 et 2011 en Pologne, en Corée, en Turquie, en Autriche, au Mexique et au Canada.

Les taux de pauvreté relative des personnes âgées ont diminué sous l'effet conjoint de la baisse des seuils de pauvreté et de la hausse de leurs revenus. Les taux de pauvreté des personnes âgées peuvent réagir fortement à de faibles déplacements du seuil de pauvreté, car, dans de nombreux pays, une proportion considérable des retraités ayant de faibles revenus se trouvent à proximité de ce seuil. D'autre part, les revenus des personnes âgées n'ont pas été touchés aussi durement par la crise, car ils consistent dans une plus large

mesure en prestations au titre des pensions publiques et ils sont moins sensibles aux changements intervenant sur le marché du travail. Même dans certains des pays les plus durement touchés par la crise, comme l'Estonie, le Portugal, l'Espagne et l'Italie, les revenus moyens des personnes âgées ont augmenté ou, au pire, stagné depuis 2007. En Grèce, en Islande et en Irlande, les revenus des personnes âgées ont diminué, mais considérablement moins que ceux des autres groupes d'âge. Ils ont également affiché de meilleurs résultats que ceux du reste de la population dans certains pays où les revenus ont, dans l'ensemble, augmenté, comme Israël, la Norvège, la République slovaque et la Suède. Ce n'est qu'en Turquie que les revenus des personnes âgées ont évolué de manière beaucoup moins favorable que ceux du reste de la population (voir le graphique 3.9).

Graphique 3.8. Évolution de la pauvreté relative des personnes âgées durant la crise

Variation en point de pourcentage des taux de pauvreté relative des personnes âgées, 2007 à 2011¹, par groupe d'âge de personnes âgées

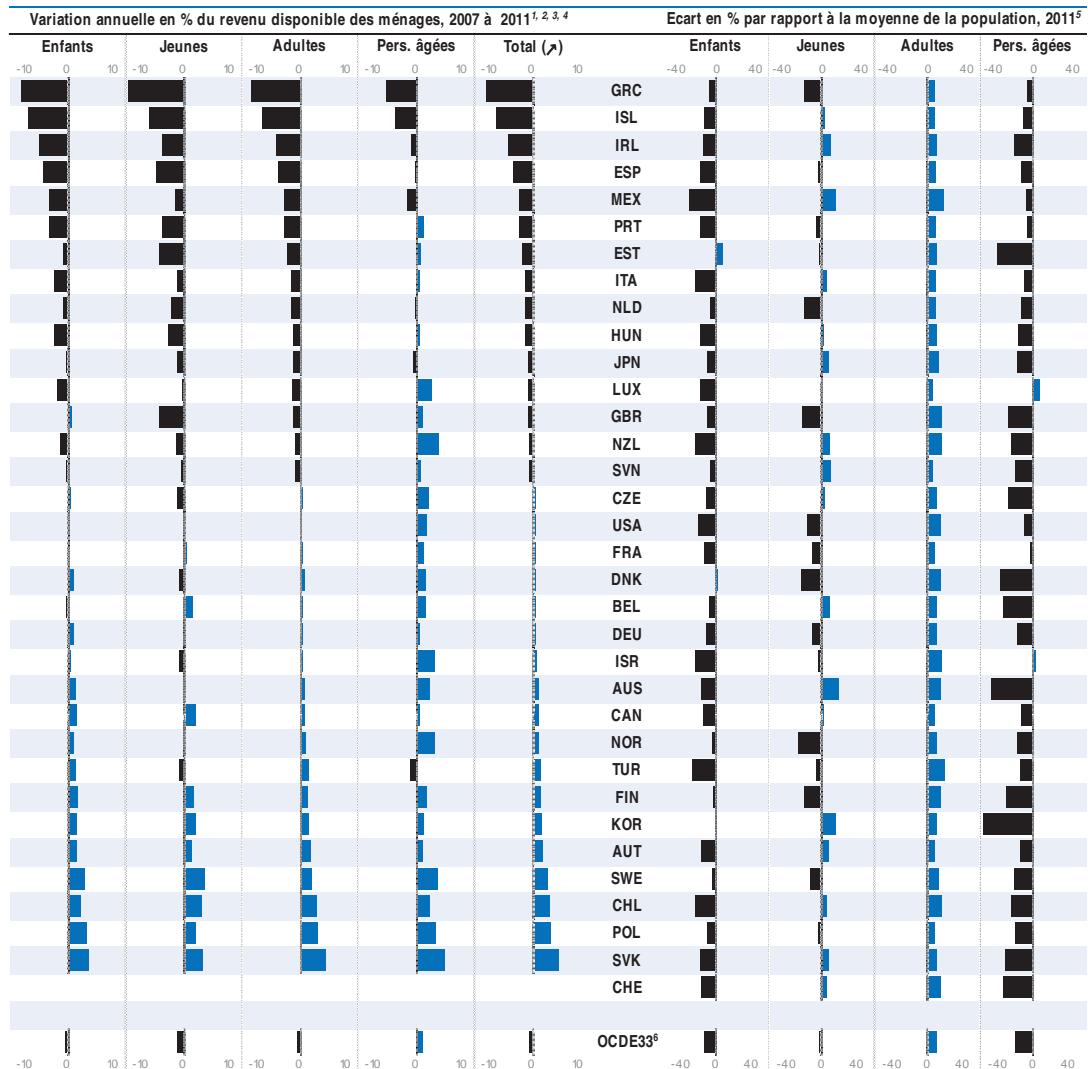


1. 2007 correspond à 2006 pour le Chili et le Japon ; à 2008 pour l'Allemagne, l'Australie, la Finlande, la France, Israël, Mexique, la Norvège et la Suède. 2011 correspond à 2009 pour le Japon ; à 2010 pour l'Autriche, la Belgique, l'Irlande et le Royaume-Uni, et à 2012 pour l'Australie, la Corée, les États-Unis et la Hongrie ; les données concernant la Suisse et les personnes âgées de 76 ans et plus en Corée ne sont pas disponibles. OCDE33 fait référence à la moyenne non pondérée.

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus (2014), www.oecd.org/fr/social/donnees-distribution-revenus.htm.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207952>

La protection des personnes âgées des effets de la crise peut être considérée comme un résultat positif des systèmes de protection sociale. Non seulement les personnes âgées sont moins en mesure de s'adapter à l'évolution de la situation sur le marché du travail et de trouver de nouvelles sources de revenus, mais en outre, leurs revenus sont, en moyenne, inférieurs à ceux du reste de la population. À l'échelle des pays membres de l'OCDE, les revenus des personnes âgées sont inférieurs de 13 % au revenu moyen de la population (voir le graphique 3.9). L'augmentation de la pauvreté des enfants est, en revanche, extrêmement préoccupante. Cette dernière peut avoir des effets préjudiciables et durables sur leurs accomplissements futurs, notamment leur développement cognitif et social, ou leur santé. À long terme, la pauvreté dans la petite enfance est associée, plus tard dans la vie, à un nombre d'heures de travail à l'âge adulte (et par conséquent un niveau de rémunération) plus faible et à un risque accru de pauvreté et de dépendance envers les services sociaux (OCDE, 2011b; Duncan et al., 2010).

Graphique 3.9. Évolution et écarts relatifs des revenus disponibles des ménages par groupe d'âge

1. Variation annuelle en pourcentage des revenus disponibles des ménages entre 2007 et 2011, par groupe d'âge et pour la population totale.

2. 2007 correspond à 2006 pour le Chili et le Japon ; à 2008 pour l'Allemagne, l'Australie, la Finlande, la France, Israël, Mexique, la Norvège et la Suède. 2011 correspond à 2009 pour le Japon ; à 2010 pour l'Autriche, la Belgique, l'Irlande et le Royaume-Uni, et à 2012 pour l'Australie, la Corée, les États-Unis et la Hongrie ; les données sur la Suisse ne sont pas disponibles.

3. Le groupe des enfants comprend les individus âgés de 0 à 17 ans ; les jeunes sont les personnes âgées de 18 à 25 ans ; les adultes sont les personnes âgées de 26 à 65 ans et les personnes âgées sont les plus de 65 ans.

4. Les revenus des ménages sont exprimés en revenu équivalent sur la base de la taille du ménage (www.oecd.org/els/soc/OECD-Note-EquivalenceScales.pdf).

5. Écart entre le revenu disponible moyen des ménages de chaque groupe d'âge et celui de la population totale en 2011.

6. OCDE33 fait référence à la moyenne non pondérée de 33 pays. Les données sur les tendances ne sont pas disponibles pour la Suisse.

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus (2014), www.oecd.org/fr/social/donnees-distribution-revenus.htm.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207962>

3.4. Les impôts et les prestations ont amorti l'impact de la crise sur le revenu des ménages, mais essentiellement les premières années

D'importants accroissements des dépenses publiques au titre des prestations sociales et l'allégement de la charge imposée par l'impôt sur le revenu des personnes physiques ont empêché les inégalités de revenu disponible d'augmenter autant que les inégalités de revenu marchand durant la première phase de la crise. Cet effet d'amortissement s'explique par les propriétés de stabilisation du système d'impôts-prestations qui a été, dans certains cas, renforcé par des mesures de relance par voie budgétaire. Cet effet s'est toutefois atténué récemment parce que les droits sont arrivés à expiration et que la plupart des pays sont passés d'une politique de relance budgétaire à une politique d'assainissement des finances publiques pour faire face à la hausse des déficits publics et à l'ampleur des ratios de la dette au PIB.

Les impôts et les prestations ont joué un rôle de stabilisateur automatique, en compensant une partie des pertes de revenu dues au ralentissement économique. Les dépenses publiques au titre des prestations sociales ont généralement augmenté, car un plus grand nombre de personnes ont reçu des allocations de chômage ou d'autres prestations sociales. Dans le même temps, les recettes fiscales ont diminué, car la base d'imposition (comme le revenu ou la consommation) s'est rétrécie.

Au début de la crise, plusieurs États ont renforcé l'effet de stabilisation de leur système impôts-prestations en mettant en place des programmes de relance par la voie budgétaire qui ont eu pour effet d'accroître les dépenses publiques et de réduire les impôts (comme aux États-Unis entre 2007 et 2010, voir la section 3.5). La crise persistante, les autorités se sont trouvées confrontées à des déficits budgétaires importants et sans cesse grandissants, et sont revenues sur ces politiques pour mettre en œuvre des programmes d'assainissement des finances publiques. Dans de nombreux pays, ces mesures ont donné lieu à un alourdissement des impôts sur le revenu des personnes physiques (Espagne en 2011 et en 2012) et à des réductions de prestations sociales (Espagne en 2013, Irlande en 2011 et 2012, Portugal en 2012), ce qui a eu un impact direct sur le revenu des ménages⁴.

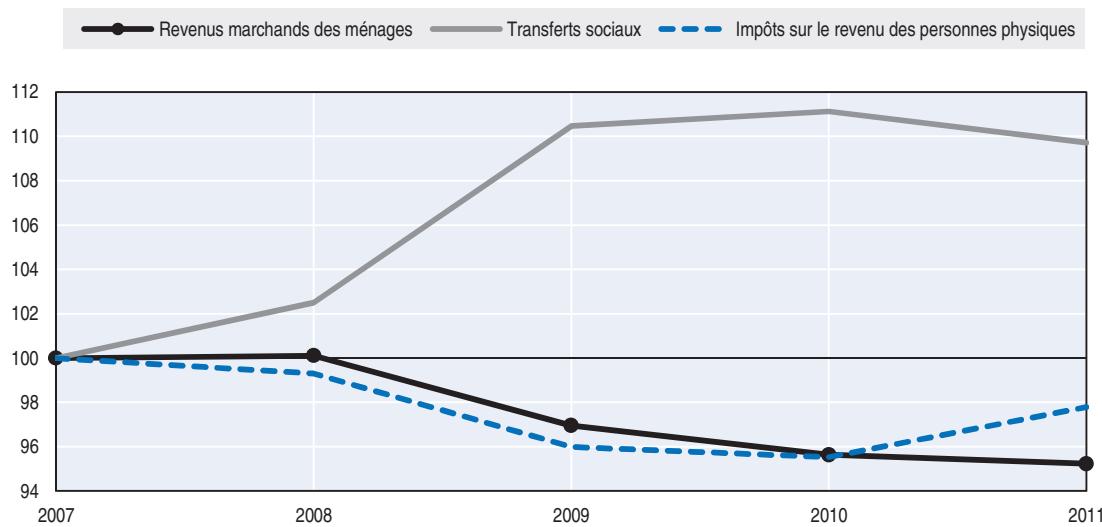
Le graphique 3.10 illustre clairement ces deux phases des politiques budgétaires durant la crise, 2010 étant l'année de transition. Entre 2007 et 2009, les impôts sur le revenu des personnes physiques ont diminué et les prestations sociales ont augmenté suite à la chute des revenus marchands. Les modifications engendrées par ces deux catégories de mesures ont été considérables : les dépenses au titre des prestations ont augmenté de 10 % et les recettes fiscales ont chuté de 4 %. Entre 2010 et 2011, les revenus marchands ont continué de diminuer, mais l'effet d'amortissement a été inversé : les impôts ont été alourdis tandis que les prestations ont diminué.

Des évolutions similaires, caractérisées par une augmentation des prestations et par un allégement des impôts, ont été généralement observées dans la plupart des pays membres de l'OCDE au début de la crise. Au cours des années suivantes, les impôts et prestations ont commencé à évoluer différemment selon les pays. Le graphique 3.11 décrit l'évolution des revenus marchands, des impôts et des prestations dans huit pays pour lesquels des données sur les revenus annuels sont disponibles. En Grèce, les prestations ont fortement augmenté jusqu'en 2009, mais elles ont commencé à diminuer en 2010. En 2011, elles étaient tombées à un niveau inférieur à celui auquel elles se trouvaient avant la crise. Les revenus marchands ayant considérablement diminué, les recettes fiscales ont chuté en 2010, pour toutefois légèrement augmenter en 2011 sous

l'effet des réformes. En Islande et en Estonie, les prestations ont fortement augmenté en 2008, mais ont commencé à diminuer en 2009, tandis que les recettes fiscales se sont accrues en 2010 et en 2011, car les revenus marchands ont recommencé à augmenter. En Irlande, le fort alourdissement de la charge fiscale mis en œuvre en 2009 a porté les recettes fiscales à un niveau bien supérieur à ce qu'il était avant la crise. En revanche, les prestations ont continué de s'accroître jusqu'en 2010, mais ont chuté en 2011. En Espagne, malgré les mesures d'assainissement budgétaire adoptées en 2010, les prestations n'ont pas diminué, mais les recettes fiscales ont baissé – ce qui indique que le relèvement des taux d'imposition n'a pas suffi à compenser la diminution des revenus imposables. Au Portugal, les prestations ont continué d'augmenter en raison de la dégradation des revenus marchands. En revanche, à la suite des réformes mises en œuvre en 2010 et en 2011, les recettes fiscales ont retrouvé leurs niveaux d'avant la crise. Aux États-Unis, l'effet d'amortissement des impôts et des prestations s'est tout d'abord manifesté par une augmentation des prestations en 2008 et en 2009, suivi par une réduction des contributions au régime de pension en 2011. En Finlande, comme dans d'autres pays nordiques, les prestations ont sensiblement augmenté parce que les revenus marchands ont stagné ou ont diminué.

Graphique 3.10. Évolution des impôts, des prestations et des revenus marchands durant la crise

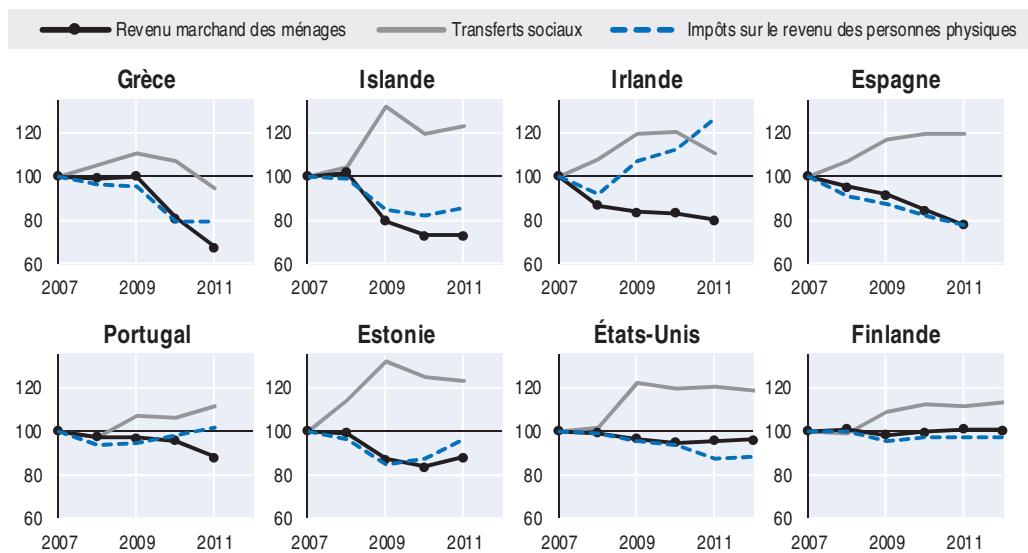
Variation en pourcentage, 2007=100%, OCDE¹, population totale



1. Les revenus des ménages sont exprimés en revenu équivalent en fonction de la taille du ménage et sont ajustés au titre de l'inflation au moyen des indices des prix à la consommation et des écarts entre les pouvoirs d'achat au moyen des indices PPP de 2010 pour la consommation privée. La moyenne de l'OCDE fait référence à la moyenne non pondérée de 26 pays. L'Autriche, la Belgique, la Suisse, la Hongrie, le Japon, Mexique, la Suisse et la Turquie ne sont pas prises en compte.

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus (2014), www.oecd.org/fr/social/donnees-distribution-revenus.htm.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207976>

Graphique 3.11. Évolution des impôts, des prestations et des revenus marchands dans différents paysVariation en pourcentage, 2007=100%, population totale¹

1. Les pays sont classés par variation annuelle moyenne en pourcentage du revenu médian entre 2007 et 2011 (voir le graphique 3.3).

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus (2014), www.oecd.org/fr/social/donnees-distribution-revenus.htm.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207982>

3.5. Impôts et prestations durant la crise : Résumé d'analyses détaillées de la situation dans dix pays

Les mesures concernant les impôts-prestations adoptées durant la crise ont varié considérablement non seulement dans le temps et selon les pays, mais également selon la manière dont elles ont été conçues et selon leur impact sur les revenus des ménages appartenant à différents groupes définis par leurs caractéristiques démographiques, leur situation sur le marché du travail et leur niveau de rémunération. Les sections précédentes ont montré que le système impôts-prestations a contribué dans une large mesure à atténuer l'impact de la crise au cours des premières années. Une partie de cet effet d'amortissement a été automatique – les impôts ont diminué et les prestations ont augmenté lorsque les rémunérations et l'emploi ont chuté. Toutefois, plusieurs nouvelles mesures adoptées par les autorités durant cette période ont eu un fort impact sur la contribution des impôts et des prestations ; c'est le cas, en particulier, des programmes d'assainissement des finances publiques.

Cette section récapitule les modifications apportées dans le cadre de l'action publique aux impôts et aux prestations entre 2008 et 2013 dans plusieurs pays membres de l'OCDE (Allemagne, Espagne, Estonie, États-Unis, France, Grèce, Irlande, Islande, Portugal et Royaume-Uni), parmi lesquels figurent les pays les plus durement touchés par la crise⁵. Les simulations effectuées au moyen du modèle impôts-prestations de l'OCDE permettent de procéder à une analyse approfondie des modifications apportées à l'action publique par politique, type de mesure et impact sur le revenu des ménages en fonction des caractéristiques démographiques, de la situation sur le marché du travail et des niveaux de rémunération.

Contexte

La crise économique a eu un impact majeur sur les finances publiques. Suite à la chute des recettes publiques et à l'augmentation des dépenses, de nombreux pays membres de l'OCDE ont affiché d'importants déficits budgétaires (voir le tableau 3.1). Une partie de l'intensification des pressions sur les finances publiques est due à l'amortissement de l'impact de la crise sur le secteur des ménages résultant des propriétés de stabilisation du système impôts-prestations et des programmes de relance budgétaire. Lorsque les ratios des déficits budgétaires publics au PIB ont augmenté (pour atteindre plus de 10 % dans de nombreux pays), la majorité des pays membres de l'OCDE a pris des mesures d'assainissement des finances publiques pour réduire les emprunts publics et abaisser les niveaux d'endettement.

Tableau 3.1. Déficits budgétaires publics durant la crise

Financement net de l'État en pourcentage du PIB, 2007-13

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Estonie	1.7	-3.6	-2.3	0.2	1.0	-0.3	-0.5
France	-2.5	-3.2	-7.2	-6.8	-5.1	-4.9	-4.1
Allemagne	0.3	0.0	-3.0	-4.1	-0.9	0.1	0.1
Grèce	-6.7	-9.9	-15.2	-11.0	-10.1	-8.6	-12.2
Islande	5.1	-12.9	-9.4	-9.5	-5.3	-3.7	-2.0
Irlande	0.2	-7.0	-13.9	-32.4	-12.6	-8.1	-5.7
Portugal	-3.0	-3.8	-9.8	-11.2	-7.4	-5.5	-4.9
Espagne	2.0	-4.4	-11.0	-9.4	-9.4	-10.3	-6.8
Royaume-Uni	-2.9	-4.9	-10.7	-9.5	-7.5	-5.9	-5.6
Etats-Unis	-3.7	-7.2	-12.8	-12.2	-10.7	-9.0	-5.7
OCDE10	-0.9	-5.7	-9.5	-10.6	-6.8	-5.6	-4.7

Note : OCDE10 représente la moyenne des dix pays analysés dans cette section.

Source : OCDE (2014), *Perspectives économiques de l'OCDE*, n° 96, novembre, http://dx.doi.org/10.1787/eco_outlook-v2014-2-fr.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208889>

L'étude OCDE (2009) évalue la position budgétaire des pays membres de l'OCDE dans les premières années de la crise, puis documente et examine les programmes de relance budgétaire mis en place durant les années 2008-10. Selon cette étude, la majeure partie de l'augmentation des déficits budgétaires durant cette période résulte d'un effet cyclique engendré par les stabilisateurs automatiques. L'impact des stabilisateurs durant la période 2008-10 a été, en moyenne, environ trois fois plus important que celui des programmes de relance par la voie budgétaire. Si la plupart des pays ont annoncé des mesures de relance budgétaire, l'ampleur de ces dernières a fortement varié, le programme annoncé par les États-Unis étant le plus important. En moyenne, l'impact cumulé des déséquilibres budgétaires s'est établi à environ 3.5 % du PIB. La plupart des programmes comportaient une large gamme de mesures, qui visaient à ajuster simultanément différents programmes d'imposition et de dépenses. La majorité des pays ont donné la priorité à la réduction des impôts, de préférence à une augmentation des dépenses. Aux États-Unis, le programme de relance budgétaire de 2008 ne faisait intervenir que des réductions d'impôts, tandis qu'en 2009, les deux tiers du programme consistaient en mesures axées sur les dépenses. Les réductions d'impôt ont surtout visé

les impôts sur le revenu des personnes physiques et, dans une moindre mesure, les impôts sur les entreprises ; le Royaume-Uni et le Portugal ont abaissé les taux de la TVA. En ce qui concerne les dépenses, la plupart des pays ont accru les investissements publics. Les prestations aux ménages sont souvent devenues plus généreuses, en particulier pour les ménages ayant de faibles revenus. Un petit nombre de pays a également annoncé l'octroi de subventions plus importantes au secteur des entreprises.

OCDE (2011c) et OCDE (2012) analysent et comparent les plans d'assainissement des finances publiques annoncés pour la période 2009-15. OCDE (2012) classe les pays en quatre groupes (voir le tableau 3.2) en fonction des pressions et du rythme des mesures d'assainissement. L'analyse montre que, si la plupart des pays ont annoncé d'importantes réductions du déficit budgétaire, les plans d'assainissement diffèrent fortement en ce qui concerne leur ampleur, leur calendrier et leur composition.

Tableau 3.2. Pays par catégorie d'assainissement des finances publiques

Catégorie d'assainissement	Pays
A. Pays dotés de programmes du FMI/de l'UE/de la BCE	Grèce, Irlande et Portugal
B. Pays assujettis à de fortes pressions du marché	Belgique, Espagne , Hongrie, Italie, Pologne, Rép. slovaque, Slovénie
C. Pays ayant d'importants déficits et/ou dettes, mais moins de pressions du marché	Allemagne , Autriche, Canada, Danemark, Etats-Unis , Finlande, France, Islande , Israël, Japon, Mexique, Nouvelle-Zélande, Pays-Bas, République tchèque, Royaume-Uni
D. Pays n'ayant pas ou peu besoin de mesures d'assainissement	Australie, Chili, Corée, Estonie , Luxembourg, Norvège, Suède, Suisse, Turquie

Note : Les pays analysés dans cette section sont indiqués en gras.

Source : OCDE (2013), *Redresser les finances publiques, mise à jour 2012*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264179608-fr>.

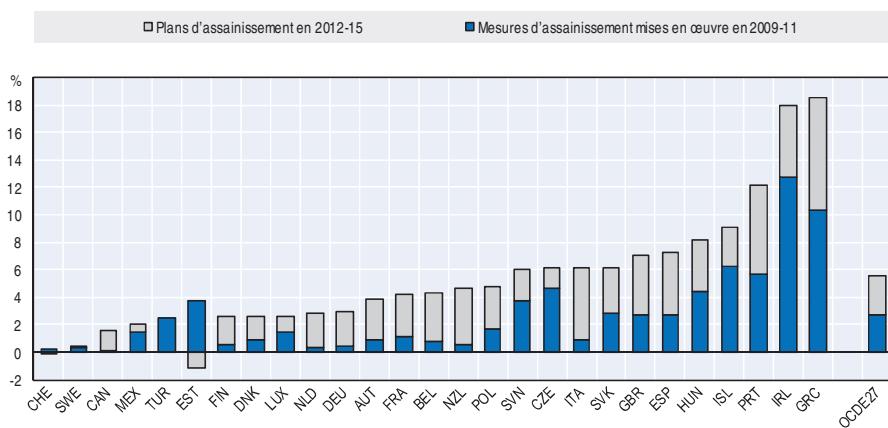
D'après OCDE (2013), l'ampleur des plans d'assainissement budgétaire a fortement varié selon la position budgétaire du pays, sa situation à la date considérée et le calendrier du plan d'assainissement. Les pays affichant les déséquilibres économiques et budgétaires les plus marqués ont annoncé les plans d'assainissement les plus importants. Les trois pays dotés de programmes appuyés par le FMI/l'UE/la BCE (Grèce, Irlande et Portugal) ont annoncé les programmes les plus vastes, qui représentaient tous plus de 10 % du PIB (graphique 3.12, partie A). L'Islande, l'Espagne, et le Royaume-Uni ont également adopté des plans d'assainissement de leurs finances publiques représentant plus de 5 % du PIB, tandis que la France, l'Estonie et l'Allemagne ont annoncé des plans ayant un impact cumulé compris entre 3 % et 5 % du PIB. Les plans ont aussi également considérablement évolué en fonction des circonstances. Par exemple, entre 2011 et 2012, le volume de l'assainissement a été revu d'au moins 1 % du PIB dans 17 pays et jusqu'à 5 % du PIB au Portugal. Le calendrier des plans a également varié et a été révisé de temps à autre.

Les plans d'assainissement des finances publiques ont généralement mis l'accent sur l'abaissement des dépenses, en réduisant dans une certaine mesure les accroissements de dépenses réalisés dans le cadre du programme de relance budgétaire. En moyenne, environ les deux tiers des mesures d'assainissement annoncées en 2012 ont donné lieu à des réductions de dépenses et un tiers à une augmentation des recettes (graphique 3.12,

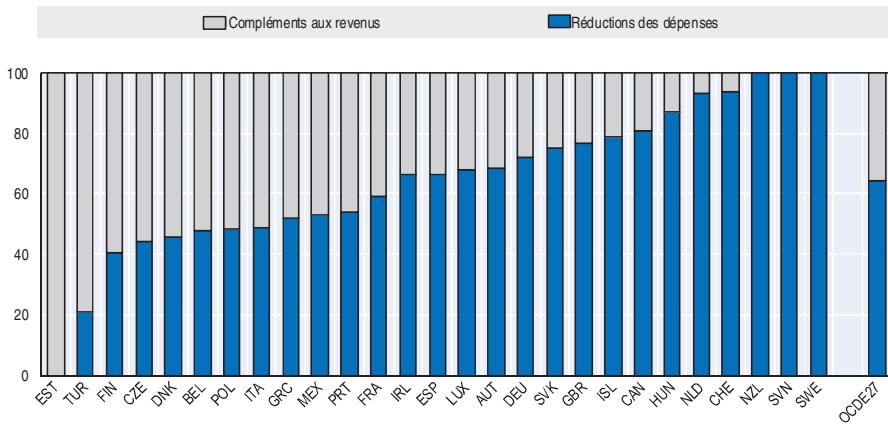
partie B). Il existe toutefois de nettes différences dans la composition des mesures d'assainissement. Les pays ayant poursuivi des plans d'envergure limitée ont essentiellement adopté des mesures axées sur les dépenses. Certains pays poursuivant des plans d'assainissement de grande envergure (notamment l'Allemagne, l'Islande, l'Irlande, l'Espagne et le Royaume-Uni) ont privilégié des réductions des dépenses qui ont dépassé la moyenne de l'OCDE ; d'autres (dont la France, la Grèce et le Portugal) ont pris des mesures intermédiaires. Seuls quelques pays, en particulier ceux qui s'employaient déjà à sortir de leur programme d'assainissement (dont l'Estonie) ont eu recours à des alourdissements de l'impôt pour procéder à l'essentiel de l'assainissement de leurs finances publiques.

Graphique 3.12. Plans d'assainissement des finances publiques, 2009-15

Partie A. Plans d'assainissement cumulé des finances publiques en pourcentage du PIB



Partie B. Parts des plans d'assainissement associées à des réductions de dépenses et à des accroissements des recettes



Note : Les données sont égales à la somme des mesures d'assainissement annuelles de 2009/10 à 2015 telles que déclarées par les autorités nationales. La Corée, le Japon et les États-Unis n'ont pas présenté de plan d'assainissement concret et les données correspondantes ne sont donc pas prises en compte dans le graphique. L'Australie a déclaré un plan d'assainissement, mais utilise une définition de ce terme plus large que celle qui a été retenue dans le présent rapport. La Norvège ne poursuit pas de plan d'assainissement.

Source : OCDE (2013), *Redresser les finances publiques, mise à jour 2012*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264179608-fr>.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207991>

Les autorités nationales peuvent utiliser différents instruments pour atteindre leurs objectifs d'assainissement des finances publiques. Le tableau 3.3 énumère les instruments que les autorités des pays membres de l'OCDE ont le plus fréquemment déclaré utiliser dans le cadre de leurs plans d'assainissement entre 2009 et 2015. Rawdanowicz et al. (2013) ont examiné la manière dont les instruments peuvent influencer l'équité, ainsi que leur impact sur la croissance à long terme, puis ils ont évalué les répercussions sur l'équité des plans d'assainissement annoncés par les pays membres de l'OCDE. De même, Cournède et al. (2013) ont évalué les impacts que pourraient avoir à court et à long terme les instruments utilisés dans le cadre de l'action publique sur la croissance, l'équité et les comptes courants (voir le tableau 3.4). Selon leurs résultats, la moitié des pays membres de l'OCDE pourraient réduire leur excès d'endettement, essentiellement en procédant à des ajustements modérés d'instruments qui ont, au maximum, des effets secondaires limités sur la croissance et sur l'équité. Ils ont également déterminé qu'un petit nombre de pays étaient confrontés à des choix plus difficiles, car il leur faudrait, soit procéder à des ajustements de plus grande envergure dans des domaines où les compressions de dépenses ou l'alourdissement de l'impôt ont le moins d'effets préjudiciables, soit avoir recours dans une large mesure à des instruments d'assainissement qui ont d'importants effets secondaires défavorables. Ces arbitrages peuvent être tempérés par l'adoption de mesures structurelles au niveau de l'offre des services publics et de la fiscalité.

Tableau 3.3. Instruments d'assainissement budgétaire déclarés par les autorités nationales

Dépenses
Aide sociale
Réductions de salaires
Santé
Pensions
Infrastructure
Compression d'effectifs
Divers
Recettes
Taxes sur la consommation
Impôt sur le revenu des personnes physiques
Impôt sur le revenu des sociétés
Impôt foncier
Dépenses fiscales
Recettes non fiscales
Cotisations de sécurité sociale
Taxes sur le secteur financier
Amélioration du civisme fiscal

Note : Les instruments sont classés par ordre décroissant de la fréquence de notification. Les politiques analysées en détail dans la présente section sont indiquées en caractères gras, et les politiques qui font l'objet d'une analyse partielle sont indiqués en caractères gras et en italique.

Source : OCDE (2013), *Redresser les finances publiques, mise à jour 2012*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264179608-fr>.

Tableau 3.4. Évaluation résumée des effets sur la croissance et sur l'équité des instruments d'assainissement des finances publiques

	Croissance		Equité	
	Court terme	Long terme	Court terme	Long terme
Compression des dépenses				
Éducation	--	--	-	-
Services de santé en nature	--	-	-	-
Autre consommation des adm. publiques (hors politique de la famille)	--	+	-	-
Pensions	++			
Paiements au titre de maladie et d'invalidité	-	+	--	-
Prestations de chômage	-	+	-	
Famille	-	-	--	--
Subventions	-	++	+	+
Investissements publics	--	--		
Augmentation des recettes				
Impôt sur le revenu des personnes physiques	-	--	+	+
Cotisations de sécurité sociale	-	--	-	-
Impôt sur le revenu des sociétés	-	--	+	+
Taxes environnementales	-	+	-	
Taxes sur la consommation (autres qu'environnementales)	-	-	-	
Taxes récurrences sur le biens immobiliers	-			
Autres impôts fonciers	-		++	+
Ventes de biens et services	-	+	-	-

Note :

Le signe + indique des effets positifs sur le bien-être. Le signe - indique des effets si négatifs sur le bien-être.

* Ce signe + indique des effets positifs sur le bien-être, l'impact à long terme sur le produit défini au sens strict par le PIB pouvant être ambigu.

Source : Cournède, B., A. Goujard et Á. Pina (2013), « How to Achieve Growth- and Equity-friendly Fiscal Consolidation? A Proposed Methodology for Instrument Choice with an Illustrative Application to OECD Countries », *Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, n° 1088, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5k407lwvzkkh-en>.

Mesures axées sur les impôts et les prestations mises en place durant la crise

Les pays ont utilisé les instruments de leurs systèmes impôts-prestations de différentes manières. Le tableau 3.5 récapitule les effets globaux des mesures adoptées entre 2008 et 2013, par catégorie de mesure, sur la base des simulations effectuées à partir du modèle impôts-prestations de l'OCDE (voir l'encadré 3.2). Les ménages ont bénéficié d'un allégement de l'impôt sur le revenu des personnes physiques en Allemagne, aux États-Unis et au Royaume-Uni, et d'une augmentation des prestations en Allemagne, en Estonie, aux États-Unis, en France et en Islande. Les ménages ont essentiellement souffert de la réduction des prestations, en particulier en Irlande et Portugal, mais aussi en Espagne, en Grèce et au Royaume-Uni. Les hausses d'impôts ont engendré de fortes pertes pour les ménages en Grèce, en Irlande, en Islande et au Portugal et, dans une moindre mesure, en Espagne et en France. La taxe sur la valeur ajoutée (TVA) a augmenté dans la plupart des pays, mais surtout en Espagne et en Grèce. Les mesures concernant les pensions ont été plus diversifiées selon les pays.

Encadré 3.2. Évaluation des réformes menées au moyen du modèle impôts-prestations de l'OCDE

Le modèle impôts-prestations de l'OCDE

Le modèle impôts-prestations de l'OCDE calcule les effets des systèmes d'imposition et de prestations sur le revenu disponible des ménages. Il comprend des informations relatives à 33 pays membres de l'OCDE et six pays de l'UE non membres de l'OCDE, actuellement pour les années 2001 à 2013. Le modèle des prestations couvre les allocations de chômage, l'aide sociale, l'aide au logement, les prestations familiales et les prestations liées à l'exercice d'un emploi. Le système fiscal couvre les impôts sur le revenu des personnes physiques et les cotisations à la sécurité sociale. Les résultats décrivent les effets des impôts et des prestations sur les revenus des individus en âge de travailler, ayant ou non un emploi, et sur leur famille (voir www.oecd.org/fr/social/prestations-et-salaires.htm).

En modélisant de manière détaillée les impôts et les prestations dans un cadre intégré, le modèle impôts-prestations peut évaluer les réformes structurelles telles que la modification des exemptions fiscales ou du droit à bénéficier de prestations, et il peut prendre en compte la complexité des effets d'entraînement et des interactions entre les politiques et leurs éléments. Les résultats étant calculés au niveau des ménages, les analyses basées sur ce modèle prennent de surcroît en compte les différences entre la situation des ménages et des individus, telles que la composition des ménages, leur situation sur le marché du travail et leur niveau de rémunération.

Les politiques considérées dans le modèle sont essentiellement celles qui ont un effet direct et immédiat sur le revenu des ménages auxquels appartiennent des individus en âge de travailler qui ont un emploi ou non. Les pensions, les paiements au titre des assurances maladie ou invalidité, les services publics, les avantages en nature, et les taxes indirectes, les impôts sur le capital et les taxes et contributions sur l'emploi indépendant ne sont pas prises en compte.

Simulations

Les simulations effectuées au moyen du modèle impôts-prestations calculent les modifications du montant des impôts et des prestations pour un groupe de catégories de famille. Ces catégories sont définies par la composition, la situation professionnelle et le niveau de rémunération du ménage. Six catégories de famille sont considérées : les célibataires, les parents isolés, les couples à revenu unique avec et sans enfants et les couples ayant deux revenus avec et sans enfants. Toutes les familles comptent au moins un individu actif (salarié ou au chômage). Les autres individus du ménage en âge de travailler, le cas échéant, sont censés être inactifs (dans les ménages à revenu unique) ou travailler à plein temps et gagner une rémunération égale à la moyenne du pays (dans les ménages ayant deux revenus). Les individus actifs peuvent être au chômage (ils sont sans travail depuis 1 à 60 mois) ou avoir un emploi (moyennant une rémunération pouvant atteindre jusqu'à 200 % du salaire moyen du pays).

Résultats

Les résultats sont calculés sous forme de moyennes non pondérées par groupe de catégories de famille. La taille et la composition des groupes dépendent du niveau de l'analyse. Les agrégats (voir, par exemple, le tableau 3.5) s'appuient sur les moyennes non pondérées de toutes les catégories de familles analysées (c'est-à-dire quels que soient la composition des ménages, la situation sur le marché du travail et les niveaux de rémunération, soit au total 1560 ménages). Bien que ces résultats ne soient pas représentatifs au niveau de la population, puisqu'ils ne prennent pas en compte la fréquence de chacune de ces catégories de ménage*, ils réagissent aux effets des modifications de l'action publique et illustrent les effets de ces modifications sur les différentes catégories de ménage. De plus, ces résultats cadrent globalement avec les résultats obtenus à partir d'observations représentatives de la population (voir ci-après). Par conséquent, bien que les simulations effectuées au moyen du modèle impôt-prestations puissent ne pas estimer les ordres de grandeur avec exactitude, elles semblent fournir des indicateurs adéquats qui permettent de procéder à une évaluation qualitative de l'effet général des réformes des impôts et des prestations.

Encadré 3.2. Évaluation des réformes menées au moyen du modèle impôts-prestations de l'OCDE (suite)

Compte tenu des mises en garde précédentes, les résultats ne permettent d'évaluer que partiellement l'impact sur la répartition des revenus des réformes budgétaires sur la base de différentes décompositions, notamment par niveau de rémunération. Pour pouvoir procéder à une analyse complète de l'incidence sur la répartition, il faudrait que les simulations soient calculées au moyen de données d'enquêtes auprès de ménages représentatifs, comme dans le cas des modèles de microsimulation tels que le modèle de microsimulation impôts-prestations de l'UE (EUROMOD). En revanche, l'analyse fondée sur les familles « types » permet de maintenir constants de nombreux facteurs déterminants des montants des impôts et des prestations tout en modifiant une caractéristique des ménages à la fois, ce qui permet de comprendre plus aisément les moyens d'intervention appliqués ainsi que les différences qui les caractérisent selon les pays et les périodes.

Bien que les pensions et la taxe sur la valeur ajoutée (TVA) ne soient pas prises en compte dans les simulations effectuées au moyen du modèle impôts-prestations de l'OCDE, les modifications statutaires, tirées de sources nationales supplémentaires, sont indiquées. Seuls les changements qui influent sur les niveaux des pensions versées à la période en cours (par exemple les règles d'indexation) sont notés. D'autres changements (comme l'âge de la retraite) ne sont pas pris en compte. De même, seules les modifications apportées au taux normal de la TVA sont indiquées. Les autres modifications (comme la classification fiscale des articles) ne le sont pas.

* Voir Immervoll, H. et al. (2004) et Levy (à paraître) pour une évaluation de la portée et de l'incidence des politiques simulées au moyen du modèle impôts-prestations et de la fréquence des catégories de familles dans chaque pays.

Différents mécanismes ont été utilisés dans le but de réduire les prestations et d'alourdir les impôts. Les prestations ont été réduites par le biais d'une diminution de leurs niveaux, de leurs seuils ou de leurs taux, d'un durcissement des critères d'éligibilité, d'une réduction de leur durée et d'une diminution de leurs montants en termes réels du fait de l'absence d'indexation sur l'inflation (frein budgétaire). Les impôts ont été alourdis par le biais de l'adoption de nouveaux impôts, de l'augmentation du nombre et/ou du niveau des taux d'imposition et de la réduction des abattements fiscaux en termes nominaux ou réels résultant du frein budgétaire.

Les allocations de chômage sont devenues plus généreuses aux États-Unis après l'adoption d'un mécanisme automatique qui se déclenche une fois que les taux de chômage au niveau des États dépassent un seuil prédéterminé, mais aussi suite à la décision prise par le Gouvernement Obama de prolonger jusqu'à 99 semaines la durée maximum des versements (Immervoll et Richardson, 2013). En Islande, la durée de versement des allocations de chômage a également été prolongée dans les premières années de la crise, mais elle a été par la suite ramenée à sa durée initiale. En Espagne, en Irlande et en Grèce, le montant de l'assurance chômage a été réduit ; en Espagne, toutefois, une nouvelle prestation a été mise en place au profit des chômeurs de longue durée, tandis qu'en Grèce, le seuil de l'aide en cas de chômage accordée en fonction du niveau des ressources a été relevé. Au Portugal, le montant et la durée des prestations ont été réduits, mais les conditions d'éligibilité ont été assouplies. En Allemagne, les prestations accordées aux chômeurs de longue durée ont été réduites avec l'élimination progressive des mesures de transition mise en œuvre dans le cadre de la réforme Hartz du marché du travail (OCDE, 2007).

Les allocations familiales ont augmenté en Allemagne, car leurs niveaux ont été relevés d'un pourcentage supérieur à l'inflation. Elles ont diminué en termes nominaux en Irlande et au Portugal. Elles ont baissé en termes réels au Royaume-Uni, en Espagne, en Grèce et en Islande, car elles ont été gelées ou elles ont augmenté d'un pourcentage

inférieur à l'inflation. Au Royaume-Uni, le droit aux allocations familiales, jusque-là universel, a été en fait aboli pour les contribuables ayant des revenus élevés.

Les prestations liées à l'exercice d'un emploi sont répandues aux États-Unis, au Royaume-Uni, en Irlande et en France, où elles ont pour objet de protéger les ménages ayant de faibles revenus et d'accroître les incitations à travailler (Pearson et Scarpetta, 2000 ; Immervoll et Pearson, 2009). Aux États-Unis, ces prestations ont été accrues et temporairement assorties d'un supplément en 2008 et 2009. En Irlande, leur niveau a été considérablement relevé de 2008 à 2010. Au Royaume-Uni, certains éléments des prestations liées à l'exercice d'un emploi ont diminué tandis que d'autres ont augmenté. Les niveaux des crédits d'impôt aux familles ont été gelés, sauf en ce qui concerne le volet de la garde d'enfants, qui a augmenté à un taux supérieur à l'inflation. Le crédit au titre de la garde d'enfants a provoqué le gel du volet familial, l'élimination du volet des nourrissons et à l'intensification de la dégressivité, mais le volet de la garde d'enfants a augmenté plus rapidement que l'inflation. En France, plusieurs éléments des prestations liées à l'exercice d'un emploi, comme la prime pour l'emploi, sont restés gelés, tandis que la prime de retour à l'emploi a été abolie et remplacée dans le cadre du nouveau revenu de solidarité active.

Les aides au logement ont diminué à la suite du gel de leur niveau en Allemagne et de leur réforme au Royaume-Uni. Bien qu'elles aient été gelées durant certaines années, en France, en Irlande et en Islande, en 2013, ces aides ont dépassé, en termes réels, leurs niveaux de 2007. Les aides au logement n'ont pas été simulées dans le cas de l'Espagne, des États-Unis et du Portugal.

Les niveaux d'aide sociale ont diminué en termes réels en raison du frein budgétaire en Allemagne et de réductions en termes nominaux au Portugal. Ils ont en revanche augmenté en Estonie, en Islande et aux États-Unis, car ils ont progressé à un rythme supérieur à l'inflation, de même qu'en France après l'adoption du revenu de solidarité active qui est plus généreux que l'ancien système pour les familles ayant un emploi faiblement rémunéré. Les niveaux des prestations en termes réels sont demeurés plus ou moins constants en termes réels en Irlande et au Royaume-Uni, et aucune simulation de l'aide sociale n'a été effectuée dans le cas de l'Espagne de la Grèce.

Les cotisations des employés à la sécurité sociale ont augmenté en Islande et au Royaume-Uni, où les taux ont été majorés, et en Grèce, où le plafond des cotisations a été relevé. Les cotisations ont diminué en Allemagne, où les taux ont été abaissés et où les plafonds n'ont pas augmenté parallèlement à l'inflation, de même qu'en Irlande, où les cotisations au titre de la santé ont été remplacées par un nouvel impôt sur le revenu (voir ci-après). Aux États-Unis, les cotisations au titre des assurances de pension ont été temporairement réduites en 2011 et en 2012, mais elles ont été ramenées à leur niveau antérieur en 2013. En termes réels, les cotisations au titre de la sécurité sociale des employés ne se sont pratiquement pas modifiées en Estonie, en France, en Islande, Portugal et en Espagne.

Les taux des impôts sur le revenu des personnes physiques ont été relevés en Espagne, en France, en Grèce, en Islande, au Portugal et au Royaume-Uni. Les déductions fiscales ont été réduites par le biais de réductions nominales en Irlande et au Portugal et par le frein fiscal en Espagne, en Estonie, en Irlande, en Islande et au Portugal. De nouveaux impôts sur le revenu ont été mis en place en Irlande (« *Universal Social Charge* ») et en Grèce (« contribution spéciale de solidarité »). En revanche, les dépenses au titre des impôts sur le revenu ont augmenté au Royaume-Uni (limite des exonérations), aux États-Unis (crédits d'impôt) et en Allemagne (abattements fiscaux).

Les niveaux des pensions publiques ont diminué parce que leur taux d'indexation est demeuré inférieur au taux d'inflation en Allemagne, en Espagne, en Islande et au Portugal. Leur montant nominal a diminué en Grèce (le nombre de paiements annuels a été ramené de 14 à 12) et au Portugal (en raison d'une contribution extraordinaire). En revanche, les pensions ont augmenté à un rythme supérieur à l'inflation en Estonie, aux États-Unis, en France, en Irlande et le Royaume-Uni.

Les taux de la taxe sur la valeur ajoutée (TVA) ont été relevés dans presque tous les pays. L'Espagne et la Grèce ont affiché les hausses les plus fortes en valeur absolue. En France, le taux normal n'a pas été modifié, mais le taux réduit a été effectivement relevé par le biais de l'addition d'un taux supplémentaire⁶. En Allemagne, les taux n'ont pas été modifiés durant la période, mais avaient considérablement augmenté en 2007. Aux États-Unis, l'État fédéral ne perçoit pas de taxe sur la valeur ajoutée sur les biens et les services. La plupart des États perçoivent toutefois une taxe sur les ventes.

Tableau 3.5. Simulation de l'effet global des mesures concernant les impôts-prestations, par type de mesure, 2008-13

Transferts, population en âge de travailler						Impôts sur le revenu des personnes physiques			Autres mesures*	
Total	PC	AF	PEE	AL	AS	Total	CS	IRPP	Pensions	TVA
Estonie	+		-		+				++	-
France	+	+	-	-	+	+	-	-	+	
Allemagne	+	-	+		-	+	+	+	-	
Grèce	-	-				--	--	--	--	--
Islande	+	-		+	+	--	-	--	--	-
Irlande	--	-	-	+	+	--	+	--	+	-
Portugal	--	-	-			--		--	-	-
Espagne	-	-				-	+	-	-	--
Royaume-Uni	-	-	-	-	-	+	-	+	+	-
Etats-Unis	+	+	-	+	+	+		+	+	
OCDE10	-	-	-		+	-	-	-	-	-

Note :

Le signe + indique que la mesure a un effet positif sur le revenu des ménages (réduction d'impôt ou augmentation des prestations).

Le signe – indique que la mesure a un effet négatif sur le revenu des ménages (augmentation d'impôt ou réduction des prestations).

* Les résultats d'autres mesures (pensions et TVA) n'ont pas été calculés dans le cadre de simulations ; indique simplement une modification statutaire.

AF = allocations familiales ; AL = aide au logement; AS = prestations d'aide sociale ; CS = cotisations à la sécurité sociale ; IRPP = impôt sur le revenu des personnes physiques ; PC = prestations de chômage ; PEE = prestations liées à l'exercice d'un emploi ; TVA = taxe sur la valeur ajoutée.

Les analyses détaillées sur lesquelles reposent ces résultats sont disponibles à www.oecd.org/fr/social/inegalite-et-pauvreté.htm.

Source : Modèle impôts-prestations de l'OCDE (www.oecd.org/fr/social/prestations-et-salaires.htm) ; OECD Tax Database (www.oecd.org/tax/tax-policy/tax-database.htm) ; Adiego, M., M. Burgos, M. Paniagua et T. Pérez (2014), « Spain 2010-2013 », EUROMOD Country Report; Adiego, M., O. Cantó, H. Levy, M. Paniagua et T. Pérez (2012), « Spain 2007-2010 », EUROMOD Country Report ; Bardens, J. et R. Cracknell (2014), « 2014 Benefit Uprating », House of Commons, Social and General Statistics ; DPS (2015), « Rates of Payment », Department of Social Protection, Ireland; Leventi, C., A. Karakitsios, M. Matsaganis et P. Tsakloglou (2014), « Greece 2009-2013 », EUROMOD Country Report, [www.iser.essex.ac.uk/euromod/resources-for-euromod-users/country-reports](http://iser.essex.ac.uk/euromod/resources-for-euromod-users/country-reports); MISSOC (2015), « MISSOC Comparative Tables Database », consultée le 02/01/2015 à partir de <http://missoc.org>; SSA (2015), « Cost-of-Living Adjustment (COLA) Information for 2015 », US Social Security Administration, www.ssa.gov/news/cola/.

Effets des mesures concernant les impôts-prestations sur le revenu des ménages

Dans le droit fil des conclusions des sections précédentes (voir les graphiques 3.10 et 3.11), les résultats des simulations présentées dans le tableau 3.6 montrent que, dans la plupart des pays, les ménages ont, dans l'ensemble, bénéficié des mesures prises en 2008 et en 2009 (c'est-à-dire des programmes de relance budgétaire) et qu'ils ont souffert des mesures prises durant la période 2010 à 2012 (c'est-à-dire de l'assainissement des finances publiques). Les effets des mesures adoptées en 2013 ont été moins uniformes selon les pays. Si l'on considère les mesures mises en œuvre sur l'ensemble de la période 2008-13, il est possible d'organiser les pays en trois groupes. Dans quatre pays (Allemagne, Estonie, France et États-Unis), l'effet cumulé des changements concernant les impôts-prestations sur le revenu des ménages a été positif. Dans deux pays (Espagne Royaume-Uni), cet effet a été faiblement négatif. Enfin, dans quatre pays (Grèce, Irlande, Islande et Portugal), il a été négatif.

Tableau 3.6. Simulation de l'effet global des mesures relatif aux impôts-prestations par année

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2007-2013
Estonie	+	-	-	-	-	+	+
France	-	+	-	-	-	+	+
Allemagne	-	+	+	-	+	+	+
Grèce	+	+	-	--	-	--	--
Islande	-	-	-	-	-	+	--
Irlande	+	-	-	--	-	-	--
Portugal	+	+	-	--	-	--	--
Espagne	+	+	-	-	-	-	-
Royaume-Uni	+	+	-	-	-	-	-
Etats-Unis	+	+	-	-	-	-	+
OCDE10	+	+	-	-	-	-	-

Note :

Le signe + indique que la mesure a un effet positif sur le revenu des ménages (réduction d'impôt ou augmentation des prestations).

Le signe – indique que la mesure a un effet négatif sur le revenu des ménages (augmentation d'impôt ou réduction des prestations).

Les analyses détaillées sur lesquelles reposent ces résultats sont disponibles à www.oecd.org/fr/social/inegalite-et-pauvrete.htm.

Source : Modèle impôts-prestations de l'OCDE (www.oecd.org/fr/social/prestations-et-salaires.htm).

Le tableau 3.7 récapitule l'impact des mesures concernant les impôts et les prestations en fonction de la composition des familles. En règle générale, cet impact ne change pas fondamentalement selon le type de famille. Son intensité peut toutefois quelque peu varier, et il existe également certaines exceptions. Les familles ayant des enfants ont généralement perdu davantage que les familles sans enfant, en partie en raison des réductions des allocations familiales. Les familles monoparentales sont celles qui ont affiché les plus grandes pertes dans tous les pays, sauf en Allemagne et aux États-Unis où les mesures ont eu un impact positif. Les couples ayant deux revenus, avec ou sans enfants, ont aussi généralement perdu plus que les autres catégories de famille. Cela est particulièrement notable dans les pays où l'impôt sur le revenu a été alourdi, comme la France, la Grèce, l'Islande, l'Irlande et le Portugal, mais aussi l'Estonie. En revanche, les familles ayant deux revenus ont affiché de meilleurs résultats que les autres catégories au Royaume-Uni, car elles ont bénéficié d'une augmentation de l'abattement individuel de l'impôt sur le revenu (déduction forfaitaire).

Tableau 3.7. Simulation de l'effet global des mesures relatives aux impôts-prestations par composition de la famille, 2008-13

	Pas d'enfant			Deux enfants		
	Célibataire	Couple, un revenu	Couple, deux revenus	Parent isolé	Couple, un revenu	Couple, deux revenus
Estonie	+	+	-	-	+	-
France	+	+	-	-	+	-
Allemagne	+	+	+	+	+	++
Grèce	--	--	--	--	--	--
Islande	-	-	--	--	-	--
Irlande	--	-	--	--	--	--
Portugal	--	--	--	--	--	--
Espagne	-	-	-	-	-	-
Royaume-Uni	-	-	+	-	-	+
Etats-Unis	+	+	+	+	+	+
OCDE10	-	-	-	-	-	--

Note :

Le signe + indique que la mesure a un effet positif sur le revenu des ménages (réduction d'impôt ou augmentation des prestations).

Le signe – indique que la mesure a un effet négatif sur le revenu des ménages (augmentation d'impôt ou réduction des prestations).

Les analyses détaillées sur lesquelles reposent ces résultats sont disponibles à www.oecd.org/fr/social/inegalite-et-pauvreté.htm.

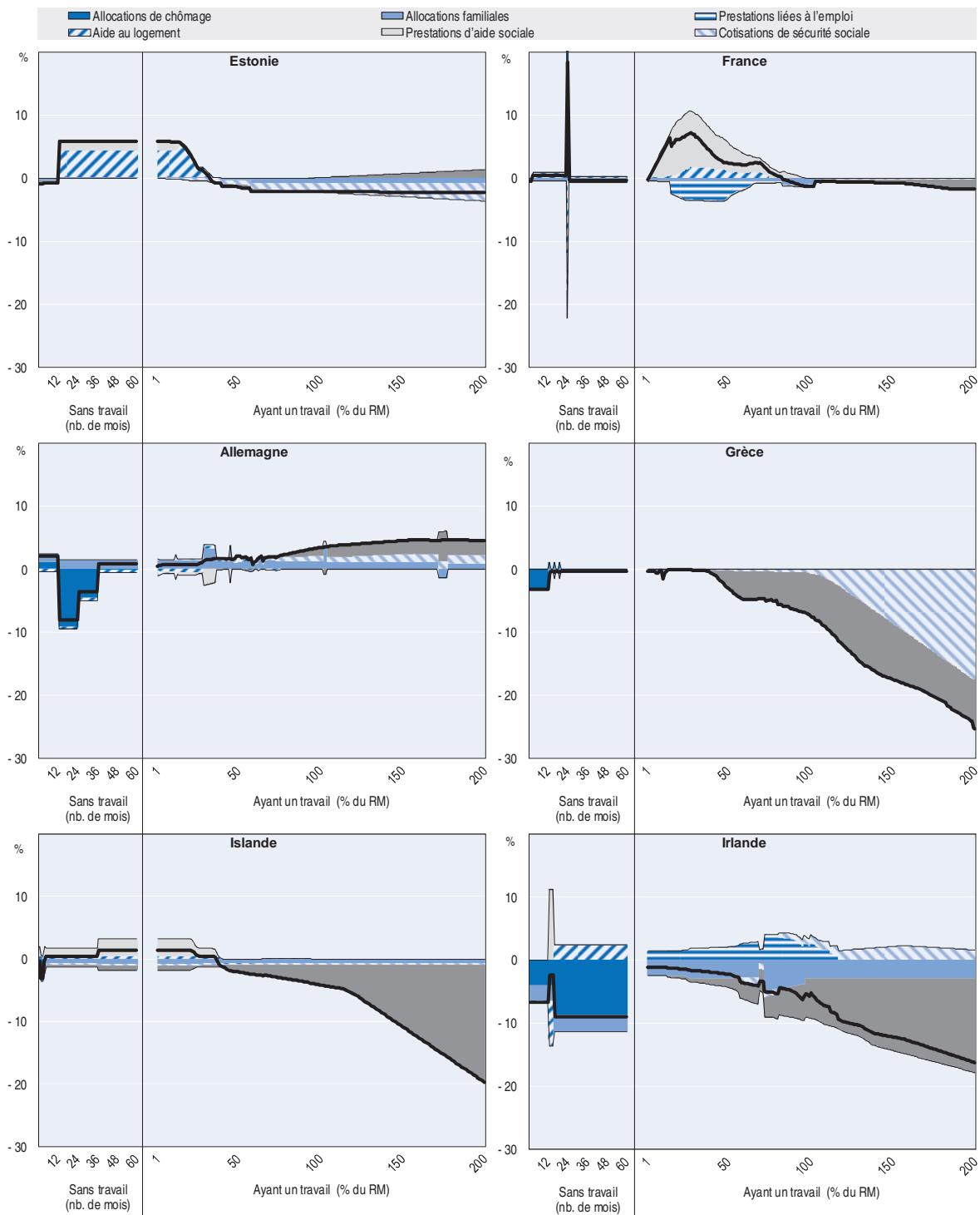
Source : Modèle impôts-prestations de l'OCDE (www.oecd.org/fr/social/prestations-et-salaires.htm).

Le graphique 3.13 indique l'impact moyen des mesures relatives aux impôts et aux prestations prises entre 2008 et 2013 sur des familles ayant des situations professionnelles et des niveaux de rémunération différents. Les résultats sont exprimés en proportion du salaire moyen de chaque pays en 2007, et représentent donc des variations absolues, même s'ils sont présentés en pourcentage. Ils ont de surcroît été calculés en tant que moyenne non pondérée de quatre catégories de famille (célibataires, couples à revenu unique, parents isolés ayant deux enfants, et couples à revenu unique ayant deux enfants). Chaque graphique est divisé en deux parties. La partie gauche présente les résultats pour les ménages dont le soutien de famille est au chômage depuis 1 à 60 mois. La partie droite présente les résultats pour les ménages dont le soutien de famille a un travail et une rémunération comprise entre 1 % et 200 % du salaire moyen national.

L'impact des mesures relatives aux impôts-prestations varie considérablement selon la situation des ménages sur le marché du travail. Dans la plupart des pays, les mesures concernant les impôts directs sur les personnes physiques et les prestations monétaires ont eu un effet progressif sur les ménages actifs. En règle générale, les ménages ayant de faibles revenus ont affiché de meilleurs résultats que les familles ayant des revenus plus élevés. Les exceptions sont principalement l'Allemagne, où les ménages ayant des revenus élevés ont profité des réductions d'impôts et, dans une certaine mesure, le Portugal et le Royaume-Uni où les prestations destinées aux familles ayant de faibles revenus ont considérablement diminué. Les résultats sont moins nets pour les ménages en âge de travailler au chômage, qui dans plusieurs pays affiche des pertes considérables.

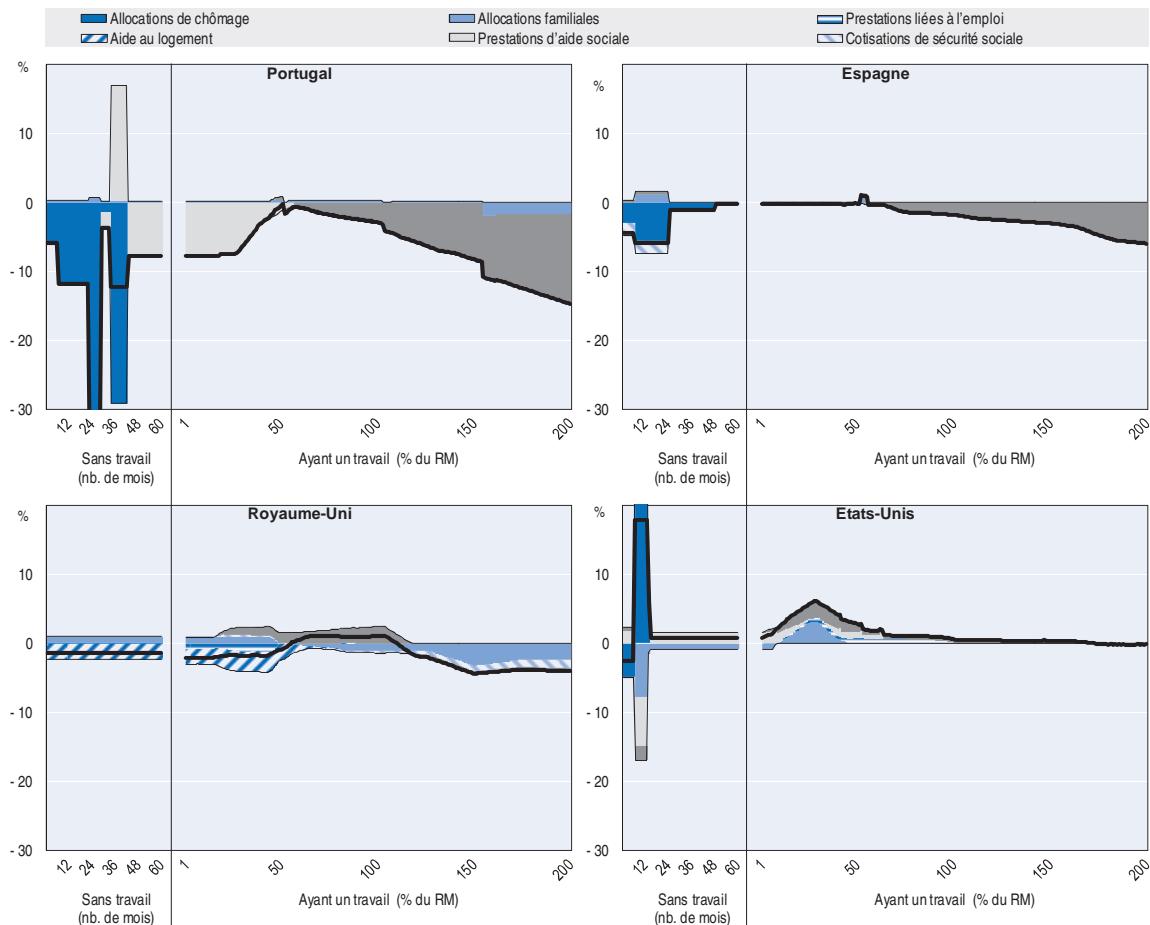
Graphique 3.13. Simulation de l'effet global des mesures relatives aux impôts-prestations adoptées durant la période 2008-13, en fonction de la situation sur le marché du travail et du niveau de rémunération

Modification du revenu disponible des ménages en proportion du salaire moyen national



Graphique 3.13. Simulation de l'effet global des mesures relatives aux impôts-prestations adoptées durant la période 2008-13, en fonction de la situation sur le marché du travail et du niveau de rémunération (suite.)

Modification du revenu disponible des ménages en proportion du salaire moyen national



Note :

Définitions entre le montant des impôts et des prestations entre 2007 et 2013 dues aux réformes mises en œuvre entre 2008 et 2013. Montant exprimé en pourcentage du salaire moyen dans chaque pays. Voir le texte pour de plus amples détails.

Les analyses détaillées sur lesquelles reposent ces résultats sont disponibles à www.oecd.org/fr/social/inegalite-et-pauvreté.htm.

Source : Modèle impôts-prestations de l'OCDE (www.oecd.org/fr/social/prestations-et-salaires.htm).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208002>

Des résultats similaires ont été obtenus au moyen de techniques de microsimulation. Ayant examiné 12 pays de l'Union européenne, parmi lesquels les huit analysés ici, De Agostini et al. (2014) ont noté que les effets sur la répartition des revenus des modifications apportées aux impôts directs sur le revenu des personnes physiques, les pensions publiques et les prestations monétaires ont été, dans l'ensemble, progressifs, sauf en Allemagne et en Estonie. Ces effets sur la répartition sont devenus plus régressifs lorsque la TVA a été modifiée⁷. Dans le cas des États-Unis, Larrimore, Burkhauser et Armour (2013) ont déterminé que les réformes des impôts et des prestations avaient largement contribué à amortir l'impact de la crise, en particulier pour le quintile inférieur de la distribution des revenus.

Les ménages sans emploi depuis moins d'un an ont bénéficié des réformes en Allemagne, mais en ont souffert en Irlande, au Portugal, en Grèce et en Espagne, ainsi que dans une certaine mesure aux États-Unis et en Islande. Les modifications apportées aux politiques concernant les chômeurs de plus longue durée ont donné des résultats assez irréguliers. Ce groupe a souffert au Portugal par suite du raccourcissement de la période de versement des prestations de chômage. À l'issue de cette période, les ménages ne touchent plus que des aides sociales dont le niveau a également été abaissé. En Irlande et en Espagne, les chômeurs de longue durée ont également souffert d'une réduction de l'aide au chômage en termes réels tandis que, en Allemagne, ils ont souffert de l'élimination progressive des mesures transitoires. Les chômeurs de longue durée ont bénéficié de l'allongement de la période de versement des prestations aux États-Unis et de l'augmentation en termes réels du montant des aides au logement en Estonie.

Les familles ayant de faibles revenus (qui gagnent moins de la moitié du salaire moyen) ont subi des pertes considérables au Portugal en raison des réductions des aides sociales. Elles ont également enregistré certaines pertes au Royaume-Uni du fait de la réforme des aides au logement, et en Irlande en raison de la diminution des allocations familiales. En revanche, ces familles ont affiché des gains en France, aux États-Unis et en Estonie.

Les familles gagnant entre la moitié et l'équivalent du salaire moyen ont bénéficié d'une augmentation des allocations familiales en Allemagne et d'un accroissement des abattements fiscaux au Royaume-Uni et aux États-Unis. En revanche, l'alourdissement de la fiscalité a réduit leurs revenus en Grèce, en Islande et en Irlande.

En Allemagne, les revenus des familles compris entre l'équivalent et le double du salaire moyen ont bénéficié de l'augmentation des déductions fiscales adoptées en 2010 (voir OCDE, 2010 ; OCDE, 2011d). Dans tous les autres pays, les ménages ont souffert des mesures ou n'ont guère été touchés par ces dernières. Les pertes les plus fortes ont été observées en Grèce, en Irlande, en Islande et au Portugal. Des pertes plus limitées ont également été notées en Espagne et au Royaume-Uni.

3.6. Conclusion

Les inégalités caractérisant les revenus des ménages et la pauvreté se sont creusées durant la crise. L'impact de cette dernière durant les différentes phases de la récession puis de la reprise a été largement fonction des systèmes impôts-prestations et des mesures adoptées. La crise a davantage exercé son impact sur la nature des déterminants des inégalités de revenu que sur l'ampleur de ces dernières. Au cours de la décennie précédente, les inégalités de revenu avaient évolué à la hausse sous l'effet de l'affaiblissement de l'effort de redistribution par le biais des impôts-prestations, tandis que les inégalités avant impôts et prestations étaient souvent restées inchangées (OCDE, 2011a). Durant les premières années de la crise, les inégalités de revenu avant impôts et prestations ont fortement augmenté, mais les impôts et les prestations ont amorti cette évolution. Plus récemment, si les inégalités de revenu avant impôts et prestations ont continué de s'accroître, l'effet d'amortissement des impôts et des prestations s'est atténué, de sorte que l'évolution à la hausse générale des inégalités des revenus disponibles s'est accélérée.

Durant la crise, les inégalités des revenus du travail se sont creusées sous l'effet de la contraction de l'emploi (c'est-à-dire de la hausse du chômage et de l'inactivité) plutôt qu'en raison de l'accroissement des inégalités entre les rémunérations (c'est-à-dire d'un élargissement des disparités entre les niveaux de rémunération), comme cela avait été le

cas avant la crise (OCDE, 2011a). La montée persistante du chômage dans de nombreux pays membres de l'OCDE a exercé des pressions considérables à la baisse sur la progression des salaires réels ; les coûts d'ajustement des salaires ont toutefois été répartis relativement également entre les groupes de travailleurs (OCDE 2014c). La contraction de l'emploi a accru les inégalités de revenu dans la plupart des pays membres de l'OCDE, en particulier en Espagne, en Estonie, en Irlande, en Grèce, au Royaume-Uni, et au Portugal. L'Australie, l'Autriche, la France, le Danemark et l'Italie sont les seuls pays où les écarts de rémunération ont été le principal facteur de l'accroissement des inégalités des revenus du travail. Dans la plupart des quelques pays où les inégalités des revenus du travail ont diminué, cette évolution a également tenu à la diminution des écarts entre les salaires.

Les inégalités de revenu ont augmenté dans une mesure considérablement plus importante lorsque l'on examine des indicateurs qui sont plus sensibles aux changements se produisant dans la partie inférieure de la distribution des revenus, car les ménages ayant de faibles revenus ont, ou bien perdu davantage durant la crise, ou bien moins profité de la reprise que les autres groupes de revenus. Dans la plupart des pays, les 10 % les moins riches ont obtenu de moins bons résultats que les 10 % les plus riches et les revenus médians. Ces résultats témoignent de la poursuite d'une évolution à long terme caractérisée par des progrès plus importants pour les revenus intermédiaires et, surtout, pour les revenus supérieurs.

Quel que soit l'indicateur utilisé, la pauvreté monétaire a augmenté dans la plupart des pays durant la crise. La pauvreté mesurée par rapport à un seuil de pauvreté ancrée, c'est-à-dire lorsque le seuil de pauvreté est fixé à un niveau antérieur à la crise en termes réels, a fait un bond. Elle a augmenté dans une moindre mesure si on la mesure par rapport à des seuils relatifs basés sur les niveaux de revenus à la période actuelle, puisque ces derniers ont diminué avec la crise.

L'évolution du revenu disponible des ménages et de la pauvreté n'a pas été uniforme au niveau des groupes d'âge. Les revenus ont augmenté et la pauvreté a diminué pour le groupe des personnes âgées, tandis que les autres groupes d'âge ont enregistré une diminution de leurs revenus et une augmentation de la pauvreté. Les pertes de revenu ont été plus marquées pour les jeunes, suivis par les adultes et par les enfants. Durant les premières années de la crise, les revenus des personnes âgées ont été moins exposés que ceux des autres groupes d'âge. Ce résultat n'est guère surprenant puisque la crise a essentiellement fait sentir ses effets par le biais du marché du travail et, par conséquent, sur la population en âge de travailler, et que les personnes âgées dépendent dans une plus large mesure des prestations sociales (en particulier des retraites) que de revenus du travail. Plus récemment, les retraités ont également été touchés par les mesures d'assainissement des finances publiques qui ont réduit les dépenses au titre des pensions publiques. La protection du revenu des personnes âgées est un objectif explicite la plupart des systèmes de protection sociale. Non seulement les personnes âgées sont moins en mesure de s'adapter à l'évolution de la situation sur le marché du travail et de trouver de nouvelles sources de revenus, mais leurs revenus sont aussi, en moyenne, inférieurs à ceux du reste de la population.

Les impôts et les prestations ont amorti la diminution des revenus des ménages et ralenti l'augmentation des inégalités. D'importantes hausses des dépenses publiques au titre des prestations sociales et l'allégement de la charge fiscale au titre de l'impôt sur le revenu des personnes physiques ont empêché les niveaux de revenu disponible des ménages de diminuer et la pauvreté d'augmenter dans la même mesure que les niveaux de

revenu marchand. Cet effet d'amortissement est dû aux propriétés de stabilisation du système impôts-prestations qui ont été, dans certains cas, renforcées par des mesures de relance budgétaire. Toutefois, la crise persistant, l'effet d'amortissement a diminué, car les droits aux prestations sociales ont fini par arriver à expiration et la plupart des autorités nationales ont mis en œuvre des programmes d'assainissement des finances publiques pour faire face à l'accroissement des déficits publics et des ratios de la dette au PIB.

L'ampleur, la composition et l'effet des programmes de relance budgétaire et des programmes d'assainissement des finances publiques ont fortement varié dans le temps et selon les pays, ce qui témoigne de la diversité des situations budgétaires et des stratégies adoptées. Dans de nombreux pays, les ménages ont, dans l'ensemble, bénéficié des réformes adoptées en 2008 et en 2009, mais ont souffert des mesures prises entre 2010 et 2012. Les effets des modifications apportées aux politiques en 2013 sont moins uniformes selon les pays.

Si les programmes de relance budgétaire et les programmes d'assainissement des finances publiques ont, dans l'ensemble, porté davantage sur les dépenses publiques, les mesures impôts-prestations axées sur les ménages en âge de travailler ont été plus équilibrées, et l'alourdissement de l'impôt sur le revenu des personnes physiques a joué un rôle important dans plusieurs pays. L'orientation et l'intensité de l'effet de ces mesures sur le revenu des ménages ont été fonction de la situation de ces derniers. Les familles ayant des enfants (en particulier les familles monoparentales) ont généralement davantage souffert, en raison notamment des réductions des allocations familiales. Dans l'ensemble, les mesures ont eu un effet progressif sur les ménages actifs, puisqu'elles ont entraîné des gains ou des pertes plus faibles pour les ménages ayant de faibles revenus et des pertes plus importantes pour les familles ayant des revenus élevés. Les résultats sont moins nets pour les ménages en âge de travailler au chômage, car, dans plusieurs pays, ces derniers ont affiché des pertes considérables.

Notes

1. En s'appuyant sur les données provenant de la base des données World Top Incomes Database, Förster et al. (2014) sont parvenus à la conclusion que, durant les années 2008 et 2009, la part des revenus revenant aux 1 % les plus riches a sensiblement diminué dans les pays pour lesquels des données étaient disponibles. Les plus hauts revenus ont, de fait, subi un choc de revenu plus important que le reste de la population, ce qui conforte l'idée que les revenus supérieurs sont plus sensibles à l'évolution cyclique que les autres.
2. Selon Decoster et al. (2014), les réformes impôts-prestations mises en œuvre en Belgique entre 2007 et 2012 ont eu un effet progressif sur le revenu disponible moyen des ménages, qui est allé de 6 % pour le décile de revenus inférieur à 0.1 % pour le décile supérieur.
3. Selon Domitz et al. (2013), les réformes adoptées entre 2006 2011 ont accru la valeur du coefficient de Gini de 0.46 point de pourcentage. Morawski et Myck (2010) estiment qu'après la réforme des crédits d'impôt pour enfants de 2007, les ménages du décile inférieur ayant des enfants ont enregistré, en moyenne, un gain de l'ordre de 7.60 PLN par mois, tandis que ceux appartenant aux 40 % supérieurs ont affiché, en moyenne, un gain de plus de 100 PLN par mois (100 PLN = environ 26 USD). Myck et al. (2013) font valoir que les réformes des impôts-prestations ont réduit les incitations offertes par le marché du travail pour les familles ayant des enfants qui ont droit aux avantages procurés par les filets de protection sociale, et que les incitations à travailler ne se sont améliorées au cours des années, malgré l'effet négatif de ces réformes, que grâce à une forte croissance des salaires réels.
4. En 2012, plus des deux tiers des pays membres de l'OCDE prévoyaient de réduire les dépenses au titre des prestations sociales des ménages en âge de travailler, et environ 40 % des pays prévoyaient de faire de même pour les retraites (OCDE, 2014b).
5. Les analyses détaillées par pays sont disponibles à www.oecd.org/fr/social/inegalite-et-pauvrete.htm.
6. En 2012, un « taux intermédiaire » de 7 %, supérieur au taux réduit (5.5%), a été adopté et appliqué à la plupart des biens et des services jusqu'alors assujettis au taux réduit. En 2014, le taux intermédiaire est passé à 10 % et le taux normal a été porté de 19.6 % à 20 %.
7. OCDE/KIPF (2014) a montré que les systèmes de TVA sont régressifs lorsqu'ils sont mesurés en pourcentage du revenu, mais qu'ils sont généralement proportionnels ou faiblement progressifs lorsqu'ils sont mesurés en pourcentage des dépenses.

Bibliographie

- Adiego, M., M. Burgos, M. Paniagua et T. Pérez (2014), « Spain 2010-2013 », *EUROMOD Country Report*, www.iser.essex.ac.uk/euromod/resources-for-euromod-users/country-reports.
- Adiego, M., O. Cantó, H. Levy, M. Paniagua et T. Pérez (2012), « Spain 2007-2010 », *EUROMOD Country Report*, www.iser.essex.ac.uk/euromod/resources-for-euromod-users/country-reports.
- Atkinson, A.B. et A. Brandolini (2006), « From Earnings Dispersion to Income Inequality, » publié sous la direction de F. Farina et E. Savaglio dans *Inequality and Economic Integration*, Routledge, Londres.
- Atkinson, A.B., B. Cantillon, E. Marlier et B. Nolan (2002), *Social Indicators, The EU and Social Inclusion*, Oxford University Press.
- Avram, S., F. Figari, C. Leventi, H. Levy, J. Navicke, M. Matsaganis, E. Militaru, A. Paulus, O. Rastrigina et H. Sutherland (2013), « The Distributional Effects of Fiscal Consolidation in Nine Countries », *Working Paper EM 2/13*, Microsimulation Unit, University of Essex, Colchester.
- Bardens, J. et R. Cracknell (2014), « 2014 Benefit Uprating », House of Commons, Social and General Statistics, www.parliament.uk/briefing-papers/sn06774.pdf.
- Callan, T., C. Leventi, H. Levy, M. Matsaganis, A. Paulus et H. Sutherland (2011), « The Distributional Effects of Austerity Measures: A Comparison of Six EU Countries », *Research Note 2/2011*, Observatoire européen de la démographie et de la situation sociale, Commission européenne.
- Commission européenne (2014), *Employment and Social Developments in Europe 2013*.
- Cournède, B., A. Goujard et Á. Pina (2013), « How to Achieve Growth- and Equity-friendly Fiscal Consolidation? A Proposed Methodology for Instrument Choice with an Illustrative Application to OECD Countries », *Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, n° 1088, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5k407lwvzkkh-en>.
- De Agostini, P., A. Paulus, H. Sutherland et I. Tasseva (2014), « The Effect of Tax-benefit Changes on the Income Distribution in EU Countries since the Beginning of the Economic Crisis », *EUROMOD Working Papers EM9/14*, EUROMOD at the Institute for Social and Economic Research.
- Decoster, A., S. Perelman, D. Vandelannoote, T. Vanheukelom et G. Verbist (2014), « Efficiency and Equity Aspects of 20 Years of Tax and Benefit Reforms in Belgium: Microsimulation Results », *Flemosi Working Paper*.
- Domitrz, A., Morawski, L., Myck, M. et Semeniuk, A. (2013), “Dystrybutywny wpływ reform podatkowo-śwadczeniowych z lat 2006-2011”, *Bank i Kredyt*, vol. 44, n° 3, pages 261-286.

- DPS – Department of Social Protection (2015), « Rates of Payment », Department of Social Protection, Dublin, Irlande.
- Duncan, G., K. M. Zioli-Guest et A. Kalil (2010), « Early Childhood Poverty and Adult Attainment, Behaviour and Health », *Child Development*, vol. 81, n° 1, pp. 306-325.
- Farinha, C. et V. Junqueira (2012), « Portugal 2007-2010 », *EUROMOD Country Report*, www.iser.essex.ac.uk/euromod/resources-for-euromod-users/country-reports.
- Farinha, C., V. Junqueira et R. Figueiras (2013), « Portugal 2009-2013 », *EUROMOD Country Report*, www.iser.essex.ac.uk/euromod/resources-for-euromod-users/country-reports.
- Fitoussi, J.P. et F. Saraceno (2010), « Inequality and Macroeconomic Performance », *OFCE / POLHIA Working Papers*, n° 2010-13, Paris.
- Förster, M. et M. Mira d'Ercole (2012), « The OECD Approach to Measuring Income Distribution and Poverty: Strengths, Limits and Statistical Issues », http://umdcipe.org/conferences/oecdumd/conf_papers/Papers/The%20OECD%20Approach%20to%20Measuring%20Income%20Distribution%20and%20Poverty.pdf.
- Förster, M., A. Llena-Nozal et V. Nafilyan (2014), « Trends in Top Incomes and their Taxation in OECD Countries », *Documents de travail de l'OCDE sur les questions sociales, l'emploi et les migrations*, n° 159, Éditions OCDE, Paris.
- Immervoll, H. et M. Pearson (2009), « A Good Time for Making Work Pay? Taking Stock of In-Work Benefits and Related Measures across the OECD », *Documents de travail de l'OCDE sur les questions sociales, l'emploi et les migrations*, n° 81, OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/225442803245>.
- Immervoll, H. et L. Richardson (2011), « Redistribution Policy and Inequality Reduction in OECD Countries: What Has Changed in Two Decades? », *Documents de travail de l'OCDE sur les questions sociales, l'emploi et les migrations*, n° 122, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5kg5dlkhjq0x-en>.
- Immervoll, H. et L. Richardson (2013), « Redistribution Policy in Europe and the United States: Is the Great Recession a ‘Game Changer’ for Working-age Families? », *Documents de travail de l'OCDE sur les questions sociales, l'emploi et les migrations*, n° 150, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5k44xwtc0txp-en>.
- Immervoll, H., M. Mira-D'Ercole et P. Marianna (2004), « Benefit Coverage Rates and Household Typologies. Scope and Limitations of Tax-Benefit Indicators », *OECD Social Employment and Migration Working Paper*, n° 20, www.oecd.org/els/workingpapers.
- Lambert, P. (2001), *The Distribution and Redistribution of Income*, Third Edition, Manchester University Press, Manchester.
- Larrimore, J., R. Burkhauser et P. Armour (2013), « Accounting for Income Changes over the Great Recession (2007-2010) Relative to Previous Recessions, the Importance of Taxes and Transfers », *NBER Working Paper Series*, n° 19699, www.nber.org/papers/w19699.
- Leventi, C., A. Karakitsios, M. Matsaganis et P. Tsakloglou (2014), « Greece 2009-2013 », *EUROMOD Country Report*, www.iser.essex.ac.uk/euromod/resources-for-euromod-users/country-reports.

- Levy, H. (à paraître), « Characteristics of Benefit Recipients: Scope and Limitations of Tax-Benefit Indicators », *Documents de travail de l'OCDE sur les questions sociales, l'emploi et les migrations*, Éditions OCDE, Paris.
- MISSOC – Mutual Information System on Social Protection (2015), “MISSOC Comparative Tables Database”, consulté le 02/01/2015 à partir de www.missoc.org/.
- Morawski, L. et M. Myck (2010), « Distributional Effects of the Polish Child Tax Credit and its Potential Reforms », *CenEA Microsimulation Report MR01/10*.
- Myck, M., A. Domitrz, L. Morawski et A. Semeniuk (2013), « Financial Incentives to Work in the Context of a Complex Reform Package and Growing Wages: The Polish Experience 2005-2011 », *CenEA Working Paper Series WP01/13*.
- OCDE (2014a), « Le point sur les inégalités de revenu – Le creusement des inégalités touche plus particulièrement les jeunes et les pauvres », Le point sur les inégalités de revenu (juin 2014), Éditions OCDE, Paris, www.oecd.org/fr/els/soc/OCDE2014-Le-point-sur-les-inegalites-de-revenu.pdf.
- OCDE (2014b), *Panorama de la société 2014 : Les indicateurs sociaux de l'OCDE*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/soc_glance-2014-fr.
- OCDE (2014c), « Un effort partagé par tous ? L'ajustement des salaires durant la crise et la reprise », dans OCDE, *Perspectives de l'emploi de l'OCDE 2014*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2014-fr.
- OCDE (2013), *Redresser les finances publiques, mise à jour 2012*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264179608-fr>.
- OCDE (2011a), *Toujours plus d'inégalité : Pourquoi les écarts de revenus se creusent*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264119550-fr>.
- OCDE (2011b), *Assurer le bien-être des familles*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264098794-fr>.
- OCDE (2011c), « Restoring Public Finances: Fiscal Consolidation in OECD Countries », *Special issue of the OECD Journal on Budgeting*, vol. 2011/2, <http://dx.doi.org/10.1787/budget-v11-2-en>.
- OCDE (2011d), *Taxing Wages 2010*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/tax_wages-2010-en.
- OCDE (2010), *Les impôts sur les salaires 2009*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/tax_wages-2009-fr.
- OCDE (2009), « Efficacité et ampleur de la relance budgétaire », dans *OCDE, Perspectives économiques de l'OCDE, Rapport intermédiaire mars 2009*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/eco_outlook-v2008-sup2-16-fr.
- OCDE (2008), *Croissance et inégalités : Distribution des revenus et pauvreté dans les pays de l'OCDE*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264044210-fr>.
- OCDE/Korea Institute of Public Finance (2014), « The Distributional Effects of Consumption Taxes in OECD Countries », *OECD Tax Policy Studies*, n° 22, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264224520-en>.
- OCDE/Union européenne (2008), *Prestations et salaires 2007 : Les indicateurs de l'OCDE*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/ben_wages-2007-fr.

- Pearson, M. et S. Scarpetta (2000), « Vue d'ensemble : que savons-nous des politiques de valorisation du travail? », *Revue économique de l'OCDE*, n°31, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/16843444>.
- Rajan, R. G. (2010), « Fault Lines: How Hidden Fractures Still Threaten the World Economy », Princeton University Press, Princeton, États-Unis.
- Rawdanowicz, L., E. Wurzel et A. Christensen (2013), « The Equity Implications of Fiscal Consolidation », *Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, n° 1013, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5k4dlvx2wj0-en>.
- SSA – US Social Security Administration (2015), « Cost-of-Living Adjustment (COLA) Information for 2015 », US Social Security Administration, www.ssa.gov/news/cola/.
- Stiglitz, J.E. (2012), « *The Price of Inequality: How Today's Divided Society Endangers Our Future* », W.W. Norton & Company, New York.

Bases de données

Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus (IDD),
www.oecd.org/fr/social/donnees-distribution-revenus.htm.

Base de données fiscales de l'OCDE, www.oecd.org/tax/tax-policy/tax-database.htm.

Chapitre 4

Travail atypique, polarisation de l'emploi et inégalités

Le présent chapitre porte sur les conséquences de l'évolution du travail atypique sur les inégalités de revenu du travail individuel et des ménages. Il présente les caractéristiques sociodémographiques des travailleurs atypiques avant d'examiner la contribution de l'emploi atypique à l'évolution globale de l'emploi. Il démontre que dans une majorité de pays de l'OCDE, des emplois standard ont disparu au milieu de la distribution des salaires et des compétences, tandis que les emplois atypiques ont contribué à une progression de l'emploi aux deux extrémités de cette distribution. Les emplois atypiques sont généralement moins bien rémunérés que les emplois standard, en particulier à l'extrême inférieure de la distribution du revenu du travail, ce qui creuse les inégalités de revenu du travail. Le chapitre examine ensuite l'effet du travail atypique sur le revenu des ménages et montre que les travailleurs atypiques qui vivent seuls ou avec d'autres travailleurs atypiques ont une plus forte probabilité de disposer d'un revenu faible et sont plus exposés au risque de pauvreté. Enfin, le chapitre analyse les incitations au travail et les effets du système de prélèvements et de prestations sur le montant du revenu. Il constate que certains travailleurs atypiques, par exemple les travailleurs indépendants, relèvent souvent de règles législatives spécifiques et que le système de prélèvements et de prestations réduit les écarts de pauvreté pour les travailleurs atypiques mais a des effets désincitatifs qui dissuadent les inactifs d'accéder à l'emploi.

Les données statistiques concernant Israël sont fournies par et sous la responsabilité des autorités israéliennes compétentes. L'utilisation de ces données par l'OCDE est sans préjudice du statut des hauteurs du Golan, de Jérusalem-Est et des colonies de peuplement israéliennes en Cisjordanie aux termes du droit international.

4.1. Introduction et principaux résultats

Il est établi que l'évolution du revenu du travail – qui représente 75 % du revenu des ménages – et des conditions du marché du travail constituent la principale cause directe de l'aggravation des inégalités de revenu. Il en va ainsi, en particulier, de l'évolution de la distribution du salaire brut, dont la dispersion s'est accrue dans la plupart des pays de l'OCDE ces 25 dernières années. Le changement des modalités d'emploi, des conditions de travail et des structures du marché du travail joue cependant aussi un rôle. Ainsi, la montée en puissance de formes atypiques d'emploi, comme le travail à temps partiel, occasionnel ou temporaire, pourrait concourir à expliquer que, paradoxalement, les inégalités se soient creusées malgré la croissance de l'emploi total observée avant la crise économique mondiale.

Depuis quelques décennies, les conséquences de la part croissante de l'emploi atypique dans l'emploi total occupent une place centrale dans les débats sur l'action publique. Depuis les années 80, les marchés du travail des pays de l'OCDE subissent de profondes transformations structurelles. La législation sur la protection de l'emploi (LPE) s'est assouplie dans des pays où elle était initialement relativement protectrice, et était, à la fin des années 2000, généralement inchangée dans les pays où elle était plus souple que la moyenne en 1985 (OCDE, 2011). Ces changements institutionnels se sont accompagnés d'évolutions démographiques et sociétale – vieillissement de la population, hausse du taux d'activité des femmes – qui ont, elles aussi, profondément modifié la population active. Enfin, les transformations structurelles de l'emploi induites par la progression des métiers du service et du savoir, par le recours accru aux technologies de l'information et de la communication (TIC) et la production en flux tendu ont eu des retombées sur les facteurs influençant l'offre et la demande de travail atypique. Le travail atypique est souvent considéré comme synonyme de salaire plus faible et de précarité de l'emploi, ce qui a conduit à s'intéresser à ses effets potentiellement négatifs sur la distribution du revenu du travail individuel et, plus généralement, du revenu des ménages.

La publication OCDE (2011) décrit l'effet du travail atypique sur les inégalités globales de revenu, soulignant que les inégalités augmentent de près de 20 % lorsque le revenu du travail des travailleurs à temps partiel est ajouté à la distribution du revenu des travailleurs à temps plein, et de 5 % lorsque le revenu des travailleurs indépendants est pris en compte. De surcroît, des réformes telles que l'assouplissement de la protection visant les contrats temporaires se sont généralement traduites par une augmentation des *possibilités d'emploi* mais ont creusé les *inégalités salariales*.

On manque toutefois de données empiriques sur les mécanismes par l'intermédiaire desquels l'emploi atypique est susceptible d'influer sur la distribution du revenu individuel et du revenu des ménages. L'emploi atypique peut, en particulier en cas de segmentation ou de dualisme du marché du travail, aller de pair avec des conditions de travail relativement mauvaises (sur les plans de la rémunération, de la sécurité de l'emploi, des droits à congé, etc.) si les entreprises y ont recours pour réduire leurs coûts ou disposer d'une souplesse plus grande ou encore pour recruter des salariés à l'essai. À l'inverse, le travail temporaire, à temps partiel ou indépendant peut intéresser certains travailleurs, qui choisissent parfois ces modalités d'exercice pour mieux concilier leur vie familiale et leur vie professionnelle, pour mener une existence qui leur apporte davantage de satisfaction ou, dans le cas du travail indépendant, pour se sentir plus autonomes. Par ailleurs, la persistance d'écart de salaire entre les deux segments du marché du travail dépend probablement aussi du degré de mobilité entre ces deux secteurs.

Le présent chapitre est organisé comme suit. La section 4.2 définit différentes formes d'emploi atypique et décrit la composition démographique des travailleurs qui occupent ces emplois. La section 4.3 tente de déterminer dans quelle mesure l'emploi atypique contribue à la croissance de l'emploi et à la polarisation de l'emploi. La section 4.4 porte sur la question de savoir si les emplois atypiques sont moins rémunérateurs et s'ils améliorent les perspectives professionnelles, ainsi que sur les conséquences du travail atypique sur la distribution du revenu. La section 4.5 est consacrée à l'influence qu'exerce le travail atypique sur les inégalités de revenu des ménages et la pauvreté. Enfin, la section 4.6 décrit l'incidence des politiques relatives aux prélèvements et aux prestations sur l'adéquation du revenu et les incitations à travailler en direction des travailleurs atypiques.

Les principales conclusions qui se dégagent du chapitre sont les suivantes :

- L'emploi atypique (travail temporaire, travail à temps partiel et exercice indépendant confondus) représente un tiers de l'emploi total dans la zone OCDE ; ce pourcentage est compris entre moins de 20 % seulement dans les pays d'Europe orientale (exception faite de la Pologne) et 46 % voire plus aux Pays-Bas et en Suisse. Les femmes (en particulier s'agissant du travail à temps partiel), les jeunes (en particulier s'agissant du travail temporaire), les travailleurs qui ont un faible niveau d'instruction et les salariés de petites entreprises sont surreprésentés parmi les travailleurs atypiques.
- Le travail atypique représente près de la moitié de la croissance de l'emploi enregistrée entre les années 90 et le début de la crise économique mondiale et cette proportion avoisine même 60 % si l'on tient compte de la période de crise.
- Le travail atypique contribue à la polarisation de l'emploi, en d'autres termes à la disparition des emplois situés au milieu de l'échelle des qualifications au profit de ceux situés en bas et au sommet de cette échelle : la quasi-totalité des emplois moyennement qualifiés qui ont été détruits étaient exercés dans le cadre de contrats standard, tandis que les emplois très qualifiés ou peu qualifiés qui ont été créés sont essentiellement des emplois atypiques.
- L'emploi atypique ne fait pas toujours office de tremplin vers un emploi stable. Ainsi, alors que les travailleurs titulaires d'un contrat temporaire ont une probabilité plus forte que les chômeurs d'accéder à un poste standard, l'exercice d'une activité à temps partiel ou indépendante n'est pas associé à une probabilité plus grande d'accéder à un emploi standard.
- Les travailleurs atypiques sont plus mal lotis que les autres dans de nombreuses dimensions de la qualité de l'emploi. Ils ont généralement moins accès à la formation, et ceux qui travaillent dans le cadre de contrats temporaires sont soumis à une tension plus forte au travail et à une plus grande précarité de l'emploi que les autres travailleurs. Ils perçoivent également une rémunération plus faible en termes de salaire annuel et horaire. La différence de salaire horaire tend certes à disparaître pour les travailleurs à temps partiel après prise en compte d'autres caractéristiques démographiques et de l'emploi, mais les travailleurs temporaires subissent un lourd désavantage salarial ainsi qu'une forte instabilité de revenu comparativement aux travailleurs permanents, et voient leur salaire croître plus lentement.

- Le travail atypique entraîne généralement une diminution du salaire en bas de l'échelle du revenu du travail, tandis qu'il a généralement un effet neutre au sommet, concourant ainsi à l'accroissement des inégalités de revenu individuel.
- Ajouter le revenu provenant d'une activité atypique au revenu des ménages dont les membres ont un emploi permanent se traduit par une hausse des inégalités de revenu du travail de trois points de Gini en moyenne et explique environ 20 % des inégalités de revenu des ménages.
- Un peu plus de 50 % des travailleurs atypiques sont les principaux contributeurs de revenu de leur ménage et la grande majorité d'entre eux (80 % ou plus) vit dans un ménage comptant au moins deux personnes, dont des enfants.
- Bien que tous les travailleurs atypiques percevant un salaire faible ne vivent pas dans un ménage à faible revenu, les ménages comportant un travailleur atypique sont surreprésentés en bas de la distribution du revenu des ménages. La configuration du ménage joue toutefois un rôle : le risque de faible revenu et le risque de pauvreté sont respectivement cinq et dix fois plus élevés lorsque le travail atypique constitue la principale source de revenu que lorsque le travailleur atypique vit avec une personne exerçant un emploi permanent.
- Environ 60 % des ménages pauvres exerçant une activité ont un emploi atypique pour principale source de revenu.
- Les travailleurs atypiques n'ont pas les mêmes droits légaux et effectifs que les autres en matière de fiscalité et de prestations. S'agissant des travailleurs indépendants, cette situation est due à l'application de régimes structurellement différents. En revanche, s'agissant du travail à temps partiel, ce sont les circonstances associées à cette forme d'emploi qui conduisent à des situations différentes en termes de niveau de revenu et d'incitations à travailler. Dans la majorité des pays, le système de prélèvements et de prestations permet une réduction non négligeable de l'écart de pauvreté pour les travailleurs atypiques, même si ce système est plus efficace pour les travailleurs à temps partiel que pour les travailleurs indépendants.

4.2. Emploi atypique : État des lieux

Il n'existe pas de définition universellement admise du travail atypique. Dans son acception la plus large, il englobe toutes les relations d'emploi qui ne correspondent pas à la « norme » constituée par l'exercice pour un employeur unique (plutôt que pour plusieurs employeurs) et pendant une période de longue durée d'un emploi à plein temps, régulier et à durée indéterminée. Cette définition large recouvre trois modalités d'exercice qui se recoupent en partie : a) l'exercice d'une activité indépendante (travailleurs exerçant pour leur propre compte¹) ; b) l'exercice d'une activité dans le cadre d'un contrat temporaire ou à durée déterminée ; et c) le travail à temps partiel². À l'évidence, cette définition s'applique à des catégories de travailleurs très différentes les unes des autres : pour certains travailleurs (tels ceux à temps partiel subi), l'emploi atypique peut être synonyme de précarité (faiblesse de la rémunération, instabilité), tandis que pour d'autres (tels ceux qui exercent à temps partiel choisi et ont une longue ancienneté), il permet d'atteindre un objectif recherché. De surcroît, il n'est pas aisément d'obtenir, à partir de cette définition, des statistiques se prêtant à des comparaisons entre pays, et le manque de données vient encore compliquer l'exercice (encadré 4.1).

Encadré 4.1. Définir l'emploi atypique

Les statistiques sur l'emploi atypique se prêtent difficilement à des comparaisons internationales en raison de l'absence d'harmonisation des définitions et méthodes de mesure retenues par les pays. Il est encore plus difficile d'élaborer une définition de l'emploi atypique permettant des comparaisons lorsque l'objectif est d'examiner les liens entre différentes formes d'emploi et la rémunération et le revenu des ménages parce qu'il existe peu de sources de données contenant à la fois des informations sur l'emploi et sur les salaires et leur évolution dans le temps. Les enquêtes sur la population active et celles conduites auprès des ménages invitent généralement les personnes interrogées à indiquer leur statut dans leur emploi principal en choisissant entre « salarié » ou « travailleur indépendant » puis à préciser la nature de leur contrat et leur nombre d'heures de travail. Des erreurs déclaratives étant possibles, il faut considérer que les chiffres indiquent des niveaux ou de grandes tendances dans les différents pays.

Dans son acception la plus large, l'emploi atypique est défini par ce qu'il n'est *pas*, c'est-à-dire un emploi salarié à plein temps et à durée indéterminée, généralement considéré comme le mode d'exercice « standard » d'une activité. En règle générale, si l'on retient cette définition, les personnes qui exercent à leur compte en qualité de travailleur indépendant et tous les travailleurs à temps partiel font partie des « travailleurs atypiques ». Bien qu'elle présente des limites – parce qu'elle regroupe des modalités d'exercice précaires et non précaires –, cette convention est celle retenue par la plupart des travaux de recherches internationaux et nationaux (Houseman et Osawa, 2003 ; Wenger, 2003 ; Görg et al., 1998 ; Kalleberg et al., 1997 ; Kalleberg, 2000 ; Leschke, 2011), et par les organisations internationales (Organisation internationale du travail, Banque mondiale, Eurofound, par exemple).

Comme souligné précédemment, dans ce chapitre, l'emploi atypique est subdivisé en trois catégories : 1) exercice d'une activité indépendante (travailleurs exerçant pour leur propre compte) ; 2) exercice d'une activité dans le cadre d'un contrat temporaire ou à durée déterminée ; et 3) travail à temps partiel (exercé dans le cadre d'un contrat permanent ou temporaire). Les travailleurs familiaux non rémunérés sont exclus de l'analyse. Dans la mesure du possible, une distinction est faite, au sein de la catégorie des travailleurs à temps partiel, entre le temps partiel subi et le temps partiel choisi et entre les salariés titulaires d'un contrat permanent et ceux titulaires d'un contrat temporaire.

Les frontières qui séparent les différentes modalités d'exercice d'une activité sont de plus en plus floues et il existe une zone grise de plus en plus grande, par exemple entre emploi indépendant et emploi salarié (OCDE, 2000). Les prestataires indépendants travaillant pour une seule entreprise ou les franchisés forment des groupes situés à la frontière de l'emploi salarié et de l'emploi indépendant et sont de plus en plus nombreux.

Dans la présente analyse, un emploi temporaire est défini comme un emploi salarié de durée limitée, qu'il s'agisse d'un emploi intérimaire, occasionnel, saisonnier ou à la demande. Les pays extérieurs à l'Union européenne n'ont pas harmonisé leurs définitions, qui reposent sur des logiques diverses. En Corée, l'emploi temporaire englobe l'emploi à durée déterminée ou l'emploi de courte durée, proche du travail dit d'appoint, de même que d'autres formes d'emploi atypiques, par exemple le travail par intérim, le travail sous contrat individuel, le travail à domicile, le travail à la demande, entre autres. En Australie, dans sa définition la plus large, le travail temporaire englobe l'emploi à durée déterminée, l'exercice d'une activité par l'intermédiaire d'une agence de mise à disposition de main-d'œuvre ou d'intérim et l'emploi occasionnel. Il arrive que les travailleurs occasionnels n'aient pas accès aux principaux avantages accessoires au salaire, tels que le droit aux congés payés ou aux arrêts maladie, ou qu'ils ne soient pas légalement protégés contre les licenciements abusifs, mais qu'ils bénéficient par ailleurs d'un emploi continu et stable, si bien qu'ils constituent une catégorie de travailleurs atypiques. Parce qu'elle considère le travail occasionnel comme une forme de travail atypique (au demeurant la plus importante par la taille), cette définition est conforme à celle retenue dans les travaux de l'*Australia Productivity Commission* (2006).

Le travail à temps partiel est défini en fonction du nombre hebdomadaire d'heures travaillées, qui doit être inférieur à 30, étant entendu que ce seuil peut ne pas être le même que celui retenu par les définitions nationales. Lorsque les données nécessaires sont disponibles, on distingue en outre, au sein du travail à temps partiel, le travail à temps partiel temporaire et le travail à temps partiel permanent.

Les formes atypiques d'emploi occupent actuellement une place non négligeable dans la zone OCDE, représentant en moyenne un tiers de l'emploi total (graphique 4.1). L'emploi permanent à plein temps n'en reste pas moins la norme dans la majorité des pays membres, même si la situation est très variable selon les pays. Ainsi, aux Pays-Bas, plus d'un emploi sur deux est atypique (plus de la moitié de ces emplois sont cependant des postes permanents à temps partiel), contre moins d'un emploi sur quatre dans certains pays d'Europe de l'Est.

Les différentes formes d'emploi atypique et leur importance dans les pays de l'OCDE

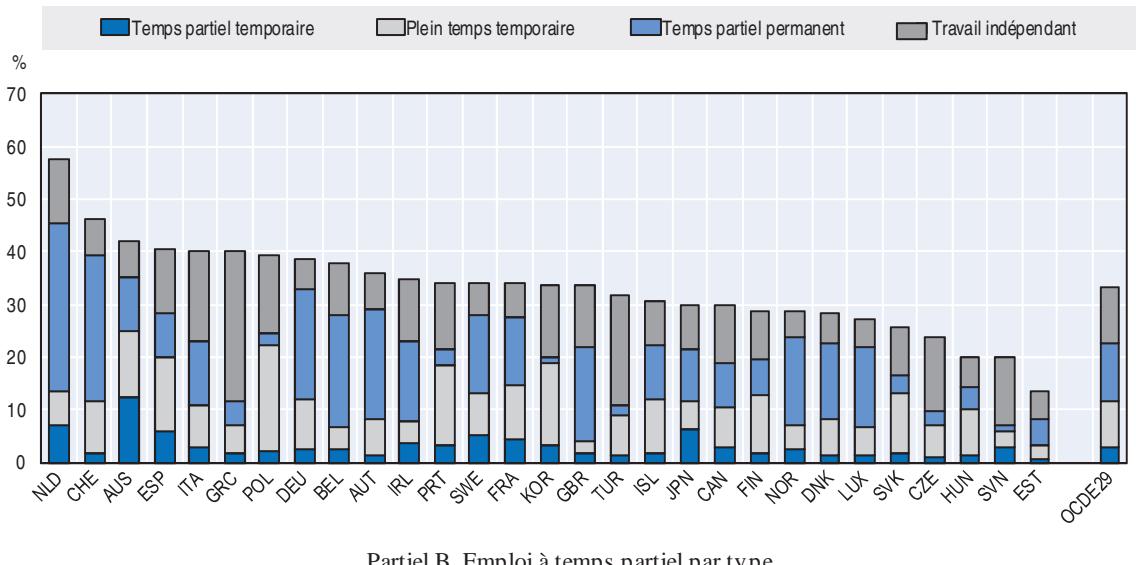
Les trois principales formes d'emploi atypique – travail indépendant, temporaire et à temps partiel – représentent des proportions similaires en moyenne dans la zone OCDE mais il existe de fortes disparités entre les pays (graphique 4.1, partie A). À titre d'exemple, l'exercice indépendant est la forme de travail atypique la plus répandue en Grèce, en Turquie et en République tchèque. En revanche, l'emploi à temps partiel représente près de 60 % du travail atypique voire plus aux Pays-Bas, dans les pays nordiques (exception faite de la Finlande), en Belgique, au Luxembourg et en Suisse, contre seulement 12 % en Corée et en Pologne. En Australie, où, dans sa définition large, l'emploi temporaire englobe également le travail occasionnel (encadré 4.1), cette forme de travail représente 85 % des contrats temporaires à temps partiel (43 % des contrats temporaires à plein temps).

Les travailleurs à temps partiel forment un groupe très hétérogène, avec des modalités de main-d'œuvre très diverses. Certaines personnes exercent à temps partiel par choix et ne souhaitent pas travailler à plein temps tandis que d'autres le font parce qu'elles n'ont pas accès à un emploi à plein temps. En moyenne, le temps partiel subi représente près de 30 % de l'emploi à temps partiel, et un peu moins de la moitié de ces emplois sont exercés dans le cadre d'un contrat temporaire (graphique 4.1, partie B). Il existe cependant de fortes disparités entre les pays. En Grèce, en Espagne et en Italie, plus de 60 % des travailleurs à temps partiel souhaiteraient travailler davantage mais ne trouvent pas de poste à plein temps, tandis qu'en Autriche, au Luxembourg, aux Pays-Bas, en Belgique et en Suisse, les personnes qui exercent à temps partiel le font le plus souvent par choix et dans le cadre d'un contrat permanent.

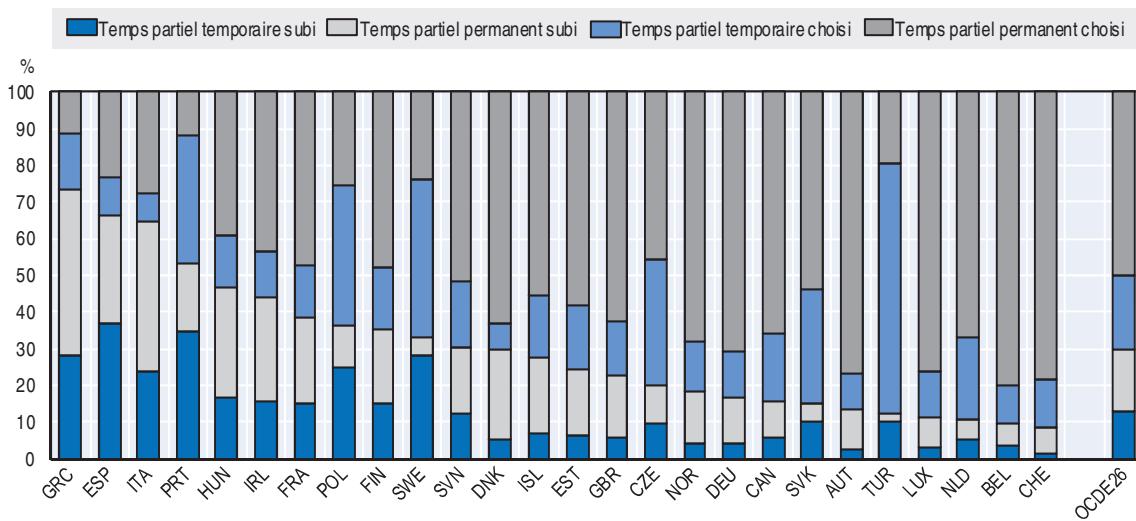
Les préférences et caractéristiques des travailleurs, les facteurs institutionnels et la composition sectorielle de l'emploi concourent à expliquer les différences observées entre les pays au niveau de la proportion de travailleurs atypiques. Les études montrent que le coin fiscal, la réglementation des marchés de produits, la LPE et la taille du secteur public exercent une influence sur l'importance des différents types d'emploi atypique. Il existe par exemple une corrélation négative bien établie entre le produit intérieur brut (PIB) et le pourcentage de travailleurs indépendants (Acs et al., 1994). En outre, ce pourcentage est généralement élevé dans les pays où le secteur public est de petite taille, la pression fiscale forte, la réglementation des marchés de produits restrictive³ et l'État de droit peu respecté (OCDE, 1999 ; Schuetze, 2000 ; Torrini, 2005). La proportion de travailleurs temporaires est généralement plus élevée dans les pays où la législation sur la protection de l'emploi visant les travailleurs réguliers est plus restrictive (OCDE, 2014 ; Chen et al., 2015, à paraître), ce qui pourrait s'expliquer, entre autres, par le fait que la législation relative à la protection des travailleurs permanents a peu d'effet sur l'emploi total mais conduit à une substitution plus forte d'emplois temporaires aux emplois permanents (Cahuc et al., 2012).

Graphique 4.1. Part des différentes formes d'emploi atypique, 2013

Partie A. Formes d'emploi atypique en pourcentage de l'emploi total



Partie B. Emploi à temps partiel par type



Note : Seuls les travailleurs salariés ou indépendants (à leur compte) âgés de 15 à 64 ans ont été inclus dans l'échantillon, tandis que les employeurs, les étudiants qui travaillent et les apprentis ont été exclus. Pour les pays non européens, il n'est pas possible de distinguer, au sein du travail à temps partiel, le temps partiel choisi du temps partiel subi. Partie A : en Australie, 42,6 % des contrats temporaires à plein temps et 85,2 % des contrats temporaires à temps partiel sont occasionnels.

Source : Enquête sur les forces de travail de l'Union européenne (EU-LFS, 2013), *Household, Income and Labour Dynamics in Australia* (HILDA, 2012) pour l'Australie, *Japon Labour Force Survey*, « tableau de base » (2012) pour le Japon, *Korean Labor and Income Panel Study* (KLIPS, 2009) pour la Corée et Enquête sur la population active (EPA, 2013) pour le Canada.

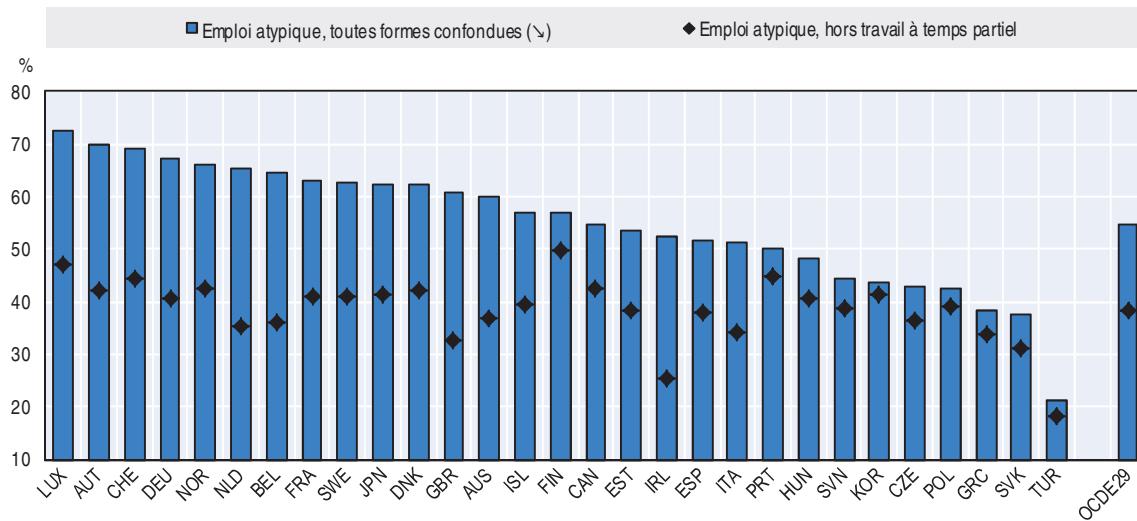
StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208028>

L'emploi atypique selon les caractéristiques des travailleurs

Le travail à temps partiel représentant une forte proportion de l'emploi atypique dans beaucoup de pays, les femmes sont surreprésentées parmi les travailleurs atypiques dans environ la moitié des pays de l'OCDE (graphique 4.2). Elles représentent ainsi près de 70 % de ces travailleurs au Luxembourg, en Autriche et en Suisse, et plus de 60 % dans la

plupart des pays nordiques, aux Pays-Bas, en Allemagne, en France, en Belgique et au Japon. Elles représentent environ 38 % des personnes qui occupent un emploi atypique autre qu'un emploi à temps partiel (c'est-à-dire qui occupent un emploi temporaire à plein temps ou exercent une activité indépendante) et ce pourcentage est plus élevé (près de 50 %) en Finlande, au Luxembourg et au Portugal.

Graphique 4.2. Part des femmes dans l'emploi atypique, 2013



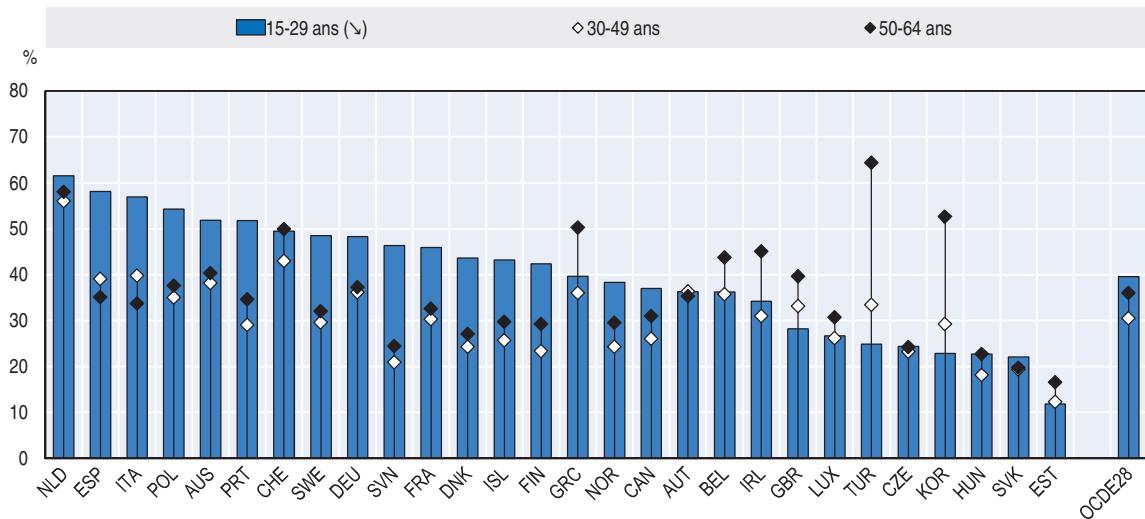
Note : Seuls les travailleurs salariés ou indépendants (à leur compte) âgés de 15 à 64 ans ont été inclus dans l'échantillon, tandis que les employeurs, les étudiants qui travaillent et les apprentis ont été exclus.

Source : Enquête sur les forces de travail de l'Union européenne (EU-LFS, 2013), *Household, Income and Labour Dynamics in Australia* (HILDA, 2012) pour l'Australie, *Japon Labour Force Survey*, « tableau de base » (2012) pour le Japon, *Korean Labor and Income Panel Study* (KLIPS, 2009) pour la Corée et Enquête sur la population active (EPA, 2013) pour le Canada.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208033>

Les jeunes ne représentent qu'un faible pourcentage de l'ensemble des travailleurs atypiques (moins de 25 %), mais forment le groupe au sein duquel la proportion de travailleurs atypiques est la plus forte (graphique 4.3). Ainsi, 40 % des travailleurs jeunes occupent un emploi atypique (contre 30 % des travailleurs d'âge très actif) et ce pourcentage est supérieur à 50 % en Australie, aux Pays-Bas, en Europe du Sud et en Pologne. Cet emploi atypique est, dans la majorité des cas, un emploi temporaire. En moyenne dans la zone OCDE, 43 % des travailleurs temporaires ont entre 15 et 29 ans et ce pourcentage est supérieur à 60 % en Autriche, en Allemagne et en Suisse, ce qui laisse penser que l'emploi temporaire est souvent une porte d'accès à l'emploi pour les jeunes (chiffres non présentés).

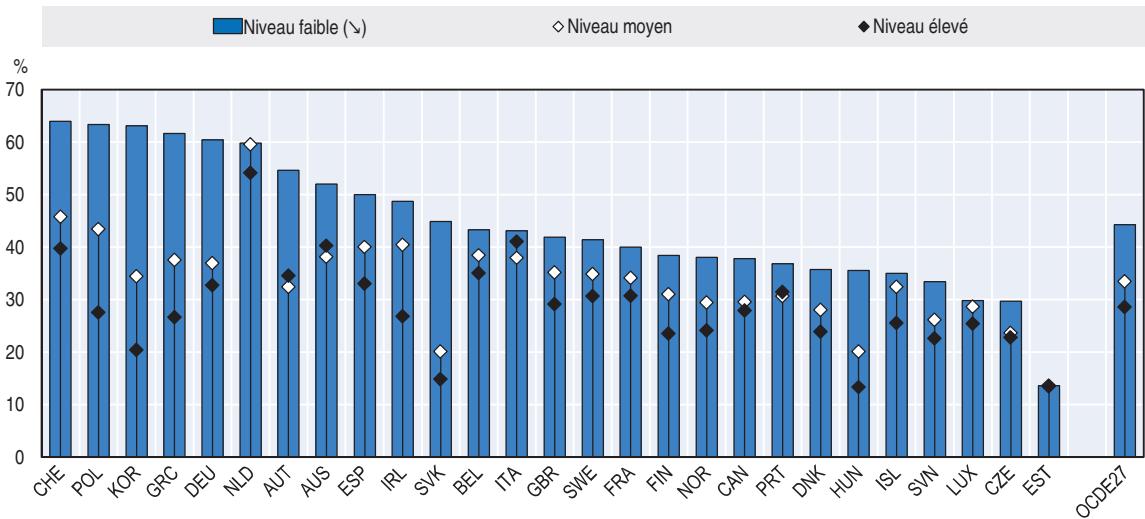
Le niveau d'instruction et de qualification joue également un rôle. C'est parmi les travailleurs qui ont un faible niveau d'instruction que le pourcentage de travailleurs atypiques est le plus élevé (44 % environ) et parmi ceux dont le niveau d'instruction est élevé qu'il est le plus faible (graphique 4.4). La proportion de travailleurs atypiques parmi les personnes peu qualifiées est supérieure à 60 % en Grèce, en Corée, en Pologne, en Suisse, en Allemagne et aux Pays-Bas.

Graphique 4.3. Pourcentage de travailleurs atypiques par tranche d'âge, 2013

Note : Seuls les travailleurs salariés ou indépendants (à leur compte) âgés de 15 à 64 ans ont été inclus dans l'échantillon, tandis que les employeurs, les étudiants qui travaillent et les apprentis ont été exclus.

Source : Enquête sur les forces de travail de l'Union européenne (EU-LFS, 2013), *Household, Income and Labour Dynamics in Australia* (HILDA, 2012) pour l'Australie, *Korean Labor and Income Panel Study* (KLIPS, 2009) pour la Corée et Enquête sur la population active (EPA, 2013) pour le Canada.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208044>

Graphique 4.4. Pourcentage de travailleurs atypiques par niveau d'instruction, 2013

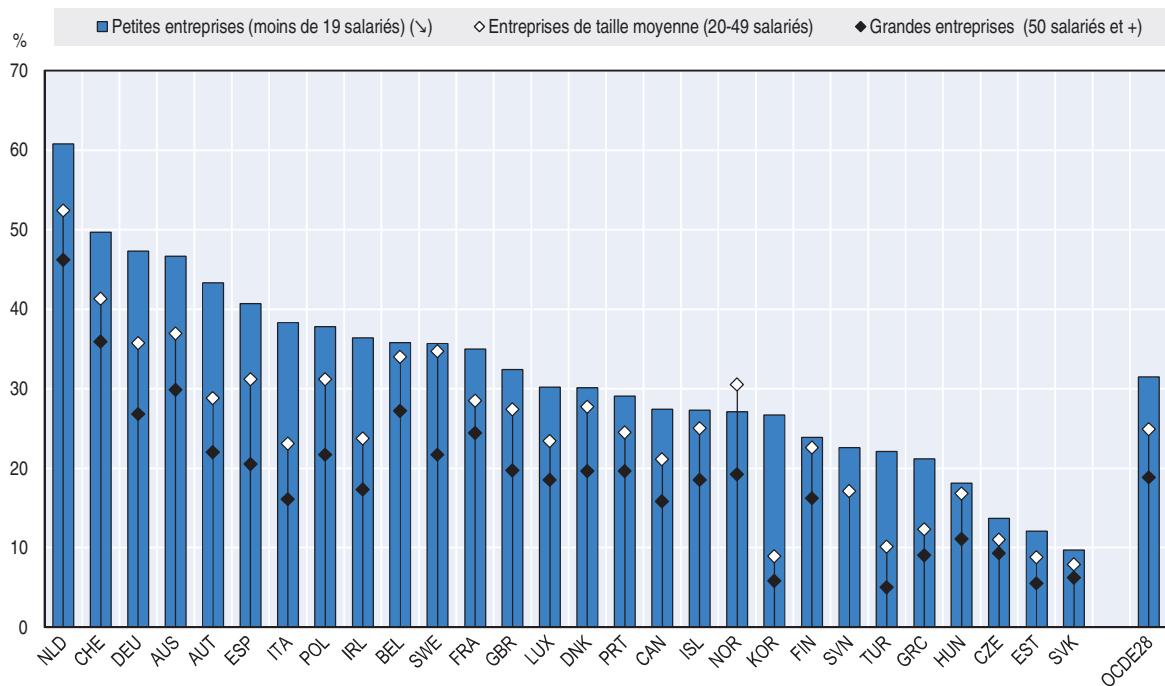
Note : Seuls les travailleurs salariés ou indépendants (à leur compte) âgés de 15 à 64 ans ont été inclus dans l'échantillon, tandis que les employeurs, les étudiants qui travaillent et les apprentis ont été exclus. Le niveau faible correspond aux niveaux 0 à 2 de la Classification internationale type de l'éducation (CITE), le niveau moyen aux niveaux 3 et 4 et le niveau élevé aux niveaux 5 et 6.

Source : Enquête sur les forces de travail de l'Union européenne (EU-LFS, 2013), *Household, Income and Labour Dynamics in Australia* (HILDA, 2012) pour l'Australie, *Korean Labor and Income Panel Study* (KLIPS, 2009) pour la Corée et Enquête sur la population active (EPA, 2013) pour le Canada.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208059>

Les travailleurs atypiques travaillent plus souvent dans une petite entreprise (graphique 4.5). Il est possible que les petites entreprises soient plus susceptibles d'utiliser les formes atypiques d'emploi comme un mécanisme de sélection ou privilégié des modalités d'emploi plus souples afin de faire face aux fluctuations de la demande lorsque le licenciement de travailleurs permanents a un coût élevé (Bentolila et Saint-Paul, 1994). De fait, près de la moitié de l'ensemble des travailleurs atypiques (hors travailleurs indépendants) sont employés dans une petite entreprise. C'est aux Pays-Bas que les petites entreprises affichent le plus fort pourcentage de travailleurs atypiques (60 %), puis en Suisse, en Allemagne et en Australie (près de 50 %).

Graphique 4.5. Pourcentage de travailleurs atypiques selon la taille de l'entreprise, 2013



Note : Seuls les travailleurs salariés ou indépendants (à leur compte) âgés de 15 à 64 ans ont été inclus dans l'échantillon, tandis que les employeurs, les étudiants qui travaillent et les apprentis ont été exclus. Pour l'Australie et le Canada, les entreprises de taille moyenne sont les entreprises employant de 20 à 99 salariés et les grandes entreprises celles qui emploient 100 salariés ou plus.

Source : Enquête sur les forces de travail de l'Union européenne (EU-LFS, 2013), *Household, Income and Labour Dynamics in Australia* (HILDA, 2012) pour l'Australie, *Korean Labor and Income Panel Study* (KLIPS, 2009) pour la Corée et Enquête sur la population active (EPA, 2013) pour le Canada.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208061>

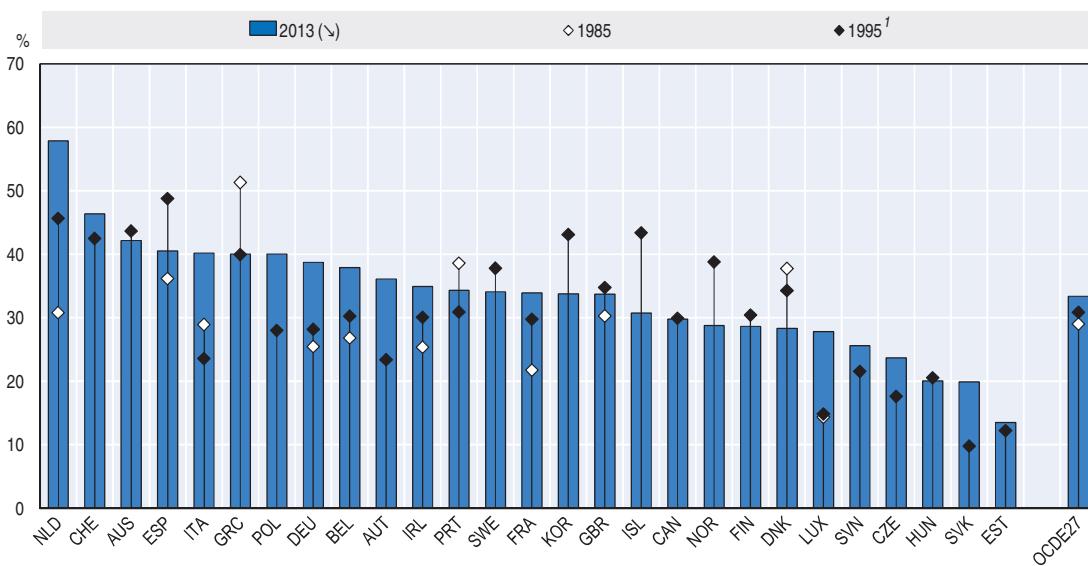
4.3. Le rôle de l'emploi atypique dans la croissance de l'emploi total et la polarisation de l'emploi

Quelle a été la contribution de l'emploi atypique à la croissance de l'emploi ?

L'emploi atypique a progressé dans les pays de l'OCDE, mais à un rythme modéré. En moyenne, sa part dans l'emploi total a augmenté de deux points de pourcentage entre 1985 et 1995 dans les 12 pays pour lesquels on dispose de données (graphique 4.6), et de deux points supplémentaires entre 1995 et 2013 au sein d'un échantillon plus large de pays. Cette progression a été forte aux Pays-Bas, où elle s'est établie à près de 30 points

de pourcentage, ainsi qu'en Autriche, en France, en Allemagne et au Luxembourg. En revanche, l'emploi atypique a reculé de 20 % au moins dans certains pays nordiques (Islande, Norvège, Danemark), en Grèce et en Corée. En Espagne, il a progressé jusqu'en 1995 avant de reculer au cours des dix années suivantes.

Graphique 4.6. Évolution de la part du travail atypique, en pourcentage de l'emploi total, 1985-2013



Note : Seuls les travailleurs salariés ou indépendants (à leur compte) âgés de 15 à 64 ans ont été inclus dans l'échantillon, tandis que les employeurs, les étudiants qui travaillent et les apprentis ont été exclus.

1. 1998 au lieu 1995 pour la République tchèque, l'Estonie, la Hongrie, le Luxembourg, la Pologne, la République slovaque, la Slovénie et la Suisse.

Source : Enquête sur les forces de travail de l'Union européenne (EU-LFS, 1985, 1995, 2013), *Household, Income and Labour Dynamics in Australia* (HILDA, 2001, 2012) pour l'Australie, *Korean Labor and Income Panel Study* (KLIPS, 1999, 2009) pour la Corée et Enquête sur la population active (LFS, 1997, 2013) pour le Canada.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208079>

S'il n'a que modérément progressé dans l'ensemble, l'emploi atypique représente une part non négligeable du total des emplois créés depuis 1995 : en moyenne, il est à l'origine de plus de 40 % de la croissance de l'emploi observée au cours de la période qui a précédé la crise économique mondiale (graphique 4.7, partie A). Il existe cependant des écarts importants entre les pays. En Autriche, en Allemagne, aux Pays-Bas, en République tchèque et en République slovaque, la croissance de l'emploi observée au cours de cette période est intégralement due à l'emploi atypique, le nombre total de travailleurs occupant un emploi standard ayant chuté, en particulier en Allemagne. L'emploi standard a cependant fortement contribué à la croissance de l'emploi au cours de la période antérieure à la crise dans beaucoup d'autres pays de l'OCDE, par exemple en Norvège et en Grèce mais aussi en Islande et en Hongrie (où l'emploi atypique a reculé).

L'*emploi permanent à temps partiel* a vu sa part augmenter dans plus de la moitié des pays jusqu'à la crise économique mondiale et a été à l'origine de plus d'un tiers de la progression de l'emploi atypique et de 15 % de la croissance de l'emploi total. L'emploi à temps partiel a connu une croissance particulièrement forte, d'au moins 10 %, en Irlande, au Luxembourg et en Belgique, tandis qu'il a accusé un net recul dans certains pays nordiques. Il est établi que la hausse du taux d'activité des femmes explique plus de la moitié de la

croissance de l'emploi à temps partiel enregistrée en Europe et aux États-Unis durant les années 80 et 90 (OCDE, 2010). Des données montrent également que la progression du travail à temps partiel n'a pas eu lieu au détriment de l'emploi à plein temps (Jaumotte, 2003 ; Genre et al., 2005, par exemple). Dans les pays où le travail à temps partiel est répandu, le taux d'inactivité est beaucoup plus faible. Le lien entre travail à temps partiel, travail à temps plein et inactivité est cependant très variable d'un groupe démographique à l'autre. Une plus forte proportion de travailleurs à temps partiel est indéniablement associée à une hausse du taux d'activité des jeunes et des travailleurs âgés, mais pourrait correspondre, s'agissant des femmes d'âge très actif, à une substitution de l'emploi à temps partiel au travail à temps plein destinée à permettre une meilleure conciliation entre vie professionnelle et vie de famille (OCDE, 2010).

L'emploi temporaire a progressé dans plus des trois quarts des pays et est à l'origine de l'essentiel de la croissance de l'emploi atypique. Durant la période qui a précédé la crise, il a connu une croissance particulièrement forte, supérieure à 10 %, en Pologne, au Portugal et en Espagne. En Pologne, l'intégralité de la croissance de l'emploi enregistrée au cours de cette période est due à l'emploi temporaire, les autres types d'emploi ayant reculé. Des données montrent également qu'une LPE restrictive visant les travailleurs permanents couplée à l'assouplissement des règles appliquées au travail temporaire a contribué à la progression de l'emploi temporaire dans certains pays d'Europe, par exemple en Espagne.

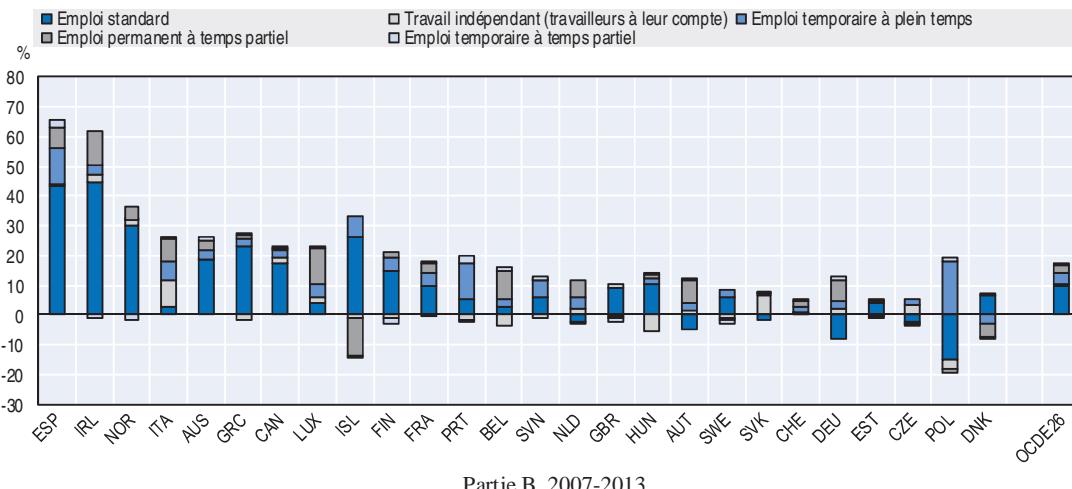
L'exercice indépendant a connu une évolution plus nuancée : il est resté stable, voire a légèrement régressé presque partout, même s'il a connu une évolution plus nette dans quelques pays. C'est en Hongrie et en Pologne que le pourcentage de travailleurs indépendants a le plus reculé. Cette diminution est fortement corrélée avec le déclin du secteur agricole observé dans les pays de l'OCDE. Parallèlement, le nombre de professionnels indépendants travaillant pour une seule entreprise a progressé. Pour une partie de ces professionnels, l'exercice d'une activité indépendante pourrait être en lien avec des incitations fiscales ou avec la LPE – en d'autres termes, il pourrait correspondre au phénomène dit du « faux » travail indépendant, notamment dans les secteurs de la construction, de l'immobilier et des services aux entreprises. Face à ce phénomène, la République tchèque a, en 2004, adopté une réforme fiscale destinée à mettre un terme à la progression du « faux » travail indépendant, mais la disposition qui interdisait de recourir à de « faux » travailleurs indépendants a été abrogée en 2007. S'il demeure difficile de distinguer l'effet des réformes d'autres facteurs, il n'en reste pas moins que le pourcentage de travailleurs indépendants a moins augmenté en République tchèque qu'en République slovaque durant cette période (OCDE, 2008a). En Italie, il est possible que les lois adoptées en 1997 et 2003 pour légaliser le travail temporaire (tout en réformant les contrats de collaboration) aient induit une augmentation du nombre de travailleurs continuant en réalité de travailler pour la même entreprise mais en qualité de travailleurs indépendants.

La dynamique de l'emploi a connu une évolution différente durant la récente Grande récession (2007-13). Alors que l'emploi avait crû d'environ 17 % au cours de la période antérieure à la crise (1995-2007), le graphique 4.7 (partie B) montre que le nombre total de personnes occupant un emploi a diminué de 2 % en moyenne au cours de la période suivante. Il existe cependant de fortes disparités entre les pays. Dans la moitié des pays environ, le recul de l'emploi concerne essentiellement les emplois standard. C'est par exemple le cas en Grèce et en Irlande, où la diminution du nombre de salariés occupant un emploi standard explique 15 % du recul de l'emploi total au cours de la période en cause.

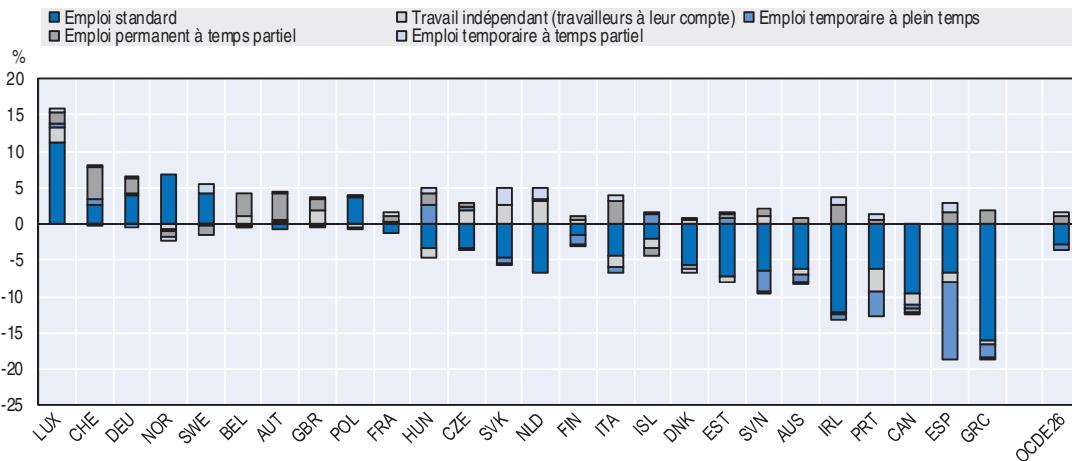
Graphique 4.7. Croissance de l'emploi par type d'emploi

Pourcentage

Partie A. 1995-2007



Partie B. 2007-2013



Note : Seuls les travailleurs salariés ou indépendants (à leur compte) âgés de 15 à 64 ans ont été inclus dans l'échantillon, tandis que les employeurs, les étudiants qui travaillent et les apprentis ont été exclus. Pour l'Australie, l'emploi temporaire englobe les contrats occasionnels et les contrats à durée déterminée.

Source : Enquête sur les forces de travail de l'Union européenne (EU-LFS), Enquête sur la population active pour le Canada, *Household, Income and Labour Dynamics in Australia* (HILDA) pour l'Australie.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208089>

Les travailleurs temporaires à plein temps ont également été durement frappés par la crise. La destruction d'emplois temporaires à plein temps est à l'origine de la majeure partie du recul de l'emploi total en Espagne, et en explique 30 % au Portugal et 40 % en Slovénie. Dans un tiers des pays dans lesquels la reprise s'est amorcée (notamment en Allemagne, au Luxembourg, en Norvège, en Belgique, en Suisse et en Suède), l'emploi standard a connu une croissance positive au cours de la période considérée. À noter également qu'en Allemagne, le nombre de travailleurs temporaires à plein temps a diminué entre 1995 et 2007 mais a augmenté légèrement ensuite. La variation de la

proportion relative de travailleurs occupant un emploi standard et de travailleurs atypiques durant la crise soulève la question de savoir si la crise a entraîné une « déqualification » de la main-d'œuvre, caractérisée par la destruction de postes permanents à plein temps et par l'augmentation du nombre d'emplois plus atypiques. L'inverse pourrait cependant aussi être vrai puisque dans certains pays, de nombreux emplois temporaires ont été détruits, si bien qu'il est possible que la crise ait entraîné un phénomène d'augmentation du niveau de qualification des emplois. Les données dont on dispose pour l'heure à cet égard ne sont pas concluantes (Gallie, 2013).

À noter que partout sauf au Canada et dans les pays nordiques, le nombre de travailleurs à temps partiel a continué de progresser, fût-ce modérément, durant la crise et la période de redressement ou de reprise. Le travail à temps partiel ayant progressé tandis que l'emploi standard reculait fortement dans beaucoup de pays, 56 % de la croissance de l'emploi qui a eu lieu au cours de la période 1995-2013 peuvent être imputés à l'emploi atypique.

La polarisation de l'emploi est-elle liée à l'emploi atypique?

Lorsque l'on distingue trois grandes catégories de tâches – tâches abstraites, répétitives et manuelles non répétitives⁴ – on observe une nette tendance à la polarisation du travail dans la plupart des pays de l'Union européenne entre le milieu des années 90 et 2010 (graphique 4.8). La part que représentent les emplois exigeant l'exécution de tâches répétitives, traditionnellement exercés par des travailleurs moyennement qualifiés dans le cadre de contrats standard, a fortement diminué dans tous les pays de l'OCDE. Parallèlement, la part des emplois comportant des tâches manuelles non répétitives, plus souvent exercés dans le cadre de contrats atypiques, a augmenté (9 %), et celles des emplois comportant des tâches abstraites a fortement progressé (21 %). Cette croissance des emplois exigeant l'exécution de tâches manuelles non répétitives (chauffeur ou auxiliaire de vie, par exemple) est plus évidente en Suisse, en Irlande et au Portugal, où leur part dans l'emploi a progressé d'au moins 20 %. Au Portugal et en Suisse, par exemple, cette progression explique plus des deux tiers de la variation de l'emploi total au cours de la période considérée. La polarisation du travail en fonction des tâches exécutées observée dans les pays de l'OCDE depuis le milieu des années 90 s'explique davantage par des mouvements intrasectoriels que par des mouvements intersectoriels au niveau des tâches. Les mouvements intrasectoriels suffisent à expliquer environ 80 % de la progression des emplois comportant des tâches abstraites et 63 % du recul de ceux exigeant l'exécution de tâches répétitives (tableau 4.A1.1).

Alors que les travaux consacrés à la polarisation de l'emploi insistent souvent sur le fait que le recours aux technologies induit une transformation profonde des tâches exécutées par les travailleurs, l'analyse présentée ci-après avance que le rôle de l'emploi atypique constitue une autre dimension de ce phénomène. Dans la majorité des pays, l'emploi atypique est à l'origine de la quasi-totalité de la croissance de l'emploi peu qualifié ou comportant des tâches manuelles non répétitives (graphique 4.8, partie C) tandis que les destructions d'emplois moyennement qualifiés ou comportant des tâches répétitives ont concerné des emplois standard (partie B), et que l'emploi standard et l'emploi atypique ont contribué de manière globalement similaire à la croissance de l'emploi comportant des tâches abstraites (partie A). Les graphiques mettent également en évidence un phénomène de « substitution », qui s'est traduit par le remplacement de travailleurs effectuant des tâches peu qualifiées dans le cadre de contrats de travail standard par des travailleurs dotés des mêmes compétences mais titulaires de contrats atypiques (Autriche, Allemagne, Italie, Luxembourg, Pays-Bas et Slovénie, par exemple). Dans quelques pays, notamment en

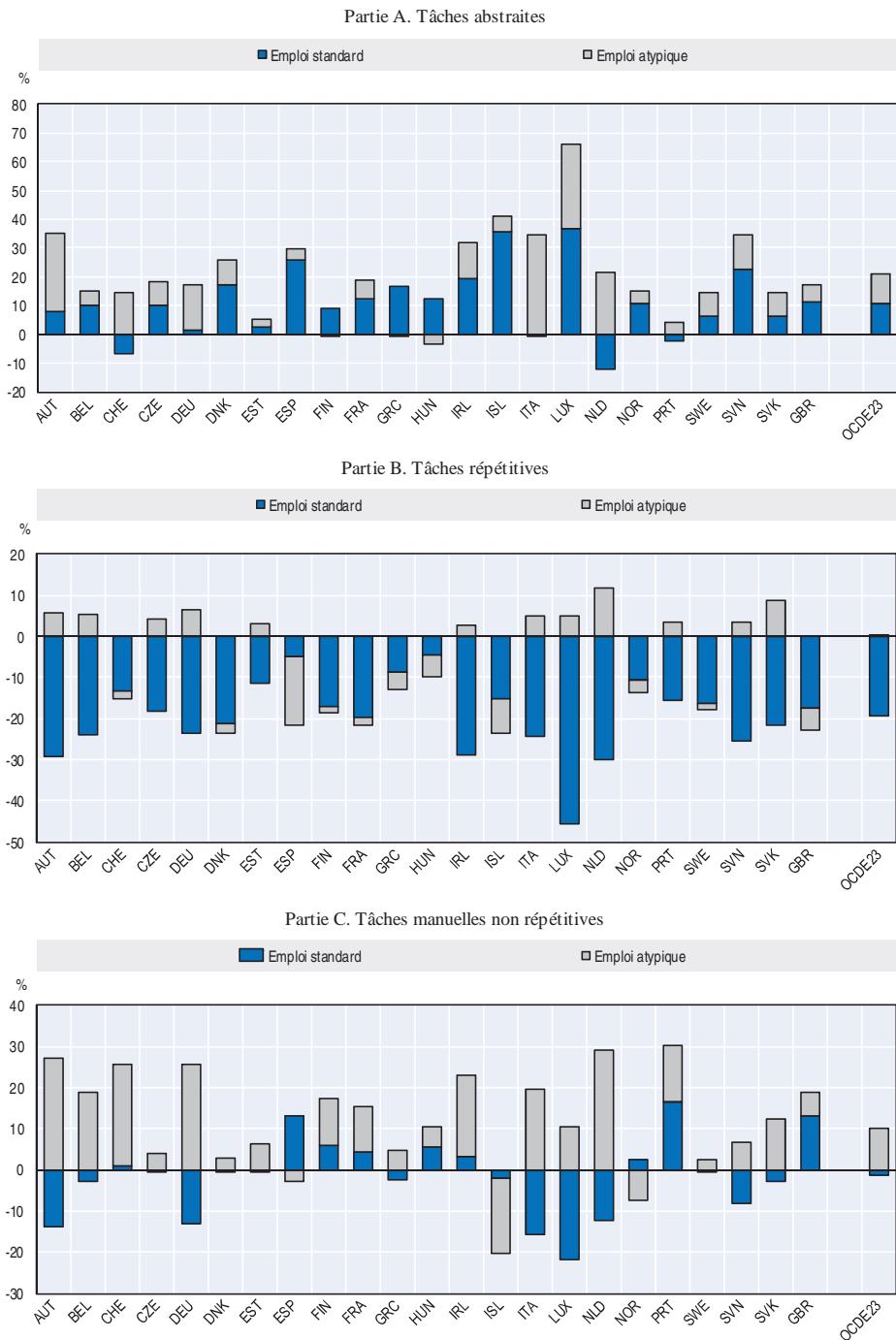
Autriche, en Allemagne, en Italie, aux Pays-Bas et en Suisse, même la croissance de l'emploi très qualifié est entièrement imputable à l'emploi atypique. Du fait que la quasi-totalité des emplois détruits, toutes tâches confondues, étaient des emplois standard alors que la plupart des emplois créés étaient des emplois atypiques, le progrès technologique ne peut être le seul facteur d'explication de la polarisation de l'emploi. En outre, les institutions et politiques du marché du travail ont probablement joué un rôle dans le phénomène de substitution observé dans certains pays.

En réalité, le niveau des compétences mobilisées pour exécuter les trois grands types de tâches définis ci-dessus est très variable (de même que, par conséquent, le montant des salaires), si bien que différentes trajectoires de polarisation de l'emploi peuvent apparaître selon la manière de mesurer les compétences ou la valeur d'un emploi. L'autre méthode qui peut être employée pour étudier la polarisation de l'emploi consiste à analyser les évolutions de l'emploi en faisant appel à l'approche « selon les salaires par profession » (voir l'annexe 4.A1 pour une description précise)⁵. Dans l'ensemble, l'analyse réalisée à partir de cette approche et présentée par le graphique 4.9 met en évidence une tendance évidente à la polarisation dans plus de la moitié des pays (11 pays sur 19) pour lesquels on dispose de combinaisons emploi-salaire (parties A et B)⁶. Dans huit pays, les évolutions de l'emploi suivent une courbe en U très marquée le long des déciles, la part dans l'emploi des emplois situés au milieu de la distribution se contractant tandis que celle des emplois situés aux deux extrémités augmente. En Allemagne par exemple, entre 1995 et 2010, la part des emplois les moins rémunérés a augmenté d'environ 2.7 points de pourcentage et celle des emplois les mieux rémunérés d'environ 2.3 points, tandis que celle de la plupart des autres déciles a reculé. Des différences sont cependant observées en fonction des pays. Ainsi, la disparition des emplois a surtout concerné la partie intermédiaire inférieure de la distribution (deuxième au cinquième déciles) en Belgique, au Canada, en France et en Norvège, tandis qu'elle a touché la partie plus centrale (troisième au septième déciles) en Allemagne, en Finlande, aux Pays-Bas et au Royaume-Uni.

L'utilisation de l'approche « selon les salaires par profession » pour classer les emplois confirme qu'un redéploiement de l'emploi standard au profit de l'emploi atypique (en d'autres termes un recul du contrat de travail standard) s'est opéré et a joué un rôle important dans la tendance à la polarisation de l'emploi entre 1995 et 2010. Dans certains des pays dans lesquels un processus de polarisation a eu lieu au cours de cette période (parties A et B), une certaine polarisation est observée lorsque l'on ne tient compte que de l'emploi standard, qui a connu un fort recul au milieu de la distribution. Elle devient plus évidente une fois que l'on tient également compte de l'emploi atypique, qui a connu une forte croissance à la fois dans les professions les moins bien rémunérées et dans les métiers les mieux rémunérés⁷.

De même, le travail atypique amplifie la tendance à l'augmentation de la qualification de l'emploi au Luxembourg, en Italie et en Suède, où il a indéniablement progressé au sommet de la distribution des emplois (partie C). La croissance du nombre de travailleurs indépendants pourrait en partie expliquer cette évolution. À noter qu'en Pologne et en République tchèque, l'évolution de l'emploi atypique tend à réduire l'ampleur de cette augmentation de la qualification, la croissance de l'emploi atypique ayant surtout concerné la moitié inférieure de la distribution.

Graphique 4.8. Contribution de l'emploi atypique/standard à l'évolution des parts des différents types de tâche dans l'emploi, 1995/98-2010



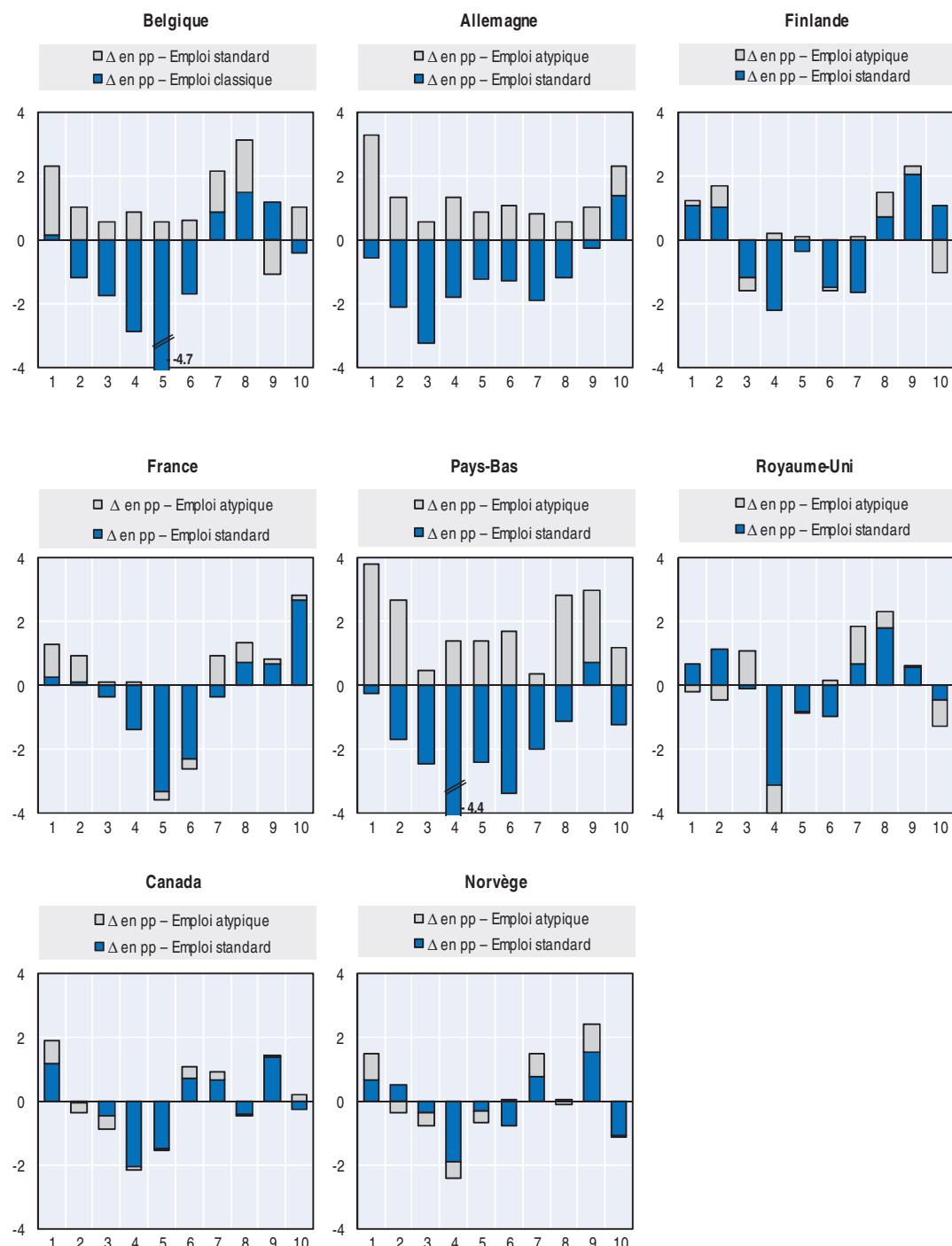
Note : Travailleurs standard et atypiques tels que définis dans le corps du texte. Les professions sont classées comme suit : professions comportant des tâches abstraites (CITP 88 : 12-34) ; professions comportant des tâches répétitives (CITP 88 : 41-42, 52, 71-74, 81-82 et 93) ; professions comportant des tâches manuelles non répétitives (CITP 88 : 51-83 et 91). L'échantillon global n'inclut que les travailleurs de 15 à 64 ans, les employeurs et les étudiants qui travaillent à temps partiel étant exclus.

Source : Enquête sur les forces de travail de l'Union européenne (EU-LFS).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208091>

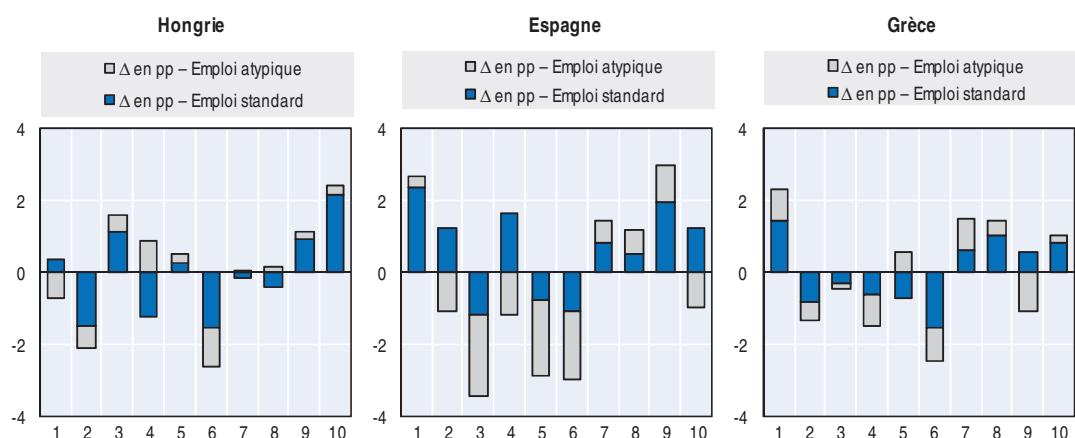
Graphique 4.9. Variation en points de pourcentage de la part dans l'emploi due à l'emploi atypique/standard, par décile de la distribution de l'emploi, du milieu des années 90 à 2010

A. Forte polarisation

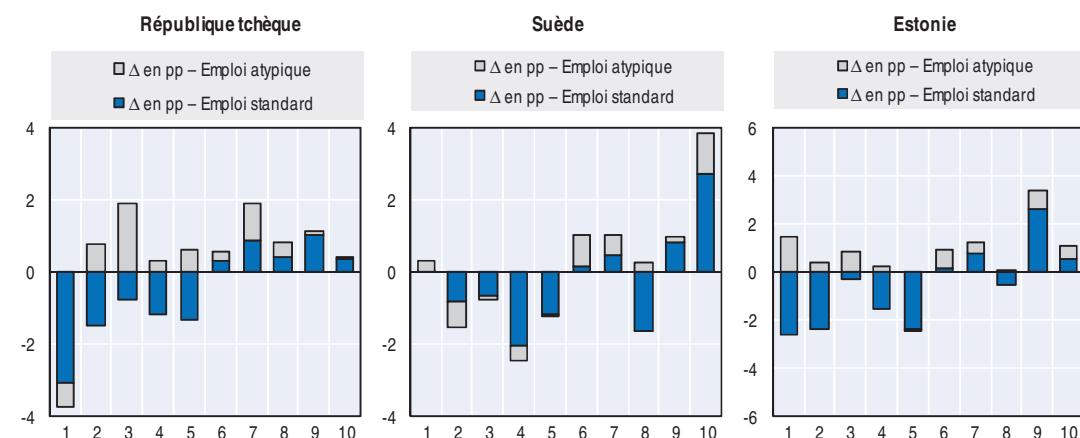
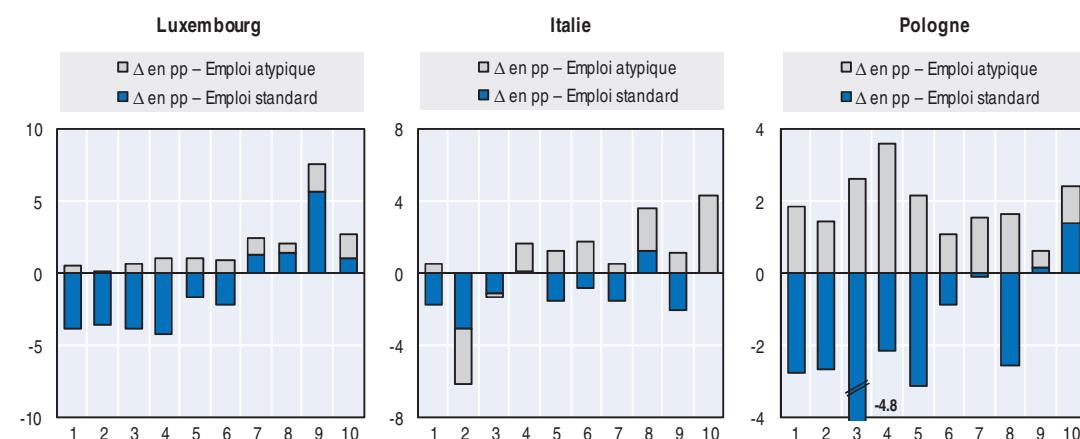


Graphique 4.9. Variation en points de pourcentage de la part dans l'emploi due à l'emploi atypique/standard, par décile de la distribution de l'emploi, du milieu des années 90 à 2010 (suite)

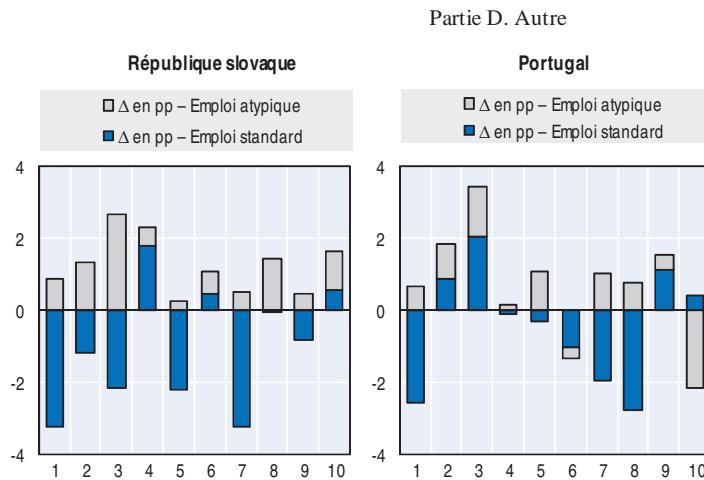
Partie B. Polarisation moyenne



Partie C. Augmentation des qualifications



Graphique 4.9. Variation en points de pourcentage de la part dans l'emploi due à l'emploi atypique/standard, par décile de la distribution des emplois, du milieu des années 90 à 2010 (suite)



Note : Travailleurs d'âge actif (15 à 64 ans), hors employeurs, étudiants qui travaillent et apprentis.

Source : Enquête sur les forces de travail de l'Union européenne (EU-LFS).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208102>

À noter également que dans quelques pays tels l'Allemagne, les Pays-Bas et la Pologne, le recul de l'emploi standard moyennement qualifié s'est accompagné d'une croissance équivalente de l'emploi atypique dans les mêmes déciles de la distribution des emplois, si bien que les pertes d'emploi sont restées globalement peu nombreuses à ce niveau de la distribution.

Ces constatations laissent penser que l'hypothèse de la « routinisation » ne saurait, à elle seule, expliquer la disparition des emplois situés au milieu de la distribution, puisque même si elles sont induites par la technologie, les pertes d'emplois standard à ce niveau de la distribution ne peuvent pas être compensées facilement par des travailleurs présentant les mêmes compétences mais travaillant dans le cadre de contrats atypiques.

D'autres mécanismes, en particulier les réformes institutionnelles telles que celles qui visent à accroître la flexibilité de la main-d'œuvre, exercent également une influence sur la polarisation de l'emploi. Certains des pays touchés par la polarisation étaient caractérisés par une LPE protectrice à l'égard de l'emploi régulier (permanent à plein temps ou à temps partiel) et peu protectrice à l'égard de l'emploi temporaire (à plein temps ou à temps partiel), ce qui n'était pas le cas d'autres pays. Il est possible que des facteurs liés à l'offre de main-d'œuvre, par exemple l'augmentation du niveau d'instruction ou des migrations⁸, accélèrent ou freinent le rythme de la polarisation.

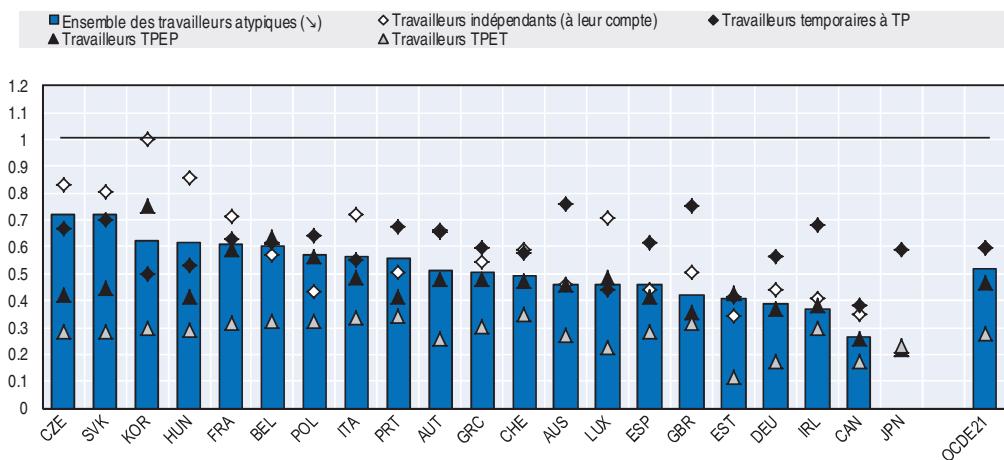
4.4. Écart de salaire entre travailleurs standard et atypiques et effets de cet écart sur la distribution du revenu du travail

Quelle qu'en soit la forme, l'emploi atypique est associé à un salaire horaire et un revenu du travail annuel inférieurs à ceux perçus dans le cadre de l'emploi standard (graphique 4.10)⁹. Dans la zone OCDE, le *revenu du travail* annuel médian de l'ensemble des travailleurs atypiques correspond à près de la moitié du revenu médian des travailleurs standard. Dans le cas des travailleurs à temps partiel, il est inférieur de plus de moitié à celui des travailleurs standard, voire de 70 % s'agissant des travailleurs qui exercent à temps partiel dans le cadre d'un contrat temporaire, ce qui s'explique par le fait que ces travailleurs perçoivent un salaire net plus faible du fait qu'ils accomplissent moins d'heures de travail. Le revenu du travail des travailleurs temporaires et travailleurs indépendants – qui ont une durée hebdomadaire de travail identique à celle des travailleurs standard – est inférieur de 40 % à celui des travailleurs standard. Celui des travailleurs temporaires est particulièrement faible en Estonie, au Canada et au Luxembourg. Le revenu du travail médian des travailleurs indépendants est relativement proche de celui des travailleurs standard en République tchèque, en République slovaque, en Hongrie et surtout en Corée, mais beaucoup plus faible au Canada et en Estonie.

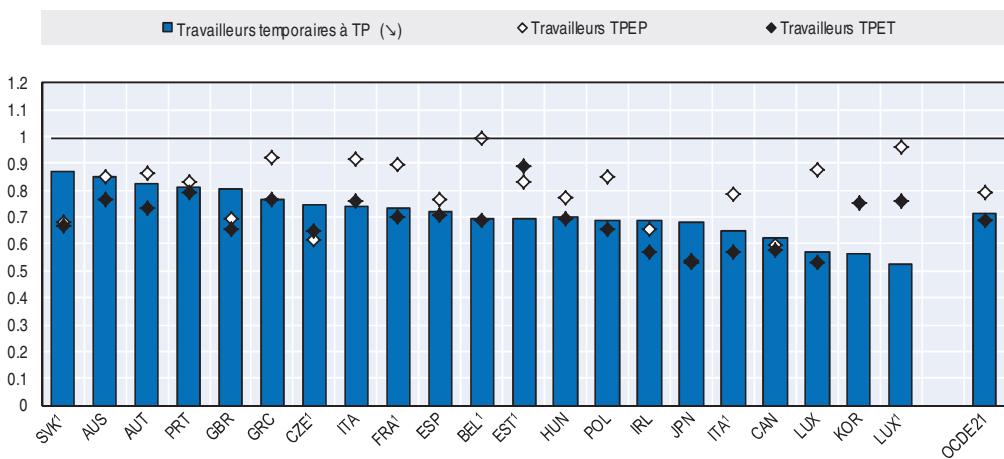
Dans les pays pour lesquels des données existent, le *salaire horaire* des salariés temporaires et des salariés à temps partiel correspond à environ 70 % à 80 % du salaire horaire médian des travailleurs standard (graphique 4.10, partie B), soit une différence plus faible que celle observée au niveau du salaire annuel. La différence de salaire horaire est néanmoins forte pour les travailleurs temporaires au Luxembourg, en Corée et au Canada et pour les travailleurs à temps partiel au Canada et au Japon, où il est inférieur à 60 % du salaire horaire d'un travailleur standard. Le salaire horaire perçu dans le cadre d'un travail temporaire à temps partiel est inférieur à celui procuré par un emploi permanent à temps partiel, même si la différence est faible voire négligeable dans la plupart des pays, avec quelques exceptions notables (Belgique et Luxembourg, mais aussi France, Grèce et Pologne). Dans certains pays, les postes à temps partiel sont mieux rémunérés que les emplois temporaires en termes de salaire horaire, tandis qu'ils le sont généralement moins dans les pays anglophones et en République slovaque.

Graphique 4.10. Rapport entre le revenu du travail des travailleurs standard et celui des travailleurs atypiques (travailleurs standard = 1), 2012

Partie A. Revenu du travail annuel médian



Partie B. Salaire horaire médian, travailleurs salariés uniquement



Note : Seuls les travailleurs salariés âgés de 15 à 64 ans ont été inclus dans l'échantillon, tandis que les employeurs, les travailleurs indépendants, les étudiants qui travaillent et les apprentis ont été exclus. Pour l'Australie, l'emploi temporaire englobe les contrats occasionnels et les contrats à durée déterminée. PT : plein temps, TP : temps partiel, TPEP : temps partiel emploi permanent.

1. Pour les sept pays couverts par l'Enquête de l'Union européenne sur le revenu et les conditions de vie pour lesquels on ne dispose pas de données sur le salaire mensuel dans les fichiers transversaux, les salaires horaires ont été calculés à l'aide des fichiers longitudinaux de 2012 ou, dans le cas de l'Estonie et de la République slovaque, de 2010. Le salaire horaire a été obtenu en divisant le revenu du travail annuel par le nombre annuel d'heures travaillées. Les données relatives au revenu du travail annuel des salariés ont été fournies par l'enquête, tandis que celles relatives au nombre annuel d'heures travaillées (nombre total de semaines travaillées * nombre hebdomadaire d'heures travaillées) ont été calculées à partir de vecteurs mensuels de l'activité (PL211A-PL211L) et de la variable relative au nombre hebdomadaire d'heures travaillées (PL060). Tous les salaires sont exprimés dans la monnaie nationale et sont corrigés de l'indice des prix à la consommation (IPC). Le salaire horaire a été obtenu en divisant le revenu du travail mensuel par le nombre total d'heures travaillées par semaine (x4).

Source : Statistiques de l'Union européenne sur le revenu et les conditions de vie (EU-SILC, 2012), *Household, Income and Labour Dynamics in Australia* (HILDA, 2012) pour l'Australie, Enquête de base sur la structure des salaires (2012) pour le Japon, *Korean Labor and Income Panel Study* (KLIPS, 2009) pour la Corée et Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (SLID, 2010) pour le Canada.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208111>

La faiblesse des rémunérations est-elle la conséquence de caractéristiques différentes entre les travailleurs ou d'un désavantage salarial lié au travail atypique ?

L'écart de salaire observé peut en partie s'expliquer par des différences de caractéristiques. Premièrement, il est possible que les travailleurs atypiques n'aient pas le même niveau de capital humain, soient surreprésentés dans certaines professions et ne se trouvent pas à la même étape de leur existence que les travailleurs standard. Des études montrent que dans l'ensemble, les femmes, en particulier celles qui exercent à temps partiel, subissent une ségrégation professionnelle imputable à des facteurs liés à l'offre aussi bien qu'à la demande de main-d'œuvre (Bardasi et Gornick, 2008). Le recours aux contrats temporaires ou à durée déterminée est peut-être plus fréquent dans certains secteurs, tels ceux de la construction, de l'hôtellerie et du commerce de détail, dans lesquels les salaires peuvent être plus bas. Deuxièmement, il est aussi possible que les employeurs versent un salaire horaire plus faible aux travailleurs atypiques, en particulier à ceux qui exercent à temps partiel, pour compenser des coûts salariaux fixes plus élevés. Troisièmement, même lorsque le salaire horaire est le même pour les travailleurs atypiques et les travailleurs standard, il arrive que les travailleurs temporaires ou à temps partiel perçoivent un revenu du travail moins élevé parce que d'autres composantes de la rémunération, comme les primes, sont plus faibles : des données montrent en effet que les travailleurs ayant un contrat à durée déterminée, d'intérim ou à temps partiel sont moins susceptibles d'avoir accès aux régimes d'intérressement aux résultats (même s'ils ont la même probabilité de bénéficier du paiement d'heures supplémentaires et de primes à la performance individuelle) et que les travailleurs à temps partiel ont en outre moins de chances de bénéficier du paiement d'heures supplémentaires et de primes à la performance collective (Venn, 2011).

Parallèlement, les écarts de rémunération entre travailleurs standard et travailleurs atypiques peuvent également s'expliquer par des différences au niveau des caractéristiques inobservées ou par une asymétrie d'information à propos des capacités entre employeurs et postulants à l'embauche ou travailleurs¹⁰. Les travailleurs à temps partiel peuvent par exemple être plus productifs du fait qu'il existe une relation en forme de U inversé entre l'efficacité horaire et le nombre d'heures de travail et que les travailleurs à temps partiel pourraient se situer sur la partie ascendante de la courbe de l'efficacité horaire (Booth et Wood, 2006). Par ailleurs, les contrats temporaires sont parfois utilisés comme un outil de sélection. Il est également possible qu'ils fassent office de période d'essai si les entreprises n'ont pas la possibilité d'évaluer directement, pour un coût raisonnable, les capacités des postulants à l'embauche. Les employeurs peuvent notamment recruter des travailleurs temporaires ou faire appel à une société d'intérim de manière à réaliser des économies d'échelle sur la sélection des candidatures et la formation (Autor, 2001 ; Houseman et Polivka, 1999). Les employeurs qui cherchent à recruter peuvent également considérer le type d'emploi exercé par ces salariés ou leurs antécédents en termes de rémunération comme un indicateur de la faiblesse de leurs capacités ou de leur productivité et leur proposer un salaire plus bas. Il est indispensable de neutraliser l'effet des caractéristiques individuelles inobservées pour distinguer les diverses causes susceptibles d'expliquer les écarts de rémunération (voir l'encadré 4.2 pour une description de la méthode économétrique retenue).

Encadré 4.2. Estimer l'écart salarial entre travailleurs atypiques et travailleurs standard

Le salaire individuel peut être considéré comme une fonction des caractéristiques individuelles et des caractéristiques de l'emploi, dont le type de contrat :

$$\ln w_{it} = X_{it}'\beta + \alpha NSD_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

où $i=1,\dots,N$ représente le nombre d'individus dans chaque vague et $t=1,\dots,T$ est le nombre de vagues, w le taux du salaire horaire au cours de la période t pour l'individu i , X est un vecteur des caractéristiques qui influencent le salaire, notamment des caractéristiques individuelles et de l'emploi, NSD représente le statut de travailleur atypique (emploi à temps partiel ou temporaire), μ est un effet individuel inobservé et ε un terme d'erreur aléatoire. On estime séparément le salaire des hommes et celui des femmes, parce que le coefficient de certaines covariables peut être différent selon le sexe.

L'impossibilité de mesurer les effets individuels inobservés fausse les estimations de α si les effets fixes individuels sont corrélés au statut de travailleur atypique. Il est possible d'utiliser des techniques d'estimation sur données de panel pour se concentrer sur les variations de salaire dues à un changement au niveau du statut de travailleur atypique, en fonction de la valeur des effets fixes individuels. L'expression sous forme de différences premières permet de purger l'élément permanent μ et d'obtenir des estimations cohérentes des coefficients en supposant que μ est constant durant la période considérée. Cette procédure repose également sur l'hypothèse selon laquelle X et NSD sont orthogonaux au terme d'erreur ε . De plus, la méthode des différences premières permet de résoudre les problèmes de sélection endogène et d'attrition non aléatoire pour autant qu'ils concernent les composantes individuelles invariantes dans le temps.

Trois spécifications sont estimées à partir de données transversales et de données de panel dans les analyses empiriques. La spécification de référence comprend des estimations par les moindres carrés ordinaires (MCO) réalisées à partir de données transversales groupées et permet d'obtenir une image générale des écarts de salaire entre travailleurs atypiques et travailleurs standard après prise en compte des caractéristiques observables. Des termes d'interaction sont introduits dans les spécifications (2) et (3) afin d'examiner si l'écart de salaire varie en fonction de l'âge pour la spécification (2) ou des qualifications pour la spécification (3). De plus, pour tenir compte de facteurs d'hétérogénéité individuelle inobservés, des estimations du modèle à effets fixes sont fournies pour quatre pays (Australie, Allemagne, Corée et Royaume-Uni) pour lesquels on dispose de données de panel sur les salaires horaires. L'analyse à effets fixes sur données de panel ne peut pas être utilisée pour les pays couverts par l'enquête EU-SILC dans la mesure où celle-ci ne fournit pas d'informations sur le salaire horaire. L'échantillon ne comprend que les salariés âgés de 15 à 64 ans, hors travailleurs indépendants. Dans toutes les spécifications, la variable dépendante est le logarithme du salaire horaire exprimé en monnaie constante de 2010. Les principaux paramètres d'intérêt sont des variables indicatrices représentant divers types de contrats atypiques – emploi temporaire à plein temps (ET), à temps partiel permanent (TPEP) et à temps partiel temporaire (TPET) – parce que leurs coefficients reflètent l'écart de salaire (exprimé en logarithme) par rapport au salaire perçu dans le cadre de l'emploi standard. Par conséquent, un coefficient négatif (positif) est synonyme de désavantage (d'avantage) salarial pour les travailleurs atypiques. Pour faciliter l'interprétation, les coefficients sont exprimés sous forme de différence, en pourcentage, de salaire horaire entre divers groupes examinés et le groupe de référence pour les hommes (tableau 4.1) et pour les femmes (tableau 4.2). Le salaire horaire étant exprimé sous forme de logarithme, la différence, en pourcentage, de salaire horaire entre, par exemple, l'emploi temporaire et l'emploi standard (référence) s'obtient à partir de l'équation $[\exp(b^{TE}) - 1]*100$, où b^{TE} est le coefficient estimé de la variable indicatrice représentant les contrats temporaires.

Il ressort d'études antérieures qu'après correction pour tenir compte des caractéristiques des travailleurs et de l'emploi, l'écart de salaire entre travailleurs atypiques et standard diminue nettement, même s'il subsiste une composante inexpliquée. S'agissant de l'emploi à temps partiel, cet écart est plus ou moins grand selon que les travailleurs à temps partiel sont ou non surreprésentés dans des professions peu rémunérées. D'après les études, le différentiel de salaire entre les travailleurs qui exercent

à plein temps et ceux qui travaillent à temps partiel s'explique en grande partie par des différences au niveau des caractéristiques des travailleurs et des emplois, étant entendu que des caractéristiques de l'emploi telles que la profession et le secteur d'activité jouent un rôle nettement plus important ; en outre, ce désavantage salarial peut être modeste mais il augmente au fil de la carrière parce que les salariés à temps partiel acquièrent moins d'expérience et accumulent moins de capital humain (Hirsch, 2005 ; Bardasi et Gornick, 2008 ; OCDE, 2010). Le sous-investissement dans le capital humain associé aux contrats de courte durée peut expliquer que les travailleurs temporaires perçoivent un salaire plus faible. L'autre hypothèse est que les travailleurs acceptent peut-être un salaire plus modeste dans l'espoir de voir leur carrière se stabiliser par la suite. Dans le cas des travailleurs temporaires, la ségrégation professionnelle au sein même des entreprises explique également une part importante de l'écart salarial non corrigé (50 %), tandis qu'une autre partie de cet écart (30 %) est due aux qualifications observées plus élevées des titulaires de contrat à durée indéterminée exerçant la même profession (De la Rica Goiricelaya, 2004).

Les travailleurs temporaires subissent un désavantage salarial dans tous les pays, même après prise en compte des caractéristiques individuelles, familiales et professionnelles observables (tableaux 4.1 et 4.2)¹¹. En moyenne, un homme ayant un contrat temporaire perçoit un salaire horaire inférieur de 11 % à celui perçu dans le cadre d'un contrat standard (la différence est de 13 % pour les femmes). Ce désavantage salarial est quasiment nul en Australie et atteint 19 % en Grèce. Dans la majorité des pays, il est d'ampleur similaire pour les hommes et pour les femmes. Certains pays font cependant exception, notamment la Grèce, l'Irlande, le Portugal et la Corée, où il est quatre à cinq points plus élevé pour les femmes que pour les hommes.

De même, dans la plupart des pays de l'OCDE, les *travailleurs à temps partiel* perçoivent généralement un salaire horaire plus faible que leurs homologues exerçant à plein temps. Toutefois, l'ampleur de ce désavantage salarial diffère selon la nature de leur contrat. En règle générale, il est plus faible pour ceux qui sont titulaires d'un contrat permanent que pour ceux qui travaillent à temps partiel dans le cadre d'un contrat temporaire, ainsi que pour les femmes, s'établissant à respectivement 13 % et 9 % pour les hommes employés à temps partiel selon qu'ils exercent dans le cadre d'un contrat temporaire ou permanent, et à respectivement 12 % et 4 % pour les femmes selon qu'elles travaillent dans le cadre d'un contrat temporaire ou permanent. Ce désavantage salarial est particulièrement fort en Allemagne, en Irlande et en Pologne (dans le cas de la Pologne pour les hommes uniquement). En Allemagne, les hommes qui travaillent à temps partiel dans le cadre d'un contrat temporaire perçoivent un salaire horaire inférieur de 33 % à celui de leurs homologues travaillant à plein temps dans le cadre d'un contrat standard (la différence est de 24 % pour les femmes). Cette situation pourrait s'expliquer pour partie par la montée en puissance des « *mini-jobs* » en Allemagne. À noter qu'au Portugal, le travail à temps partiel n'entraîne pas de désavantage salarial (pour les travailleurs titulaires d'un contrat permanent). L'Australie est le seul pays dans lequel le travail à temps partiel donne lieu à un modeste avantage salarial, en l'occurrence pour les femmes.

L'analyse révèle que dans la quasi-totalité des pays, les *travailleurs temporaires* subissent un désavantage salarial supplémentaire lorsqu'ils sont jeunes ou peu qualifiés [tableaux 4.1 et 4.2, spécifications (2) et (3)]¹². Il est permis d'en déduire que lorsqu'ils commencent par occuper un poste temporaire, les jeunes et les travailleurs peu qualifiés doivent peut-être attendre plus longtemps avant de voir le niveau de leur salaire se rapprocher de celui des travailleurs standard. Si le salaire des travailleurs temporaires

augmente avec l'âge et le niveau de qualification, il progresse en effet plus lentement que celui des travailleurs standard. De ce fait, l'écart de salaire entre travailleurs temporaires et standard tend à se creuser à mesure que l'âge ou le niveau de qualification augmente. Il s'ensuit que les années d'expérience professionnelle peuvent ne pas être valorisées de la même manière pour les travailleurs temporaires et pour les travailleurs standard. Le fait d'avoir un niveau d'instruction plus élevé n'élimine pas le désavantage salarial subi par les travailleurs temporaires. Dans la plupart des pays, les travailleurs temporaires titulaires d'un diplôme universitaire subissent un lourd désavantage salarial comparativement à leurs homologues titulaires d'un contrat standard.

S'agissant des *travailleurs à temps partiel*, les résultats constatés dans les différents pays en ce qui concerne le désavantage salarial subi selon l'âge ou le niveau de qualification sont contrastés. Dans certains pays, comme l'Autriche, la Belgique, la Grèce et la Corée, le désavantage salarial subi par les hommes qui travaillent à temps partiel comparativement à leurs homologues qui exercent à temps plein est plus fort parmi les jeunes mais tend à diminuer voire à disparaître pour les travailleurs âgés. L'inverse est en revanche vrai en Irlande, en Italie et au Portugal. De même, le désavantage salarial subi par les travailleurs à temps partiel titulaires d'un contrat temporaire est fortement influencé par les cohortes qui ont un faible niveau d'instruction dans certains pays (Autriche, Belgique) ; ce n'est en revanche pas le cas dans d'autres pays, comme l'Allemagne, où le désavantage salarial subi par les travailleurs temporaires, relativement élevé, est plus ou moins le même, quel que soit le niveau de qualification.

Il existe un écart important entre hommes et femmes s'agissant du désavantage salarial dû au travail à temps partiel. En règle générale, parmi les travailleurs temporaires titulaires d'un contrat permanent, le désavantage est modéré voire négligeable pour les femmes, quels que soient leur âge ou leur niveau de qualification, tandis qu'il est manifeste pour les hommes. Dans la plupart des pays – l'Allemagne, l'Irlande et le Royaume-Uni faisant exception – les jeunes femmes qui exercent à temps partiel dans le cadre d'un contrat permanent bénéficient même d'un avantage salarial.

Les écarts de salaire entre travailleurs atypiques et travailleurs standard peuvent également être liés à des effets individuels inobservés tels que l'ambition ou les préférences. Ainsi, il est possible que les travailleurs atypiques perçoivent un salaire moins élevé simplement parce qu'ils sont moins productifs ou parce qu'ils préfèrent des modalités d'organisation du travail plus souples. La prise en compte de ces effets se traduit en général par une diminution de la différence de salaire horaire. Cette analyse a été réalisée pour quatre pays de l'OCDE, à savoir l'Australie, l'Allemagne, la Corée et le Royaume-Uni (tableau 4.3). Globalement, les *travailleurs temporaires* subissent encore un désavantage salarial dans trois des quatre pays, mais la différence de salaire horaire est plus faible, s'établissant à 5 % environ pour les hommes et à 8 % pour les femmes, toutes choses égales par ailleurs. En Australie, à caractéristiques similaires, il n'y a plus de différence de salaire horaire entre travailleurs atypiques et travailleurs standard.

Tableau 4.1. Estimations de l'écart de salaire (exprimé en logarithme) entre travailleurs standard et travailleurs atypiques, MCO groupés : Hommes

	AUS (HILDA)	AUT	BEL (GSOEP)	DEU (GSOEP)	ESP	GBR (BHPS)	GRC	HUN	IRL	ITA	KOR (KLIPS)	POL	PRT
Spécification (1)													
Emploi temporaire (ET)	-0.026***	-0.148***	-0.116***	-0.118***	-0.102***	-0.146***	-0.138***	-0.136***	-0.151***	-0.165***	-0.104***	-0.187***	-0.125***
Temps partiel emploi permanent (TPEP)	-0.088***	-0.055***	-0.051**	-0.239***	-0.100***	-0.174***	-0.116***	-0.074***	-0.075***	-0.194***	-0.063***	-0.070***	-0.146***
Temps partiel emploi temporaire (TPET)	-0.01	-0.051	-0.170***	-0.507***	-0.191***	-0.143***	-0.134***	-0.107***	-0.128***	-0.291***	-0.171***	-0.177***	-0.244***
Autres variables de contrôle													
Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Constante	3.108***	2.808***	2.861***	3.028***	2.416***	2.949***	2.486***	2.072***	2.407***	2.836***	2.683***	9.053***	1.147***
Nombre d'observations	25 449	22 817	3 799	62 434	46 520	19 051	42 703	16 557	24 886	12 838	67 237	21 572	42 964
Spécification (2)													
ET	-0.012	-0.129***	-0.133***	-0.190***	-0.167***	-0.144***	-0.157***	-0.142***	-0.156***	-0.201***	-0.170***	-0.099***	-0.206***
TPEP	-0.185***	-0.087***	-0.075**	-0.185***	-0.067***	-0.251***	-0.088***	-0.127***	-0.135***	-0.171***	-0.077***	-0.058	-0.105***
TPET	-0.098***	-0.023***	-0.166*	-0.560***	-0.164***	-0.023	-0.159***	-0.106***	-0.118*	-0.302***	-0.192***	0.053	-0.291***
Age 15-29	-0.246***	-0.181***	-0.173***	-0.207***	-0.159***	-0.254***	-0.244***	-0.240***	-0.135***	-0.266***	-0.205***	-0.191***	-0.215***
Age 50-64	0.008	0.097***	0.141***	0.072***	0.128***	0.008	-0.017***	-0.179***	0.015*	0.113***	0.128***	-0.081***	0.009
ET+âge 15-29	-0.013	-0.042	0.044	-0.040***	0.071***	0.024	0.019	0.091***	0.068***	0.089*	0.046***	-0.102***	0.100***
ET+âge 50-64	-0.044**	-0.043	-0.066	-0.045***	-0.091***	0.170***	0.014	-0.108***	0.001	0.097	-0.047***	0.067***	-0.045***
TPEP+âge 15-29	0.169***	-0.027	-0.147	-0.137***	-0.056	-0.019	0.054	-0.141***	0.159***	-0.136***	-0.159***	-0.068	-0.023
TPEP+âge 50-64	0.133***	0.158***	0.074	-0.062***	-0.059	0.141***	-0.063***	0.168***	0.08	-0.134***	-0.045***	0.160***	-0.089*
TPET+âge 15-29	0.132***	0.122	-0.028	0.152***	0.033	-0.098	0.038	0.079*	0.038	0.237***	0.127***	-0.452***	0.177***
TPET+âge 50-64	0.093***	0.419***	0.048	-0.123***	-0.086*	-0.210*	0.201*	-0.106*	-0.059	-0.105*	-0.096***	-0.146***	-0.111
Autres variables de contrôle													
Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Constante	3.109***	2.809***	2.863***	3.026***	2.412***	2.951***	2.487***	2.072***	1.410***	2.835***	2.684***	9.055***	1.146***
Nombre d'observations	25 449	22 817	3 799	62 434	46 520	19 051	42 703	16 557	24 886	12 838	67 237	21 572	42 964
Spécification (3)													
ET	-0.036***	-0.142***	-0.126***	-0.196***	-0.194***	-0.076***	-0.123***	-0.140***	-0.136***	-0.171***	-0.164***	-0.131***	-0.184***
TPEP	-0.064**	-0.067***	-0.110***	-0.236***	-0.157***	-0.151***	-0.184***	-0.113***	-0.105***	-0.121***	-0.089***	-0.069***	-0.032
TPET	-0.002	-0.041	-0.048***	-0.479***	-0.189***	-0.185***	-0.129***	-0.127***	-0.141***	-0.183***	-0.136***	-0.136***	-0.194***
Université au 2e cycle du secondaire (< 2e cycle)	-0.130***	-0.139***	-0.094***	-0.075***	-0.131***	-0.106***	-0.127***	-0.132***	-0.101***	-0.132***	-0.102***	-0.241***	-0.125***
Université (Univ.)	0.144***	0.124***	0.139***	0.154***	0.108***	0.162***	-0.139***	0.146***	0.339***	0.213***	0.198***	0.250***	0.198***
ET > 2e cycle	0.006	-0.03	0.02	0.007	0.083***	-0.092	-0.031	0.041***	-0.007	0.085	0.024***	0.225***	0.008
ET+Univ.	0.029*	-0.012	0.014	0.017	-0.012	-0.045	-0.037	-0.084***	-0.001	-0.093***	-0.039***	-0.200***	-0.027
TPEP < 2e cycle	-0.158***	-0.103***	0.024	-0.110***	0.104***	-0.071	0.044	0.043	0.114*	-0.124***	0.029*	0.133	0.176***
TPEP Univ.	0.019	0.108***	0.154***	0.028	0.037	-0.027	0.116***	0.081	0.089	-0.074	-0.050*	-0.151*	-0.132***
TPET < 2e cycle	0.018	-0.131	-0.048	-0.131***	0.029	0.052	0.304***	0.018	0.063	-0.104	-0.033	0.259***	0.056
TPET Univ.	-0.050**	0.04	0.152	-0.042	-0.044	0.08	0.334***	0.071	-0.046	-0.264***	-0.194***	-0.162***	0.217***
Autres variables de contrôle													
Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Constante	3.110***	2.810***	2.866***	3.027***	2.418***	2.948***	2.488***	2.073***	1.407***	2.830***	2.682***	9.053***	1.147***
Nombre d'observations	25 449	22 817	3 799	62 434	46 520	19 051	42 703	16 557	24 886	12 838	67 237	21 572	42 964

Note : Toutes les régressions contiennent des variables de contrôle de la tranche d'âge, du niveau d'instruction, de la situation matrimoniale, de la présence ou non d'enfants, de l'existence de problèmes de santé, ainsi que des variables indicatrices de la région de résidence, de la profession et de l'année. Pour l'Australie, l'emploi temporaire englobe les contrats occasionnels et les contrats à durée déterminée. Des erreurs types robustes ont été calculées. ***, **, * : significatif aux seuils de 1 %, 5 %, 10 % respectivement.

Source : Statistiques de l'Union européenne sur le revenu et les conditions de vie (EU-SILC, 2004-2012, *Household, Income and Labour Dynamics in Australia* (HILDA, 2001-2012), *Korean Labor and Income Panel Survey* (KLIPS 1999-2009).

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208952>

TOUS CONCERNÉS : POURQUOI MOINS D'INÉGALITÉ PROFITE À TOUS © OCDE 2015

Tableau 4.2. Estimations de l'écart de salaire (exprimé en logarithme) entre travailleurs standard et travailleurs atypiques, MCO groupés : Femmes

	AUS (HILDA)	AUT	DEU (GSOEP)	ESP	GBR (BHPS)	GRC	HUN	IRL	ITA (KLIPS)	KOR	POL	PRT
Spécification (1)												
Emploi temporaire (ET)	-0.033***	-0.137***	-0.106***	-0.220***	-0.152***	-0.121***	-0.151***	-0.141***	-0.171***	-0.152***	-0.167***	-0.156***
Temps partiel emploi permanent (TPEP)	0.050***	-0.024***	0.041***	-0.130***	-0.052***	-0.074***	-0.122***	-0.052***	-0.107***	-0.040***	-0.009	-0.011***
Temps partiel emploi temporaire (TPET)	0.014*	-0.116***	-0.188***	-0.332***	-0.106***	-0.152***	-0.122***	-0.149***	-0.163***	-0.150***	-0.171***	-0.101***
Autres variables de contrôle												
Constante	3.168***	2.834***	2.907***	2.225***	2.838***	2.275***	1.980***	2.338***	2.699***	2.491***	8.897***	1.096***
Nombre d'observations	25 184	19 876	3 229	58 159	37 378	19 656	45 292	13 023	24 766	13 179	54 202	14 260
Spécification (2)												
ET	-0.050***	-0.160***	-0.100***	-0.196***	-0.151***	-0.139***	-0.143***	-0.207***	-0.146***	-0.179***	-0.160***	-0.179***
TPEP	0.048***	-0.015**	0.041***	-0.115***	-0.054***	-0.085***	-0.149***	-0.074***	-0.107***	-0.115***	-0.025*	0.053***
TPET	-0.008	-0.118***	-0.182***	-0.329***	-0.114***	-0.244***	-0.119***	-0.172***	-0.029	-0.143***	-0.171***	-0.132***
Age 15-29	-0.162***	-0.221***	-0.212***	-0.200***	-0.188***	-0.213***	-0.199***	-0.262***	-0.145***	-0.302***	-0.233***	-0.239***
Age 50-64	-0.001	0.098***	0.167***	0.086***	0.135***	-0.015	-0.058***	-0.056***	0.096***	0.096***	0.158***	0.175***
ETâge 15-29	0.039*	0.067**	0.067**	0.078***	0.059***	0.063	-0.012	0.119***	0.031	0.061	0.029***	0.094***
ETâge 50-64	0.029	0.009	0.007	0.042**	-0.093***	0.018	0.009	-0.126***	-0.004	-0.095	-0.113***	0.072**
TPEP âge 15-29	-0.003	0.031	0.062*	-0.01	0.086***	0.044*	0.109***	0.098***	0.188***	0.097***	0.131***	0.055
TPEP âge 50-64	0.003	-0.048***	-0.060***	-0.042***	-0.037***	0.038***	0.058***	0.055***	-0.036*	-0.102***	-0.124*	-0.112***
TPET âge 15-29	0.067***	0.129***	0.250***	0.055***	0.098***	0.134***	-0.003	0.134***	-0.024	0.071	0.183***	0.098***
TPET âge 50-64	0.005	-0.087**	-0.340***	-0.054***	-0.080***	0.196***	-0.02	-0.068*	-0.078*	-0.126***	0.183***	-0.014
Autres variables de contrôle												
Constante	3.168***	2.678***	2.832***	2.900***	2.222***	2.842***	2.287***	1.982***	2.697***	2.485***	8.905***	1.094***
Nombre d'observations	25 184	19 876	3 229	58 159	37 378	19 656	45 292	13 023	24 766	13 179	54 202	14 260
Spécification (3)												
ET	-0.040***	-0.101***	-0.080*	-0.205***	-0.158***	-0.065	-0.163***	-0.181***	-0.146***	-0.109***	-0.159***	-0.197***
TPEP	0.042***	-0.028***	0.03	-0.141***	-0.084***	-0.088***	-0.118***	-0.073***	-0.029	-0.123***	-0.150***	-0.129***
TPET	0.020*	-0.109***	-0.163***	-0.350***	-0.103***	-0.202***	-0.155***	-0.098***	-0.093***	-0.218***	-0.150***	-0.036***
Intérieur au 2e cycle du secondaire (< 2e cycle)	-0.052***	-0.153***	-0.120***	-0.067***	-0.120***	-0.109***	-0.107***	-0.071***	-0.092***	-0.154***	-0.127***	-0.203***
Université (Univ.)	0.143***	0.195***	0.176***	0.092***	0.104***	0.181***	0.159***	0.191***	0.325***	0.200***	0.155***	0.297***
ET < 2e cycle	0.014	-0.036	0.051	-0.025	0.043***	0.004	0.031	0.043*	0.054**	-0.140*	0.029***	0.151***
ET Univ.	0.006	-0.101***	-0.006	-0.030*	-0.017	-0.095*	0.012	-0.054**	-0.031	-0.074	-0.003	-0.096***
TPEP < 2e cycle	-0.014	0.004	0.05	0.003	0.084***	0.074***	0.036***	0.049	-0.006	0.053*	0.021*	0.059
TPEP Univ.	0.028*	0.022	0.006	0.044***	0.002	0.012	-0.031***	0.068*	0.075*	0.011	0.042***	0.158***
TPET < 2e cycle	-0.039**	-0.016	-0.108*	0.028	0.067***	0.195*	0.019	0.011	0.061	0.094**	0.042***	-0.055*
TPET Univ.	0.012	-0.017	0.056	0.062***	-0.088***	0.076	0.015	-0.156***	0.111*	0.057	-0.096***	0.165***
Autres variables de contrôle												
Constante	3.168***	2.681***	2.834***	2.913***	2.224***	2.842***	2.273***	1.972***	1.339***	2.700***	2.488***	8.905***
Nombre d'observations	25 184	19 876	3 229	58 159	37 378	19 656	45 292	13 023	24 766	13 179	54 202	14 260

Note : Toutes les régressions contiennent des variables de contrôle de la tranche d'âge, du niveau d'instruction, de la situation matrimoniale, de la présence ou non d'enfants, de l'existence de problèmes de santé, ainsi que des variables indicatrices de la région de résidence, de la profession et de l'année. Pour l'Australie, l'emploi temporaire englobe les contrats occasionnels et les contrats à durée déterminée. Des erreurs types robustes ont été calculées. ***, **, * : significatif aux seuils de 1 %, 5 %, 10 % respectivement.

Source : Statistiques de l'Union européenne sur le revenu et les conditions de vie (EU-SILC, 2004-2012, fichiers transversaux), *British Household Panel Survey (BHPS, 1992-2009)*, Panel socio-économique pour l'Allemagne (GSOEP, 1999-2012), *Household, Income and Labour Dynamics in Australia (HILDA, 2001-2012)*, *Korean Labor and Income Panel Study (KLIPS, 1999-2009)*.

Après prise en compte des effets fixes individuels, le désavantage associé au *travail à temps partiel* disparaît, en particulier pour les travailleurs titulaires d'un contrat permanent, sauf pour les hommes en Allemagne. Il existe même un avantage salarial en Australie et, dans une moindre mesure, pour les femmes en Corée. À l'inverse, un désavantage salarial subsiste pour les travailleurs à temps partiel titulaires d'un contrat temporaire en Allemagne et en Corée (pour les femmes). En Australie, après prise en compte de l'hétérogénéité individuelle inobservée, on constate l'existence d'un avantage salarial non négligeable (compris entre 10 et 12 % pour les femmes et 18 et 24 % pour les hommes), ce qui pourrait peut-être s'expliquer par le fait que les entreprises doivent offrir une rémunération plus élevée pour attirer les travailleurs à temps partiel du fait que les taux d'imposition marginaux effectifs appliqués au second contributeur de revenu sont élevés (Booth et Wood, 2006).

Après prise en compte des effets inobservés, le travail atypique a des effets distincts sur le salaire en fonction de la tranche d'âge et du niveau de qualification. Dans trois pays dans lesquels les travailleurs temporaires subissent un désavantage salarial, celui-ci est plus lourd pour les jeunes. En Allemagne par exemple, les jeunes travailleurs temporaires de sexe masculin perçoivent un salaire inférieur de 11 % à celui des jeunes titulaires d'un contrat standard (cette différence est de 16 % pour les femmes). En revanche, l'écart de salaire est généralement plus limité dans les autres tranches d'âge – environ 5 % voire moins.

S'agissant du travail à temps partiel dans le cadre d'un contrat permanent, on ne constate pas de désavantage salarial évident pour les femmes, quels que soient leur âge et leur niveau de qualification ; chez les hommes, l'écart de salaire faible voire négligeable qui est observé masque deux effets contradictoires au sein de la population. En Corée par exemple, les hommes jeunes subissent un désavantage salarial (13 %) – comparativement à leurs homologues à plein temps – tandis que les travailleurs âgés bénéficient d'un avantage salarial (18 %). S'agissant du travail à temps partiel exercé dans le cadre d'un contrat temporaire, le désavantage salarial est aussi en général nettement plus élevé pour les jeunes, quel que soit leur sexe. Au Royaume-Uni au contraire, les travailleurs âgés (de sexe masculin) qui travaillent à temps partiel ont une probabilité plus forte de subir un désavantage salarial, percevant un salaire inférieur d'environ 10 % à celui des travailleurs du même âge titulaires d'un contrat standard. En Australie, tous les travailleurs à temps partiel bénéficient d'un avantage salarial, quels que soient leur âge et leur niveau de qualification.

En somme, quatre enseignements peuvent être tirés des constatations présentées dans cette partie. Premièrement, dans la majorité des pays, le travail temporaire à plein temps induit un désavantage salarial. Ce résultat est robuste, aussi bien dans les analyses réalisées à partir de données transversales que dans celles reposant sur des données de panel, et que l'on tienne compte ou non de l'hétérogénéité individuelle inobservée. Deuxièmement, les travailleurs à temps partiel – en particulier lorsqu'ils exercent dans le cadre d'un contrat temporaire – perçoivent généralement un salaire horaire plus faible que leurs homologues exerçant à plein temps dans le cadre d'un contrat régulier. Cependant, ce désavantage diminue voire disparaît lorsque les effets fixes inobservés sont pris en compte, ce qui laisse penser que les caractéristiques inobservables, par exemple les aptitudes ou préférences individuelles, exercent une influence sur l'écart de salaire dans le cas du travail à temps partiel. Troisièmement, l'ampleur de l'écart de salaire n'est pas la même pour tous les travailleurs atypiques. Dans nombre de pays, les plus pénalisés sont les jeunes, en particulier ceux qui travaillent dans le cadre d'un contrat temporaire. Enfin, le désavantage induit par le travail atypique est très variable selon les pays. En règle générale, les travailleurs temporaires à plein temps sont plus mal lotis en termes de salaire horaire en Autriche, et les personnes titulaires d'un emploi à temps partiel sont durement pénalisées en Allemagne tandis qu'elles bénéficient d'un avantage salarial en Australie.

Tableau 4.3. Estimation à effets fixes des écarts de salaire

	Hommes				Femmes			
	AUS (HILDA)	DEU (GSOEP)	KOR (KLIPS)	GBR (BHPS)	AUS (HILDA)	DEU (GSOEP)	KOR (KLIPS)	GBR (BHPS)
Spécification (1)								
Emploi temporaire (ET)	-0.001	-0.063***	-0.083***	-0.068***	0.008	-0.092***	-0.101***	-0.082***
Temps partiel emploi permanent (TPEP)	0.172***	-0.047**	-0.008	0.028	0.125***	-0.009	0.060*	-0.001
Temps partiel emploi temporaire (TPET)	0.172***	-0.242***	-0.012	0.004	0.139***	-0.048***	-0.074***	-0.011
Autres variables de contrôle	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Constante	2.872***	2.678***	8.852***	2.053***	2.775***	2.552***	8.487***	1.826***
Spécification (2)								
ET	0.007	-0.052***	-0.046**	-0.029	0.004	-0.051***	-0.079***	-0.035*
TPEP	0.178***	-0.003	0.013	0.112***	0.124***	-0.003	0.053	-0.014
TPET	0.174***	-0.156***	0.136***	0.047	0.145***	-0.036**	-0.056*	0.015
Age15-29	-0.001	-0.059***	-0.073***	-0.092***	-0.011	-0.055***	-0.062***	-0.056***
Age 50-64	-0.053***	-0.025***	-0.039**	-0.094***	-0.037***	-0.014*	-0.069***	-0.079***
ET âge 15-29	-0.024	-0.067***	-0.090***	-0.074***	-0.003	-0.130***	-0.078**	-0.102***
ET âge 50-64	0.005	0.016	-0.038	-0.019	0.029	0.017	0.022	-0.027
TPEP âge 15-29	-0.023	-0.092*	-0.157*	-0.063	-0.011	0.002	0.027	0.043***
TPEP âge 50-64	0.019	-0.078*	0.152	-0.218***	0.02	-0.01	0.037	0.035**
TPET âge 15-29	-0.02	-0.091	-0.296***	-0.047	-0.02	-0.064**	-0.121**	-0.069
TPET âge 50-64	0.038	-0.235***	-0.212**	-0.11	0.004	0.007	0.133**	0.002
Autres variables de contrôle	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Constante	2.872***	2.677***	8.842***	2.051***	2.778***	2.538***	8.487***	1.833***
Spécification (3)								
ET	0.008	-0.067***	-0.077***	-0.064***	-0.001	-0.071***	-0.148***	-0.118***
TPEP	0.155***	-0.053*	-0.052	-0.028	0.127***	-0.018*	0.031	-0.013
TPET	0.183***	-0.229***	-0.044	-0.137**	0.119***	-0.052***	-0.172***	-0.043
Inférieur au 2e cycle du secondaire (< 2e cycle)	-0.105***	-0.012	-0.077	-0.001	-0.050*	-0.028	-0.037	0.004
Université (Univ.)	0.081***	0.111***	0.092**	0.055***	0.106***	0.108***	0.04	0.057***
ET < 2e cycle	-0.019	0.031	0.058	-0.04	0.022	-0.017	0.147***	0.064
ET Univ.	-0.015	0.004	-0.136***	8	0.008	-0.055***	-0.019	0.049*
TPEP < 2e cycle	0.038	-0.07	0.159	0.08	-0.019	0.056**	0.016	0.055***
TPEP Univ.	0.024	0.046	0.079	0.074	0.004	0.013	0.132	0.001
TPET < 2e cycle	-0.005	-0.082	0.121	0.187**	0.003	0.072**	0.219***	0.063
TPET Univ.	-0.036	-0.02	0.028	0.215***	0.055**	-0.023	0.171**	0.063
Autres variables de contrôle	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Supplémentaires ¹	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Constante	2.869***	2.676***	8.852***	2.055***	2.782***	2.551***	8.503***	1.83***
Nombre d'observations	25 449	62 434	26 952	42 703	25 184	58 159	14 260	45 292
Nombre de groupes	5 015	12 340	5 557	5 889	5 156	12 061	4 382	6 294

Note : Toutes les régressions contiennent des variables de contrôle de la tranche d'âge, du niveau d'instruction, de la situation matrimoniale, de la présence ou non d'enfants, de l'existence de problèmes de santé, ainsi que des variables indicatrices de la région de résidence, de la profession et de l'année.

1. Pour les pays dans lesquels des panels nationaux ont été utilisés, les résultats tiennent compte de variables de contrôle supplémentaires – secteur d'activité, taille de l'entreprise et ancienneté dans l'emploi (Australie et Allemagne). Pour l'Australie, l'emploi temporaire englobe les contrats occasionnels et les contrats à durée déterminée. Des erreurs types robustes ont été calculées. ***, **, * : significatif aux seuils de 1 %, 5 %, 10 % respectivement.

Source : British Household Panel Survey (BHPS, 1992-2009), Panel socio-économique pour l'Allemagne (GSOEP, 1999-2012), Household, Income and Labour Dynamics in Australia (HILDA, 2001-2012), Korean Labor and Income Panel Study (KLIPS, 1999-2009).

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208974>

Une fois l'existence d'un désavantage salarial pour les travailleurs temporaires établie, il est important de chercher à savoir si ces travailleurs ont les mêmes chances voire plus de chances que ceux qui exercent dans le cadre d'un contrat standard de voir leur salaire évoluer à la hausse. En supposant qu'un emploi temporaire fasse office de période d'essai, le salaire faible perçu pendant cette période d'essai augmente par la suite, si bien que la perte de salaire à long terme devrait être limitée (Booth et al., 2002). La

conversion d'un emploi temporaire en emploi permanent (au sein de la même entreprise) devrait donc en principe aller de pair avec une mobilité ascendante du salaire. En outre, les travailleurs temporaires étant plus susceptibles de changer volontairement d'emploi du fait que leur contrat est de courte durée, ils ont peut-être davantage de chances de pouvoir tirer parti de possibilités d'emploi plus lucratives que les travailleurs permanents, moins mobiles (Amuedo-Dorantes et Serrano-Padial, 2007). Le tableau 4.4 présente une analyse de la mobilité des travailleurs temporaires en termes de contrat et de revenu du travail¹³.

En moyenne, entre environ un tiers et la moitié des travailleurs à temps plein ont changé de quintile de revenu au cours de l'année (tableau 4.4). Toutefois, une large majorité de travailleurs sont restés dans le même quintile, qu'ils aient ou non changé de contrat de travail. Ce résultat est confirmé par des études se rapportant à l'Australie et à plusieurs pays d'Europe, qui mettent en évidence, en particulier, une forte dépendance d'état des travailleurs percevant un bas salaire (Buddelemyer et al., 2010 ; Cappellari et Jenkins, 2008 ; Mosthaf, 2011 ; Stewart, 2007 ; Uhendorff, 2006). En général, la mobilité salariale ascendante est plus importante parmi les travailleurs qui passent d'un emploi temporaire à un emploi permanent. En Belgique, en Estonie, en France et en Corée, par exemple, environ un travailleur temporaire qui a accédé à un emploi standard sur trois a vu son revenu du travail progresser. Les données ne permettent cependant pas de déterminer s'il y a eu à la fois changement de type de contrat et changement d'employeur. Il est par conséquent difficile de se prononcer sur le point de savoir si cette progression salariale s'explique par une amélioration de la productivité des travailleurs concernés, les personnes qui se révèlent performantes après avoir été initialement recrutées dans le cadre d'un contrat temporaire se voyant par la suite offrir un poste permanent au sein de l'entreprise, où si elle est due à la recherche (plus intensive), de la part des travailleurs concernés, d'un emploi correspondant mieux à leur profil. Selon la même logique, le passage d'un emploi standard à un emploi temporaire se traduit souvent par une diminution du revenu du travail (en particulier en Estonie et en Corée).

L'accès à un emploi standard se traduit généralement par une hausse de salaire mais il y a des exceptions. En Hongrie, en Espagne et en République slovaque par exemple, près d'un travailleur sur deux a changé de quintile de revenu en passant d'un emploi temporaire à un emploi standard, mais la moitié de ces travailleurs a vu son salaire augmenter tandis que l'autre moitié l'a vu régresser.

Enfin, dans plusieurs pays (Autriche, République tchèque et Corée), les travailleurs temporaires qui ont continué de travailler dans le cadre du même type de contrat ont vu leur salaire évoluer dans l'une ou l'autre direction (mobilité ascendante et descendante), ce qui est le signe d'une plus grande instabilité des salaires au sein de cette catégorie de travailleurs. C'est en Estonie que le salaire a le plus souvent évolué à la baisse, plus de 41 % des travailleurs qui ont continué d'exercer dans le cadre d'un contrat temporaire ayant vu leur salaire diminuer, reculant d'un ou de plusieurs quintiles sur l'échelle des salaires.

Tableau 4.4. Changement de contrat de travail et mobilité salariale, moyenne pour les périodes couvertes par les panels

Australie (HILDA)					Autriche				
Transition	Mobilité descendante	Stabilité	Mobilité ascendante	Total	Transition	Mobilité descendante	Stabilité	Mobilité ascendante	Total
ES-ES	15.6	66.8	17.6	100	ES-ES	27.0	54.4	18.6	100
ES-ET	20.6	55.4	24.1	100	ES-ET	28.3	43.3	28.3	100
ET-ES	17.8	57.5	24.7	100	ET-ES	27.7	45.5	26.8	100
ET-ET	18.2	61.2	20.7	100	ET-ET	28.4	44.4	27.2	100
Belgique					République tchèque				
Transition	Mobilité descendante	Stabilité	Mobilité ascendante	Total	Transition	Mobilité descendante	Stabilité	Mobilité ascendante	Total
ES-ES	16.8	64.6	18.6	100	ES-ES	19.2	63.6	17.3	100
ES-ET	24.8	47.5	27.7	100	ES-ET	21.3	54.2	24.5	100
ET-ES	14.6	54.2	31.2	100	ET-ES	18.9	58.5	22.5	100
ET-ET	17.3	58.9	23.9	100	ET-ET	21.2	58.5	20.3	100
Estonie					France				
Transition	Mobilité descendante	Stabilité	Mobilité ascendante	Total	Transition	Mobilité descendante	Stabilité	Mobilité ascendante	Total
ES-ES	22.7	59.0	18.3	100	ES-ES	9.4	79.2	11.5	100
ES-ET	35.6	36.6	27.7	100	ES-ET	16.4	60.6	23.0	100
ET-ES	23.5	43.5	33.1	100	ET-ES	13.5	55.0	31.5	100
ET-ET	41.2	45.6	13.2	100	ET-ET	13.9	66.2	19.9	100
Allemagne (GSOEP)					Grèce				
Transition	Mobilité descendante	Stabilité	Mobilité ascendante	Total	Transition	Mobilité descendante	Stabilité	Mobilité ascendante	Total
ES-ES	11.3	73.9	14.8	100	ES-ES	11.8	74.6	13.6	100
ES-ET	15.1	67.8	17.1	100	ES-ET	14.8	66.6	18.7	100
ET-ES	11.2	68.7	20.1	100	ET-ES	16.2	66.7	17.2	100
ET-ET	12.2	69.8	18.1	100	ET-ET	15.5	67.2	17.3	100
Hongrie					Italie				
Transition	Mobilité descendante	Stabilité	Mobilité ascendante	Total	Transition	Mobilité descendante	Stabilité	Mobilité ascendante	Total
ES-ES	19.1	64.3	16.6	100	ES-ES	13.1	71.8	15.1	100
ES-ET	23.0	55.6	21.4	100	ES-ET	20.7	56.1	23.3	100
ET-ES	21.4	58.5	20.1	100	ET-ES	14.6	60.3	25.1	100
ET-ET	21.1	53.1	25.7	100	ET-ET	16.9	57.1	25.9	100
Corée (KLIPS)					Luxembourg				
Transition	Mobilité descendante	Stabilité	Mobilité ascendante	Total	Transition	Mobilité descendante	Stabilité	Mobilité ascendante	Total
ES-ES	17.2	63.0	19.8	100	ES-ES	11.4	75.8	12.9	100
ES-ET	35.1	45.5	19.5	100	ES-ET	24.1	52.1	23.8	100
ET-ES	14.5	48.3	37.3	100	ET-ES	13.1	63.1	23.8	100
ET-ET	21.7	57.2	21.1	100	ET-ET	16.9	63.6	19.5	100
Pologne					Portugal				
Transition	Mobilité descendante	Stabilité	Mobilité ascendante	Total	Transition	Mobilité descendante	Stabilité	Mobilité ascendante	Total
ES-ES	16.7	67.1	16.2	100	ES-ES	13.8	72.6	13.6	100
ES-ET	24.4	54.2	21.4	100	ES-ET	18.1	57.1	24.8	100
ET-ES	20.1	55.15	24.7	100	ET-ES	13.8	66.2	20.0	100
ET-ET	20.0	56.4	23.7	100	ET-ET	15.4	61.9	22.8	100
Espagne					République slovaque				
Transition	Mobilité descendante	Stabilité	Mobilité ascendante	Total	Transition	Mobilité descendante	Stabilité	Mobilité ascendante	Total
ES-ES	17.3	67.4	15.3	100	ES-ES	20.6	59.7	19.7	100
ES-ET	23.7	49.7	26.6	100	ES-ET	23.3	50.5	26.2	100
ET-ES	23.1	54.3	22.6	100	ET-ES	22.9	52.4	24.8	100
ET-ET	24.6	51.8	23.6	100	ET-ET	23.8	54.0	22.3	100
Royaume-Uni (BHPS)									
Transition	Mobilité descendante	Stabilité	Mobilité ascendante	Total					
ES-ES	12.0	72.1	16.0	100					
ES-ET	23.6	54.6	21.8	100					
ET-ES	19.4	54.6	26.2	100					
ET-ET	16.0	60.4	23.6	100					

Note : ES : emploi permanent à plein temps standard ; ET : emploi temporaire à plein temps. Il y a mobilité ascendante dès lors qu'une personne a gagné au moins un quintile sur l'échelle du revenu du travail entre l'année $t-1$ et l'année t ; il y a mobilité descendante dès lors qu'elle a perdu un quintile. Il y a stabilité en l'absence de changement de quintile. Pour l'Australie, l'emploi temporaire englobe les contrats occasionnels et les contrats à durée déterminée.

Source : British Household Panel Survey (BHPS, 1992-2009) pour le Royaume-Uni, Panel socio-économique pour l'Allemagne (GSOEP, 1999-2012) pour l'Allemagne, Statistiques de l'Union européenne sur le revenu et les conditions de vie (EU-SILC, 2004-2012) pour les autres pays européens, Household, Income and Labour Dynamics in Australia (HILDA, 2001-2012) pour l'Australie, Korean Labor and Income Panel Study (KLIPS, 1999-2009) pour la Corée.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/88893208988>

L'emploi atypique constitue-t-il un tremplin ?

Comme l'a montré l'analyse, le travail temporaire et, dans certains pays, le travail à temps partiel exercé par les hommes, donnent lieu à un fort désavantage salarial, même après prise en compte des caractéristiques observées et inobservées des travailleurs. Dans le même ordre d'idée, il importe d'examiner si cet écart de salaire a une incidence durable sur les salaires tout au long de la vie professionnelle ou si la rémunération des travailleurs temporaires finit par rattraper celle des travailleurs qui ont trouvé un emploi permanent plus tôt dans leur carrière. Les périodes d'emploi peu rémunéré peuvent conduire à une dépréciation du capital humain et compromettre ainsi les chances des personnes concernées de trouver un poste mieux rémunéré et, par conséquent, les condamner à exercer durablement des emplois à bas salaire. D'un autre côté, le non-emploi peut induire une perte de capital humain plus lourde et a des conséquences sur la suite de la carrière. Par conséquent, on avance souvent que le fait de trouver un emploi quel qu'il soit, même s'il est mal payé ou précaire ou s'il ne comporte qu'un petit nombre d'heures de travail, améliore les perspectives professionnelles et salariales. Selon cet argument, les emplois atypiques peuvent permettre aux chômeurs d'accéder à des postes plus stables. Cette sous-partie examine si l'emploi temporaire joue effectivement ce rôle de « tremplin » à court terme.

Les conclusions des études consacrées à la question de savoir si les formes atypiques d'emploi constituent un tremplin ou un frein sur le marché du travail diffèrent selon les pays et selon la forme d'emploi atypique considérée. Selon certaines de ces études, *l'emploi temporaire* constitue souvent un tremplin vers l'emploi permanent (Gagliarducci, 2005 ; Ichino et al., 2008). Toutefois, elles n'aboutissent pas aux mêmes conclusions s'agissant du type de contrat temporaire et autres caractéristiques des travailleurs. Par exemple, au Royaume-Uni, une forte proportion de personnes titulaires d'un contrat à durée déterminée accède à un emploi permanent mais cette proportion est beaucoup plus faible parmi les travailleurs titulaires d'un contrat saisonnier ou occasionnel, surtout lorsqu'ils travaillent à temps partiel (Booth et al., 2002). Des études relatives aux États-Unis (Autor et Houseman, 2005), à l'Espagne (Amuedo-Dorantes, 2000 ; Esteban-Pretel et al., 2009) et au Japon (Yu, 2011) constatent également que les travailleurs temporaires et le personnel occasionnel ont des perspectives professionnelles plus sombres.

L'analyse réalisée pour 17 pays de l'OCDE corrobore le plus souvent la thèse selon laquelle l'emploi atypique – quoique seulement certaines formes, en particulier *l'emploi temporaire* – agirait comme un tremplin, tout du moins à court terme. Les estimations présentées par le graphique 4.11 mesurent l'effet marginal de la situation professionnelle au cours de l'année précédente sur la probabilité d'occuper un emploi standard. Le groupe témoin est formé de chômeurs, ce qui signifie que les chiffres indiqués pour les travailleurs temporaires, les salariés à temps partiel, les travailleurs indépendants et les inactifs correspondent à la différence entre la probabilité de ces personnes d'accéder à un emploi standard au cours de l'année suivante et cette probabilité pour des chômeurs présentant des caractéristiques analogues.

Encadré 4.3. Estimation de la probabilité de transition sur le marché du travail

Comme il est difficile de distinguer les effets de l'exercice d'un emploi donné (c'est-à-dire de déterminer si le fait d'occuper un emploi atypique entraîne une dépréciation du capital humain) des caractéristiques et motivations qui conduisent les individus à choisir cet emploi (c'est-à-dire de déterminer si les individus occupent un emploi atypique par choix), l'hypothèse selon laquelle le travail atypique serait un « tremplin » vers l'emploi est difficile à tester de manière empirique.

Pour tester cette hypothèse, il faut isoler l'effet causal de l'exercice d'un emploi atypique (dépendance d'état*) pour le distinguer de l'incidence des facteurs confondants, tels que les différences de niveau d'instruction et de motivation entre travailleurs atypiques et standard (hétérogénéité inobservée). L'analyse réalisée pour les besoins de cette sous-partie porte sur 17 pays de l'OCDE.

On analyse les transitions entre différents états et la question de la dépendance d'état à l'aide d'un modèle probit dynamique. Ce modèle estime la probabilité conditionnelle d'occuper un emploi standard à la date t , en fonction de la situation professionnelle antérieure (L_{it-1}) et des caractéristiques démographiques (X_{it}), tout en tenant compte de l'hétérogénéité individuelle inobservée (δ_i). Sa forme générale est la suivante :

$$\Pr(L_{it} = 1 | L_{it-1}, X_{it}, \delta_i) = \Phi(L_{it-1}'\phi + X_{it}'\beta + \delta_i). \quad (1)$$

Pour estimer le modèle dynamique, il faut tenir compte du problème des conditions initiales : la situation professionnelle d'un individu au démarrage du panel n'est pas distribuée de manière aléatoire et est influencée par des facteurs d'hétérogénéité individuelle inobservée (δ_i). La non-prise en compte de ce problème conduit à surestimer la dépendance d'état. De fait, la prise en compte de la situation professionnelle initiale, des caractéristiques démographiques et du revenu du ménage se traduit par de fortes baisses des coefficients de la variable retardée de situation professionnelle. En d'autres termes, la non-prise en compte des conditions initiales fausserait fortement les estimations. Suivant Wooldridge (2002), on paramètre la distribution des effets individuels sous la forme d'une fonction linéaire de la situation professionnelle initiale lors de la première vague du panel et de la moyenne temporelle des régresseurs, en présupposant une distribution conditionnelle normale :

$$\delta_i = c_0 + L_{i0}'\rho + \bar{X}_i'\nu + \xi_i. \quad (2)$$

En intégrant (2) à (1) par substitution :

$$\Pr(L_{it} = 1 | L_{it-1}, X_{it}, \delta_i) = \Phi(L_{it-1}'\phi + X_{it}'\beta + c_0 + L_{i0}'\rho + \bar{X}_i'\nu + \xi_i). \quad (3)$$

S'agissant de la probabilité d'occuper un emploi standard, la situation professionnelle antérieure inclut des variables indicatrices retardées de l'emploi standard, de l'emploi atypique (temporaire, temps partiel, travail indépendant) et de l'inactivité. Les coefficients de la variable indicatrice de l'emploi atypique au moment $t-1$ doivent s'interpréter comme la différence entre la probabilité d'occuper un emploi standard lors de la vague t comparativement à la probabilité d'être au chômage au moment $t-1$. Outre la situation antérieure sur le marché du travail, l'estimation tient compte de caractéristiques individuelles (X) et des conditions initiales (L_{i0} et \bar{X}). Les caractéristiques individuelles sont l'âge, le niveau d'instruction, la situation matrimoniale, un indicateur de l'état de santé autodéclaré, le revenu du ménage et le lieu de résidence (ainsi que les effets annuels).

Une autre possibilité consiste à estimer une seule équation (un modèle logit multinomial dynamique) pour mesurer *toutes* les transitions professionnelles simultanément (voir, par exemple, Buddelmeyer et Wooden, 2011). Il serait ainsi possible de corrélérer l'hétérogénéité individuelle (δ_i) avec les différents choix relatifs au marché du travail. Par souci de simplicité, dans la présente étude, nous considérons les situations professionnelles comme des choix indépendants et estimons l'équation (3) dans un cadre univarié. En d'autres termes, nous faisons appel à deux modèles probit distincts pour estimer la probabilité de transition vers l'emploi standard et vers le non-emploi.

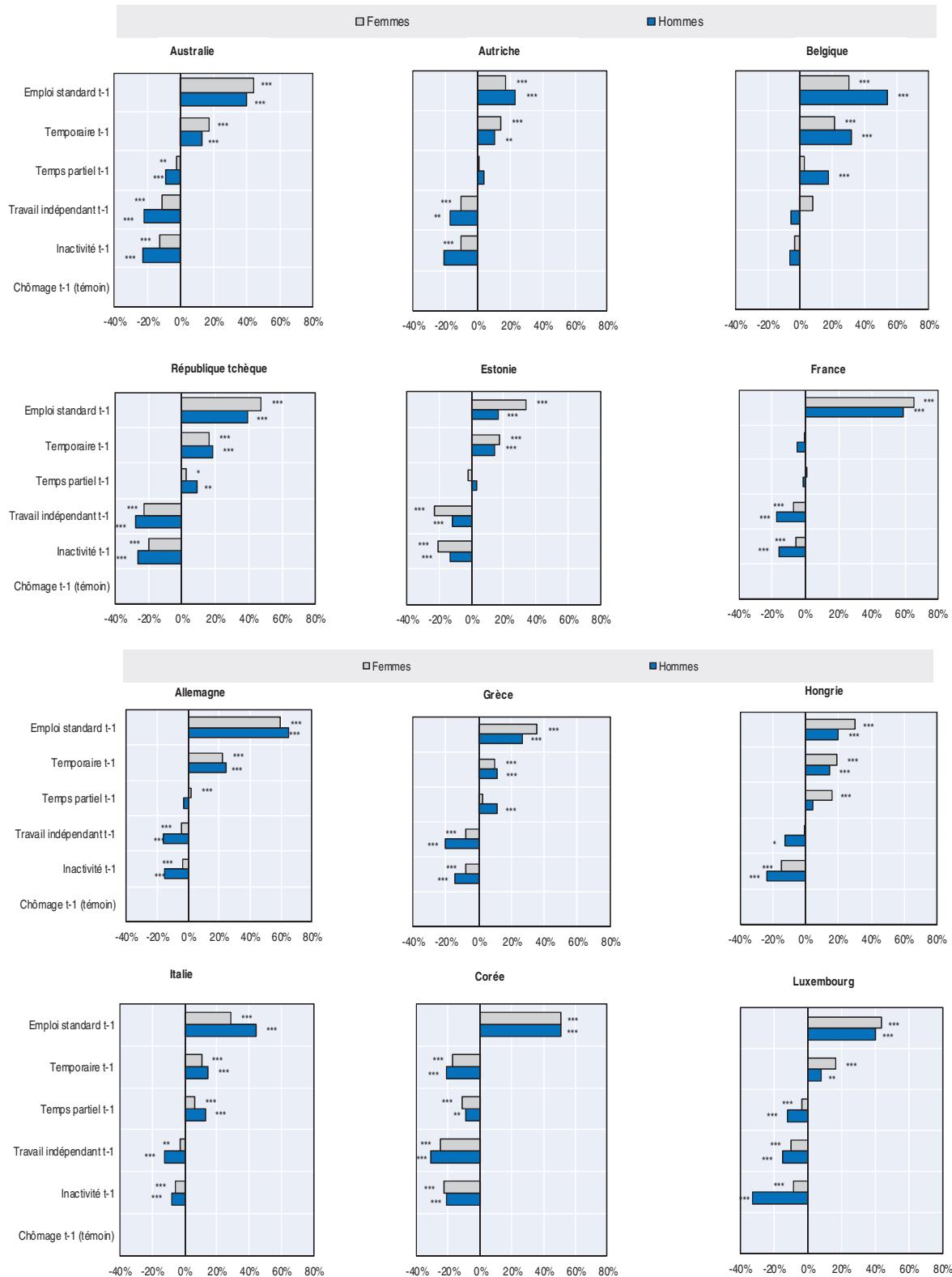
* Il y a dépendance d'état lorsque des individus qui ont vécu un événement par le passé sont plus susceptibles de le revivre à l'avenir que des individus présentant les mêmes caractéristiques mais n'ayant pas vécu cet événement (Heckman, 1981).

Dans la plupart des pays, les salariés temporaires à plein temps ont une probabilité plus forte d'accéder à un emploi standard que les chômeurs. En Belgique par exemple, la probabilité des hommes d'accéder à un emploi standard durant la période en cours s'établit à 32 points de pourcentage. Cet effet tremplin du travail temporaire est également évident en République tchèque, en Allemagne, au Portugal et au Royaume-Uni, de même qu'en République slovaque pour les femmes. La France fait figure d'exception, les femmes titulaires d'un contrat temporaire ayant la même probabilité d'accéder à un emploi standard que les chômeurs, et les hommes une probabilité légèrement plus faible. La Corée se démarque également des autres pays, les travailleurs titulaires d'un contrat temporaire, quel que soit leur sexe, ayant moins de chances d'accéder à un emploi standard que les chômeurs¹⁴. D'autres travaux se rapportant aux pays de l'OCDE montrent cependant que les taux de transition demeurent faibles quand la période considérée est plus longue et que les inégalités risquent de persister. Ainsi, moins de 50 % des travailleurs titulaires d'un contrat temporaire au cours d'une année donnée sont susceptibles de travailler à plein temps dans le cadre d'un contrat permanent trois ans plus tard (OCDE, 2014). Dans beaucoup de pays, les travailleurs temporaires d'âge très actif ou âgés ont davantage de chances de bénéficier d'un « effet tremplin » que leurs homologues plus jeunes (Chen et al., 2015).

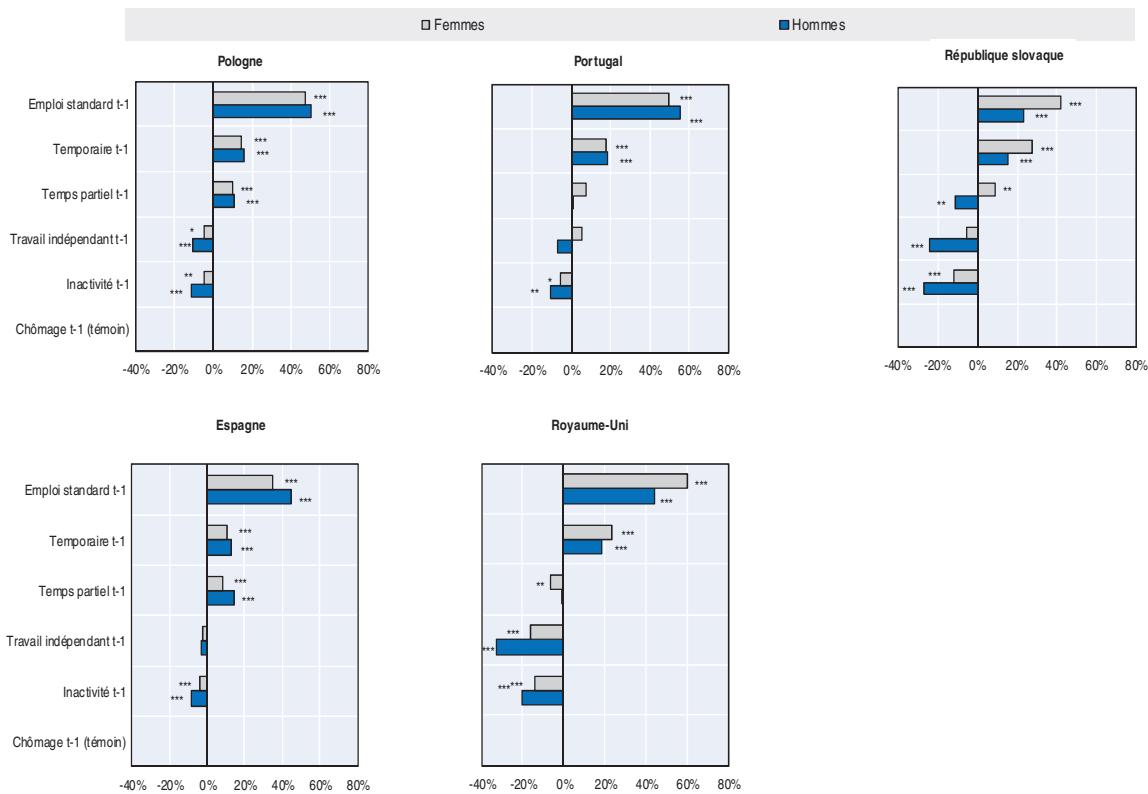
En revanche, les personnes qui occupent un poste à *temps partiel* ou exercent une activité *indépendante* n'ont pas nécessairement plus de chances que les chômeurs d'accéder à un emploi permanent à plein temps. La probabilité observable des travailleurs à temps partiel n'est plus élevée par rapport à celle des chômeurs que dans un tiers des pays étudiés environ, notamment en Belgique et en Espagne pour les hommes et en Hongrie pour les femmes. Dans plusieurs pays, comparativement au chômage, l'exercice d'un travail à temps partiel réduit la probabilité d'accéder à un emploi standard ; c'est le cas en Australie, en Corée et au Luxembourg pour les hommes et les femmes (ainsi qu'en Allemagne et en République slovaque pour les hommes et au Royaume-Uni pour les femmes). Ces résultats corroborent les constatations d'autres études, qui montrent que le travail à temps partiel n'est utilisé comme un tremplin que dans de très rares cas et que le pourcentage de travailleurs à temps partiel qui continuent d'exercer à temps partiel est élevé, les deux tiers de ces travailleurs environ restant à temps partiel pendant plus d'un an (OCDE, 2010).

S'agissant de l'autre dimension de la qualité de l'emploi¹⁵ qu'est la sécurité de l'emploi, les travailleurs atypiques sont également dans une situation moins favorable que les salariés permanents à plein temps. La sécurité de l'emploi, mesurée par la probabilité de perdre son emploi au cours des six mois à venir, diffère fortement selon le type d'emploi : les travailleurs atypiques ont une probabilité plus de deux fois plus forte de perdre leur emploi dans les six mois à venir que les travailleurs standard (Chen et al., 2015). Le fait d'avoir occupé un emploi temporaire et non un emploi standard augmente la probabilité d'être au chômage dans pratiquement tous les pays, en particulier pour les hommes (annexe 4.A3, graphique 4.A3.1). Par ailleurs, le travail à temps partiel et le travail indépendant augmentent le risque de sortie du marché du travail. De fait, le travail à temps partiel est associé à un risque d'inactivité plus élevé que le travail standard dans environ les trois quarts des pays, l'écart s'établissant à 4.5 points de pourcentage en moyenne. De plus, dans certains pays, les travailleurs temporaires et les salariés à temps partiel subissent un désavantage à la fois sur le plan du salaire et sur le plan de la sécurité, ce qui peut les exposer à un risque de pauvreté plus grand. En effet, en plus de travailler dans le cadre de contrats plus précaires, ils sont moins bien couverts par le système d'assurance chômage parce qu'ils ont travaillé moins longtemps (ou accompli moins d'heures de travail dans le cas des salariés à temps partiel) et ont de ce fait moins de chances de remplir les conditions requises pour bénéficier de ce régime d'assurance (OCDE, 2010 ; OCDE, 2014).

Graphique 4.11. Influence de la situation professionnelle antérieure sur la probabilité d'occuper un emploi standard



Graphique 4.11. Influence de la situation professionnelle antérieure sur la probabilité d'occuper un emploi standard (suite)



Note : Effets marginaux de la situation professionnelle antérieure sur la probabilité d'occuper un emploi standard obtenus au moyen d'un modèle probit dynamique à effets aléatoires tenant compte des conditions initiales. ***, **, * : significatif aux seuils de 1 %, 5 %, 10 % respectivement.

Les échantillons incluent les personnes présentes dans au moins trois vagues consécutives et âgées de 15 à 64 ans, hors retraités. Pour l'Australie, l'emploi temporaire englobe les contrats occasionnels et les contrats à durée déterminée.

Toutes les régressions incluent des variables indicatrices de la région, de l'année, de la tranche d'âge, de la présence ou non d'enfants, de l'existence ou non de problèmes de santé, de la situation matrimoniale et du niveau d'instruction – qui peut être faible ou élevé (niveaux 0 à 2 et 5 à 6 de la Classification internationale type de l'enseignement, CITE) – et du revenu net équivalent du ménage. Pour modéliser les conditions initiales, on a inclus des variables indicatrices de la situation professionnelle initiale et des moyennes des régresseurs variant dans le temps, suivant la méthode proposée par Wooldridge (2002). Pour déterminer si l'introduction de variables de contrôle supplémentaires modifie les probabilités de transition, on a estimé des régressions séparées pour les pays pour lesquels des variables supplémentaires étaient disponibles (ancienneté dans l'emploi, durée totale de l'expérience professionnelle depuis la fin de la scolarité à plein temps et son carré et proportion de travailleurs immigrés pour l'Australie, indicateur de l'origine ethnique pour le Royaume-Uni et indicateur de la situation de migrant et de l'expérience professionnelle pour l'Allemagne). Les résultats obtenus sont très proches des estimations issues de la spécification de référence.

Source : British Household Panel Survey (BHPS, 2004-2009) pour le Royaume-Uni, Panel socio-économique pour l'Allemagne (GSOEP, 2004-2012) pour l'Allemagne, Statistiques de l'Union européenne sur le revenu et les conditions de vie (EU-SILC, 2004-2012) pour les autres pays européens, Household, Income and Labour Dynamics in Australia (HILDA, 2004-2012) pour l'Australie, Korean Labor and Income Panel Study (KLIPS, 2004-2009) pour la Corée.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208120>

S'agissant de l'environnement de travail, les différences entre travailleurs atypiques et travailleurs standard sont très variables selon le type de contrat, notamment en ce qui concerne la formation, à laquelle tous les travailleurs atypiques ont moins accès que les

autres. Comparativement aux travailleurs standard, les travailleurs temporaires à plein temps et les salariés à temps partiel ont une probabilité inférieure de respectivement 20 % et 40 % de bénéficier d'une formation ; cette probabilité est légèrement plus faible pour les travailleurs à temps partiel titulaires d'un contrat permanent que pour les travailleurs standard (Chen et al., 2015). Du point de vue de l'efficience financière, dans le cas des travailleurs temporaires ou de travailleurs qui ont des liens distendus avec le marché du travail, il peut être peu efficient pour les travailleurs concernés d'investir dans l'acquisition de capital humain spécifique ou pour les entreprises de leur proposer une formation spécifique à l'entreprise. En Europe, dans 40 % des pays, les travailleurs temporaires indiquent un peu plus souvent avoir à respecter des délais serrés dans le cadre de leur travail (Chen et al., 2015). Les travailleurs temporaires signalent également plus souvent une tension au travail, généralement liée à la fois à un niveau de demandes professionnelles plus élevé et à un niveau de ressources professionnelles plus faible : ainsi, ils indiquent être davantage exposés à des facteurs de risque pour la santé et à un problème d'intimidation sur le lieu de travail, tandis qu'ils ont moins d'autonomie dans leur travail et de possibilités de développement de leurs compétences, et ont moins de soutien de la part de leurs collègues (OCDE, 2014). En revanche, la tension au travail est moins fréquente parmi les travailleurs à temps partiel, les demandes professionnelles auxquelles ils sont soumis étant plus faibles.

Quelle est l'incidence du travail atypique sur la distribution globale du revenu du travail ?

Les sous-parties précédentes portaient sur le désavantage salarial subi par les travailleurs atypiques qui se situent au niveau médian de l'échelle des emplois, mais les données sur la polarisation de l'emploi montrent que le travail atypique a progressé à la fois à l'extrême inférieure et au sommet de cette échelle. Cette section porte donc sur l'écart de salaire à tous les niveaux de l'échelle des emplois, l'objectif étant d'examiner s'il existe des écarts de salaire d'une ampleur similaire à tous les niveaux de l'échelle puis d'établir un lien avec les inégalités de salaire. L'analyse présentée ci-après vise à déterminer si une progression du travail atypique va de pair avec une augmentation du nombre de travailleurs dans les segments inférieurs de l'échelle du revenu du travail, ce qui aggraverait les inégalités de revenu.

Selon toute vraisemblance, l'incidence du travail atypique sur la distribution globale des salaires dépend de la plus ou moins grande surreprésentation des travailleurs atypiques dans certaines parties de cette distribution. Le graphique 4.12, partie A confirme que les travailleurs atypiques (hors travailleurs indépendants) sont plus nombreux dans la partie inférieure de l'échelle, plus particulièrement dans les trois déciles inférieurs¹⁶. Plus de la moitié des salariés qui se situent dans le décile situé à l'extrême inférieure sont des travailleurs atypiques et cette proportion atteint plus des deux tiers en Allemagne et au Canada. À l'inverse, le pourcentage de travailleurs atypiques est inférieur à 15 % dans le décile supérieur. Il est particulièrement faible en Hongrie (5 %), de même qu'en Espagne et en Corée (8-9 %).

Dans pratiquement tous les pays, l'écart de revenu entre travailleurs atypiques et travailleurs standard est nettement plus grand en bas de l'échelle des salaires, ce qui est une manifestation du phénomène dit du « plancher collant ». Le graphique 4.12, partie B, réalisé au moyen de modèles de régression quantile inconditionnelle (voir l'encadré 4.4), met en évidence les variations du désavantage salarial induit par une augmentation marginale du travail atypique à différents niveaux de l'échelle des salaires. En moyenne, une augmentation de la part du travail atypique se traduit par une diminution du logarithme des salaires horaires de 18 % à 24 % environ dans les quatre déciles inférieurs

de la distribution. L'écart de salaire diminue à chaque décile situé entre le milieu et le sommet de la distribution et devient quasiment nul dans le décile supérieur. La forme et l'ampleur de l'écart corroborent les travaux antérieurs sur les contrats temporaires (Bosio, 2014 ; Mertens et al., 2007 ; Santangelo, 2011). De ce fait, toute augmentation de la part du travail atypique devrait, puisqu'elle creuse les inégalités en bas de l'échelle et a un effet neutre dans le décile supérieur, creuser les inégalités globales de salaire.

Encadré 4.4. Évaluer l'impact du travail atypique le long de l'échelle du revenu du travail

L'impact du travail atypique sur les différents déciles de l'échelle du revenu du travail et les conséquences qui en résultent sur les inégalités ont été analysés à l'aide de régressions quantiles inconditionnelles, suivant la méthode introduite par Firpo et al. (2007) puis développée par Fortin *et al.* (2010).

Cette méthode fait appel à des régressions dans lesquelles la variable dépendante est une transformation, à savoir la fonction d'influence recentrée (*Recentered Influence Function* ou RIF) de la variable de résultat – quantile inconditionnel. Chaque quantile de revenu est régressé sur le travail atypique, l'âge (et son carré), le sexe, le niveau d'instruction, le secteur d'activité et la profession, de même que sur des variables de contrôle de la région.

Alors que la régression quantile conditionnelle permet à l'estimation d'une caractéristique de varier selon le quantile conditionnel d'un individu, que l'on peut assimiler à la position de l'individu en question dans une distribution théorique au sein de laquelle tous les autres individus possèdent les mêmes caractéristiques observables, les régressions quantiles inconditionnelles permettent d'évaluer l'impact d'un petit déplacement dans la distribution d'une variable d'intérêt sur l'ensemble de la distribution (inconditionnelle) de la variable dépendante.

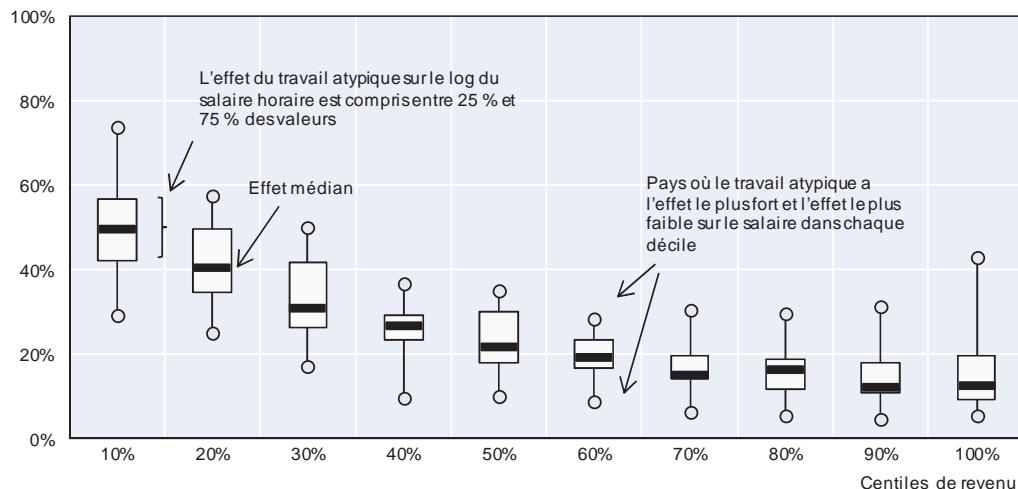
Le coefficient de la variable indicatrice du travail atypique obtenu au moyen d'une régression quantile inconditionnelle donne une estimation de l'impact du travail atypique sur les inégalités parce qu'il indique si le travail atypique a un effet différent à différents niveaux de la distribution. La régression quantile inconditionnelle présente toutefois l'inconvénient de ne pas permettre de prendre en compte l'endogénéité du choix du travail atypique.

Les écarts de revenu du travail sont plus grands en bas de l'échelle mais il existe des disparités selon les pays (annexe 4.A3, graphique 4.A3.2). Dans un groupe de pays, dont l'Australie, la Grèce et le Luxembourg, le travail atypique est associé à un salaire plus faible dans la partie inférieure de l'échelle des revenus, tandis que ce désavantage disparaît dans les déciles supérieurs pour se transformer en avantage salarial dans le décile le plus élevé. Dans d'autres pays, notamment en Allemagne, en Hongrie, en Italie et en Espagne, le travail atypique entraîne une baisse des salaires dans la quasi-totalité des déciles, mais l'écart diminue de manière monotone dans les déciles supérieurs. Au Canada, en Irlande et au Royaume-Uni, l'écart de revenu est plus grand dans la partie comprise entre le deuxième et le quatrième décile plutôt que dans le décile inférieur. Le Portugal se démarque des autres pays en ce que le désavantage salarial est relativement faible en bas de la distribution et plus important dans la moitié supérieure.

De manière générale, l'écart de revenu est plus grand en Allemagne, le travail atypique entraînant une baisse du log du salaire horaire supérieure à 40 % dans le décile inférieur. En revanche, en Australie, l'écart observé en bas de la distribution est plus faible et le travail atypique entraîne un avantage salarial de 20 % au sommet de la distribution.

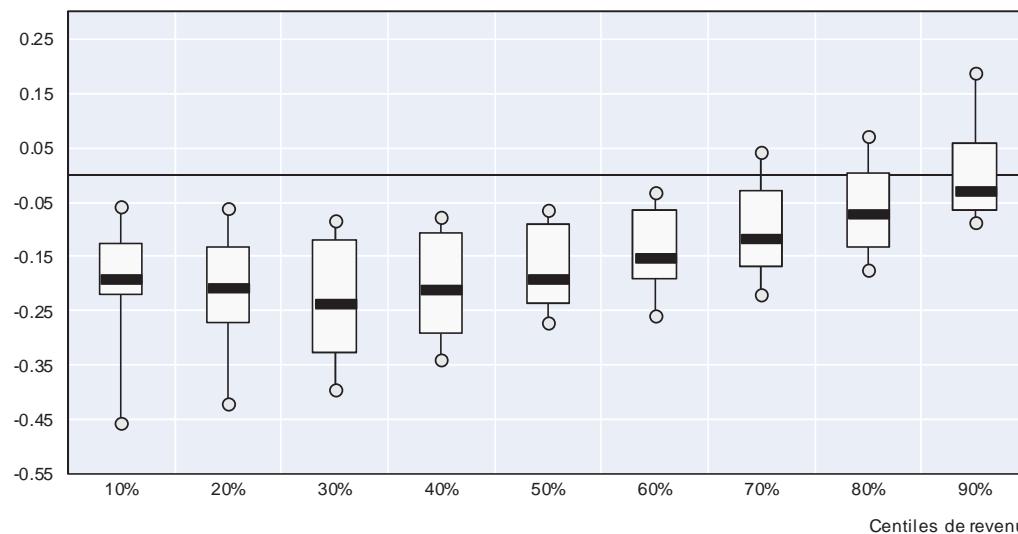
Graphique 4.12. Travail atypique et revenu du travail selon les déciles de salaire horaire, moyenne pour 14 pays de l'OCDE

Partie A. Part de l'emploi atypique dans les déciles de revenu



Partie B. Effet du travail atypique sur les salaires par décile

Variation du log du salaire horaire



Note : Pour chaque quantile, le cadre représente l'intervalle de l'effet du travail atypique sur le log du salaire horaire, compris entre 25 % et 75 % des valeurs, et la ligne noire représente l'effet médian. Les cercles représentent le pays où le travail atypique a l'effet le plus marqué ou le plus faible sur le salaire pour chaque décile. Les 14 pays de l'OCDE pris en compte dans le calcul sont l'Australie, l'Autriche, le Canada, l'Allemagne, la Grèce, la Hongrie, l'Irlande, l'Italie, la Corée, le Luxembourg, la Pologne, le Portugal, l'Espagne et le Royaume-Uni.

Source : Statistiques de l'Union européenne sur le revenu et les conditions de vie (EU-SILC, 2012), *Household, Income and Labour Dynamics in Australia* (HILDA, 2012) pour l'Australie, *Korean Labor and Income Panel Study* (KLIPS, 2009) pour la Corée, Enquête sur la population active (EPA, 2013) pour le Canada.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208137>

4.5. Effet du travail atypique sur le revenu des ménages et la pauvreté

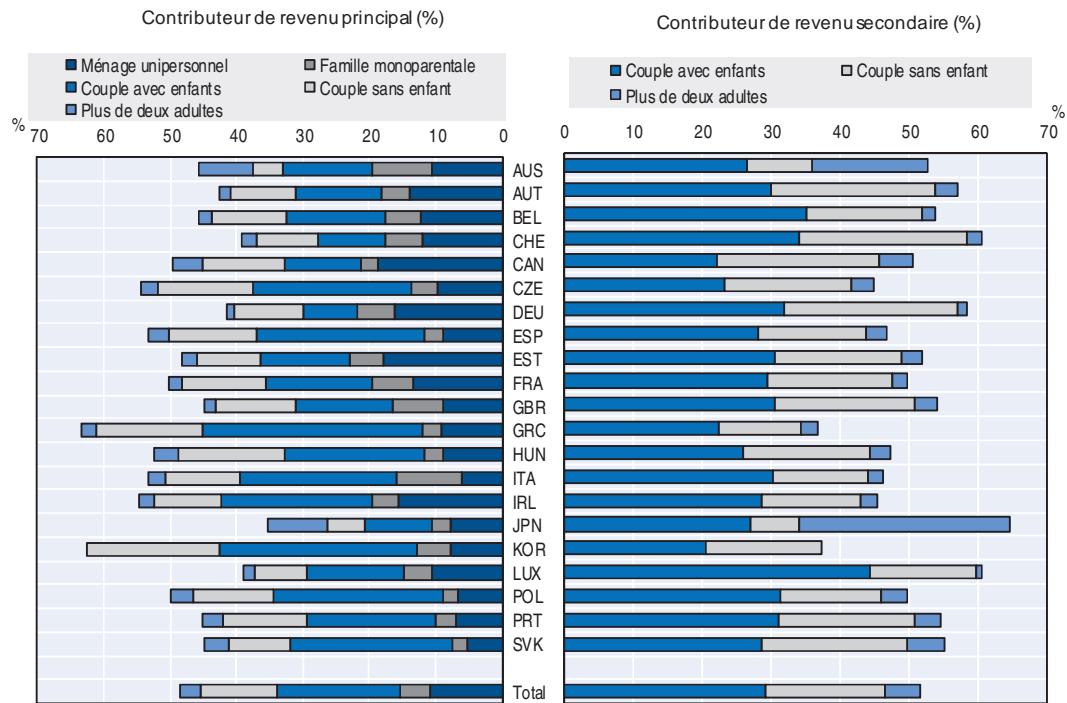
Cette section est consacrée à l'incidence du travail atypique sur le revenu du travail des *ménages* et les inégalités de revenu, c'est-à-dire à un aspect qui n'a jusqu'à présent pas été étudié. Les études réalisées jusqu'à présent tentent d'établir un lien entre la polarisation de l'emploi et le revenu du travail à partir de l'hypothèse selon laquelle l'accroissement des inégalités de revenu des ménages serait en partie dû à la polarisation entre les ménages dont aucun membre ne travaille et ceux dont tous les membres ont un emploi (voir Gregg et Wadsworth, 1996). Cette méthode ne tient cependant pas compte de l'importante part de l'inégalité qui s'explique par une inégalité *au sein* même du groupe formé par les ménages qui travaillent. Les salariés à temps partiel et les travailleurs temporaires perçoivent généralement un salaire horaire ou un revenu du travail annuel plus faible (section 4.4), et les travailleurs indépendants ont un revenu plus hétérogène, au sommet comme au bas de l'échelle. De surcroît, le revenu du travail et le revenu des ménages dépendent également du nombre d'heures et de mois durant lesquels les membres du ménage qui occupent un emploi travaillent. La traduction de cette durée de travail en revenu du travail varie selon le type de travailleurs qui composent le ménage. Elle dépend notamment de la question de savoir si le travailleur atypique d'un ménage est le principal voire l'unique contributeur de revenu ou s'il est un contributeur de revenu secondaire. Si les travailleurs temporaires ou les salariés à temps partiel, tout en percevant un salaire inférieur à celui du principal contributeur de revenu titulaire d'un contrat standard, viennent compléter le salaire de ce dernier, un accroissement de la proportion de travailleurs atypiques conduit à une hausse du revenu du travail des ménages qui ne comportaient auparavant qu'un contributeur de revenu et à un lissage de la distribution des revenus. En revanche, si la majorité des travailleurs atypiques vivent dans des ménages dont tous les contributeurs de revenu occupent un emploi atypique, les conséquences risquent d'être fort différentes et les inégalités risquent de se creuser.

Les travailleurs atypiques à bas salaire vivent-ils dans des ménages à bas revenu ?

Les travailleurs atypiques changent-ils de position sur l'échelle des revenus lorsque l'on tient compte du revenu total du ménage plutôt que du revenu du travail individuel ? Plus précisément, quelle proportion de travailleurs atypiques situés au bas de l'échelle du revenu individuel retrouve-t-on encore à l'extrême inférieure de l'échelle après prise en compte de toutes les autres sources de revenu des ménages ?

Si les travailleurs atypiques représentent une proportion non négligeable des travailleurs dans beaucoup de pays, leur contribution au revenu des ménages peut être très variable. La question de savoir si, au sein des ménages dont plusieurs membres travaillent, les travailleurs atypiques sont les principaux contributeurs de revenu ou des contributeurs de revenu secondaires a des conséquences sur la distribution des revenus. Le graphique 4.13 présente la proportion de travailleurs atypiques qui sont les principaux contributeurs de revenu ou les contributeurs secondaires selon le type de ménage (défini par le nombre d'adultes et d'enfants qui le composent)¹⁷. En moyenne, à peine 50 % des travailleurs atypiques sont les principaux contributeurs de revenu (partie de droite). Ce pourcentage est plus élevé (supérieur à 62 %) en Corée et en Grèce, mais plus faible au Japon, au Luxembourg et en Suisse (35 %, 38 % et 39 %). À noter que près de la moitié de ces travailleurs (47 %) ont des enfants à charge. Étant donné que certains travailleurs atypiques, en particulier ceux titulaires d'un contrat temporaire, perçoivent un salaire inférieur à celui des travailleurs standard et subissent une instabilité de revenu plus grande, les personnes vivant dans ces ménages qui ont un travailleur atypique pour principal contributeur de revenu risquent davantage de glisser vers le bas de l'échelle des revenus.

Graphique 4.13. Proportion de travailleurs atypiques constituant le contributeur de revenu principal/secondaire du ménage



Note : Les « enfants » englobent les personnes de 17 ans ou moins ou les jeunes adultes (18 à 24 ans) qui sont sans activité économique et qui vivent avec un de leurs parents au moins. Les données relatives au Japon se rapportent aux répondants et à leur conjoint âgés de 20 à 64 ans, et ne fournissent aucune information sur les revenus des autres membres du ménage.

Source : Statistiques de l'Union européenne sur le revenu et les conditions de vie (EU-SILC, 2012), *Household, Income and Labour Dynamics in Australia* (HILDA, 2012), *Korean Labor and Income Panel Study* (KLIPS, 2009), Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (SLID, 2010) pour le Canada, *Japan Household Panel Survey* (JHPS, 2012).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208147>

Par ailleurs, il faut tenir compte, non seulement du revenu du travail des autres membres du ménage, mais aussi des revenus qui ne proviennent pas du travail, notamment des prestations sociales. Le tableau 4.5, qui regroupe des données se rapportant à 15 pays de l'Union européenne, montre, dans la première colonne, qu'environ 45 % des travailleurs atypiques se situent dans le quintile inférieur de la distribution des revenus individuels. Les autres colonnes présentent une matrice qui indique la position relative des travailleurs atypiques dans la distribution lorsque le revenu des ménages est pris en compte. Les colonnes correspondent aux quintiles de revenu individuel (calculé sur la base des travailleurs) et les lignes aux quintiles de revenu équivalent des ménages (calculé sur la base de l'ensemble de la population en âge de travailler). Plus d'un tiers des travailleurs atypiques qui se situaient dans le quintile de revenu individuel inférieur restent dans ce quintile lorsque le revenu équivalent des ménages est pris en compte ; 24 % des travailleurs atypiques passent dans le quintile suivant, 20 % dans le quintile intermédiaire et les 22 % restants accèdent aux deux quintiles supérieurs. D'importants mouvements sont également observés pour les travailleurs atypiques des autres quintiles, entre les deux tiers et les trois quarts d'entre eux changeant de quintile lorsque l'on tient compte du revenu équivalent des ménages. Font exception les travailleurs atypiques les plus aisés, en d'autres termes ceux qui se trouvent dans le quintile le plus élevé : 90 % d'entre eux restent dans les deux quintiles supérieurs de la distribution du revenu des ménages¹⁸.

Tableau 4.5. Position des travailleurs atypiques dans les quintiles de revenu équivalent des ménages, par quintile de revenu individuel, données relatives à 15 pays de l'Union européenne, 2012

Quintiles de revenu individuel	Part de travailleurs atypiques	Quintiles de revenu équivalent des ménages					Total
		1	2	3	4	5	
1	45.4	34.2	24.2	19.6	14.3	7.8	100
2	24.8	17.3	22.2	24.6	22.9	13.1	100
3	12.9	7.9	17.8	26.3	28.4	19.6	100
4	8.8	2.7	10.4	19.7	32.9	34.4	100
5	8.1	0.6	2.9	8.2	19.4	68.9	100
Total	100.0	21.1	19.9	20.8	20.3	19.7	100

Note : Les quintiles de revenu individuel sont définis sur la base de l'ensemble des travailleurs, tandis que les quintiles de revenu équivalent des ménages sont définis sur la base de l'ensemble de la population en âge de travailler.

Source : Statistiques de l'Union européenne sur le revenu et les conditions de vie (EU-SILC, 2012).

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208999>

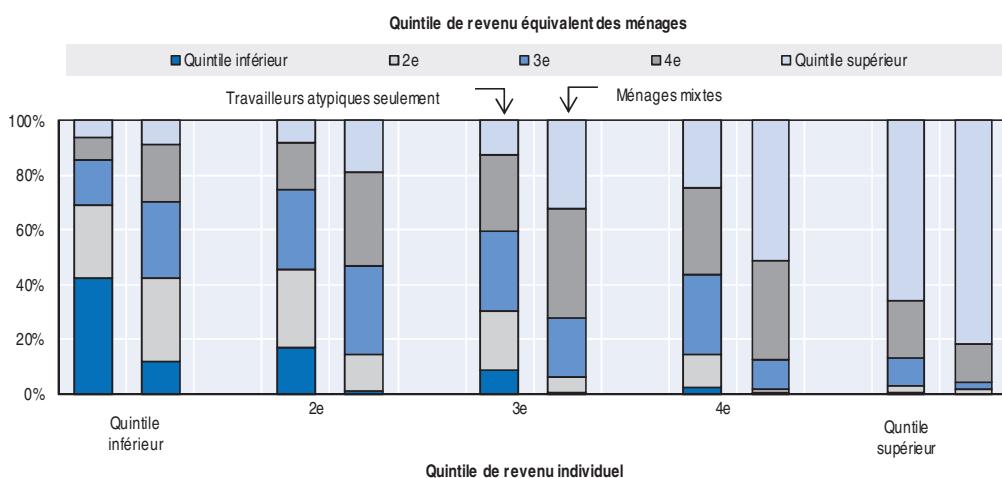
Il existe cependant d'importantes différences en fonction du type de ménage : les travailleurs atypiques faiblement rémunérés sont plus susceptibles de rester en bas de l'échelle de revenu s'ils vivent avec un autre travailleur atypique que s'ils vivent avec un travailleur standard. Le graphique 4.14 illustre ce phénomène : il représente graphiquement le tableau 4.5 pour les couples dont les deux membres travaillent, en distinguant deux configurations en fonction du type d'emploi exercé : les ménages comptant deux travailleurs atypiques et les ménages mixtes, comprenant un travailleur atypique et un travailleur standard. En toute logique, les travailleurs atypiques qui vivent avec un autre travailleur atypique ne changent généralement pas de position sur l'échelle, en particulier lorsqu'ils se trouvent dans le quantile inférieur, 42 % d'entre eux environ restant dans le quintile inférieur de la distribution du revenu équivalent des ménages (première barre sur le graphique 4.14). Ce pourcentage est beaucoup moins élevé (12 %) parmi les travailleurs atypiques qui vivent avec un travailleur standard, en d'autres termes les ménages mixtes (deuxième barre sur le graphique 4.14). On observe des tendances similaires pour les travailleurs atypiques situés dans les autres quintiles de la moitié inférieure de la distribution, à savoir que les travailleurs atypiques qui se trouvent dans le deuxième ou le troisième quintile risquent davantage d'y rester (ou de glisser dans le quintile inférieur) s'ils vivent dans un ménage comportant deux travailleurs atypiques que s'ils vivent dans un ménage mixte. Il est permis d'en déduire que l'incidence éventuelle de l'emploi atypique sur les inégalités de revenu est davantage imputable à l'augmentation du nombre de ménages comportant deux travailleurs atypiques qu'à la hausse du nombre de ménages mixtes.

Le graphique 4.14 (partie B) présente les résultats par pays pour les pays de l'Union européenne qui figurent dans le tableau 4.5 et pour l'Australie, le Canada et la Corée. Au Japon, en Irlande et en Australie, les travailleurs atypiques du quintile inférieur semblent occuper une position légèrement plus favorable dans la distribution du revenu des ménages, puisque moins de 25 % d'entre eux restent dans le quintile inférieur après prise en compte de l'ensemble des revenus du ménage. À noter que dans ces trois pays, les travailleurs atypiques à bas salaire semblent bénéficier d'un soutien financier plus important des autres membres du ménage ou percevoir des revenus non liés au travail substantiels, puisque la moitié environ des travailleurs atypiques du quintile inférieur appartiennent à l'un des trois quintiles supérieurs de l'échelle du revenu des ménages. En revanche, en Estonie, au

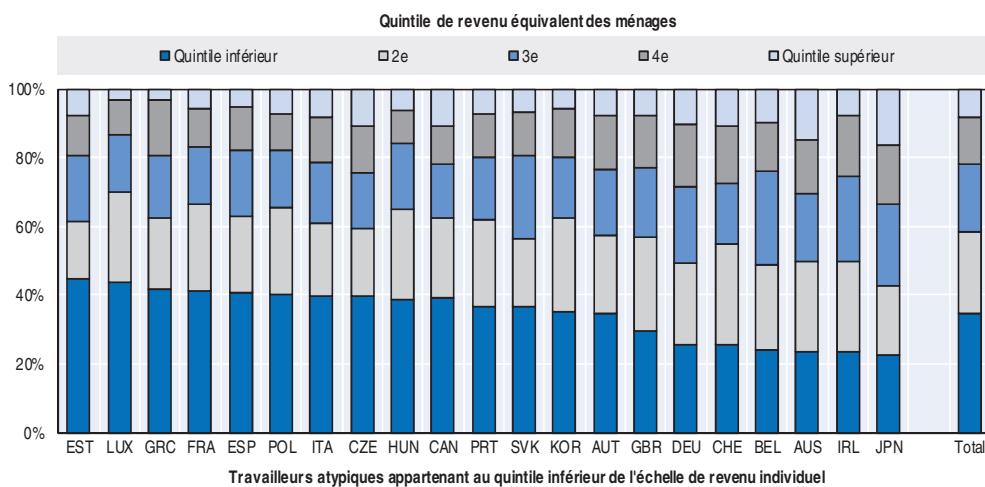
Luxembourg et en Grèce, les travailleurs atypiques à bas salaire risquent davantage de vivre dans un ménage à bas revenu, plus de 40 % d'entre eux restant dans le quintile de revenu des ménages inférieur.

Graphique 4.14. Position des travailleurs atypiques dans les quintiles de revenu équivalent des ménages, par quintile de revenu individuel, 2012

Partie A. Ménages dont les deux contributeurs de revenu sont des travailleurs atypiques et ménages mixtes, comprenant un travailleur atypique et un travailleur standard, 15 pays couverts par l'EU-SILC



Partie B. Par pays



Note : Les quintiles de revenu individuel sont définis sur la base de l'ensemble des travailleurs, tandis que les quintiles de revenu équivalent des ménages sont définis sur la base de l'ensemble de la population en âge de travailler. La catégorie « travailleurs atypiques seulement » englobe les ménages ne comptant que des travailleurs atypiques, tandis que la catégorie « ménages mixtes » englobe les ménages comptant à la fois un travailleur atypique et un travailleur standard. Les données relatives au Japon se rapportent aux répondants et à leurs conjoints âgés de 20 à 64 ans, et ne fournissent aucune information sur les revenus des autres membres du ménage.

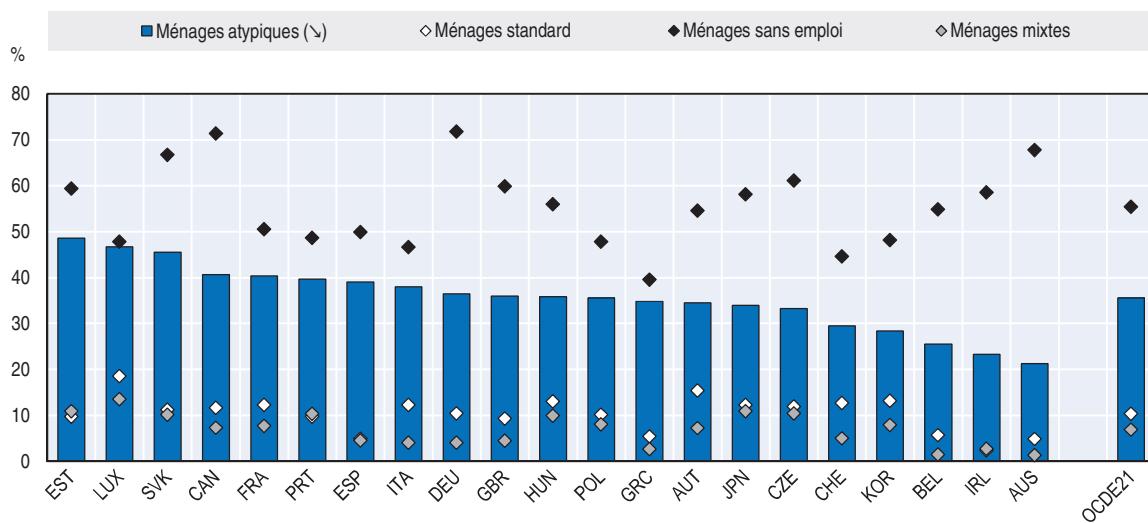
Source : Statistiques de l'Union européenne sur le revenu et les conditions de vie (EU-SILC, 2012), *Household, Income and Labour Dynamics in Australia* (HILDA, 2012), *Korean Labor and Income Panel Study* (KLIPS, 2009), Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (SLID, 2010) pour le Canada, *Japan Household Panel Survey* (JHPS, 2012).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208158>

Même s'ils changent de position dans l'échelle de revenu, les ménages qui comptent des travailleurs atypiques continuent d'être plus susceptibles d'appartenir à l'extrême inférieure de la distribution que les autres ménages qui travaillent. Le graphique 4.15 montre qu'en moyenne, 36 % de ces ménages appartiennent au quintile inférieur de l'échelle du revenu équivalent des ménages. Si ce pourcentage est supérieur à celui constaté parmi les ménages dont aucun membre ne travaille (54 %), il représente plus de trois fois le pourcentage de ménages ne comptant que des travailleurs standard. C'est en Estonie, au Luxembourg et en République slovaque que les ménages comptant des travailleurs atypiques risquent le plus d'appartenir au quintile inférieur, plus de 45 % d'entre eux se trouvant dans la moitié inférieure de la distribution du revenu. Le problème de la pauvreté des travailleurs (examiné ci-après) se pose lorsque le fait qu'un membre du ménage exerce un emploi (atypique) ne permet pas d'améliorer la position du ménage sur l'échelle de revenu. À noter qu'en Grèce et au Luxembourg, la proportion de ménages comportant des travailleurs atypiques qui appartiennent au quintile inférieur est quasiment identique à la proportion de ménages sans emploi appartenant à ce quintile.

Graphique 4.15. Profil d'emploi des ménages et revenu équivalent des ménages, 2012 ou dernière année disponible

Pourcentage de ménages appartenant au quintile inférieur de la distribution du revenu équivalent des ménages selon leur profil d'emploi



Note : La catégorie « ménages standard » englobe les ménages dont tous les membres adultes (16-64 ans) occupent un emploi standard et les ménages dont un ou des membres adultes occupent un emploi standard tandis qu'un ou plusieurs autres membres sont sans emploi. La catégorie « ménages atypiques » englobe les ménages dont tous les membres adultes occupent un emploi atypique et ceux qui ne comptent que des travailleurs atypiques et des membres sans emploi. La catégorie « ménages mixtes » englobe les ménages qui comportent à la fois des travailleurs atypiques et des travailleurs standard. Les ménages sans emploi sont des ménages dont aucun membre n'a travaillé durant l'année. Le revenu équivalent des ménages est obtenu en divisant le revenu par la taille du ménage. Les seuils des quintiles de revenu ont été calculés sur la base de la population entière. Les données relatives au Japon se rapportent aux répondants et à leurs conjoints âgés de 20 à 64 ans, et ne fournissent aucune information sur les revenus des autres membres du ménage.

Source : Statistiques de l'Union européenne sur le revenu et les conditions de vie (EU-SILC, 2012), *Household, Income and Labour Dynamics in Australia* (HILDA, 2012), *Korean Labor and Income Panel Study* (KLIPS, 2009), Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (SLID, 2010) pour le Canada, *Japan Household Panel Survey* (JHPS, 2012).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208160>

En revanche, les ménages mixtes occupent une position plus favorable dans la distribution. En moyenne, le risque de voir leur position dans la distribution se dégrader est très proche de celui auquel sont exposés les ménages standard, puisqu'on ne retrouve que 7 % d'entre eux dans le quintile de revenu inférieur. Il existe cependant des différences selon les pays, ce pourcentage étant compris entre à peine 2 % en Australie et environ 15 % au Luxembourg. Dans tous les pays sauf au Portugal, les ménages mixtes occupent une position légèrement plus favorable dans la distribution que les ménages standard.

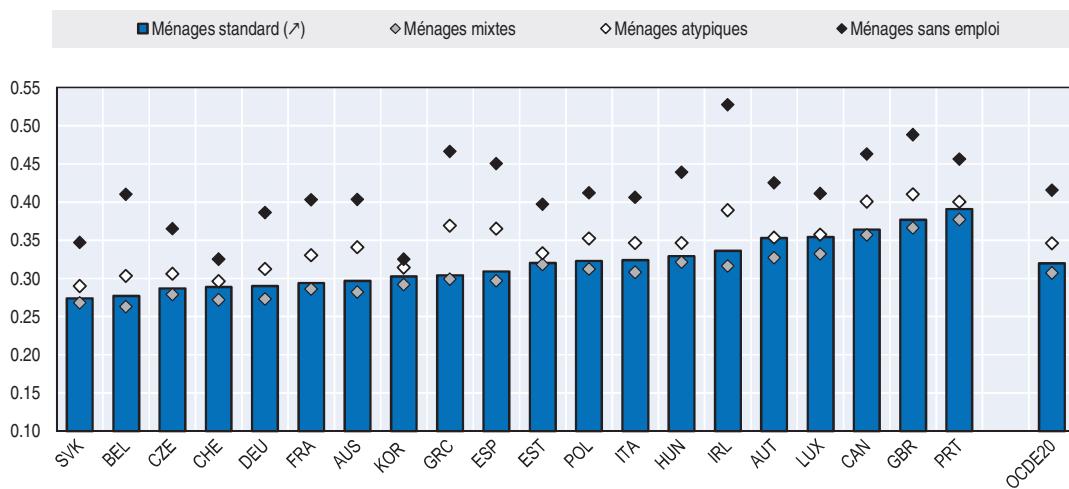
Quelle influence l'emploi atypique exerce-t-il sur les revenus des ménages et les inégalités de revenu ?

Les formes atypiques d'emploi ont-elles pour effet d'élargir la distribution du revenu du travail des ménages ? Près de la moitié des travailleurs atypiques appartenant à la partie inférieure de cette distribution, il est permis de penser qu'une part de l'emploi atypique plus grande (et, dans beaucoup de pays, croissante) risque d'entraîner une accentuation des inégalités globales de revenu du travail des ménages. Toutefois, près de la moitié des travailleurs atypiques vivent dans un ménage qui compte un travailleur standard et sont donc moins susceptibles d'appartenir au bas de l'échelle de revenu.

Dans l'analyse ci-après, on examine les inégalités de revenu en introduisant successivement des ménages qui présentent différentes caractéristiques en termes d'emploi pour calculer les inégalités sur la base du coefficient de Gini du revenu équivalent des ménages¹⁹ (graphique 4.16). La première barre représente les inégalités de revenu du travail parmi les ménages qui ne comptent que des travailleurs standard (y compris les ménages dont un membre ne travaille pas). Les deuxième et troisième barres représentent le niveau des inégalités obtenu en ajoutant successivement les ménages mixtes puis les ménages qui ne comptent que des travailleurs atypiques. Enfin, le triangle représente une estimation des inégalités de revenu du travail des ménages lorsque l'on tient également compte des ménages dont aucun membre ne travaille.

Le graphique 4.16 montre que la prise en compte du revenu du travail des ménages comptant des travailleurs atypiques a deux effets contraires. D'un côté, après introduction dans le calcul des ménages mixtes, les inégalités de revenu du travail reculent d'un point de pourcentage, passant de 0,32 à 0,31 en moyenne (plus de deux points en Australie et au Luxembourg), comparativement aux inégalités mesurées parmi les ménages dits standard. Le niveau plus faible des inégalités constaté lorsque les ménages mixtes sont pris en considération pourrait s'expliquer par le fait que ces ménages comptent au moins deux membres qui travaillent, alors que les ménages standard peuvent aussi bien être des ménages ayant un seul contributeur de revenu (ménages comptant à la fois un ou des travailleurs standard et un ou des travailleurs sans emploi) que des ménages comptant plusieurs contributeurs de revenu. D'un autre côté, lorsque l'on ajoute au calcul les ménages qui ne comptent que des travailleurs atypiques, les inégalités augmentent sensiblement à tous les niveaux, d'environ quatre points de pourcentage, le coefficient de Gini s'établissant à 0,35 en moyenne. Cet effet d'amplification des inégalités qu'a le travail atypique au niveau des ménages est particulièrement important en Irlande, en Grèce et en Espagne, où les inégalités de revenu des ménages augmentent de 7 à 8 points de pourcentage lorsque l'on introduit les ménages comptant des travailleurs atypiques dans le calcul. Enfin, les inégalités augmentent davantage lorsque l'on inclut les ménages sans emploi (le coefficient de Gini s'établit alors à 0,41 en moyenne). Les hausses les plus fortes (supérieures à 10 points de pourcentage) sont constatées en Belgique et en Irlande.

Graphique 4.16. Coefficient de Gini du revenu équivalent des ménages selon leur profil d'emploi, 2012 ou dernière année disponible



Note : Le coefficient de Gini prend des valeurs comprises entre zéro (distribution parfaitement uniforme du revenu dans laquelle chacun dispose d'un revenu identique) et un (situation dans laquelle les inégalités de revenu sont à leur maximum, une seule personne percevant l'intégralité du revenu). La catégorie « ménages standard » englobe les ménages dont tous les membres adultes (16-64 ans) occupent un emploi standard et les ménages dont un ou des membres adultes occupent un emploi standard tandis qu'un ou plusieurs autres membres sont sans emploi. La catégorie « ménages atypiques » englobe les ménages dont tous les membres adultes occupent un emploi atypique et ceux qui ne comptent que des travailleurs atypiques et des membres sans emploi. La catégorie « ménages mixtes » englobe les ménages qui comportent à la fois des travailleurs atypiques et des travailleurs standard. Les ménages sans emploi sont des ménages dont aucun membre n'a travaillé durant l'année.

Source : Statistiques de l'Union européenne sur le revenu et les conditions de vie (EU-SILC, 2012), *Household, Income and Labour Dynamics in Australia* (HILDA, 2012), *Korean Labor and Income Panel Study* (KLIPS, 2009), Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (SLID, 2010).

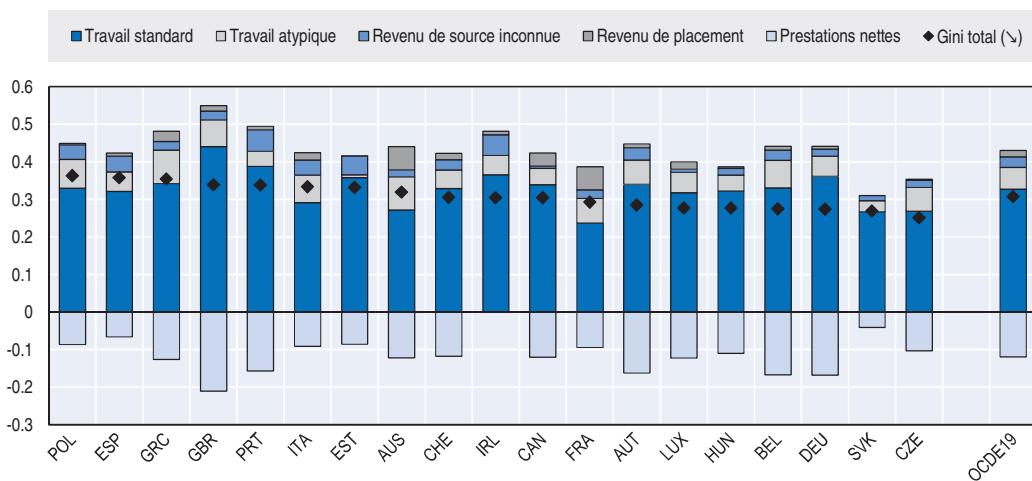
StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208173>

L'ampleur de l'effet du travail atypique sur la distribution du revenu des ménages dépend non seulement du montant du revenu que ces ménages tirent du travail mais aussi du revenu qu'ils tirent d'autres sources. Il y aurait aggravation des inégalités si les ménages atypiques perçoivent également moins de revenus d'autres sources, notamment de prestations sociales, que les ménages standard. Il semble toutefois que tel ne soit pas le cas, les prestations occupant une place beaucoup plus importante dans le revenu de ces ménages que dans celui des ménages standard (voir l'annexe 4.A3, tableau 4.A3.1), ce qui a en général un effet égalisateur sur la distribution du revenu (OCDE, 2011, chapitres 6 and 7). L'effet du travail atypique sur les inégalités de revenu des ménages a été évalué au moyen d'une décomposition par source de revenu (graphique 4.7) qui repose sur la définition de quatre grandes catégories de sources de revenu (revenu du travail, revenu du capital, prestations publiques et impôts)²⁰.

En moyenne, les revenus tirés du travail contribuent pour environ 20 % aux inégalités transversales de revenu des ménages. Ce pourcentage est plus élevé en Australie et en Belgique, où il est proche de 30 %, ce qui pourrait être lié au fait que le revenu tiré du travail atypique représente une part plus importante du revenu dans ces pays (28 % en Australie et 26 % en Belgique) et à la forte corrélation entre le revenu tiré du travail atypique et le revenu global. Le revenu tiré du travail atypique affiche généralement une dispersion plus grande que celui tiré de l'emploi standard, les emplois atypiques étant plus hétérogènes (annexe 4.A3, tableau 4.A3.2) : la dispersion (en termes de coefficient de Gini) s'établit à environ 0.8 pour les revenus tirés du travail atypique, contre 0.55 pour

ceux provenant de l'emploi standard. En plus d'être plus inégalement répartis, les revenus du travail atypique sont plus concentrés parmi les ménages qui se trouvent en bas de l'échelle de revenu, la corrélation entre le revenu tiré du travail atypique et le revenu total des ménages étant faible (environ 0.33 en moyenne).

Graphique 4.17. Décomposition des inégalités de revenu équivalent des ménages (Gini) par source de revenu, 2012



Note : Les revenus tirés du travail atypique englobent le revenu provenant du travail temporaire à plein temps, du travail à temps partiel et du travail indépendant. La catégorie « revenu de source inconnue » correspond à des revenus du travail dont l'origine (travail atypique ou standard) ne peut pas être déterminée. Les prestations englobent toutes les prestations versées par les pouvoirs publics. Tous les revenus sont convertis en revenu équivalent sur la base de la taille de la famille. L'échantillon est composé de ménages en âge de travailler. À noter que pour la France, la Hongrie et le Royaume-Uni, il existe des différences entre les résultats présentés ici et les coefficients de Gini figurant dans la *Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus et la pauvreté*, qui regroupe des données collectées au moyen de questionnaires.

Source : Statistiques de l'Union européenne sur le revenu et les conditions de vie (EU-SILC, 2012), *Household, Income and Labour Dynamics in Australia* (HILDA, 2012), Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (SLID, 2010).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208182>

Emploi atypique et pauvreté

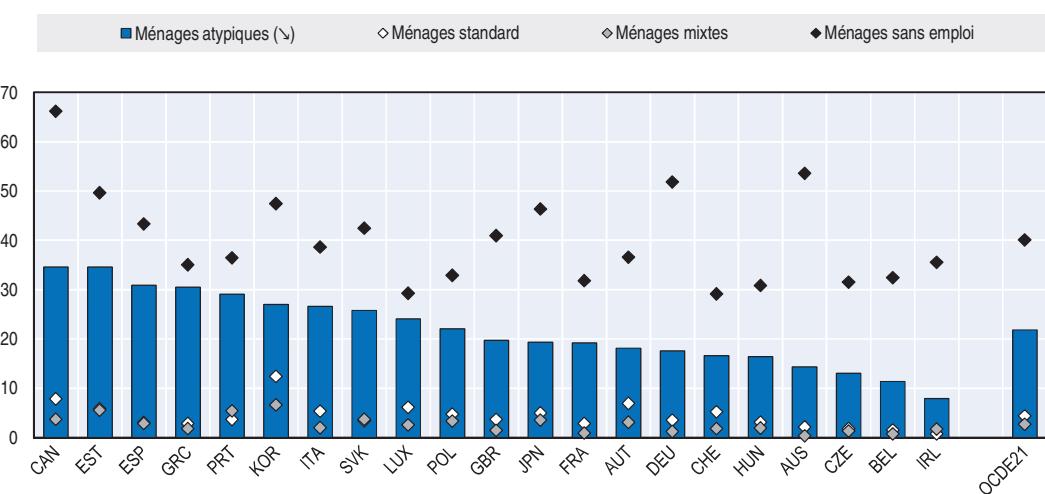
Il est possible que le travail atypique ait une forte incidence sur la pauvreté, nombre de ménages atypiques appartenant à la partie inférieure de l'échelle de revenu. Des travaux antérieurs de l'OCDE montrent que l'accès à l'emploi joue un rôle déterminant dans la lutte contre la pauvreté, mais que bien souvent, il ne suffit pas de travailler pour échapper à la pauvreté. Si le taux de pauvreté est deux fois plus élevé parmi les ménages sans emploi que parmi ceux qui travaillent, les travailleurs sont eux aussi exposés à un risque non négligeable de pauvreté dans beaucoup de pays. De fait, dans la zone OCDE, 7 % des individus vivant dans un ménage dont au moins un membre occupe un emploi sont pauvres et les travailleurs pauvres représentent plus de 60 % des pauvres en âge de travailler (OCDE, 2008a).

Les travailleurs atypiques et les ménages dans lesquels ils vivent sont-ils plus exposés que les travailleurs standard au risque de pauvreté ? Pour tenter de répondre à cette question, on a retenu un seuil de pauvreté égal à 50 % du revenu disponible médian équivalent des ménages²¹. L'analyse présente la proportion de ménages basculant sous le seuil de pauvreté, pour des ménages présentant divers profils d'emploi (graphique 4.18). Elle confirme en premier lieu que l'emploi contribue de manière importante à protéger de la pauvreté et met en lumière le rôle du type d'emploi occupé. En moyenne pour les pays de

l'OCDE pour lesquels des données sont disponibles, ce sont les ménages sans emploi qui affichent le taux de pauvreté le plus élevé, celui-ci dépassant légèrement 40 % ; il s'établit à plus de 50 % en Allemagne et en Australie et à 60 % au Canada. Parallèlement, les ménages qui ne comptent que des travailleurs atypiques sont également exposés à un risque de pauvreté élevé – ils affichent un taux de pauvreté de 22 % en moyenne pour tous les pays –, tandis que les ménages mixtes, qui comportent à la fois des travailleurs atypiques et des travailleurs standard, affichent un taux de pauvreté plus faible (2-4 %). En d'autres termes, le risque de pauvreté dépend à la fois du type d'emploi et de la composition du ménage – il varie selon que les travailleurs atypiques vivent ou non avec d'autres travailleurs atypiques (ou avec des personnes sans emploi) ou avec des travailleurs standard. Le taux de pauvreté des ménages atypiques est compris entre près de 30 % voire plus au Canada, en Grèce, au Portugal, en Estonie et en Espagne et 12 % ou moins en Belgique et en Irlande^{22..}

Parmi les enseignements frappants du graphique 4.18, figure le fait que dans certains pays (Grèce et Luxembourg, par exemple), le taux de pauvreté des ménages atypiques (calculé sur la base de leur revenu net) est très proche de celui des ménages sans emploi. La raison pourrait en être que ces ménages paient, en moyenne, davantage d'impôts ou ont moins accès aux prestations sociales que les ménages sans emploi (voir annexe 4.A3, tableau 4.A3.1). En d'autres termes, les ménages atypiques à bas salaire sont soumis à un taux d'imposition effectif net élevé, ce qui peut les dissuader de travailler, en particulier lorsque les seuls emplois disponibles sont des emplois atypiques.

Graphique 4.18. Taux de pauvreté des ménages en fonction de leur profil d'emploi, 2012 ou dernière année disponible



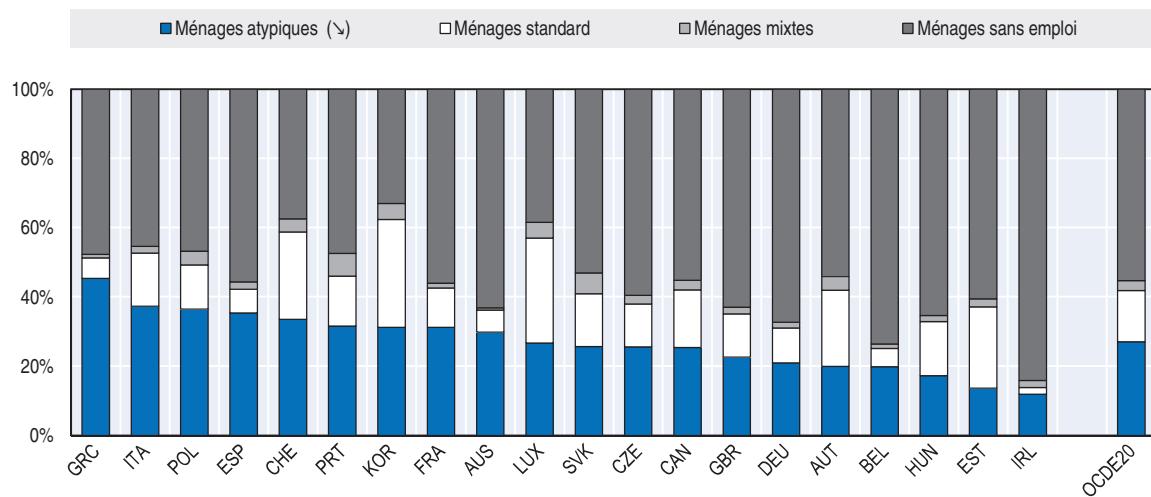
Note : Le seuil de pauvreté retenu est égal à 50 % du revenu équivalent médian des ménages calculé sur la base de l'ensemble de la population. La catégorie « ménages standard » englobe les ménages dont tous les membres adultes (16-64 ans) occupent un emploi standard et les ménages dont un ou des membres adultes occupent un emploi standard tandis qu'un ou plusieurs autres membres sont sans emploi. La catégorie « ménages atypiques » englobe les ménages dont tous les membres adultes occupent un emploi atypique et ceux qui ne comptent que des travailleurs atypiques et des membres sans emploi. La catégorie « ménages mixtes » englobe les ménages qui comportent à la fois des travailleurs atypiques et des travailleurs standard. Les ménages sans emploi sont des ménages dont aucun membre n'a travaillé durant l'année. Les données relatives au Japon se rapportent aux répondants et à leur conjoint âgés de 20 à 64 ans, et ne fournissent aucune information sur les revenus des autres membres du ménage.

Source : Statistiques de l'Union européenne sur le revenu et les conditions de vie (EU-SILC, 2012), *Household, Income and Labour Dynamics in Australia* (HILDA, 2012), *Korean Labor and Income Panel Study* (KLIPS, 2009), Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (SLID, 2010) pour le Canada, *Japan Household Panel Survey* (JHPS, 2012).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208192>

Les ménages actifs pauvres représentent environ la moitié des ménages pauvres en âge de travailler (graphique 4.19), et la majorité d'entre eux sont des ménages atypiques. Environ 60 % de ces ménages actifs pauvres comptent des travailleurs atypiques. Les ménages atypiques représentent une proportion particulièrement forte des travailleurs pauvres en Australie, en Irlande et dans les pays d'Europe du Sud (sauf au Portugal).

Graphique 4.19. Distribution des ménages pauvres par profil d'emploi des ménages, 2012 ou dernière année disponible



Note : Le seuil de pauvreté retenu est égal à 50 % du revenu équivalent médian des ménages calculé sur la base de l'ensemble de la population. La catégorie « ménages standard » englobe les ménages dont tous les membres adultes (16-64 ans) occupent un emploi standard et les ménages dont un ou des membres adultes occupent un emploi standard tandis qu'un ou plusieurs autres membres sont sans emploi. La catégorie « ménages atypiques » englobe les ménages dont tous les membres adultes occupent un emploi atypique et ceux qui ne comptent que des travailleurs atypiques et des membres sans emploi. La catégorie « ménages mixtes » englobe les ménages qui comportent à la fois des travailleurs atypiques et des travailleurs standard. Les ménages sans emploi sont des ménages dont aucun membre n'a travaillé durant l'année.

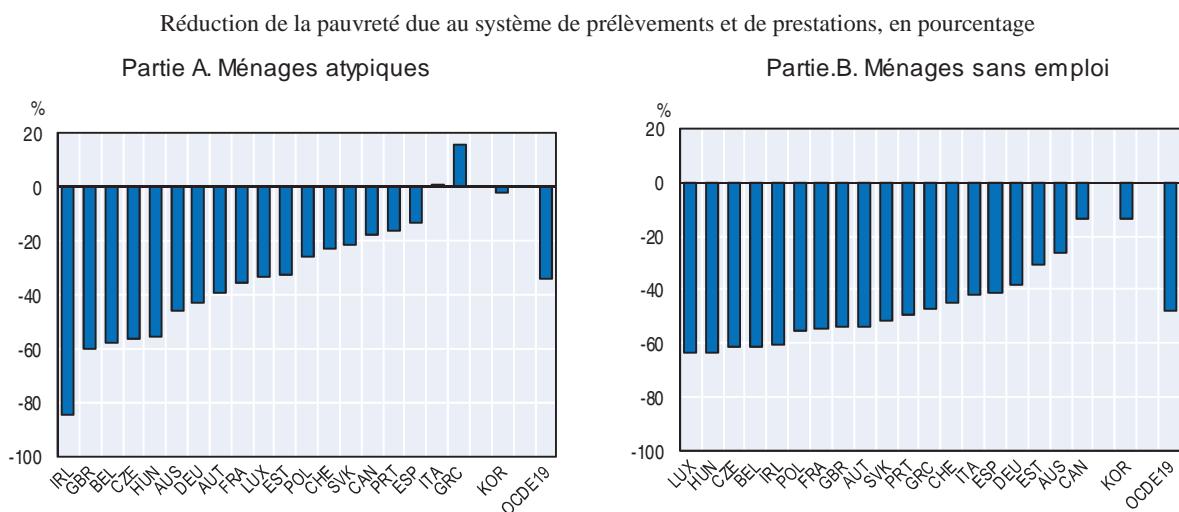
Source : Statistiques de l'Union européenne sur le revenu et les conditions de vie (EU-SILC, 2012), *Household, Income and Labour Dynamics in Australia* (HILDA, 2012), *Korean Labor and Income Panel Study* (KLIPS, 2009), Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (SLID, 2010) pour le Canada.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208204>

Dans quelle mesure la redistribution effectuée par le système de prélèvements et de prestations réduit-elle le risque de pauvreté auquel sont exposés les ménages atypiques ? Le graphique 4.20 présente l'effet du système de prélèvements et de prestations en termes de réduction de la pauvreté pour les ménages atypiques et les ménages sans emploi. Ce système ramène le taux de pauvreté des ménages atypiques de 34 % à 22 % en moyenne, soit une diminution d'un tiers. Il a un impact beaucoup plus fort sur le taux de pauvreté des ménages sans emploi, qui passe de 76 % à 39 % après prélèvements et prestations, soit une diminution de moitié. L'effet du système de prélèvements et de prestations en termes de réduction de la pauvreté parmi les travailleurs atypiques est particulièrement important en Belgique, en Irlande et au Royaume-Uni. Par exemple, au Royaume-Uni, où les ménages atypiques affichent l'un des taux de pauvreté de revenu marchand les plus élevés (50 %), la redistribution ramène ce taux à 20 %, soit un niveau inférieur à la moyenne de l'OCDE, qui est de 22 %. Cet impact important observé au Royaume-Uni (et dans d'autres pays) s'explique par le fait que certaines politiques fiscales et sociales sont particulièrement favorables aux travailleurs atypiques et à leur famille.

À l'inverse, le système de prélèvements et de prestations ne réduit pas la pauvreté des ménages atypiques en Corée et en Italie. En Grèce, la redistribution a même pour effet de l'accroître. Dans d'autres pays d'Europe du Sud, comme le Portugal et l'Espagne, le recul de la pauvreté parmi les ménages atypiques est également modeste.

Graphique 4.20. Effet du système de prélèvements et de prestations en termes de réduction de la pauvreté



Note : Le seuil de pauvreté retenu est égal à 50 % du revenu équivalent médian des ménages calculé sur la base de l'ensemble de la population. Les graphiques représentent la différence, en points de pourcentage, entre le taux de pauvreté fondé sur le revenu disponible et celui fondé sur le revenu marchand. En Corée, le revenu marchand est défini comme le revenu après impôt mais avant prestations sociales publiques et n'est pas comparable avec celui des autres pays.

Source : Statistiques de l'Union européenne sur le revenu et les conditions de vie (EU-SILC, 2012), *Household, Income and Labour Dynamics in Australia* (HILDA, 2012), *Korean Labor and Income Panel Study* (KLIPS, 2009), Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (SLID, 2010) pour le Canada.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208213>

4.6. Système de prélèvements et de prestations et travail atypique

Les impôts sur le revenu et les prestations sociales en espèces ne sont pas neutres à l'égard de la forme d'emploi. Les caractéristiques des politiques induisent directement ou indirectement des différences de traitement. Certaines mesures visent directement certains types d'emploi en définissant, pour l'imposition et l'accès aux prestations, des critères différents selon le type d'emploi exercé. Par exemple, dans beaucoup de pays, les travailleurs indépendants n'ont pas accès aux indemnités d'assurance chômage. De même, les règles qui leur sont applicables en matière de cotisations sociales ne sont pas les mêmes que celles visant les salariés. Les différences au niveau des prélèvements et prestations entre différents types de travailleurs peuvent également être indirectes, lorsqu'elles sont liées à la manière donc certaines mesures interagissent les unes avec les autres dans le contexte du travail atypique. Par exemple, il arrive que les travailleurs à temps partiel aient accès à des prestations soumises à conditions de ressources plus généreuses du fait du niveau plus faible de leur salaire, lui-même dû au fait qu'ils accomplissent moins d'heures de travail.

Cette section analyse les différences entre le rôle du système de prélèvements et de prestations pour les travailleurs atypiques et pour ceux qui occupent un emploi standard. L'analyse tient compte de facteurs qualitatifs (différences législatives) et d'indicateurs

quantitatifs (prestations nettes, adéquation des prestations et incitations au travail). Pour les travailleurs à temps partiel et les travailleurs indépendants, une analyse quantitative est réalisée à partir des résultats de simulations effectuées avec des modèles impôts-prestations²³. Pour les travailleurs temporaires, l'analyse ne porte que sur les différences législatives.

Differences entre les règles applicables à l'emploi standard et celles dont relève l'emploi atypique

Il arrive que les travailleurs atypiques soient soumis à des règles spécifiques en matière de prélèvements et de prestations. En règle générale, les travailleurs indépendants sont plus susceptibles que les autres travailleurs atypiques de faire l'objet d'un traitement législatif spécifique (tableau 4.6). Dans la majorité des cas, les règles relatives aux prestations sont les mêmes pour les travailleurs temporaires et les salariés à temps partiel que pour les travailleurs standard. Dans la plupart des pays, les travailleurs indépendants ne relèvent pas des mêmes régimes d'assurance chômage et d'indemnisation des accidents du travail et des maladies professionnelles que les travailleurs standard. Dans certains pays, les prestations de maladie et de maternité, de vieillesse, d'invalidité et de survivants ne sont pas les mêmes non plus. Il arrive même que les prestations familiales diffèrent : c'est le cas en Belgique et en Italie (où des règles spécifiques sont appliquées aux travailleurs indépendants en matière de prestations) et au Chili, en Grèce et au Mexique (où certaines prestations familiales ne sont pas accessibles à ces travailleurs).

La différence la plus courante consiste en l'exclusion des travailleurs atypiques du bénéfice des indemnités de chômage et des prestations liées aux accidents du travail. Ainsi, dans 19 des 34 pays de l'OCDE, les travailleurs indépendants n'ont pas accès aux prestations de chômage. Dans trois pays, certains salariés à temps partiel n'ouvrent pas droit à ces prestations²⁴. Dans dix pays, les travailleurs indépendants n'ont pas accès au régime d'indemnisation des accidents du travail et maladies professionnelles.

La deuxième différence courante revêt la forme de différences au niveau des caractéristiques des prestations (couverture ou montant, par exemple). Ainsi, au Royaume-Uni, les travailleurs indépendants ont accès, non pas aux indemnités de maladie légales (qui sont versées par l'employeur) mais à l'*Employment and Support Allowance* (ESA), qui est moins généreuse. Les différences de caractéristiques des prestations sont très fréquentes dans le cas des travailleurs indépendants, notamment s'agissant des prestations de vieillesse, d'invalidité et de survivants, de maladie et de maternité. Dans quelques pays, il existe également des différences pour les salariés à temps partiel et les travailleurs temporaires. Par exemple, au Danemark, certains salariés à temps partiel (ceux qui travaillent moins de neuf heures par semaine) n'ont pas accès à la pension liée au revenu du travail ; c'est également le cas de certains travailleurs temporaires au Canada (les travailleurs occasionnels et les travailleurs agricoles saisonniers). Enfin, dans certains pays, l'affiliation des travailleurs indépendants à certains dispositifs de prestations est facultative. Il en va souvent ainsi pour les régimes d'assurance accidents du travail et maladies professionnelles, maladie et maternité, chômage, ainsi que vieillesse, invalidité et survivants.

Tableau 4.6. Différences entre emploi atypique et emploi standard au niveau des prestations légales, par prestation, 2010^{1,2}

	Salariés à temps partiel ³					Travailleurs temporaires					Travailleurs indépendants				
	VIS	MM	AT	PC	PF	VIS	MM	AT	PC	PF	VIS	MM	AT	PC	PF
Allemagne															
Australie															
Autriche															
Belgique															
Canada															
Chili															
République tchèque															
Danemark															
Estonie															
Finlande															
France															
Grèce															
Hongrie															
Islande															
Irlande															
Israël															
Italie															
Japon					4										
Corée															
Luxembourg															
Mexique				5						5					5
Pays-Bas															
Nouvelle-Zélande															
Norvège															
Pologne															
Portugal															
République slovaque															
Slovénie															
Espagne															
Suède															
Suisse															
Turquie															
Royaume-Uni															
États-Unis															

1. AT : Accidents du travail ; MM : Maladie et maternité ; PC : Prestations de chômage ; PF : Prestations familiales ; VIS : Vieillesse, invalidité et survivants.

2. Légende des couleurs : « gris foncé » : pas de droit à prestations, « gris clair » : affiliation facultative, « bleu » : application de règles différentes de celles visant les travailleurs standard, « blanc » : application de règles identiques.

3. Les salariés à temps partiel sont exclus s'ils travaillent moins de neuf heures par semaine.

4. Au Japon, les salariés à temps partiel ont droit aux prestations de chômage s'ils ont travaillé plus de 20 heures par semaine.

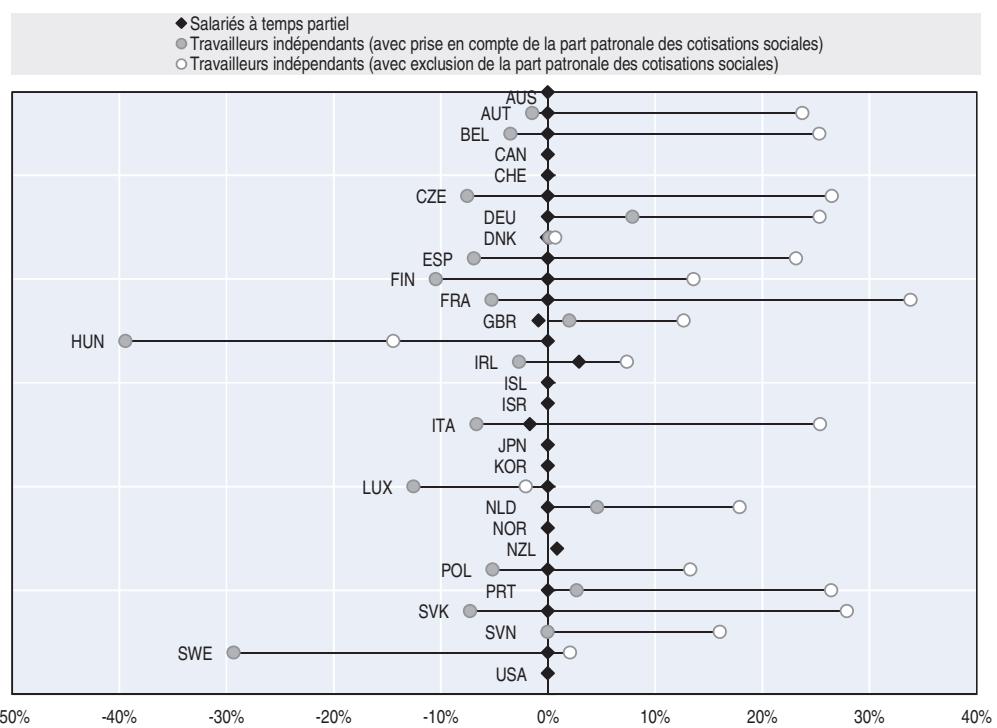
5. Il n'existe pas de prestations de chômage au Mexique. Le droit du travail impose aux employeurs de verser aux salariés licenciés une indemnité sous forme de capital.

Source : Social Security Administration (2010), *Social Security Programs Throughout the World: Asia and the Pacific*, Government Printing Office ; Social Security Administration (2010), *Social Security Programs Throughout the World: Europe*, Government Printing Office ; Social Security Administration (2011), *Social Security Programs Throughout the World: The Americas*, Government Printing Office.

Le graphique 4.21 montre qu'en règle générale, le montant des prélèvements payés et des prestations perçues par les salariés à temps partiel est similaire, voire identique, à celui des prélèvements payés et des prestations perçues par les travailleurs standard. En revanche, les prélèvements payés et les prestations perçues par les travailleurs indépendants sont sensiblement différents. La question de savoir si les travailleurs indépendants sont dans une situation plus ou moins favorable que les travailleurs standard dépend de la manière dont les cotisations sociales patronales sont prises en compte. Légalement, ces cotisations sont versées par l'employeur. Cependant, leur coût peut être effectivement assumé par l'employeur (bénéfice moins élevé) mais aussi être répercuté

sur le salarié (salaire moins élevé) ou sur le consommateur (prix plus élevés)²⁵. Dans la présente analyse on a évalué le scénario dans lequel le coût des cotisations est effectivement assumé par l'employeur et celui dans lequel il est répercuté sur le salarié. En général, les cotisations versées par les travailleurs indépendants sont plus élevées que la part salariale des cotisations mais inférieures à la somme des parts patronale et salariale. Par conséquent, la situation des travailleurs indépendants est généralement plus défavorable si le coût des cotisations patronales est réellement assumé par les employeurs. À l'inverse, elle est plus favorable que celle des salariés si ceux-ci assument en réalité la part patronale des cotisations. Il y a toutefois des exceptions. Quelle que soit la réponse à la question de savoir qui assume la part patronale des cotisations, les travailleurs indépendants sont dans une situation plus défavorable que les salariés en Hongrie et au Luxembourg et plus favorable au Portugal, en Allemagne, en Autriche, aux Pays-Bas et au Royaume-Uni.

Graphique 4.21. Différences de montant des prélèvements et prestations entre salariés à temps partiel/travailleurs indépendants et travailleurs standard, 2010



Note :

Les différences sont exprimées en pourcentage du salaire moyen du pays.

Les résultats qui se rapportent aux travailleurs à temps partiel concernent les salariés qui travaillent entre 16 et 30 heures par semaine et perçoivent un salaire égal au salaire horaire moyen du pays. Les résultats qui se rapportent aux travailleurs indépendants concernent ceux qui travaillent à plein temps (40 heures par semaine) et dont le revenu du travail est compris entre 40 % et 160 % du salaire moyen du pays (on ne dispose d'estimations pour les travailleurs indépendants que pour les pays de l'Union européenne). Quatre familles types ont été retenues : célibataire vivant seul, famille monoparentale, couple avec un seul contributeur de revenu, avec et sans enfants.

Source : Modèles impôts-prestations de l'OCDE et EUROMOD.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208228>

Adéquation des prestations nettes pour les travailleurs occupant un emploi atypique peu rémunéré

Comme souligné dans la section 4.5, les travailleurs atypiques sont davantage exposés au risque de pauvreté que les autres du fait que leur revenu du travail est souvent plus faible. Un système de prélèvements et de prestations bien conçu peut réduire ce risque s'il accroît le revenu net des familles. L'analyse présentée ci-après évalue dans quelle mesure ces systèmes permettent effectivement de protéger les familles qui retirent un faible revenu d'un travail à temps partiel ou d'une activité indépendante. Dans les deux cas, le revenu du travail de la famille avant prélèvements et prestations est équivalent à celui d'une personne travaillant 20 heures par semaine et percevant une rémunération horaire égale au salaire moyen du pays. Pour mesurer l'adéquation, on compare le revenu équivalent de la famille après prélèvements et prestations au seuil de pauvreté national, égal à 50 % du revenu disponible médian.

Dans la pratique, il n'est pas aisé de comparer le revenu tiré d'une activité salariée et celui provenant d'une activité indépendante. Le revenu du travail indépendant est souvent imprévisible parce qu'il fluctue beaucoup plus dans le temps que les salaires. De surcroît, il est établi que la sous-déclaration fiscale est plus répandue parmi les travailleurs indépendants que parmi les salariés (Feldman et Slemrod, 2007). Ces différences étant précisées, dans l'analyse présentée ci-après on a mesuré le montant des prélèvements et prestations en supposant que le revenu tiré de l'activité non salariée était constant tout au long de l'année et dûment déclaré à l'administration fiscale et aux organismes qui versent les prestations.

Dans tous les pays étudiés, les salariés qui travaillent à temps partiel (20 heures par semaine) en contrepartie d'une rémunération égale au salaire horaire moyen perçoivent un revenu (avant prélèvements et prestations) supérieur au seuil de pauvreté s'ils vivent seuls (graphique 4.22, partie A). S'ils vivent en couple et sont l'unique contributeur de revenu, le revenu de la famille est inférieur au seuil de pauvreté dans plusieurs pays. La proportion de pays dans lesquels le nombre de familles pauvres augmente est d'autant plus forte que les membres de la famille sont nombreux. L'Allemagne, les Pays-Bas et le Royaume-Uni sont les seuls pays où le revenu d'un couple avec deux enfants percevant la moitié du salaire mensuel moyen est supérieur au seuil de pauvreté.

Les prélèvements et prestations modifient considérablement ces résultats pour les familles qui comptent des salariés à temps partiel, redistribuant le revenu des familles de petite taille vers les familles de plus grande taille. Étant entendu que ces résultats sont obtenus pour une hypothèse de salaire spécifique, les salariés à temps partiel qui vivent seuls paient des prélèvements supérieurs aux prestations qu'ils perçoivent – en Slovénie, la diminution du revenu disponible les fait basculer sous le seuil de pauvreté. Si les couples sans enfant paient des prélèvements inférieurs aux prestations qu'ils perçoivent dans certains pays, comme l'Irlande, la Nouvelle-Zélande et le Japon, c'est l'inverse qui est vrai dans la plupart des pays, le revenu disponible de ces couples devenant inférieur au seuil de pauvreté dans certains cas (Autriche, Italie, Suède et Suisse). Dans la plupart des pays, les parents isolés qui ont deux enfants à charge et travaillent à temps partiel perçoivent davantage de prestations qu'ils ne paient de prélèvements, ce qui, dans beaucoup de ces pays, leur permet de se hisser au-dessus du seuil de pauvreté. Les couples avec enfants sont bénéficiaires nets de prestations sauf en Corée, en Espagne et en Suisse.

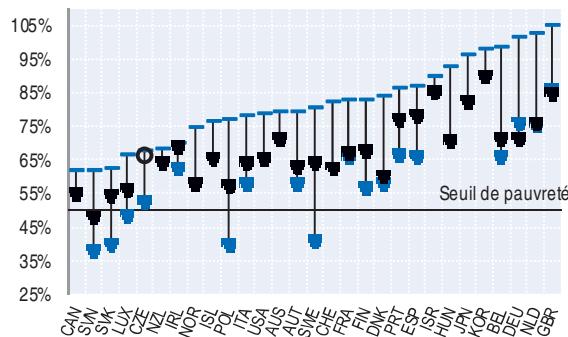
Dans plusieurs pays de l'OCDE, les prélèvements et les prestations ne permettent pas d'empêcher les familles modestes dont le principal contributeur de revenu est un

travailleur indépendant de passer sous le seuil de pauvreté. Comparativement aux salariés à temps partiel, ces familles sont plus nombreuses à rester sous le seuil de pauvreté. Dans le cas des ménages unipersonnels, le montant des prélèvements est supérieur à celui des prestations dans tous les pays étudiés et dans certains cas (Luxembourg, Pologne, République slovaque, Slovénie et Suède), le revenu disponible de ces ménages devient inférieur au seuil de pauvreté.

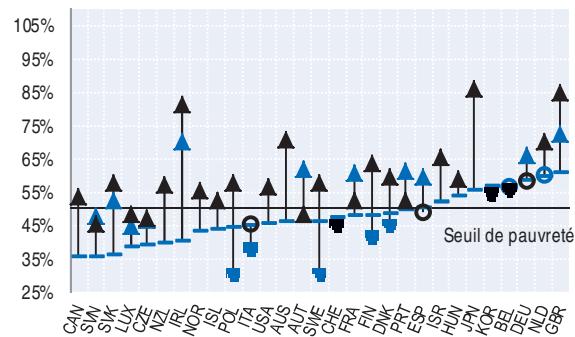
Graphique 4.22. Adéquation du système de prélèvements et de prestations

Salariés à temps partiel (en noir) et travailleurs indépendants (en bleu) percevant un salaire égal à la moitié du salaire moyen, avant (barres) et après (flèches) prélèvements et prestations, 2010

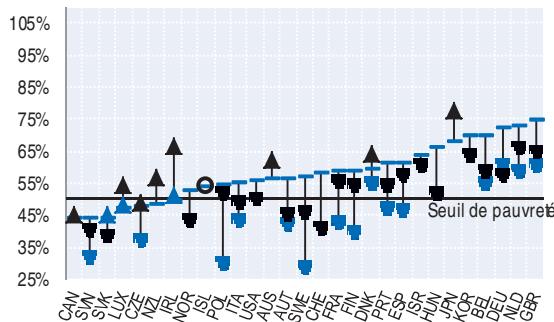
Partie A. Personnes seules



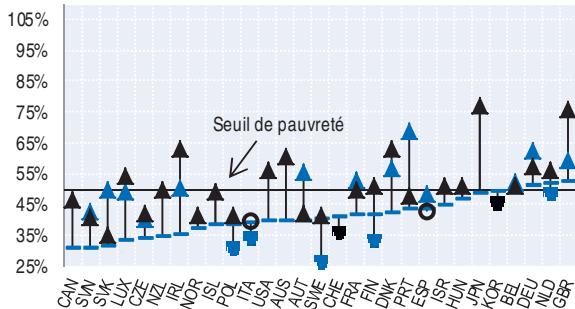
Partie B. Parents isolés



Partie C. Couples avec un seul apporteur de revenu et deux enfants



Partie C. Couples avec un seul apporteur de revenu et deux enfants



Note :

Les résultats sont exprimés en pourcentage du revenu disponible équivalent des ménages moyen dans le pays.

Source : Modèles impôts-prestations de l'OCDE et EUROMOD.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208238>

Dans la plupart des pays, les couples sans enfant qui ne comptent qu'un seul contributeur de revenu paient également plus de prélèvements qu'ils ne perçoivent de prestations. Dans 16 pays, le revenu de ces couples est inférieur au seuil de pauvreté et dans dix de ces pays, cette situation est la conséquence directe de prestations nettes

négatives. L’Irlande est le seul pays où le revenu de ces couples devient supérieur au seuil de pauvreté après prélèvements et prestations.

Comme dans le cas des salariés à temps partiel, les prestations sont généralement plus généreuses en termes nets pour les familles avec enfants. Dans 16 pays, les parents isolés avec enfants sont bénéficiaires nets de prestations, et dans six de ces pays, le revenu disponible du ménage passe ainsi au-dessus du seuil de pauvreté. Les couples avec enfants sont bénéficiaires nets de prestations dans 17 pays, et dans six d’entre eux, leur revenu devient supérieur au seuil de pauvreté. Cependant, dans 14 pays, le revenu familial est inférieur au seuil de pauvreté, ce qui, dans le cas des Pays-Bas, est la conséquence directe de prestations nettes négatives.

Incitations à travailler

Quelle est l’incidence des prélèvements et prestations sur les incitations au travail adressées aux travailleurs atypiques ? Les encouragent-ils à augmenter leur nombre d’heures de travail ou à chercher un emploi standard ou les en dissuadent-ils ? Rendent-ils le travail rentable ou réduisent-ils l’intérêt qu’il peut y avoir à travailler davantage voire, tout simplement, à travailler ?

Cette sous-partie tente d’apporter des réponses à ces questions à partir des résultats de simulations réalisées à l’aide des modèles impôts-prestations de l’OCDE et de la Commission européenne (pour les salariés à temps partiel) et du modèle EUROMOD (pour les travailleurs indépendants)²⁶. Suivant la méthode retenue dans les travaux sur l’offre de main-d’œuvre (Heckman, 1974 ; Blundell et Macurdy, 1999 ; Brewer et al., 2010 ; Blundell et al., 2011), une distinction est faite entre la *marge intensive* de l’offre de main-d’œuvre, qui mesure les incitations à accroître l’intensité de travail des personnes qui ont déjà un emploi (en augmentant leur durée de travail), et la *marge extensive*, qui mesure les « mouvements qualitatifs » du non-emploi à l’emploi ou du travail atypique au travail standard.

Incitations à passer de l’inactivité au travail à temps partiel

Le système de prélèvements et de prestations incite-t-il les personnes sans emploi à accéder à un emploi atypique ? Cette partie évalue ces incitations en mesurant le taux d’imposition de l’activité. Les simulations reposent sur l’hypothèse selon laquelle les personnes sans emploi sont « inactives » en ce sens qu’elles n’ouvrent pas droit à des prestations de chômage mais peuvent éventuellement prétendre à des allocations d’aide sociale ou autres prestations si elles remplissent les conditions requises. En ce qui concerne le travail atypique, on suppose que les salariés à temps partiel et les travailleurs indépendants travaillent à mi-temps en contrepartie d’une rémunération égale au salaire horaire moyen.

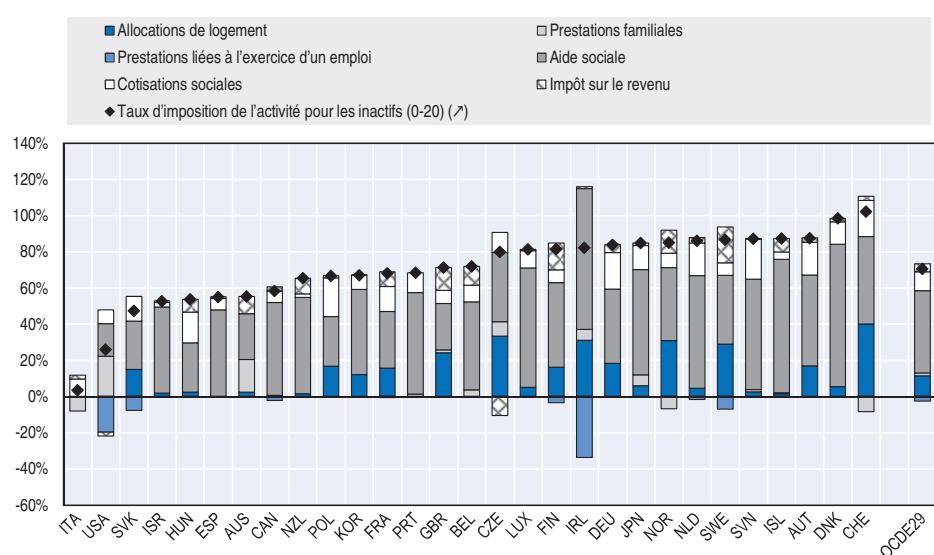
Dans beaucoup de pays de l’OCDE, les incitations financières à passer de l’inactivité à l’emploi à temps partiel sont plutôt limitées (graphique 4.23). Ce résultat est conforme aux constatations issues de travaux antérieurs (OCDE, 2007 ; OCDE, 2009 ; OCDE, 2010). En moyenne, le taux d’imposition de l’activité s’établit à 70 %. En d’autres termes, 70 % du revenu du travail résultant du passage de l’inactivité (avec perception de prestations d’aide sociale) à l’emploi à temps partiel « sont absorbés » par la hausse des prélèvements et la baisse des prestations perçues. Au sein du groupe de pays étudiés, le taux d’imposition de l’activité est compris entre moins de 30 % en Italie²⁷ et aux États-Unis et plus de 90 % en Suisse et au Danemark. Dans 15 pays, il est supérieur à 80 %.

Ces taux élevés sont principalement dus à la diminution ou à la suppression des droits aux prestations d'aide sociale, qui explique en moyenne 45 points de pourcentage du taux d'imposition de l'activité. Dans certains pays, cette diminution est partiellement compensée par des prestations liées à l'exercice d'un emploi (ou autres instruments liés à l'emploi), qui viennent accroître le rendement financier du travail (Pearson et Scarpetta, 2000 ; Immervoll et Pearson, 2009). Ces prestations réduisent le taux d'imposition de l'activité de 35 % en Irlande et de 20 % aux États-Unis. Les allocations de logement sont aussi susceptibles de réduire le rendement financier du travail à temps partiel. À quelques exceptions près, les cotisations sociales contribuent davantage que l'impôt sur le revenu des personnes physiques à accroître le taux d'imposition de l'activité. En effet, la progressivité de l'impôt, les seuils d'exonération et les abattements, permettent de disposer, dans le cadre du système fiscal, d'une latitude pour moduler la pression fiscale imposée aux travailleurs à bas salaire qui n'existe pas s'agissant des cotisations sociales, celles-ci reposant en général exclusivement sur une assiette de cotisation et un taux de cotisation fixe.

Dans la plupart des pays étudiés, les incitations financières à passer de l'inactivité à une activité indépendante à temps partiel sont elles aussi limitées. En Allemagne, en Hongrie, au Portugal, au Danemark et au Luxembourg, les inactifs ont financièrement peu intérêt à accéder à une activité indépendante, 90 % au moins du revenu qui en découle étant « absorbés » par la diminution des prestations ou l'augmentation des impôts ou cotisations. Le taux d'imposition de l'activité imposé au travail indépendant est plus élevé que celui constaté pour les salariés, en particulier en Hongrie, en Irlande et en Suède, en moyenne de 25 %. Il en va ainsi dans tous les pays étudiés sauf quatre.

Graphique 4.23. Taux d'imposition de l'activité pour les salariés à temps partiel

Taux d'imposition de l'activité auquel sont soumis les inactifs bénéficiaires de prestations d'aide sociale qui accèdent à un emploi à temps partiel, décomposé par type de prélèvement et par prestation, 2010



Note : Taux d'imposition de l'activité pour les inactifs (0-20) : taux d'imposition de l'activité auquel sont soumis les inactifs (0 heure de travail) bénéficiaires de prestations d'aide sociale qui accèdent à un emploi à temps partiel (20 heures de travail).

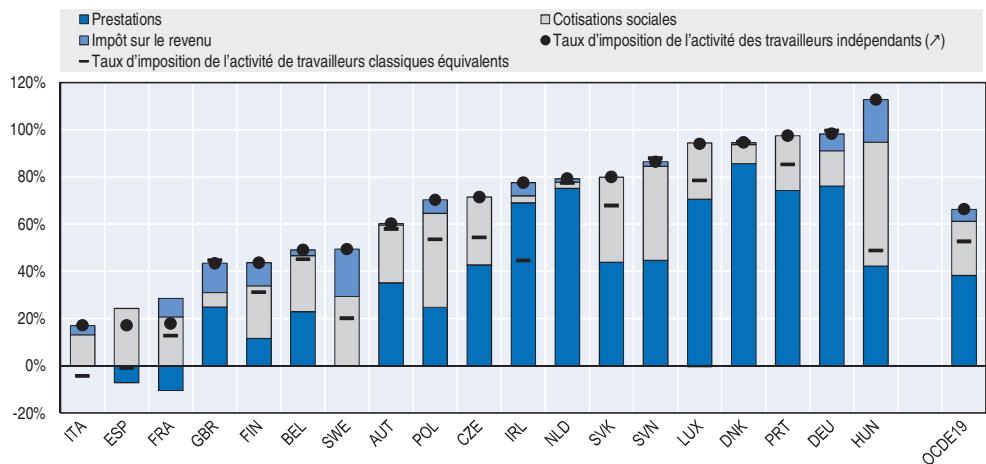
Les résultats correspondent à une moyenne pour quatre familles types : adulte célibataire vivant seul, couple avec un seul contributeur de revenu sans enfant, parent isolé avec deux enfants, couple avec un seul contributeur de revenu et deux enfants.

Source : Modèles impôts-prestations de l'OCDE.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208240>

Graphique 4.24. Taux d'imposition de l'activité pour les travailleurs indépendants

Taux d'imposition de l'activité auquel sont soumis les inactifs bénéficiaires de prestations d'aide sociale qui accèdent à un travail indépendant, décomposé par type de prélèvement et par prestation, 2010



Note : Les résultats correspondent à une moyenne pour quatre familles types : adulte célibataire vivant seul, couple avec un seul contributeur de revenu sans enfant, parent isolé avec deux enfants, couple avec un seul contributeur de revenu et deux enfants.

Source : EUROMOD, modèle de microsimulation des impôts et prestations de l'Union européenne.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208259>

Les prestations sociales expliquent la majeure partie du taux d'imposition de l'activité pour les travailleurs indépendants, en l'occurrence plus de la moitié de ce taux en moyenne. Environ un tiers du taux d'imposition de l'activité est imputable aux cotisations sociales. En outre, comme on pouvait s'y attendre, les cotisations sociales expliquent l'essentiel de la différence entre le taux d'imposition de l'activité auquel sont soumis les travailleurs indépendants et celui auquel sont soumis les salariés.

Incitations à passer du travail à temps partiel au travail à plein temps

Cette sous-partie porte sur les incitations qui encouragent les travailleurs atypiques à accéder à un emploi standard. L'indicateur pour mesurer ces incitations est le taux d'imposition de la transition, qui rend compte de la part de l'augmentation du revenu du travail « absorbée » par la hausse des prélèvements et la baisse des prestations²⁸.

Les incitations financières qui encouragent le passage du travail à temps partiel au travail à plein temps sont généralement plus fortes que celles qui encouragent le passage de l'inactivité à l'emploi à temps partiel. En moyenne, le taux d'imposition de la transition auquel est soumis un salarié qui travaillait 20 heures par semaine lorsqu'il accède à un emploi comportant 40 heures de travail par semaine s'établit à 48 %. Il est compris entre moins de 33 % en Corée, en Espagne et au Portugal et 66 % voire plus au Danemark, au Royaume-Uni, en Irlande, au Japon et aux Pays-Bas.

C'est l'impôt sur le revenu des personnes physiques qui contribue le plus au taux d'imposition de la transition, avec une contribution de 19 points de pourcentage en moyenne, puis les cotisations sociales, qui en expliquent 12 points. Les prestations sociales ont un rôle contrasté. Les allocations de logement sont à l'origine d'un taux d'imposition de la transition nettement supérieur à la moyenne au Japon et au Royaume-Uni. Les prestations familiales réduisent considérablement l'intérêt du travail pour les

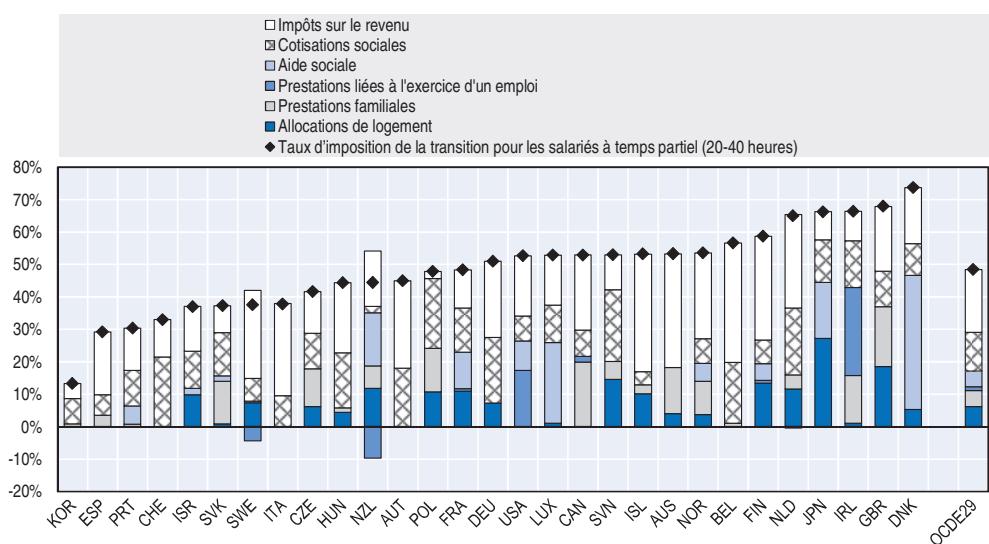
familles avec enfants dans les pays anglophones (sauf en Nouvelle-Zélande et aux États-Unis). Dans l'ensemble, les prestations d'aide sociale jouent un rôle moins grand que dans la transition de l'inactivité au travail à temps partiel. Les prestations liées à l'exercice d'un emploi ont des effets variables selon les pays. En Irlande et aux États-Unis, elles entraînent une hausse du taux d'imposition de la transition lorsqu'elles cessent d'être versées aux travailleurs dont le revenu du travail augmente. En revanche, en Nouvelle-Zélande et en Suède, le taux d'imposition lié à la transition est négatif, si bien qu'il est rentable de passer d'un travail à temps partiel à un emploi à plein temps.

S'agissant des travailleurs indépendants, les facteurs qui ont un effet désincitatif sont moins importants dans le cas du passage du travail à temps partiel au travail à plein temps que dans celui de l'inactivité au travail à temps partiel. En moyenne, moins de la moitié de la hausse de revenu due à l'exercice d'un travail à plein temps est « absorbée » par la baisse des prestations ou la hausse des impôts et cotisations. Dans 13 pays sur 19, les familles conservent au moins 50 % de cette hausse et dans la quasi-totalité des pays, elles en conservent au moins 40 %. Le taux d'imposition de la transition auquel sont soumis les travailleurs indépendants est, en moyenne, similaire à celui auquel sont soumis les salariés mais il existe de fortes disparités selon les pays.

En moyenne pour l'ensemble des pays, l'impôt sur le revenu, les cotisations sociales et les prestations ont un effet similaire sur le taux d'imposition de la transition. Il y a cependant d'importants écarts entre les pays en ce qui concerne l'impact des cotisations sociales, en particulier entre les pays où le taux de cotisation appliqué aux travailleurs indépendants est élevé et ceux où ces cotisations sont égales à un montant forfaitaire.

Graphique 4.25. Taux d'imposition de la transition de l'emploi à temps partiel à l'emploi à plein temps

Taux d'imposition de la transition auquel sont soumis les salariés à temps partiel qui accèdent à un emploi à plein temps, décomposé par type de prélèvement et par prestation, 2010



Note : Taux d'imposition de la transition auquel sont soumis les salariés à temps partiel (travaillant 20 heures par semaine) qui accèdent à un emploi à plein temps (comportant 40 heures de travail par semaine).

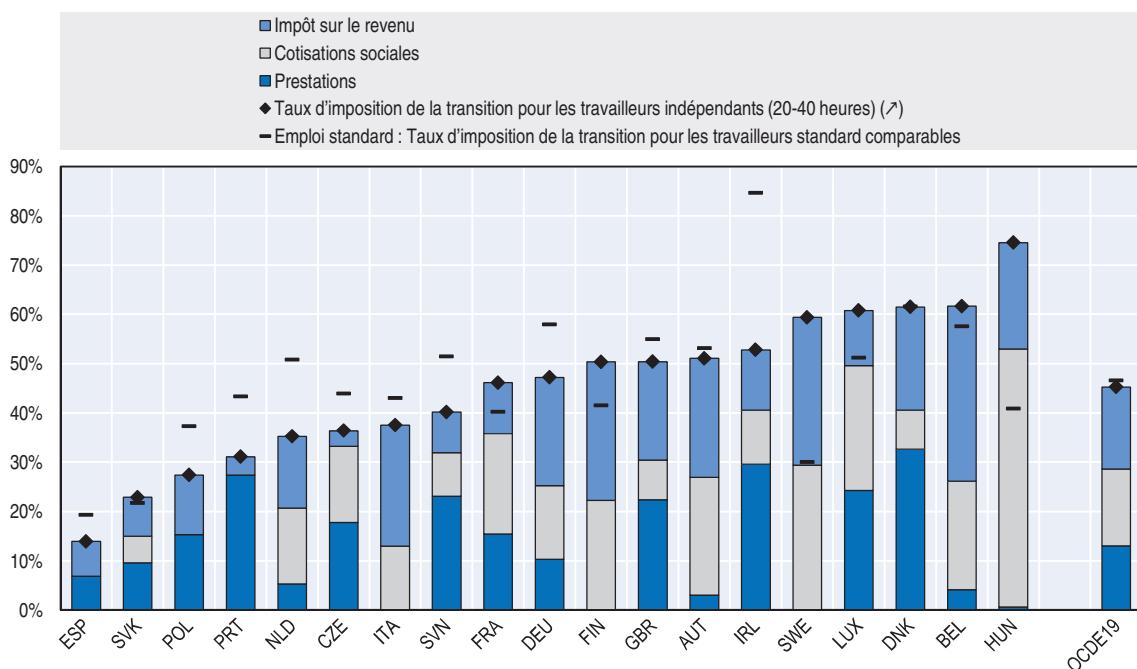
Les résultats correspondent à une moyenne pour quatre familles types : adulte célibataire vivant seul, couple avec un seul contributeur de revenu sans enfant, parent isolé avec deux enfants, couple avec un seul contributeur de revenu et deux enfants.

Source : Modèles impôts-prestations de l'OCDE.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208262>

Graphique 4.26. Taux d'imposition de la transition du travail indépendant à temps partiel au travail indépendant à plein temps

Taux d'imposition de la transition auquel sont soumis les travailleurs indépendants qui accèdent à un emploi à plein temps, décomposé par type de prélèvement et par prestation, 2010



Note : Les résultats correspondent à une moyenne pour quatre familles types : adulte célibataire vivant seul, couple avec un seul contributeur de revenu sans enfant, parent isolé avec deux enfants, couple avec un seul contributeur de revenu et deux enfants.

Source : EUROMOD, modèle de microsimulation des impôts et prestations de l'Union européenne.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208274>

4.7. Conclusion

La notion de travail atypique est un concept « flou ». La définition retenue à titre de référence dans ce chapitre est large et englobe, suivant l'usage international, le travail temporaire, le travail à temps partiel et l'activité indépendante exercée par les travailleurs pour leur propre compte. Ces différentes formes d'emploi représentent au total une part non négligeable (33 %) de l'emploi dans la zone OCDE et cette part se répartit de manière quasiment égale entre elles. La part de l'emploi atypique est comprise entre moins de 20 % seulement dans certains pays d'Europe orientale et 46 % voire plus aux Pays-Bas et en Suisse. Le travail à temps partiel est particulièrement répandu aux Pays-Bas, en Suisse et dans les pays nordiques, tandis que l'activité indépendante occupe une place plus importante en Grèce, en République tchèque, en République slovaque et en Turquie. C'est en Pologne, au Portugal, en Corée et en Espagne que le travail temporaire représente la part la plus forte en termes relatifs.

Un quart des hommes mais 40 % des femmes occupent un emploi atypique. Cette différence est principalement liée à un déséquilibre entre hommes et femmes s'agissant du travail temporaire. Les jeunes et les travailleurs qui ont un faible niveau d'instruction sont surreprésentés parmi les travailleurs atypiques – près de 50 % des travailleurs temporaires sont âgés de moins de 30 ans et le pourcentage de travailleurs temporaires est 30 % plus élevé parmi les personnes qui ont un faible niveau d'instruction que parmi

celles qui ont un niveau moyen. En outre, les travailleurs atypiques travaillent plus souvent dans une petite entreprise. La moitié des travailleurs atypiques sont le principal contributeur de revenu du ménage et une grande majorité d'entre eux vit dans des ménages comportant au moins deux personnes et souvent des enfants.

La hausse de 17 % de l'emploi observée entre 1995 et 2007 est due à plus de 40 % aux emplois atypiques. Au cours des six années qui se sont écoulées depuis la crise économique mondiale, des emplois standard ont été détruits tandis que l'emploi à temps partiel continuait de progresser. L'emploi permanent à temps partiel a connu une forte croissance à long terme dans la plupart des pays de l'OCDE, sa part ayant presque doublé dans certains pays. L'emploi temporaire a lui aussi progressé dans plus des trois quarts des pays, en particulier en Pologne et dans les pays d'Europe du Sud. En revanche, dans la plupart des pays, l'emploi indépendant a continué de reculer ou est resté stable.

On observe une polarisation des emplois. Ainsi, l'analyse axée sur les tâches montre que les emplois comportant des tâches répétitives, traditionnellement occupés par des travailleurs moyennement qualifiés, ont vu leur part dans l'emploi passer de 53 % à 41 % entre 1995 et 2010. Dans le même temps, la part des emplois exigeant l'exécution de tâches abstraites a fortement augmenté (passant de 28 % à 38 %), de même que, dans une moindre mesure, celle des emplois comportant des tâches manuelles non répétitives (qui est passée de 18 % à 21 %). L'approche reposant sur l'emploi, qui retient comme unité d'analyse une profession particulière exercée dans un secteur particulier, met elle aussi en lumière cette polarisation de l'emploi, montrant que l'évolution de l'emploi le long de la distribution des emplois a suivi une trajectoire en U dans plus de la moitié des pays. Cette tendance à la polarisation de l'emploi est étroitement liée à la progression de l'emploi atypique, l'essentiel du recul de l'emploi moyennement qualifié étant dû à une destruction des emplois standard tandis que la croissance de l'emploi très qualifié et peu qualifié est principalement associée à l'emploi atypique.

L'exercice d'un emploi atypique n'améliore les chances d'accéder à un emploi permanent que pour une minorité de travailleurs. Plus précisément, dans la plupart des pays, les travailleurs temporaires ont davantage de chances que les chômeurs d'accéder à un emploi permanent, ce qui n'est pas le cas des salariés à temps partiel et des travailleurs indépendants. Ces constatations semblent indiquer que l'emploi temporaire agit comme un tremplin, à tout le moins à court terme. Les travailleurs atypiques sont néanmoins confrontés à une plus grande insécurité sur le marché du travail et ont moins accès à la formation en cours d'emploi. De surcroît, si l'on excepte les salariés à temps partiel, ils sont soumis à une tension au travail nettement plus forte.

Le travail atypique entraîne un désavantage salarial. Dans la plupart des pays, après prise en compte des caractéristiques individuelles observées et inobservées, les travailleurs temporaires sont nettement moins bien rémunérés que les travailleurs standard présentant par ailleurs les mêmes caractéristiques. Ce désavantage est légèrement plus élevé pour les travailleurs temporaires. En général, les salariés à temps partiel, notamment ceux qui sont titulaires d'un contrat temporaire, perçoivent eux aussi un salaire horaire inférieur à celui de leurs homologues à plein temps, même si ceux qui exercent à temps partiel dans le cadre d'un contrat permanent ne semblent pas subir de désavantage salarial. En outre, bien souvent, les travailleurs temporaires qui ne changent pas de type de contrat ont un revenu du travail plus instable.

Les travailleurs atypiques sont plus susceptibles que les autres d'appartenir à la moitié inférieure de l'échelle de revenu, en particulier à l'un des trois déciles inférieurs. L'augmentation de la part de travailleurs atypiques est associée à un désavantage salarial

important, de 20 %, dans la partie inférieure de l'échelle (les quatre déciles inférieurs) mais n'a pas cet effet au sommet de l'échelle, ce qui creuse les inégalités de revenu. La prise en compte des ménages qui comptent des travailleurs atypiques avec ceux dont les membres ont un emploi standard se traduit par une hausse des inégalités de revenu du travail des ménages de trois points de Gini en moyenne. En moyenne, le travail atypique contribue pour environ 20 % aux inégalités transversales de revenu des ménages. Cette contribution est particulièrement forte en Australie et en Belgique (30 % environ) et moins forte en Estonie (inférieure à 5 %).

Les travailleurs atypiques risquent également davantage de vivre dans des ménages disposant d'un *revenu* plus faible. La configuration du ménage joue cependant un rôle important : les travailleurs atypiques qui disposent d'un revenu du travail faible ont beaucoup moins de chances de cesser d'appartenir au bas de l'échelle de revenu lorsqu'ils vivent avec un autre travailleur atypique que lorsqu'ils vivent avec un travailleur standard.

Plus de la moitié des ménages pauvres en âge de travailler comptent au moins un contributeur de revenu. Une grande majorité (60 %) de ces « ménages actifs pauvres » compte des travailleurs atypiques. Le taux de pauvreté moyen des ménages dont la totalité du revenu du travail provient du travail atypique s'établit à 21 % contre 2,5 % pour les ménages dans lesquels le revenu du travail des travailleurs atypiques s'ajoute au revenu du travail tiré d'un emploi standard. Les prélevements et prestations réduisent de 35 % environ le risque de pauvreté auquel sont exposés les ménages comptant des travailleurs atypiques.

Il existe des différences entre les travailleurs atypiques et les autres concernant les règles qui régissent « l'accès » aux prélevements et prestations et leurs caractéristiques (couverture et montant, par exemple). Ces différences sont plus importantes et plus nombreuses s'agissant des travailleurs indépendants. Elles portent le plus souvent sur les indemnités de chômage, auxquelles les travailleurs indépendants ne peuvent parfois pas prétendre, sur les régimes d'indemnisation des accidents du travail, qui ne couvrent parfois pas les travailleurs indépendants ou les couvrent de manière facultative, et sur les règles qui gouvernent les prestations de maladie et de maternité. Hormis dans quelques pays (Irlande, Italie, Nouvelle-Zélande et Royaume-Uni), les différences effectives de caractéristiques et de montant des prélevements et prestations pour les salariés à temps partiel tiennent davantage à la singularité de leur situation (revenu du travail plus faible lié à un nombre d'heures de travail plus faible) qu'à des différences structurelles au niveau des règles.

Dans la plupart des pays, le système de prélevements et de prestations réduit l'écart de pauvreté des travailleurs pour les familles qui vivent du revenu tiré d'emplois atypiques. Toutes choses égales par ailleurs, ce système réduit davantage l'écart de pauvreté pour les salariés à temps partiel que pour les travailleurs indépendants. Par ailleurs, les prélevements et prestations ont un effet considérable sur les incitations à travailler adressées aux travailleurs atypiques. En moyenne, ils font davantage obstacle au passage de l'inactivité au travail à temps partiel qu'à l'augmentation de l'intensité de travail ou au passage du travail à temps partiel à l'emploi à plein temps.

En somme, l'analyse présentée dans ce chapitre montre que la montée en puissance de l'emploi atypique et la polarisation de l'emploi ont contribué à la progression de l'emploi total mais ont aussi creusé les inégalités de revenu individuel et de revenu des ménages. Les réformes des systèmes de prélevements et de prestations doivent donc avoir pour principal objectif de prévenir la pauvreté parmi les ménages actifs qui comptent des

travailleurs atypiques disposant d'un faible revenu du travail et d'inciter à accéder à l'emploi ou à travailler davantage. Il faut aussi que des politiques actives du marché du travail soient conçues pour accroître le potentiel de gains des travailleurs atypiques, en particulier des jeunes et des personnes peu qualifiées.

Notes

1. Les employeurs sont exclus de l'analyse parce que ceux qui passent du statut d'employeur à celui de travailleur standard sont vraisemblablement peu nombreux. De surcroît, la rémunération des employeurs diffère de celle des autres travailleurs (elle englobe à la fois des revenus du travail et des revenus industriels et commerciaux). Dans la zone OCDE, les employeurs représentent environ 4 % de l'emploi total.
2. Les étudiants qui travaillent et les apprentis sont exclus de l'analyse parce que leur prise en compte pourrait conduire à une surestimation de la proportion de travailleurs à temps partiel ou temporaires. Ils représentent environ 2 % de l'emploi total.
3. Si une forte réglementation des marchés de produits peut être préjudiciable à l'activité des entreprises, la réglementation peut aussi être utilisée pour protéger les petites entreprises de la concurrence des grandes (Torrini, 2005).
4. La première méthode qui peut être utilisée pour classer un emploi sur l'échelle des qualifications consiste, suivant, entre autres, Autor et Dorn (2013), à appliquer une méthode simple, fondée sur la notion de « tâches », et à regrouper les compétences en trois grandes catégories selon la nature des tâches exécutées dans le cadre d'un emploi (abstraites, répétitives et manuelles non répétitives).
5. L'approche « axée sur l'emploi » – qui s'inspire d'Eurofound (2008, 2012) – est une autre méthode qui peut être utilisée pour examiner les évolutions de l'emploi et classer les emplois en fonction du niveau de qualification qu'ils exigent. Cette méthode consiste à définir un emploi comme une profession donnée exercée dans un secteur donné et à mesurer les qualifications qu'il exige à partir du salaire horaire médian perçu par les travailleurs au sein de cette cellule profession-secteur.
6. La récente récession (2007-10) a également exercé une forte influence sur l'évolution de la structure de l'emploi dans certains pays. En règle générale, les évolutions constatées se sont amplifiées durant la crise.
7. Ce phénomène est notamment observé en Belgique, en France, en Allemagne et aux Pays-Bas.
8. L'arrivée de travailleurs immigrés peut également entraîner une modification de la structure de l'emploi, ces travailleurs étant plus nombreux dans le quintile de salaire inférieur et supérieur et étant souvent titulaires de contrats atypiques.
9. Pour les pays européens, l'enquête EU-LFS ne fournissant pas d'informations sur les salaires et les revenus, les données utilisées pour les besoins de cette section et de la section suivante proviennent de l'EU-SILC et de données sur le revenu.
10. En présence d'une information asymétrique, les entreprises ne peuvent pas distinguer les travailleurs qui ont une productivité élevée de ceux qui ont une productivité faible. Elles risquent donc de recourir à des contrats atypiques (prévoyant un salaire de départ faible) et de les utiliser pour instaurer une période d'essai pendant laquelle elles peuvent évaluer les performances du travailleur. L'autre possibilité consiste à

- proposer un salaire d'efficience et à laisser les salariés se diriger vers un emploi atypique.
11. Les régressions de référence figurant dans les tableaux 4.1 et 4.2 contiennent les variables suivantes : groupe d'âge, niveau d'instruction, situation matrimoniale, présence ou non d'enfants, problèmes de santé, région de résidence, profession et variables indicatrices de l'année. Pour les pays dans lesquels des panels nationaux ont été utilisés, les résultats tiennent compte de variables de contrôle supplémentaires – secteur d'activité, taille de l'entreprise et ancienneté dans l'emploi (Australie, Allemagne et Royaume-Uni).
 12. La somme des coefficients $b(TE) + b(TE \cdot age1529)$, par exemple, reflète la différence de salaire (exprimé en logarithme) entre les jeunes travailleurs qui occupent un emploi temporaire et les jeunes qui occupent un emploi standard. L'écart salarial entre les jeunes et les travailleurs d'âge très actif (salaire de référence) au sein du groupe formé par les travailleurs temporaires peut être calculé comme suit : $b(age1529) + b(TE \cdot age1529)$. L'écart de salaire entre d'autres groupes caractérisés par leur âge/leur niveau de qualification/le type de contrat peut être obtenu selon la même méthode.
 13. Le tableau 4.4 fournit des informations sur les changements annuels de contrat et sur le pourcentage non corrigé de salariés qui voient leur salaire augmenter/diminuer ou rester dans le même quintile de revenu au cours de deux années consécutives, quelles qu'elles soient. L'analyse ne portant que sur les salariés à plein temps (puisque la section précédente n'a pas mis en évidence de pénalité salariale pour les travailleurs à temps partiel), quatre scénarios sont possibles en termes de changement de situation dans l'emploi : travailleurs conservant leur emploi standard (ES-ES) ; travailleurs passant d'un emploi standard à un emploi temporaire (ES-ET) ; travailleurs passant d'un emploi temporaire à un emploi standard (ET-ES) ; travailleurs conservant leur emploi temporaire (ET-ET). Pour mesurer la mobilité salariale, on examine si un individu a changé de quintile sur l'échelle du revenu du travail annuel. Il y a mobilité ascendante dès lors qu'il change de quintile au profit d'un quintile situé plus haut sur cette échelle entre l'année $t-1$ et l'année t . À l'inverse, il y a mobilité descendante dès lors qu'il change de quintile au profit d'un quintile situé plus bas et stabilité s'il ne change pas de quintile.
 14. À noter que les résultats présentés ici renvoient aux effets *marginaux* après prise en compte de toutes les caractéristiques observables ; le fait que la Corée se démarque des autres pays pourrait être imputable à des problèmes de sélectivité dans le groupe des travailleurs temporaires, les personnes qui ont une probabilité plus faible d'accéder à un emploi standard – en raison d'effets inobservés – tendant à se diriger d'elles-mêmes vers ce groupe. De surcroît, le marché du travail étant segmenté, il est possible que l'acceptation d'un emploi atypique soit stigmatisant et envoie un signal négatif aux employeurs, qui sont alors plus réticents à proposer un poste permanent aux travailleurs atypiques.
 15. Cette analyse s'appuie sur la définition de la qualité de l'emploi utilisée dans OCDE (2014), qui repose sur trois dimensions (revenu du travail, sécurité dans l'emploi et qualité de l'environnement de travail) et y ajoute des estimateurs supplémentaires.
 16. Seuls les salariés à temps partiel et les travailleurs temporaires sont pris en compte dans l'analyse de la distribution du salaire horaire parce que le calcul du salaire horaire des travailleurs indépendants comporte des incohérences.

17. Le principal contributeur de revenu est défini comme le membre du ménage qui perçoit le revenu du travail le plus élevé.
18. Ce résultat pourrait s'expliquer par la présence de travailleurs indépendants ayant un revenu du travail élevé au sommet de la distribution.
19. Le revenu du travail équivalent des ménages s'obtient en additionnant le revenu du travail de tous les membres du ménage (salaire et revenu du travail indépendant) et en divisant le résultat obtenu par l'échelle d'équivalence de l'OCDE, couramment utilisée (soit la racine carrée de la taille du ménage).
20. Les données relatives à la Corée n'ont pas pu être prises en compte dans cette section parce qu'elles ne fournissent pas d'informations sur les impôts.
21. À noter que le calcul du revenu médian tient compte de *l'ensemble* de la population, non de la seule population en âge de travailler.
22. Il est également à noter qu'en Corée, le taux de pauvreté des ménages standard est élevé (12.4 %) comparativement à ce qui est observé dans d'autres pays. Cette situation s'explique par le fait que dans ce pays, beaucoup de ménages standard comptent en réalité un membre sans emploi. Le nombre de ménages standard *stricto sensu* – dont tous les membres adultes occupent un emploi standard – est relativement faible. En 2009 par exemple, les ménages standard comptant à la fois des travailleurs standard et des personnes sans emploi représentaient 35 % de l'ensemble des ménages actifs, ce qui est supérieur au pourcentage observé dans les autres pays de l'OCDE.
23. Il n'est pas encore possible d'inclure des simulations pour les travailleurs temporaires dans les modèles impôts-prestations utilisés ici.
24. En Irlande, les travailleurs à temps partiel n'ont pas accès à la prestation ou à l'allocation pour demandeur d'emploi dès lors qu'ils ont travaillé moins de trois jours par semaine ; au Japon, ils ne peuvent pas être indemnisés s'ils ont travaillé moins de 20 heures par semaine et en Corée s'ils ont travaillé moins de 60 heures par mois ou 15 heures par semaine.
25. Les simulations font appel à deux scénarios différents s'agissant de la part patronale des cotisations sociales. Dans le premier scénario, on suppose que le coût effectif des cotisations patronales est assumé exclusivement par l'employeur. Dans le deuxième, ce coût est exclusivement assumé par le salarié parce qu'on suppose qu'à long terme, les employeurs tendent à ajuster les salaires en fonction du montant des cotisations patronales (voir Brittain, 1971 ; Vroman, 1974 ; Beach et Balfour, 1983).
26. Voir l'annexe 4.A4 pour une description détaillée des modèles de simulation des impôts et prestations de l'OCDE et d'EUROMOD.
27. En Italie, le taux d'imposition de l'activité est très faible (3 %) parce qu'il n'existe pas de prestations d'aide sociale. Voir le graphique 2.3 dans OCDE (2007).
28. Les indicateurs utilisés ici pour mesurer les incitations au travail sont définis de manière formelle dans l'annexe 4.A4.

Bibliographie

- Acs, Z., D. Audretsch et D. Evans (1994), « Why Does the Self-employment Rate Vary Across Countries Over Time? », *CEPR Discussion Paper*, n° 871, Londres.
- Amuedo-Dorantes, C. (2000), « Work Transitions Into and Out of Involuntary Temporary Employment in a Segmented Market: Evidence from Spain », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 53, n° 2, pp. 309-325.
- Amuedo-Dorantes, C. et R. Serrano-Padial (2007), « Wage Growth Implications of Fixed-Term Employment: An Analysis by Contract Duration and Job Mobility », *Labour Economics*, vol. 14, pp. 829-847.
- Australia Productivity Commission (2006), « The Role of Non-Traditional Work in the Australian Labour Market », *Commission Research Paper*, Melbourne, mai.
- Autor, D.H. (2001), « Why Do Temporary Help Firms Provide Free General Skills Training? », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 116, n° 4, MIT Press, pp. 1409-1448, novembre.
- Autor, D.H. et D. Dorn (2013), « The Growth of Low-Skill Service Jobs and the Polarization of the U.S. Labor Market », *American Economic Review*, vol. 103, n° 5, pp. 1533-1597.
- Autor, D.H. et S. Houseman (2005), « Do Temporary Help Jobs Improve Labor Market Outcomes for Low-skilled Workers? Evidence from ‘Work First’ », *NBER Working Paper*, n° 11743, National Bureau of Economic Research.
- Bardasi, E. et J.C. Gornick (2008), « Working for Less? Women’s Part-time Wage Penalties Across Countries », *Feminist Economics*, vol. 14, n° 1, pp. 37-72.
- Beach, C.M. et F.S. Balfour (1983), « Estimated Payroll Tax Incidence and Aggregate Demand for Labour in the United Kingdom », *Economica*, vol. 50, pp. 35-48.
- Bentolila, S. et G. Saint-Paul (1994), « A Model of Labor Demand with Linear Adjustment Costs », *Labour Economics*, vol. 1, n° 3-4, Elsevier, pp. 303-326, septembre.
- Blundell, R. et T. MacCurdy (1999), « Labor Supply: A Review of Alternative Approaches », in O.A. Ashenfelter (dir. pub.), *Handbook of Labor Economics*, Elsevier Science/North-Holland, Amsterdam.
- Blundell, R., A. Bozio et G. Laroque (2011), « Labor Supply and the Extensive Margin », *American Economic Review*, vol. 101, n° 3, pp. 482-486.
- Booth, A.L. et M. Wood (2006), « Back-to-front Down-under? Part-time/Full-time Wage Differentials in Australia », *IZA Discussion Paper*, n° 2268, Bonn.
- Booth, A.L., M. Francesconi et J. Frank (2002), « Temporary Jobs: Stepping Stones or Dead Ends? », *Economic Journal*, vol. 112, n° 480, pp. 189–214.
- Bosio, G. (2014), « The Implications of Temporary Jobs on the Distribution of Wages in Italy: An Unconditional IVQTE Approach », *Labour*, vol. 28, n° 1, pp. 64–86, mars.

- Brewer, M., E. Saez et A. Shephard (2010), « Means-testing and Tax Rates on Earnings. Dimensions of tax Design », *Mirrlees Review*, pp. 90-174.
- Brittain, J.A. (1971), « The Incidence of Social Security Payroll Taxes », *American Economic Review*, pp. 110-125.
- Buddelmeyer, H. et M. Wooden (2011), « Transitions Out of Casual Employment: The Australian Experience », *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, vol. 50, n° 1, pp. 109-130.
- Buddelmeyer, H., W.S. Lee et M. Wooden (2010), « Low-Paid Employment and Unemployment Dynamics in Australia », *Economic Record*, vol. 86, n° 272, pp. 28-48, mars.
- Buddelmeyer, H., G. Mourré et M. Ward (2005), « Part-time Work in EU Countries: Labour Market Mobility, Entry and Exit », *IZA Discussion Paper*, n° 1550, Bonn.
- Cahuc, P., O. Charlot et F. Malherbet (2012), « Explaining the Spread of Temporary Jobs and its Impact on Labor Turnover », *IZA Discussion Paper*, n° 6365, Bonn.
- Cappellari, L. et S. Jenkins (2008), « The Dynamics of Social Assistance Receipt: Measurement and Modelling Issues, with an Application to Britain », *Documents de travail de l'OCDE sur les questions sociales, l'emploi et les migrations*, n° 67, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/236346714741>.
- Chen, W.H., M. Förster, H. Levy et A. Llena-Nozal (2015, à paraître), « Non-standard Work and Inequality », *Documents de travail de l'OCDE sur les questions sociales, l'emploi et les migrations*, Éditions OCDE, Paris.
- De la Rica Goiricelaya, S. (2004), « Wage Differentials between Permanent and Temporary Workers: Firm and Occupational Segregation », *DFAEII Working Papers 2003-06*, Université du Pays basque, Department of Foundations of Economic Analysis II.
- Esteban-Pretel, J., R. Nakajima et R. Tanaka (2009), « Are Contingent Jobs Dead Ends or Stepping Stones to Regular Jobs? Evidence from a Structural Estimation », *Labour Economics*, vol. 18, n° 4, pp. 513-526.
- Eurofound (2012), *Trends in Job Quality in Europe*, Office des publications de l'Union européenne, Luxembourg.
- Eurofound (2008), « More and Better Jobs: Patterns of Employment Expansion in Europe », *ERM Report 2008*.
- Feldman, N. et J. Slemrod (2007), « Estimating Tax Noncompliance with Evidence from Unaudited Tax Returns », *Economic Journal*, vol. 117, pp. 327–352.
- Firpo, S., N. Fortin et T. Lemieux (2007), « Decomposition Wage Distributions Using Recentered Influence Functions Regressions », document interne, Université de la Colombie-Britannique.
- Fortin, N., T. Lemieux et S. Firpo (2010), « Decomposition Methods in Economics », *NBER Working Papers*, n° 16045, Cambridge, États-Unis.
- Gagliarducci, S. (2005), « The Dynamics of Repeated Temporary Jobs », *Labour Economics*, vol. 12, n° 4, pp. 429–448.
- Gallie, D. (2013), *Economic Crisis, Quality of Work and Social Integration*, Oxford University Press.

- Genre, V., R. Gómez-Salvador et A. Lamo (2005), « European Women – Why Do(n't) They Work? », *Working Paper Series*, n° 454, Banque centrale européenne.
- Goos, M. et A. Manning (2007), « Lousy and Lovely Jobs: The Rising Polarization of Work in Britain », *Review of Economics and Statistics*, vol. 89, n° 1, MIT Press, pp 118-133, février.
- Görg, H., L. Killen et F. Ruane (1998), « Non-Standard Employment in Irish Manufacturing: Do Firm Characteristics Matter? », *Labour*, vol. 12, n° 4, pp. 675–699.
- Gregg, P. et J. Wadsworth (1996), « It Takes Two: Employment Polarisation in the OECD », *Discussion Paper*, n° 304, Centre for Economic Performance, London School of Economics.
- Heckman, J. (1981), « Heterogeneity and State Dependence », in S. Rosen (dir. pub.), *Studies in Labor Markets*, University of Chicago Press, pp. 91-140.
- Heckman, J. (1974), « Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply », *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp. 679-694.
- Hirsch, B.T. (2005), « Why Do Part-time Workers Earn Less? The Role of Worker and Job Skills », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 58, n° 4, pp. 525-551.
- Houseman, S.N. et M. Osawa (2003), « Introduction to Nonstandard Work in Developed Economies », W.E. Upjohn Institute for Employment Research, Kalamazoo, États-Unis, pp. 1-14.
- Houseman, S.N. et A.E. Polivka (1999), « The Implications of Flexible Staffing Arrangements for Job Stability », *Upjohn Institute Staff Working Paper*, n° 99-056, mai.
- Ichino, A., F. Mealli et T. Nannicini (2008), « From Temporary Help Jobs to Permanent Employment: What Can We Learn from Matching Estimators and their Sensitivity? », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 23, n° 3, pp. 305–327.
- Immervoll H. et M. Pearson (2009), « A Good Time for Making Work Pay? Taking Stock of In-work Benefits and Related Measures across the OECD », *Documents de travail de l'OCDE sur les questions sociales, l'emploi et les migrations*, n° 81, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/225442803245>.
- Jaumotte, F. (2003), « Female Labour Force Participation: Past Trends and Main Determinants in OECD Countries », *Documents de travail de l'OCDE sur les questions sociales, l'emploi et les migrations*, n° 376, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/082872464507>.
- Kalleberg, A.L (2000), « Nonstandard Employment Relations: Part-time, Temporary and Contract Work », *Annual Review of Sociology*, vol. 26, pp. 341-365.
- Kalleberg, A.L., E. Rasell, N. Cassirer, B.F. Reskin, K. Hudson, D. Webster, E. Appelbaum et R.M. Spalter-Roth (1997), *Nonstandard Work, Substandard Jobs: Flexible Work Arrangements in the U.S.*, Economic Policy Institute and Women's Research and Education Institute, Washington, D.C.
- Leschke, J. (2011), « Labour Market Developments in the Light of the Crisis and the Europe 2020 Strategy », EU Anticipedia.

- Mertens, A., V. Gash et F. McGinnity (2007), « The Cost of Flexibility at the Margin. Comparing the Wage Penalty for Fixed-term Contracts in Germany and Spain using Quantile Regression », *Labour*, vol. 21, n° 4-5, Fondazione Giacomo Brodolini and Blackwell Publishing Ltd, pp. 637-666.
- Mosthaf, A. (2011), « Low-wage Jobs – Stepping Stones or Just Bad Signals? », *IAB Discussion Paper*, n° 11.
- OCDE (2014), *Perspectives de l'emploi de l'OCDE 2014*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2014-fr.
- OCDE (2011), *Toujours plus d'inégalité : Pourquoi les écarts de revenus se creusent*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264119550-fr>.
- OCDE (2010), *Perspectives de l'emploi de l'OCDE 2010 : Sortir de la crise de l'emploi*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2010-fr.
- OCDE (2009), *Perspectives de l'emploi de l'OCDE 2009: Faire face à la crise de l'emploi*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2009-fr.
- OCDE (2008a), *Perspectives de l'emploi de l'OCDE 2008*, chapitre 2 : « Déclarer l'emploi ou travailler au noir : l'emploi informel dans sept pays de l'OCDE », Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2008-fr.
- OCDE (2008b), *Croissance et inégalités : Distribution des revenus et pauvreté dans les pays de l'OCDE*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264044210-fr>.
- OCDE (2007), *Prestations et salaires 2007 : Les indicateurs de l'OCDE*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/ben_wages-2007-fr.
- OCDE (2000), *Perspectives de l'emploi de l'OCDE 2000*, chapitre 5 : « La renaissance partielle de l'emploi indépendant », Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2000-fr.
- OCDE (1999), *Perspectives de l'emploi de l'OCDE 1999*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-1999-fr.
- Pearson, M. et S. Scarpetta (2000), « Vue d'ensemble : que savons-nous des politiques de valorisation du travail ? », *Revue économique de l'OCDE*, n° 31, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/eco_studies-v2000-2-fr.
- Santangelo, G. (2011), « Do Temporary Contracts Cause Wage Discrimination? A Quantile Treatment Effect Analysis for Europe », document interne.
- Schuetze, H.J. (2000), « Taxes, Economic Conditions and Recent Trends in Male Self-employment: A Canada-US Comparison », *Labour Economics*, vol. 7, n° 5, Elsevier, pp. 507-544, septembre.
- Stewart, M.B. (2007), « The Interrelated Dynamics of Unemployment and Low-wage Employment », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 22, n° 3, pp. 511-531.
- Torriani, R. (2005), « Cross-country Differences in Self-employment Rates: The Role of Institutions », *Labour Economics*, vol. 12, n° 5, Elsevier, pp. 661-683, octobre.
- Tuzemen, D. et J.L. Willis (2013), « The Vanishing Middle: Job Polarization and Workers' Response to the Decline in Middle-Skill Jobs », *Economic Review*, 1er trimestre 2013, pp. 5-32.

- Uhlendorff, A. (2006), « From No Pay to Low Pay and Back Again? A Multi-State Model of Low Pay Dynamics », *IZA Discussion Paper*, n° 2482, Bonn.
- Venn, D. (2011), « Earnings Volatility and its Consequences for Households », *Documents de travail de l'OCDE sur les questions sociales, l'emploi et les migrations*, n° 125, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5kg3v00zgslw-en>.
- Vroman, W. (1974), « Employer Payroll Tax Incidence: Empirical Tests with Cross-country Data », *Public Finance = Finances publiques*, vol. 29, n° 2, pp. 184-200.
- Wenger, J. (2003), « Share of Workers in Nonstandard Jobs Declines », *Economic Policy Institute Briefing Paper*, n° 137.
- Wooldridge, M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, Cambridge, United States.
- Yu, Wei-Hsia (2011), « Better Off Jobless? Scarring Effects of Contingent Employment in Japan », *Social Forces*, pp. 1-34.

Bases de données

Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus,
www.oecd.org/fr/social/donnees-distribution-revenus.htm.

Annexe 4.A1

Mesurer la polarisation de l'emploi

Pour déterminer quelle part des variations de l'emploi est due à la réallocation intrasectorielle de la main-d'œuvre et quelle part est imputable à la réallocation intersectorielle, il est possible de faire appel à une méthode de décomposition simple. Suivant Tuzemen et Willis (2013), on décompose comme suit l'évolution entre deux périodes de la part dans l'emploi d'un type de tâche donné : $\frac{E_{i,s,2010}}{E_{2010}} - \frac{E_{i,s,1995}}{E_{1995}} = \frac{E_{i,2010}}{E_{2010}} (\frac{E_{i,s,2010}}{E_{i,2010}} - \frac{E_{i,s,1995}}{E_{i,1995}}) + \frac{E_{i,1995}}{E_{i,2010}} (\frac{E_{i,2010}}{E_{1995}} - \frac{E_{i,1995}}{E_{1995}})$, où E représente l'emploi, i le secteur d'activité et s la tâche. Le tableau 4.A1.1 présente la décomposition de la variation de la part dans l'emploi de chacun des trois types de tâche. En somme, on observe que les résultats obtenus sont conformes aux prévisions de l'hypothèse du progrès technologique biaisé en faveur des travailleurs qualifiés/en fonction des tâches.

Tableau 4.A1.1. Décomposition de la variation de la part dans l'emploi par tâche et par secteur, moyenne pour 23 pays de l'Union européenne, 1995/98-2010

Tâche	Total	Secteur manufacturier	Construction & électricité	Commerce de gros & hôtellerie	Transport & communication	Finance & immobilier	Services publics & à la collectivité	Éducation & santé
Abstraite	5.25	-0.95	0.37	0.32	1.98	2.07	0.23	1.23
Variation intersectorielle	1.24	-1.87	-0.01	0.06	0.40	1.40	-0.39	1.66
Variation intrasectorielle	4.01	0.92	0.38	0.27	1.57	0.67	0.62	-0.43
Répétitive	-8.59	-6.02	-0.46	-0.66	-0.35	-0.28	-0.84	0.02
Variation intersectorielle	-3.18	-5.11	-0.05	0.11	0.73	1.11	-0.28	0.30
Variation intrasectorielle	-5.40	-0.91	-0.41	-0.77	-1.07	-1.39	-0.56	-0.28
Manuelle non répétitive	1.82	-0.45	0.12	0.43	0.18	0.91	-0.41	1.04
Variation intersectorielle	1.03	-0.37	0.00	0.04	0.64	0.32	-0.24	0.65
Variation intrasectorielle	0.79	-0.08	0.13	0.39	-0.45	0.59	-0.17	0.39

Note : Professions comportant des tâches abstraites (CITP 88 : 12-34) ; professions comportant des tâches répétitives (CITP 88 : 41-42, 52, 71-74, 81-82 et 93) ; professions comportant des tâches manuelles non répétitives (CITP 88 : 51-83 et 91). Trois secteurs (agriculture, extraction minière et particuliers) et trois professions (législateurs, forces armées et ouvriers agricoles) ont été exclus faute de données cohérentes dans le temps. L'échantillon global n'inclut que les travailleurs de 15 à 64 ans, les employeurs et les étudiants qui travaillent à temps partiel étant exclus.

Source : Enquête sur les forces de travail de l'Union européenne (EU-LFS).

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933209014>

Mesure de la polarisation à l'aide de l'approche selon les salaires par profession

Conformément à l'approche retenue par Eurofound (2008, 2012), un emploi est défini comme une profession donnée exercée dans un secteur d'activité donné (par exemple directeur dans le secteur de l'hôtellerie) sur la base de la Classification internationale type des professions (CITP) et de la Nomenclature européenne des activités économiques (NACE) et des enquêtes sur la population active. Pour mesurer la qualité de l'emploi, on affecte à chaque emploi une valeur à partir du salaire médian de la

profession en utilisant des informations sur les salaires provenant de diverses sources externes. Deux sources externes ont été utilisées pour estimer les salaires médians. La principale est l'Enquête sur la structure des salaires (SES), qui fournit des données précises et harmonisées sur le revenu du travail dans les États membres de l'Union européenne. Elle recueille des informations auprès d'entreprises employant au moins dix salariés et exerçant leur activité dans n'importe quel secteur économique hors administrations publiques (et, dans certains pays, éducation et santé). À la date de la présente publication, les données de la SES n'étaient disponibles que pour les années de référence 2002 et 2006. Pour les secteurs non couverts par la SES, le salaire médian est calculé à l'aide de données provenant de l'Enquête européenne harmonisée sur les revenus et les conditions de vie (EU-SILC).

Pour chaque pays, les emplois sont classés sur la base du salaire puis répartis en déciles en fonction de ce classement pondéré par le nombre total d'emplois au sein de la cellule profession-secteur d'activité. En d'autres termes, le décile inférieur regroupe les 10 % de travailleurs employés dans les professions les moins bien rémunérées. Il est ensuite possible de calculer la variation de la part de chaque décile dans l'emploi entre deux périodes et d'étudier ainsi si la structure de l'emploi s'est polarisée au fil du temps.

Dans l'idéal, il faudrait définir un emploi de la manière la plus précise possible en utilisant le niveau à deux chiffres des classifications des professions et des secteurs d'activité, voire un niveau plus fin. Toutefois, cette démarche peut se révéler impossible à mettre en œuvre dans la pratique dans la mesure où certaines des combinaisons profession-secteur n'existent tout simplement pas en réalité ou ne contiennent que très peu d'observations, en particulier dans les sources externes de données sur les salaires. On obtiendrait alors, pour de nombreuses cellules, des estimations imprécises. Dans la présente étude, nous avons créé une matrice de taille très raisonnable, comprenant 338 « emplois » (26 professions * 13 secteurs). Dans une autre spécification, nous avons réalisé une matrice à un niveau plus fin (754 « emplois », soit 26 professions * 29 secteurs). Toutefois, la taille de l'échantillon de la SES étant plus petite, de nombreuses combinaisons profession-secteur n'existent pas ou ne permettent que des estimations imprécises du salaire horaire médian. Nous n'avons donc pas tenu compte de cette matrice plus fine puisqu'elle ne permettait pas de classer les emplois en fonction du salaire.

Nous avons utilisé des enquêtes sur la population active se rapportant à trois années différentes – 1995, 2007 et 2010 – pour établir le niveau des parts dans l'emploi des différents déciles. La plupart des enquêtes sur la population active ne contenant pas d'informations sur la rémunération (exception faite de l'EPA canadienne, qui recueille des informations sur le salaire horaire), nous avons complété les données par celles issues de la SES pour calculer le salaire horaire médian de chaque emploi défini. À noter que les données de la SES ne sont disponibles que depuis le milieu des années 2000. Il s'ensuit que les paires emploi-salaire seront les mêmes pour chacune des trois périodes étudiées (1995, 2007 et 2010). Nous supposons donc que le *classement* des emplois en fonction des qualifications (représentées par le salaire médian) reste constant au fil du temps. De fait, des travaux antérieurs (par exemple Goos et Manning, 2007) ont démontré la grande stabilité dans le temps de la structure des salaires par profession.

Annexe 4.A2

Sources de données utilisées pour les sections 4.4 et 4.5

L’analyse présentée dans la première section du chapitre s’appuie sur les enquêtes longitudinales auprès des ménages présentées ci-après. Tous les ensembles de données longitudinaux couvrent un large éventail de sujets, notamment les traits de personnalité, les antécédents professionnels et familiaux, l’emploi, l’activité et la mobilité professionnelle, les revenus et la santé.

British Household Panel Survey (BHPS)

Conduite depuis 1991, la *British Household Panel Survey*¹ (BHPS) est une enquête nationalement représentative menée auprès des ménages, dans laquelle tous les adultes membres des ménages inclus dans l’échantillon sont interrogés. La première vague du panel comprenait quelque 5 500 ménages et 10 300 individus. L’échantillon principal a été complété en 1999 par des échantillons supplémentaires comportant chacun 1 500 ménages écossais d’une part et gallois d’autre part et, en 2001, par un échantillon de 2 000 ménages originaires d’Irlande du Nord. Les mêmes personnes sont réinterrogées chaque année. Si elles quittent leur ménage initial pour en former un nouveau, les enquêteurs continuent de les suivre et interrogeront également tous les membres adultes du nouveau ménage.

Enquête européenne harmonisée sur les revenus et les conditions de vie (EU-SILC)

L’enquête EU-SILC permet de collecter chaque année depuis 2004 des données auprès de 130 000 ménages dans 27 pays de l’Union européenne ainsi que la Croatie, l’Islande, la Norvège, la Suisse et la Turquie depuis 2004, sur une base transversale et longitudinale avec une rotation tous les quatre ans. Les variables se rapportent au revenu, à la pauvreté, à l’exclusion sociale et à d’autres conditions de vie. Cet instrument ne repose pas sur un questionnaire ou une enquête communs, mais sur des directives et des procédures communes, ainsi que des concepts (ménage et revenu) et classifications communs visant à optimiser la comparabilité des informations produites.

Panel socio-économique pour l’Allemagne (GSOEP)

Lancé en 1984, le panel socioéconomique *Panel socio-économique pour l’Allemagne* (GSOEP) est une enquête annuelle menée régulièrement auprès des ménages. La première vague comprenait 5 921 ménages et un total de 12 290 personnes interrogées qui faisaient partie du panel socioéconomique occidental, se rapportant uniquement à l’Allemagne de l’Ouest. En 1990, 2 179 ménages comptant 4 453 membres faisant partie du panel socioéconomique oriental ont été interrogés.

Household, Income, Labour Dynamics in Australia (HILDA)

L’enquête *Household, Income, Labour Dynamics in Australia* (HILDA) est une enquête menée régulièrement sur un panel de ménages et financée par le *Department of*

Families, Community Services and Indigenous Affairs. Lancée en 2001, elle comprend actuellement sept vagues. La première vague du panel comportait 7 682 ménages et 19 914 individus.

Korean Labor and Income Panel Study (KLIPS)

La *Korean Labor and Income Panel Study (KLIPS)* est une enquête conduite annuellement auprès des ménages depuis 1998. Elle porte sur 5 000 ménages et 13 000 personnes.

Japan Household Panel Survey (JHPS)

L'enquête *Japan Household Panel Survey (JHPS)* est réalisée auprès de 4 000 ménages environ par le *Panel Data Research Center* de l'Université de Keio. Lancée en 2009, elle est conduite chaque année depuis lors. Elle porte notamment sur la composition du ménage, les revenus, les dépenses, les actifs et le logement, ainsi que sur la scolarisation des enfants, l'emploi et l'état de santé des répondants.

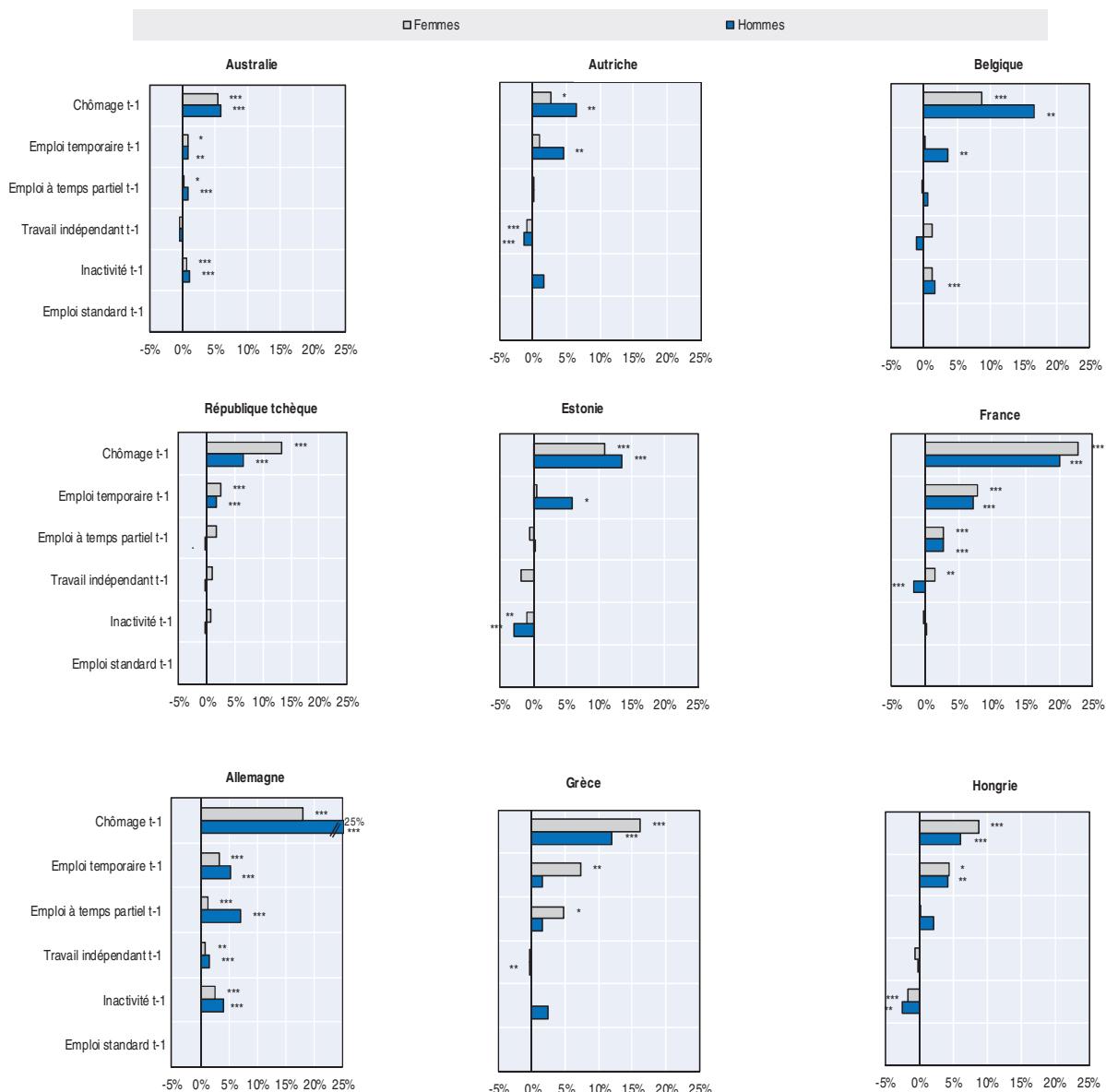
Nous exprimons toute notre reconnaissance à Yoshio Higuchi et à Kayoko Ishii, respectivement professeur et professeure associée à l'Université de Keio, qui ont fourni au Secrétariat une analyse de la JHPS et l'ont fait profiter de leur avis qualifié.

Note

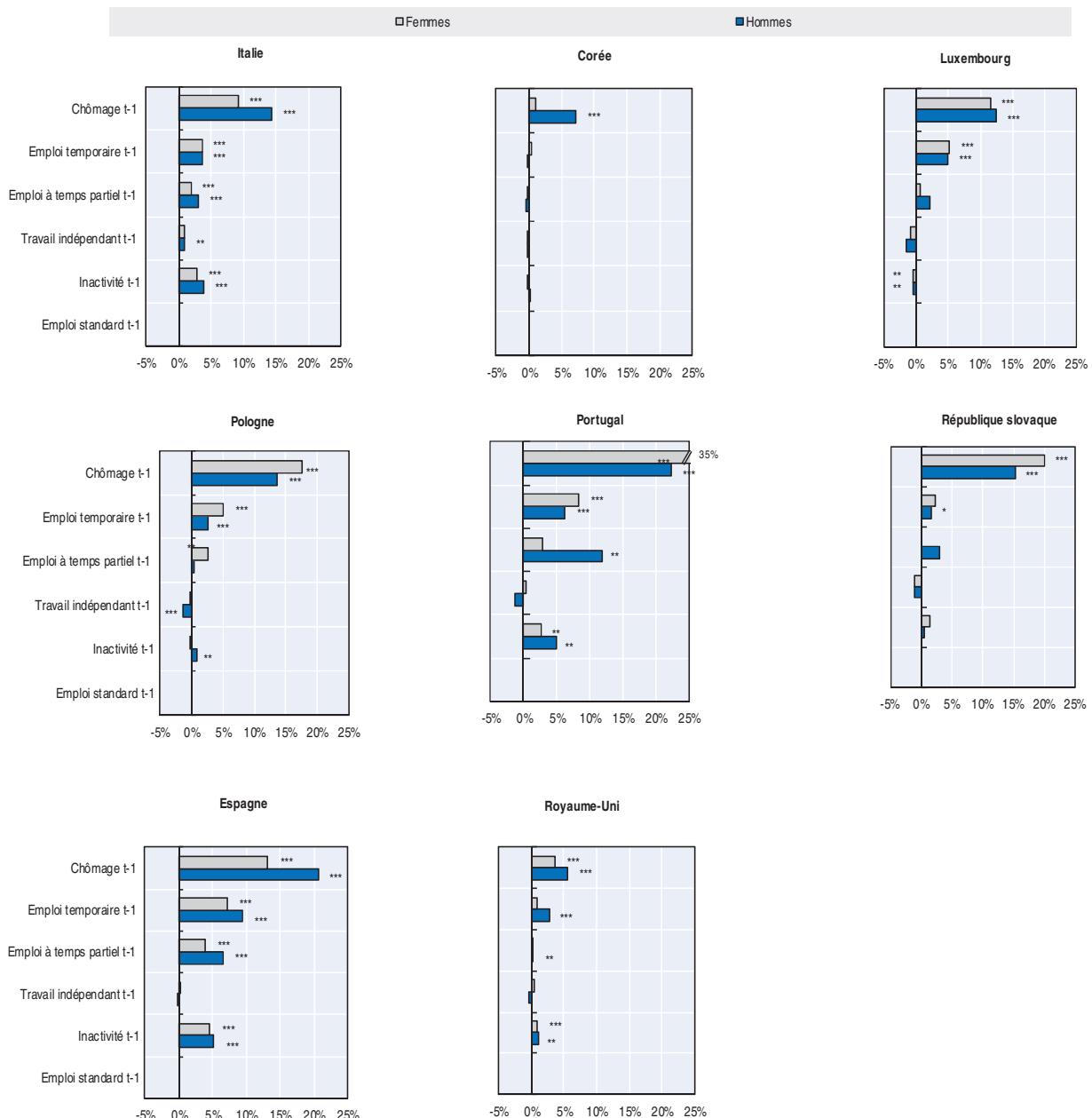
1. Les données de la BHPS ont été obtenues sur le site des archives administratives du Royaume-Uni (www.data-archive.uk).

Annexe 4.A3 Tableaux et graphiques supplémentaires

Graphique 4.A3.1. Effet marginal de la situation professionnelle antérieure/du type de contrat antérieur sur la probabilité de transition vers le chômage



Graphique 4.A3.1. Effet marginal de la situation professionnelle antérieure/du type de contrat antérieur sur la probabilité de transition vers le chômage (suite)

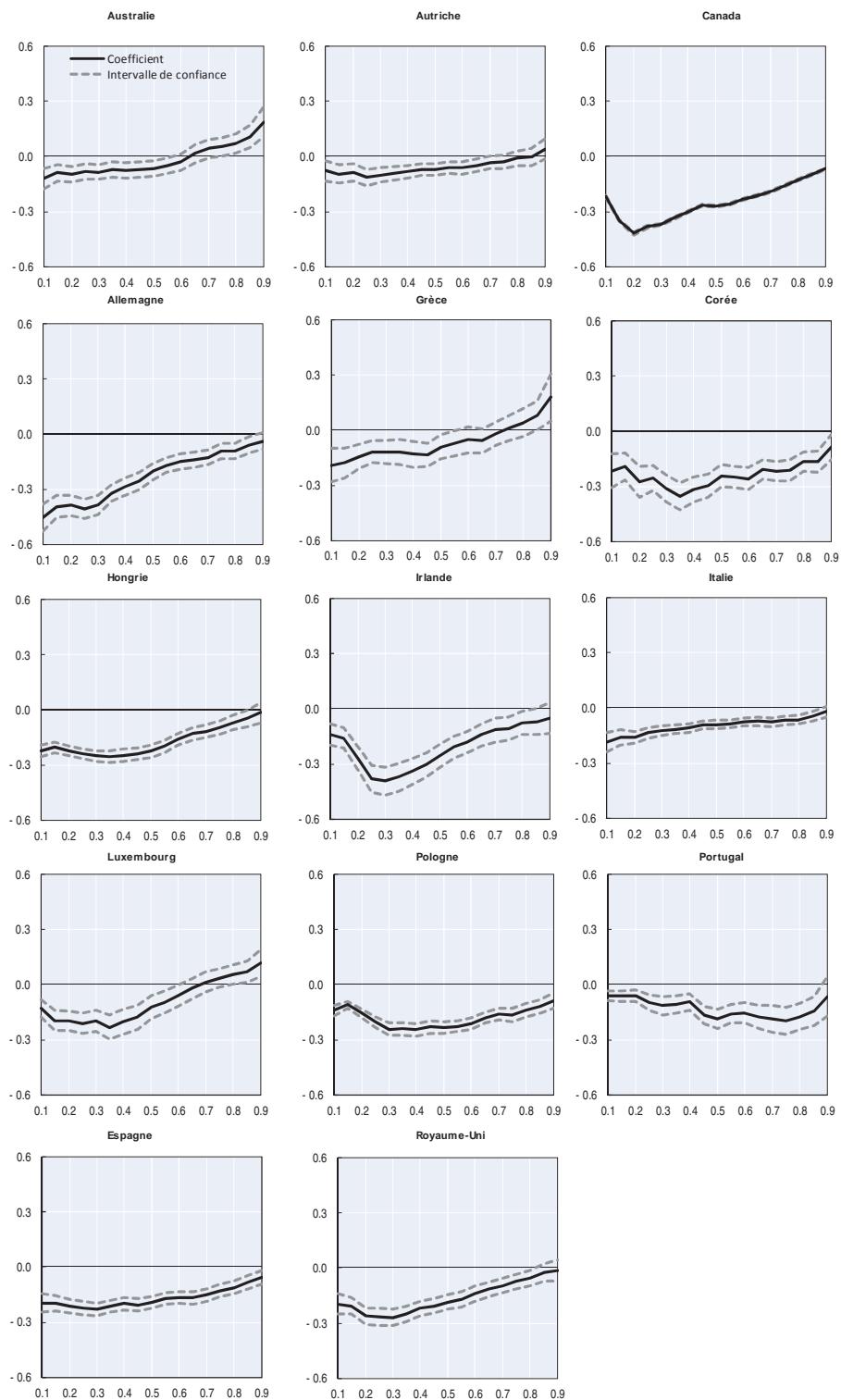


Note :

Effets marginaux de la variable retardée de situation professionnelle sur la probabilité de chômage calculés au moyen d'un modèle probit dynamique à effets aléatoires, après prise en compte des conditions initiales. Voir le graphique 4.11 pour les échantillons et les variables de contrôle. ***, **, * : significatif aux seuils de 1 %, 5 %, 10 % respectivement.

Source : British Household Panel Survey (BHPS, 2004-2009) pour le Royaume-Uni, Panel socio-économique pour l'Allemagne (GSOEP, 2004-2012) pour l'Allemagne, Statistiques de l'Union européenne sur le revenu et les conditions de vie (EU-SILC, 2004-2012) pour les autres pays européens, Household, Income and Labour Dynamics in Australia (HILDA, 2004-2012) pour l'Australie, Korean Labor and Income Panel Study (KLIPS, 2004-2009) pour la Corée.

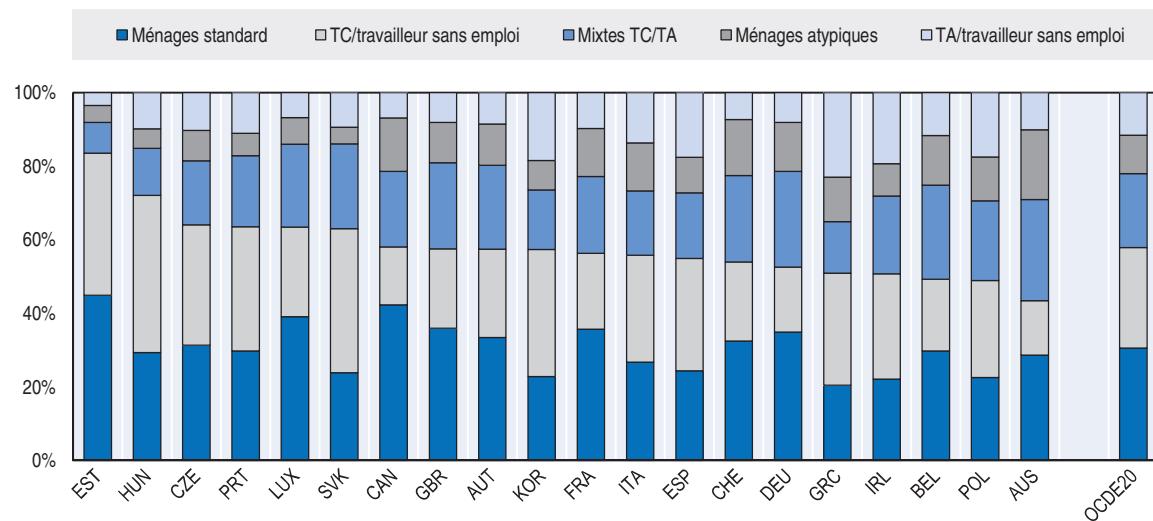
StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208289>

Graphique 4.A3.2. Effet du travail atypique sur le logarithme du salaire horaire, par décile

Source : Statistiques de l'Union européenne sur le revenu et les conditions de vie (EU-SILC, 2012), *Household, Income and Labour Dynamics in Australia* (HILDA, 2012), *Korean Labor and Income Panel Study* (KLIPS, 2009), Enquête sur la population active (EPA, 2013) pour le Canada.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208298>

Graphique 4.A3.3. Profil d'emploi des ménages, ménages actifs, 2010 ou dernière année disponible



Note : Ménages standard (atypiques) : ménages dont tous les membres qui travaillent occupent un emploi standard (atypique) ; TC/travailleur sans emploi (TA/travailleur sans emploi) : ménages comptant un travailleur standard (atypique) et une personne sans emploi ; TC/TA : ménages comptant à la fois des travailleurs standard et atypiques. Les pays sont classés dans l'ordre croissant de la part des ménages comptant au moins un travailleur atypique.

Source : Statistiques de l'Union européenne sur le revenu et les conditions de vie (EU-SILC, 2012), *Household, Income and Labour Dynamics in Australia* (HILDA, 2012), *Korean Labor and Income Panel Study* (KLIPS, 2009), Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (SLID, 2010).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208303>

Tableau 4.A3.1. Composantes du revenu des ménages selon le profil d'emploi, 15 pays de l'Union européenne, 2010

Profil d'emploi des ménages	Composante du revenu, en EUR (part)				Nombre de membres sans emploi	
	Revenu d'activité	Revenu du capital	Transferts publics	Impôts	Nombre d'enfants de 17 ans ou moins	Nombre d'adultes sans emploi
Sans emploi	5 053 (.31)	1 386 (.1)	8 732 (.71)	-2 138 (-.12)	0.37	1.54
Travail standard seulement ¹	30 350 (1.22)	801 (.03)	1 833 (.1)	-9 115 (-.35)	0.57	0.58
Travail atypique seulement ¹	17 009 (.94)	1 259 (.05)	3 688 (.24)	-5 062 (-.23)	0.66	0.66
TC/TA ¹	31 680 (1.22)	937 (.03)	1 836 (.08)	-9 158 (-.33)	0.83	0.41
Total	23 063 (.99)	1 026 (.05)	3 554 (.24)	-6 980 (-.28)	0.59	0.76

Note : Ménages en âge de travailler.

1. Ménages pouvant comporter des membres sans emploi.

Source : Statistiques de l'Union européenne sur le revenu et les conditions de vie (EU-SILC, 2012).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933209023>

Tableau 4.A3.2. Effet sur le coefficient de Gini selon la source de revenu

	Sk	Gk	Rk	g * r	Contrib. s*g*r	% contrib. s*g*r/G
Revenu d'activité des ménages standard	0.789	0.554	0.751	0.416	0.327	1.050
Revenu d'activité des ménages atypiques	0.211	0.799	0.336	0.267	0.057	0.179
Revenu d'activité des ménages sans emploi	0.093	0.897	0.326	0.293	0.028	0.089
Revenu de placement	0.043	0.892	0.370	0.327	0.017	0.049
Transferts publics	0.165	0.683	-0.043	-0.023	0.000	0.000
Impôts	-0.302	-0.500	-0.811	0.407	-0.123	-0.377
Revenu total		0.308			0.308	1.000

Source : Statistiques de l'Union européenne sur le revenu et les conditions de vie (EU-SILC, 2010), *Household, Income and Labour Dynamics in Australia* (HILDA, 2010), *Korean Labor and Income Panel Study* (KLIPS, 2008).

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933209038>

Annexe 4.A4

Simulations impôts-prestations

Les modèles impôts-prestations de l'OCDE

Les travaux de l'OCDE sur les modèles impôts-prestations ont pour but de permettre une analyse des effets du système de prélèvements et de prestations sur les familles. Ils constituent une activité conduite de longue date au sein de la Division des politiques sociales de la Direction de l'emploi, du travail et des affaires sociales. Les résultats qui en découlent sont très utilisés par l'OCDE, de même que par de nombreux autres utilisateurs, qu'il s'agisse d'autres organisations internationales, de chercheurs ou d'organismes nationaux qui effectuent un suivi des évolutions des politiques sociales et budgétaires. Les informations contenues dans le modèle couvrent actuellement plus de 10 années (2001-12) et portent sur les systèmes de prélèvements et de prestations en place dans 33 pays de l'OCDE et dans six pays non membres. Les prestations incluses dans le modèle sont les prestations de chômage, les prestations d'aide sociale, les allocations de logement, les prestations familiales et les prestations subordonnées à l'exercice d'un emploi. Le système de prélèvements englobe l'impôt sur le revenu des personnes physiques et les cotisations sociales, patronales comme salariales.

L'OCDE utilise le modèle impôts-prestations pour actualiser régulièrement certains indicateurs importants, notamment les incitations à travailler, la générosité des prestations et l'adéquation du revenu. Les résultats sont présentés dans un format uniformisé, ce qui facilite les comparaisons entre pays et périodes. Ils rendent compte des effets des prélèvements et des prestations sur le revenu des individus d'âge actif et de leur famille, qu'ils occupent ou non un emploi.

Parmi les travaux récents faisant appel au modèle impôts-prestations figurent des analyses des politiques d'activation et des incitations à travailler, de l'adéquation des prestations, des tendances en matière d'inégalités et de redistribution publique, des obstacles à l'emploi des femmes et des mesures prises par les pays face à la récente crise économique (voir www.oecd.org/fr/social/prestations-et-salaires.htm pour de plus amples informations).

EUROMOD

EUROMOD vise à estimer les effets des impôts (impôts sur le revenu nationaux et locaux), des cotisations sociales (versées par les employeurs, les salariés et les travailleurs indépendants) et des prestations (aide sociale, prestations familiales, allocations de logement et autres prestations soumises à conditions de ressources) sur le revenu des ménages et sur les incitations à travailler dans tous les pays de l'Union européenne. Utilisé pour calculer les effets des politiques en place, ce modèle est aussi employé pour évaluer les effets des réformes des politiques fiscales et sociales, par exemple, sur la pauvreté, les inégalités, les incitations et les finances publiques. EUROMOD ne peut pas tenir compte des multiples changements qui modifient la structure de la population ni des transformations du marché du travail mais peut rendre compte de l'évolution du niveau

moyen du revenu marchand et des réformes des politiques fiscales et sociales (voir www.iser.essex.ac.uk/euromod/resources-for-euromod-users/country-reports pour des informations se rapportant aux différents pays couverts).

Familles types

Dans le présent chapitre, les résultats ont été calculés pour un ensemble de quatre familles types et pour la moyenne simple de ces familles. Les familles types sont les suivantes : célibataire vivant seul, couple avec un seul contributeur de revenu sans enfant, famille monoparentale avec deux enfants, couple avec un seul contributeur de revenu et deux enfants.

Indicateurs des incitations à travailler

Le *taux d'imposition de l'activité* correspond à la part du revenu du travail « absorbée » sous l'effet conjugué de la hausse des prélèvements et de la baisse des prestations lors du passage de l'inactivité ou du chômage à l'emploi. Il est défini de la même manière que le taux marginal d'imposition effectif (TMIE) :

$$PTR = 1 - \frac{\Delta y_{net}}{\Delta y_{gross}} = 1 - \frac{y_{net\ IW} - y_{net\ OW}}{y_{gross\ IW}}$$

où IW représente la situation « en emploi » et OW la situation « sans emploi »,
 $\Delta y_{gross} = y_{gross\ IW} - y_{gross\ OW}$ and $y_{gross\ OW} = 0$.

Un *taux d'imposition de l'activité* élevé signifie qu'une large part du revenu est « absorbée » et, par conséquent, que les incitations à travailler sont faibles.

Le *taux d'imposition de la transition* correspond à la part du revenu du travail « absorbée » sous l'effet conjugué de la hausse des prélèvements et de la baisse des prestations lorsqu'un individu qui travaillait à temps partiel accède à un emploi à plein temps :

$$TTR = 1 - \frac{\Delta y_{net}}{\Delta y_{gross}} = 1 - \frac{y_{net\ FT} - y_{net\ PT}}{y_{gross\ FT} - y_{gross\ PT}}$$

où FT représente l'emploi à temps plein et PT l'emploi à temps partiel.

Un *taux d'imposition de la transition* élevé signifie qu'une large part du revenu est « absorbée » et, par conséquent, que les incitations à travailler sont faibles.

Chapitre 5

Les femmes, le travail et les inégalités de revenu

Le présent chapitre expose dans un premier temps l'évolution des inégalités entre les hommes et les femmes en termes d'emploi et de revenu avant de s'intéresser à la dispersion de leurs revenus du travail. L'analyse qu'il contient montre que les inégalités de revenu individuel sont dues principalement à une dispersion accrue des salaires parmi les personnes qui travaillent à temps plein en année complète. S'intéressant ensuite à la situation au niveau des ménages, il examine quel effet a eu l'évolution de l'intensité de travail et de la qualification des emplois des femmes sur le niveau des inégalités de revenu des ménages. Les changements survenus dans l'emploi des femmes ont eu pour effet global de favoriser une plus grande égalité dans la distribution du revenu.

Les données statistiques concernant Israël sont fournies par et sous la responsabilité des autorités israéliennes compétentes. L'utilisation de ces données par l'OCDE est sans préjudice du statut des hauteurs du Golan, de Jérusalem-Est et des colonies de peuplement israéliennes en Cisjordanie aux termes du droit international.

5.1. Introduction et principaux résultats

La participation croissante des femmes à la vie active a un impact significatif sur la croissance économique : on estime qu'une réduction de 50 % des inégalités hommes-femmes en termes de taux d'activité se traduit par une augmentation du taux de croissance annuel (PIB par habitant) de 0.3 point de pourcentage en moyenne (OCDE 2012)¹. Il est toutefois plus difficile de dire si la hausse du taux d'activité des femmes influe sur les inégalités et, si tel est le cas, de quelle manière. Même si l'analyse contenue dans le présent chapitre montre qu'une participation plus nombreuse des femmes à l'emploi (à temps plein) rémunéré favorise un recul des inégalités de revenu entre les ménages, des politiques visant à accroître le potentiel de gains des femmes à bas salaire doivent toutefois être mises en place pour renforcer encore cet effet.

Aucun consensus clair ne s'est encore dégagé sur l'importance des différentes voies par lesquelles l'élévation du taux d'activité des femmes agit sur les inégalités entre les ménages. Les publications consacrées à la contribution du revenu des femmes à ces inégalités ne permettent pas de dégager de tendances très nettes. Certaines études font état d'un effet égalisateur pour les couples mariés (Cancian et al., 1993 ; Cancian et Reed, 1998). D'autres (Esping-Andersen, 2009 ; Shorrocks, 1983 ; Lerman et Yitzhaki, 1985 ; et Karoly et Burtless, 1995) constatent que la corrélation des revenus des deux époux augmente au fil du temps, et que les revenus des femmes ont de fait tendance à accentuer les inégalités de revenu entre les familles. Il a déjà été estimé que la tendance des individus à choisir un conjoint issu d'un groupe au niveau de revenu équivalent (« homogamie »), ainsi que d'autres changements dans la structure des ménages, comme l'augmentation du nombre de familles monoparentales, entraînent une hausse des inégalités de revenu (OCDE, 2011 ; Greenwood et al., 2014).

De récentes études mettent en évidence une relation inverse entre l'emploi des femmes et les inégalités de revenu (Harkness, 2010, par exemple). Partant d'un échantillon de 23 pays de l'OCDE, OCDE (2011) montre que le développement de l'emploi féminin a tendance à avoir un effet égalisateur sur les revenus des ménages dans tous les pays étudiés, malgré des différences substantielles de niveau d'emploi, de type d'emploi et d'écart de salaires d'un pays à l'autre.

Le présent chapitre étudie d'abord l'évolution des inégalités hommes-femmes en termes d'emploi et de salaire jusqu'à l'année la plus récente. Il s'intéresse ensuite à la manière dont la modification de la distribution des *revenus des femmes et de leurs heures de travail* a influé sur l'évolution des revenus individuels et sur les inégalités de revenu entre les ménages de la fin des années 80 jusqu'à la crise économique. Si la plupart des publications s'intéressent aux tendances globales de l'emploi, les analyses ci-dessous le décomposent en différents types d'emploi (temps plein/temps partiel, année complète/année partielle) pour analyser plus en détail l'impact de l'évolution des caractéristiques de l'emploi des femmes. Les trois voies par lesquelles la participation des femmes au marché du travail agit sur la distribution du revenu des ménages examinées ici sont : l'évolution des revenus individuels bruts ; l'évolution des revenus bruts des ménages ; et, enfin, le revenu disponible total des ménages (après prélèvements et prestations).

Dans ce cadre, les inégalités de revenu individuel sont évaluées tant du point de vue de l'évolution des inégalités *intergroupes* que de celle des inégalités *intragroupes* (sections 5.2 et 5.3). Dans le premier cas, on étudie les inégalités hommes-femmes en termes de salaire et de participation à la population active et dans le deuxième on s'intéresse séparément à l'évolution de la dispersion des revenus parmi les hommes et les

femmes. Dans le deuxième cas, qui correspond à l'impact sur la distribution des revenus des ménages, le chapitre s'intéresse à la corrélation entre les revenus des maris et ceux de leurs épouses ainsi qu'à son évolution dans le temps (section 5.4). Cette dernière section adopte une approche novatrice en matière de décomposition afin d'établir un lien entre les facteurs explicatifs du marché du travail spécifiques à chaque sexe et les inégalités de revenu entre les ménages².

Les principaux résultats de l'analyse menée dans le présent chapitre sont les suivants :

- Au cours des 20 dernières années, les inégalités hommes-femmes en matière d'emploi et de revenu ont reculé dans la plupart des pays de l'OCDE, sans toutefois disparaître. Les femmes sont toujours moins susceptibles d'occuper un emploi rémunéré et de progresser dans leur carrière, et ont une plus grande probabilité de percevoir des salaires moins élevés.
- Du milieu des années 80 à la fin des années 2000, les inégalités de revenu tant parmi les hommes que parmi les femmes se sont globalement accentuées, mais cette augmentation a été plus importante chez les hommes, les femmes à bas salaire ayant vu leur nombre d'heures de travail augmenter davantage et leurs revenus relatifs progresser plus rapidement que ceux de leurs homologues masculins.
- L'augmentation des inégalités de revenu individuel entre 1985 et la fin des années 2000 a été engendrée par des disparités croissantes principalement parmi les travailleurs à temps plein en année complète, en particulier ceux de sexe masculin. Cela signifie que le creusement des inégalités de revenu est dû davantage à des écarts de salaire croissants parmi les personnes qui travaillent à temps plein toute l'année qu'à une modification de la composition de l'emploi, c'est-à-dire à une augmentation du nombre de travailleurs à temps partiel.
- Au cours des 20 dernières années, la proportion de ménages où la femme travaille à temps plein et occupe un emploi très qualifié a augmenté. Le premier de ces facteurs a contribué à faire reculer les inégalités de revenu entre les ménages tandis que le second a eu tendance à les faire légèrement augmenter. Leur effet global a été de favoriser une certaine égalisation, qui a eu pour conséquence de neutraliser la hausse tendancielle des inégalités de revenu.

5.2. Évolution des inégalités en matière d'emploi et de revenu entre les hommes et les femmes

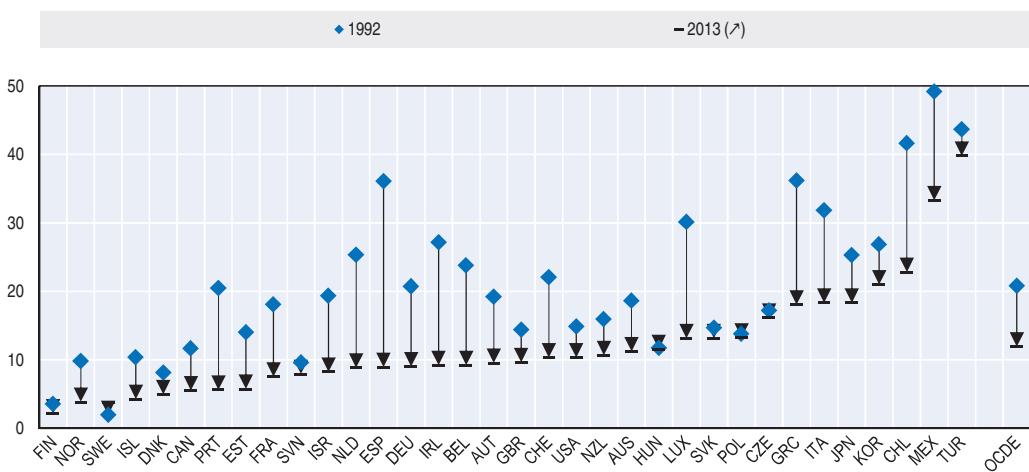
Le taux d'emploi des femmes a augmenté dans tous les pays

Les inégalités hommes-femmes en matière d'emploi, qui sont définies comme la différence entre les taux d'emploi des hommes et des femmes, ont reculé dans tous les pays de l'OCDE au cours des 20 dernières années, sauf en Suède où elles étaient déjà négligeables au début des années 90 (graphique 5.1) : en moyenne, elles ont diminué de près de 8 points de pourcentage. Ces réductions n'étaient pas systématiquement fonction de leur taille. Les reculs les plus importants ont été enregistrés en Espagne et en Irlande, où l'écart est passé d'environ 30 points de pourcentage en 1992 à moins de 10 points de pourcentage en 2013. En ce qui concerne l'Irlande, de récents travaux de recherche semblent indiquer que le recul des inégalités est dû pour l'essentiel au déclenchement de la récession en 2008-09 (McGinnity et al., 2014). Les disparités hommes-femmes en matière d'emploi se sont en effet résorbées dans la plupart des pays de l'OCDE pendant

les premières années de la crise économique du fait de l'augmentation du chômage chez les hommes (OCDE, 2013). Sans surprise, les inégalités entre les sexes n'ont pas beaucoup évolué dans les pays nordiques, où les taux d'emploi des femmes sont traditionnellement élevés, à 70 % ou plus ; les disparités hommes-femmes en matière d'emploi y sont donc limitées, et s'établissent généralement à moins de 5 points de pourcentage. En revanche, dans certains pays d'Europe du Sud, d'Amérique latine et d'Asie, elles sont supérieures à la moyenne de l'OCDE, qui se situe à 16 points de pourcentage. En Turquie, elles atteignent même près de 40 points de pourcentage.

Graphique 5.1. Inégalités hommes-femmes en matière d'emploi en 1992 et 2013

Différence en points de pourcentage entre les taux d'emploi des hommes et des femmes (personnes âgées de 15-64 ans)



Note : Inégalités hommes-femmes en matière d'emploi : différence en points de pourcentage entre les taux d'emploi des hommes et des femmes (personnes âgées de 15-64 ans). 1992 correspond à 1993 pour la République tchèque ; 1994 pour l'Autriche et la République slovaque ; 1996 pour le Chili ; et 2002 pour la Slovénie.

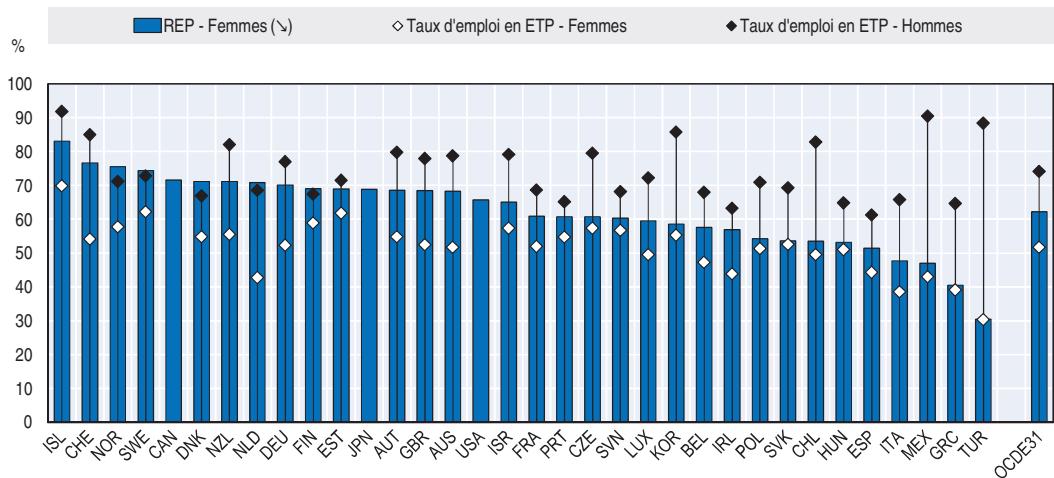
Source : Estimations de l'OCDE à partir de la *Base de données de l'OCDE des statistiques à court terme sur le marché du travail* et la *Base de données de l'OCDE des Statistiques de la population active*.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208315>

Des différences substantielles demeurent entre les hommes et les femmes en ce qui concerne les heures de travail

Bien que la progression du niveau d'instruction des femmes ait contribué à améliorer leur situation sur le marché du travail, des différences considérables demeurent en ce qui concerne le type et la qualité des emplois qu'elles occupent et leurs heures de travail. Les femmes sont beaucoup plus susceptibles de travailler à temps partiel. Lorsque l'on prend en compte l'écart des heures de travail, les inégalités entre les sexes en matière d'emploi se creusent pour atteindre 22 points de pourcentage en moyenne (graphique 5.2). Les écarts sont plus grands dans les pays où les inégalités globales en matière d'emploi sont très importantes (Chili, Mexique et Turquie) mais aussi en Suisse, où de nombreuses femmes travaillent à temps partiel et où les différences de taux d'emploi en équivalent temps plein³ sont trois fois plus grandes que les inégalités entre les sexes en matière d'emploi. En raison de la maternité, les femmes sont beaucoup plus susceptibles d'occuper un emploi à temps partiel et la part du travail à temps partiel dans l'emploi féminin total est plus importante dans les pays où les frais de garde sont significativement plus élevés (OCDE, 2010).

Graphique 5.2. Rapports emploi/population (REP) et taux d'emploi en équivalent temps plein, 15-64 ans, 2013



Note : Le rapport emploi/population (REP) est défini comme la proportion de personnes occupant un emploi dans la population d'âge actif. Le taux d'emploi en équivalent temps plein (ETP) est obtenu en multipliant le rapport emploi/population par le nombre moyen d'heures hebdomadaires habituellement travaillées par une personne occupant un emploi, puis en divisant le résultat obtenu par 40.

Source : Base de données de l'OCDE sur l'emploi.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208327>

Les marchés du travail se caractérisent également par une ségrégation par métier (« ségrégation horizontale »). Les hommes et les femmes travaillent généralement dans des secteurs différents, une situation qui n'a pas changé depuis 2000. Les femmes sont majoritaires dans le secteur des services (83 % des femmes y travaillent, contre 34 % des hommes), tandis que les hommes sont surreprésentés dans l'industrie (OCDE, 2012). Au sein du secteur des services, les inégalités entre les sexes sont les plus prononcées dans la santé et l'action sociale, puis dans l'éducation. Outre la ségrégation horizontale, les femmes se heurtent également à un « plafond de verre » ou « ségrégation verticale » qui les empêche de progresser dans leur carrière aussi rapidement ou aussi loin que les hommes. En moyenne, à peine plus d'un tiers des cadres étaient des femmes en 2013, à quelques différences près entre les pays (Portail de données hommes-femmes de l'OCDE, www.oecd.org/fr/parite/donnees/). Dans le secteur public, où les femmes sont surreprésentées – elles représentent 58 % de la main-d'œuvre totale – les perspectives de carrière pour ces dernières sont plus comparables à celles des hommes mais elles parviennent tout de même moins souvent aux postes à responsabilité (OCDE, 2012).

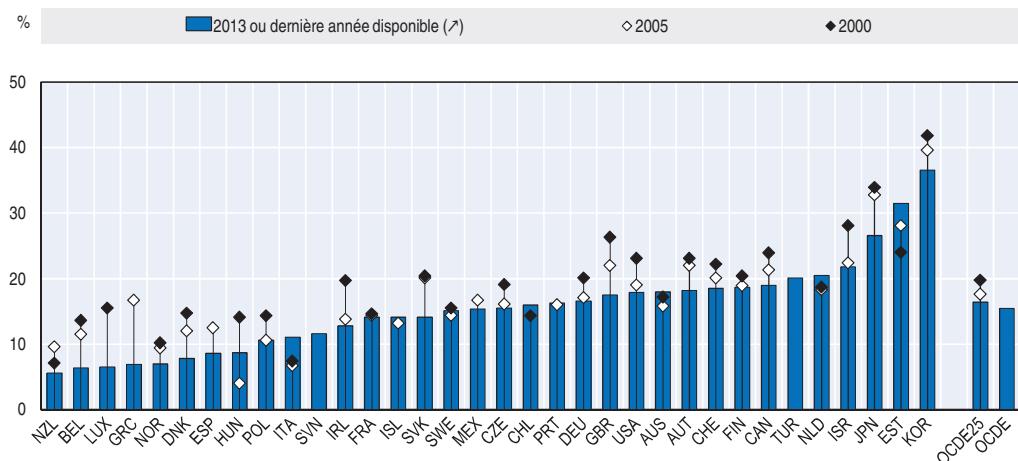
Les écarts de salaire entre les hommes et les femmes se sont resserrés mais demeurent

Les femmes sont moins susceptibles que les hommes d'évoluer professionnellement et elles ont une plus grande probabilité d'occuper des postes peu rémunérés, autant de facteurs qui contribuent à entretenir les écarts de salaire entre les sexes. Dans tous les pays de l'OCDE, les salaires médians des hommes sont supérieurs à ceux des femmes, mais les écarts se sont progressivement resserrés. Même parmi les employés à temps plein, les femmes gagnaient, en moyenne, 15 % de moins que les hommes (graphique 5.3) en 2013, ce qui correspond toutefois à une amélioration de 4 points de pourcentage par rapport à 2000. Le récent recul des inégalités de rémunération entre les sexes est dû à la réduction des disparités dans les éléments de rémunération autres que le

salaire, plutôt qu'au resserrement des écarts entre les salaires à proprement parler. Les différences de salaire entre les sexes sont les plus élevées en Corée, en Estonie et au Japon, où elles se situent entre 26.6 % et 36.6 %.

Graphique 5.3. Évolution dans le temps des écarts de salaire entre les hommes et les femmes

Inégalités hommes-femmes en matière de salaire parmi les employés à temps plein, 2000, 2005 et 2013 ou dernière année disponible



Note : L'écart de salaire est défini comme la différence entre les salaires médians des femmes et des hommes divisée par les salaires médians des hommes. Les estimations des revenus utilisées dans les calculs font référence aux revenus bruts des travailleurs salariés à temps plein. Les travailleurs indépendants et les travailleurs familiaux non rémunérés ne sont pas inclus dans les calculs. Les données pour l'année 2000 se rapportent à 2001 pour Israël et la Pologne et à 2002 pour l'Estonie, la République slovaque, le Luxembourg et les Pays-Bas. Les données pour 2005 correspondent à 2006 pour l'Estonie et les Pays-Bas et 2004 pour la Suisse, l'Italie et la Pologne. Les données pour 2013 se rapportent à 2010 pour l'Estonie, la France, le Luxembourg, les Pays-Bas, la Slovénie, la Suisse et la Turquie, à 2011 pour le Chili, l'Islande, l'Allemagne et Israël et à 2012 pour la Belgique, la Grèce, le Danemark, l'Espagne, la Pologne, l'Italie, la Suède, le Portugal, l'Autriche et la Finlande.

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus et estimations du Secrétariat de l'OCDE réalisées d'après l'enquête CASEN (*Caracterizacion Socioeconomica Nacional*).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208335>

5.3. Évolution des inégalités entre les revenus individuels parmi les hommes et les femmes

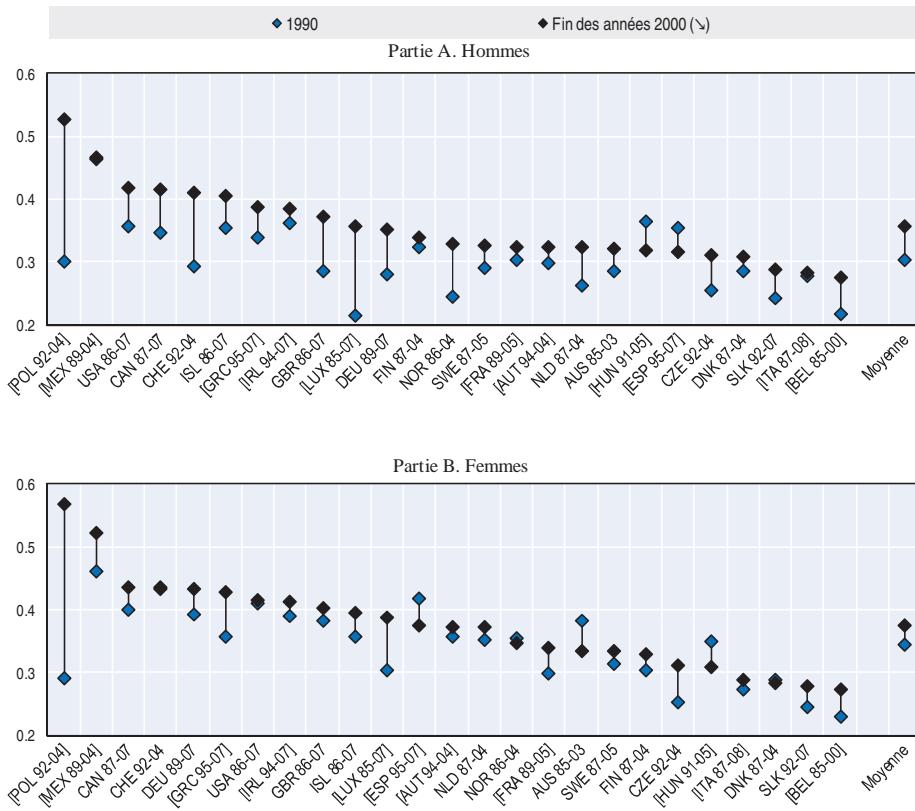
La présente section étudie l'évolution des inégalités à l'intérieur du groupe des hommes et de celui des femmes, d'après des analyses de microdonnées de la *Luxembourg Income Study*⁴. Une plus grande diversité dans les types d'emplois occupés par les femmes au cours de leur vie est susceptible de modifier la distribution de leurs revenus. La proportion plus importante de femmes à temps partiel peut se traduire par une répartition plus inégale de leurs revenus que ceux des hommes. En même temps, il existe peu de données concrètes sur l'évolution dans le temps des inégalités de revenu des femmes. Étant donné que l'évolution des revenus annuels dépend à la fois des revenus et du nombre d'heures travaillées, la présente section examine les différences et similitudes dans les tendances enregistrées pour ces deux facteurs chez les hommes et chez les femmes.

Des inégalités de revenu inférieures mais en augmentation plus rapide chez les hommes

Dans la zone OCDE, les revenus annuels des femmes⁵ étaient un peu plus inégalement répartis que ceux des hommes à la fin des années 2000, mais dans la plupart des pays, les différences étaient faibles (graphique 5.4). En moyenne, le coefficient de Gini (0 représentant l'égalité parfaite et 1 l'inégalité parfaite) était supérieur de 2 points

de pourcentage chez les femmes à la fin des années 2000. L'Allemagne, suivie du Mexique et de l'Espagne, affichait les disparités entre les sexes les plus importantes, le coefficient de Gini des femmes étant supérieur de près de 8 points à celui des hommes. D'autre part, en Belgique, en République tchèque et aux États-Unis, il n'y avait pas de différence significative dans les inégalités de revenu entre les hommes et les femmes. Au Danemark et en Finlande, en revanche, les inégalités de revenu étaient légèrement inférieures parmi les femmes.

Graphique 5.4. Évolution de la dispersion des revenus annuels du travail, travailleurs avec des revenus positifs



Note : Travailleurs d'âge actif (25-64 ans) avec des revenus annuels positifs. Échantillon limité aux travailleurs rémunérés touchant des revenus positifs. Sont exclus les travailleurs indépendants et les personnes employées sans revenu. Les revenus correspondent aux revenus nets pour les pays entre crochets et aux revenus bruts pour les autres pays. Les graphiques présentés ici incluent l'emploi à temps partiel et en année partielle.

Source : Calculs du Secrétariat de l'OCDE à partir de la *Luxembourg Income Study (LIS)*.

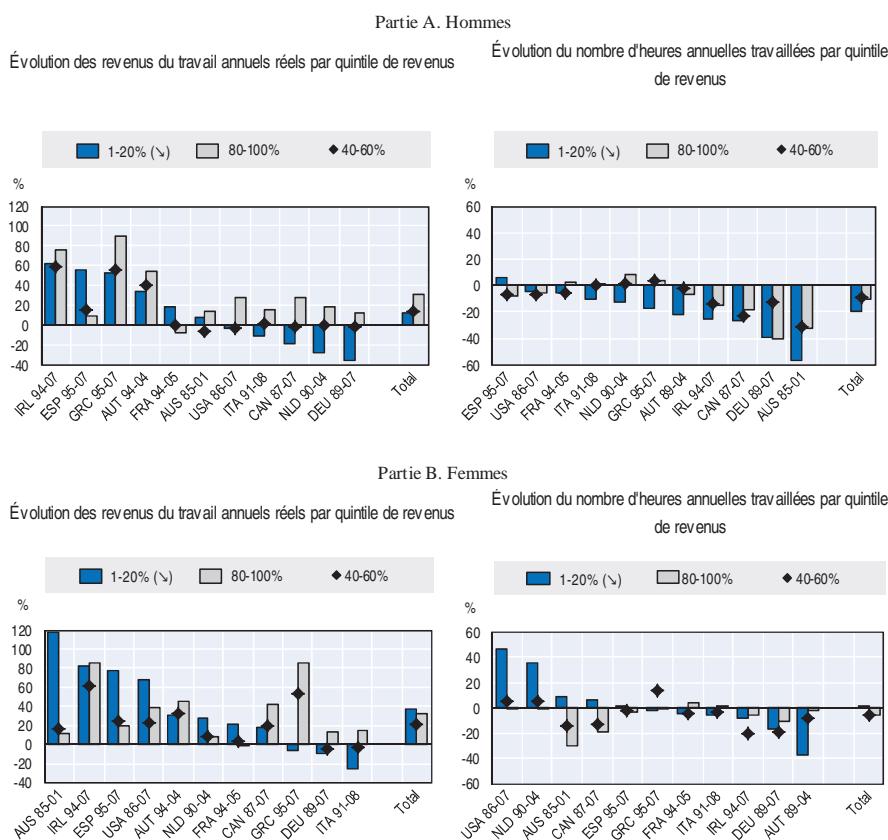
StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208349>

Dans quasiment les deux tiers des pays de l'OCDE, les inégalités de revenu des hommes ont plus augmenté que celles des femmes entre le milieu des années 80/début des années 90 et la fin des années 2000 (graphique 5.4). Les inégalités de revenu chez les hommes ont augmenté de 17 %, en moyenne, contre 9 % chez les femmes, soit de 5 points de Gini pour les hommes et 3 points pour les femmes. Dans certains pays, comme l'Australie et la Norvège, elles ont reculé chez les femmes tandis qu'elles ont augmenté chez les hommes. Des tendances équivalentes, quoique moins prononcées, sont observées en Suisse, au Royaume-Uni et aux États-Unis. En revanche, les inégalités de revenu ont augmenté considérablement plus pour les femmes que pour les hommes au Mexique.

Pourquoi les inégalités de revenu ont-elles moins augmenté pour les femmes ?

L'évolution des inégalités dans les revenus annuels individuels dépend des changements tant dans les salaires horaires que dans le nombre d'heures annuelles travaillées dans différents groupes le long de la distribution des revenus. L'effet global sera différent selon que les modifications des deux composantes se renforcent les unes les autres ou ont des effets opposés. Le graphique 5.5 illustre l'évolution des revenus annuels réels et du nombre d'heures travaillées par les femmes et les hommes à la base, au milieu et au sommet de la distribution des revenus. Dans la plupart des pays, l'écart entre les travailleurs à haut salaire et les travailleurs à bas salaire s'est creusé chez les hommes mais pas nécessairement chez les femmes.

Graphique 5.5. Évolution en pourcentage des revenus du travail annuels réels et du nombre d'heures annuelles travaillées par quintile de revenus



Note : Travailleurs d'âge actif (25-64 ans) avec des revenus annuels positifs. « 1-20% » se rapporte au quintile des revenus inférieurs ; « 40-60% » fait référence au quintile des revenus intermédiaires ; « 80-100% » se rapporte au quintile des revenus supérieurs. Les revenus sont ajustés en fonction de l'IPC en monnaie nationale de 2005.

Source : Calculs du Secrétariat de l'OCDE à partir de la *Luxembourg Income Study (LIS)*.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208351>

Premièrement, si l'évolution des revenus réels était la même pour les hommes et les femmes au sommet de la distribution, à la base de celle-ci, les revenus réels des femmes ont augmenté davantage (ou moins diminué) que ceux des hommes dans la plupart des pays.

Deuxièmement, si le nombre d'heures travaillées par les hommes se situant dans le bas de la distribution des revenus a eu tendance à diminuer entre le milieu des années 90 et la fin des années 2000, les femmes du quintile inférieur ont vu leur nombre d'heures augmenter ou diminuer dans une moindre mesure que celui de leurs homologues masculins dans la plupart des pays. Aux États-Unis, par exemple, ces évolutions étaient liées à la stagnation du niveau d'instruction des hommes et à la dégradation des perspectives d'emploi des travailleurs masculins les moins instruits (Autor et Wasserman, 2013). En Australie, le nombre d'heures travaillées a surtout augmenté parmi les travailleurs à temps partiel, lesquels sont principalement des femmes, dans la partie inférieure de la distribution, tandis que le nombre d'heures des travailleurs à temps plein est resté stable et les taux d'emploi des hommes ont reculé (Greenville et al., 2013).

Qu'est-ce qui influe le plus sur les inégalités de revenu : Les changements entre les hommes et les femmes ou ceux qui surviennent à l'intérieur de différents groupes d'hommes et de femmes ?

L'évolution des inégalités de revenu peut s'expliquer par des changements dans la composition de l'emploi (par exemple une proportion accrue de travail à temps partiel ou de travail en année partielle) ou par une dispersion des salaires de plus en plus grande au sein de ces groupes spécifiques au regard de l'emploi. Par exemple, les salaires des hommes peuvent contribuer à la hausse des inégalités globales car ils affichent une dispersion accrue, tandis que l'effet de composition, comme un taux d'activité plus fort dans les emplois à temps partiel/en année partielle, peut être le principal canal par lequel les femmes influent sur ces inégalités. Afin de vérifier cette hypothèse, la présente section applique une analyse qui décompose les inégalités de revenu (mesurées par le coefficient de Theil)⁶ en sous-groupes (entre hommes et femmes issus de quatre groupes d'emploi différents, à savoir l'emploi à temps plein en année complète, à temps plein en année partielle, à temps partiel en année complète et à temps partiel en année partielle).

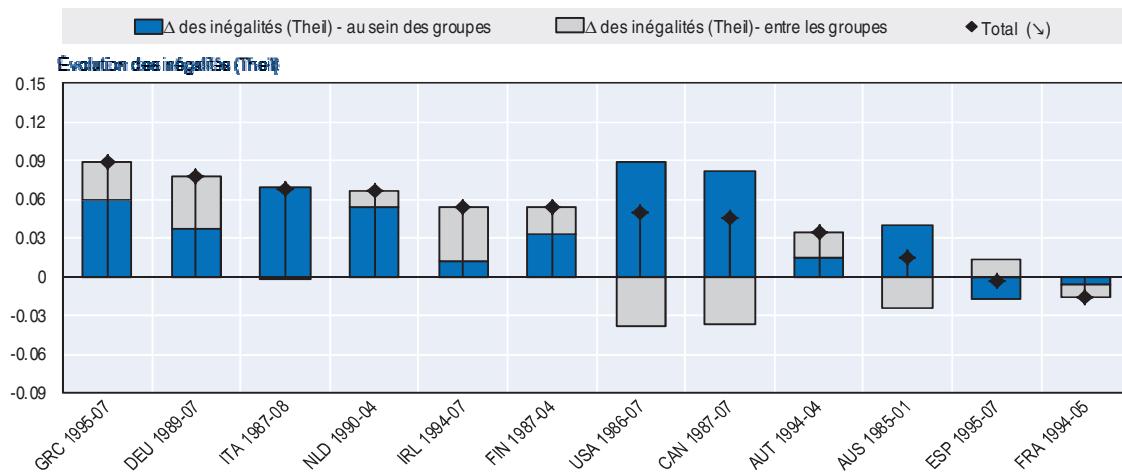
Le graphique 5.6 révèle que l'évolution des « inégalités intragroupes » (c'est-à-dire la dispersion des salaires au sein des groupes) était le principal facteur à l'origine des inégalités de revenu⁷. Dans huit des dix pays où les inégalités ont augmenté, l'effet intragroupe est le paramètre qui a le plus contribué à l'évolution des inégalités. En Australie, au Canada et aux États-Unis, l'augmentation de la dispersion des salaires au sein des groupes a même été suffisamment importante pour l'emporter sur un effet négatif significatif (c'est-à-dire égalisateur) de la composante intergroupe. Dans la plupart des pays, les augmentations s'expliquent principalement par une dispersion accrue des salaires parmi les travailleurs à temps plein en année complète, hommes et femmes confondus (sauf aux Pays-Bas où elle n'a concerné que les hommes). Les contributions à l'évolution des inégalités intragroupes d'autres sous-groupes sont généralement très modestes, à une exception près : en Finlande, ce sont les inégalités entre les travailleurs à temps partiel en année complète (principalement des hommes) dont la contribution a été la plus importante (voir annexe 5.A2, tableau 5.A2.1).

L'influence de l'évolution des inégalités spécifiques au genre sur les inégalités globales est beaucoup moins importante. Cela s'explique par le fait que les changements qui surviennent entre différents types de travailleurs ont tendance à s'annuler mutuellement : alors que l'augmentation du nombre des femmes dans les emplois à temps partiel a eu pour effet de réduire les inégalités de revenu individuel dans la plupart des pays étudiés, les femmes occupant des emplois à temps plein en année complète ont contribué à faire augmenter les inégalités intergroupes car leurs revenus (par rapport à la moyenne nationale) se sont améliorés dans le temps (tableau 5.A2.1. dans

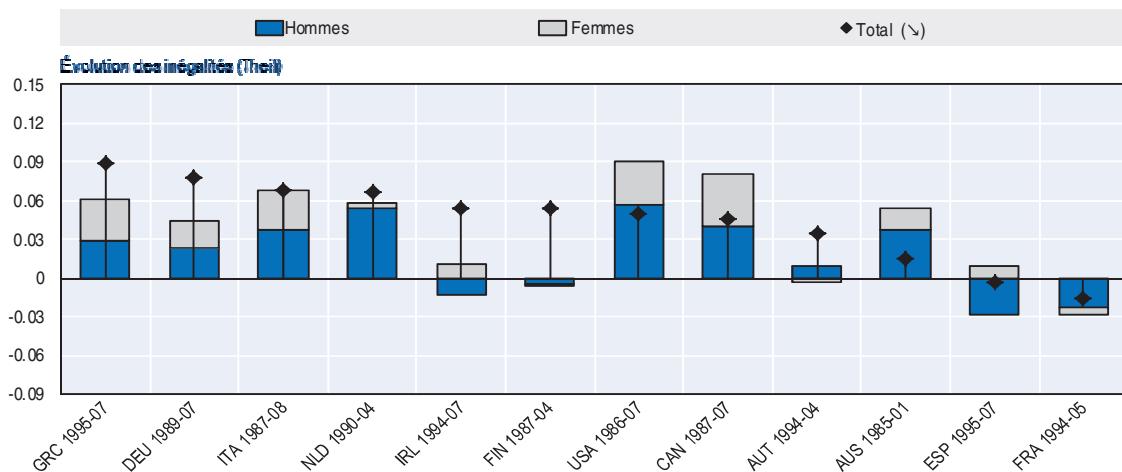
l'annexe 5.A2)⁸. L'Autriche et l'Irlande sont les seuls pays où l'effet de la composante intergroupe l'emporte sur celui des inégalités intragroupes, une fois encore du fait des travailleurs à temps plein en année complète.

Graphique 5.6. Contribution à l'évolution des inégalités du revenu individuel du travail par sexe

Partie A. Évolution des inégalités (indice de Theil), par composante inter/intragroupe



Partie B. Évolution des inégalités (indice de Theil), par composante intragroupe



Note : Travailleurs d'âge actif (25-64 ans) avec des revenus annuels positifs. Les échantillons incluent uniquement les pays où les informations sur le nombre de semaines annuelles travaillées et le nombre d'heures hebdomadaires travaillées sont disponibles. Les changements représentés dans la partie B s'expliquent par l'impact de la composante intragroupe pour les travailleurs à temps plein en année complète.

Source : Calculs du Secrétariat de l'OCDE à partir de la *Luxembourg Income Study (LIS)*.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208364>

5.4. Des revenus individuels à ceux des ménages et la distribution des revenus

Les inégalités de revenu entre les *ménages* dépendent de la distribution conjuguée des revenus de toutes les personnes composant la famille. Des travaux antérieurs de l'OCDE (2011) ont montré que le fait de passer de l'échelon des individus à celui des ménages réduit

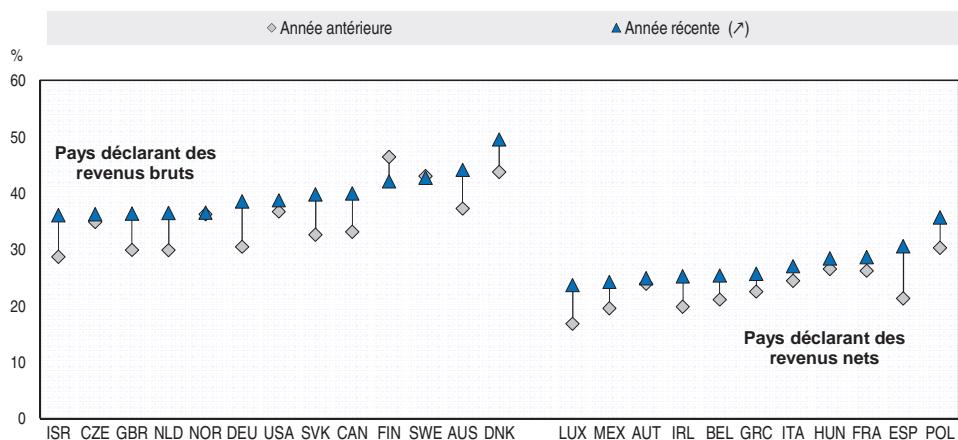
significativement les inégalités de revenu, à savoir de près de 9 points de Gini dans les pays qui déclarent des revenus bruts et de 12 points dans les pays qui déclarent des revenus nets.

Les inégalités de revenu entre les ménages sont influencées par certains facteurs du marché du travail – les revenus et l'intensité de travail des membres du ménage – ainsi que par les caractéristiques propres aux membres du ménage, c'est-à-dire leur niveau d'études, le statut familial et la présence ou non d'enfants. Ces facteurs ont évolué dans le temps, avec un plus grand nombre de femmes qui travaillent mais également plus de ménages unipersonnels. Il a par ailleurs été constaté qu'ils contribuent à la hausse des inégalités de revenu entre les ménages. Les deux sous-sections suivantes examinent les changements survenus dans la division du travail à l'intérieur des ménages et leurs répercussions éventuelles sur leurs revenus. Elles présentent une analyse du phénomène de l'« homogamie », une tendance à « aimer vivre avec ses semblables » (couples dont l'éducation et les revenus sont équivalents) qui se renforce. La troisième et dernière sous-section en évalue l'effet sur les inégalités de revenu globales.

Évolution du taux d'activité des femmes, de l'intensité de travail et de la nature du travail au sein du ménage

Avec l'augmentation du taux de participation des femmes au marché du travail, elles contribuent davantage au revenu du ménage. Du milieu des années 80/début des années 90 à la fin des années 2000, la part du revenu des femmes a augmenté de 12 % dans les pays qui déclarent des revenus bruts et de près de 20 % dans les pays qui déclarent des revenus nets (graphique 5.7). Les augmentations relatives ont été les plus importantes en Espagne (43 %), au Luxembourg (40 %) et en Irlande (27 %). En revanche, certains pays nordiques ont enregistré soit des changements minimes (Norvège, Suède), soit un recul (Finlande, avec une baisse de 9 %).

Graphique 5.7. Revenu du travail des femmes en proportion du revenu disponible total des ménages, milieu des années 80/début des années 90 – milieu/fin des années 2000



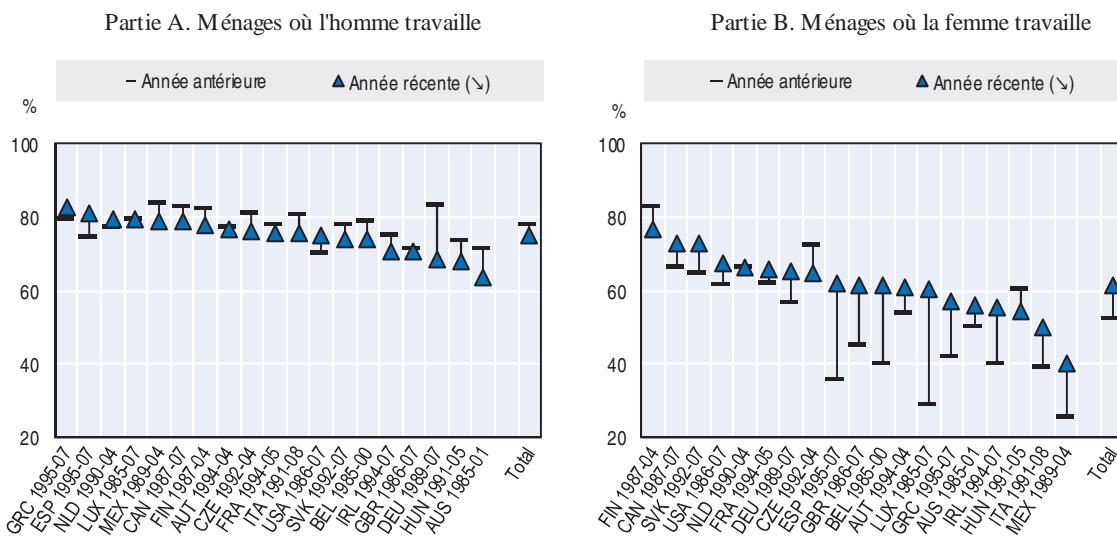
Source : Calculs du Secrétariat de l'OCDE à partir de la *Luxembourg Income Study (LIS)*.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208372>

Le graphique 5.8 montre que la proportion des ménages où la femme travaille (qu'il s'agisse du chef de famille ou de l'épouse) a augmenté dans la quasi-totalité des pays de l'OCDE étudiés, de 9 points de pourcentage en moyenne, passant de 52 % au milieu des années 80/début des années 90 à 61 % à la fin des années 2000 (partie B). Le Luxembourg, l'Espagne et la Belgique ont enregistré les augmentations les plus importantes de cette proportion : plus de 20 points de pourcentage sur la période étudiée.

En revanche, la part des ménages d'âge actif au sein desquels un homme travaille est restée relativement stable (à 76 %) dans le temps dans la plupart des pays (partie A) à l'exception notamment de l'Allemagne, où elle a enregistré une baisse significative (d'environ 15 points de pourcentage) au cours de cette période.

Graphique 5.8. Évolution du taux d'activité des hommes/des femmes dans les ménages



Note :

Échantillon limité aux ménages avec un chef de famille d'âge actif (25-64 ans).

Un travailleur de sexe masculin/féminin désigne une personne qui est soit le chef de famille soit un conjoint au sein d'un ménage.

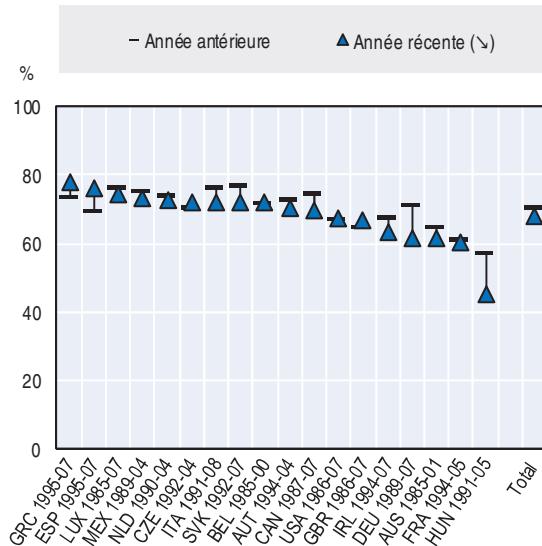
Source : Calculs du Secrétariat de l'OCDE à partir de la *Luxembourg Income Study (LIS)*.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208380>

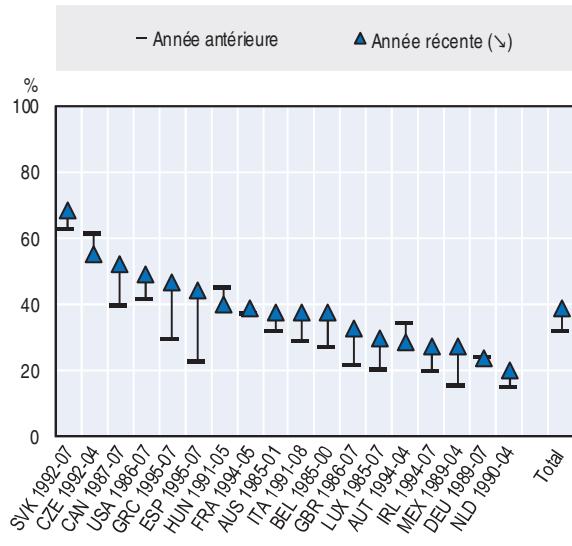
De même, l'intensité de travail au niveau des ménages a également nettement augmenté puisque les femmes sont plus nombreuses que par le passé à travailler à temps plein toute l'année (graphique 5.9). En Espagne, par exemple, en 1995, seuls 22 % (25 %) des ménages avaient en leur sein une femme travaillant à temps plein (l'année complète), contre 42 % (52 %) l'année ayant précédé la crise. Les Néerlandaises travaillent maintenant un plus grand nombre de semaines par an, mais pas plus d'heures par semaine. La proportion des ménages au sein desquels la femme travaille à temps plein aux Pays-Bas est restée faible, à 20 %, tandis que la prévalence des femmes travaillant l'année complète parmi les ménages a considérablement augmenté, passant de 32 % en 1990 à près de 60 % en 2004. Chez les hommes, cette proportion est restée stable dans la plupart des pays, mais l'Allemagne et la Hongrie ont enregistré des baisses significatives de la proportion de travailleurs à temps plein et l'Australie a vu le nombre d'hommes travaillant l'année complète reculer fortement au cours de la même période.

Graphique 5.9. Évolution de l'intensité de travail des hommes/femmes parmi les ménages

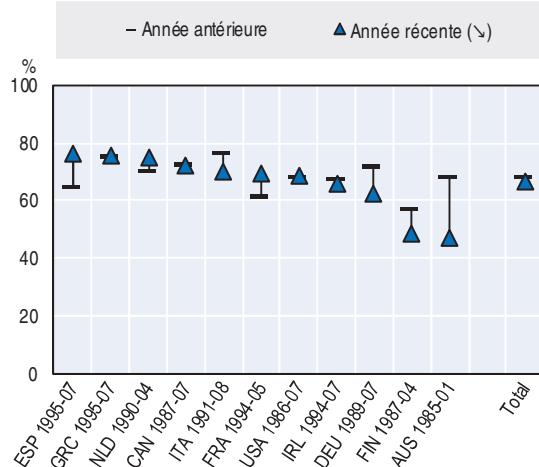
Partie A. Ménages dans lesquels l'homme travaille à temps plein



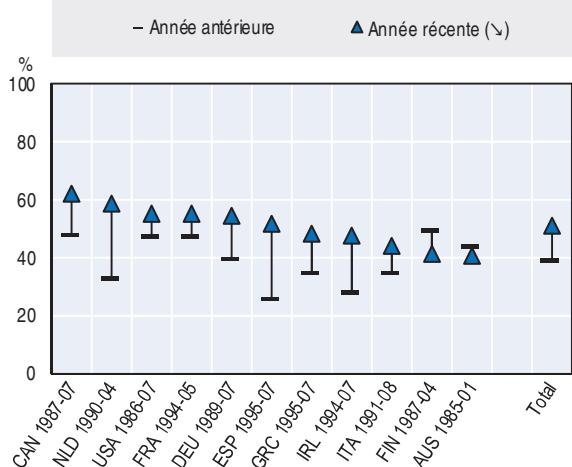
Partie B. Ménages dans lesquels la femme travaille à temps plein



Partie C. Ménages dans lesquels l'homme travaille l'année complète



Partie D. Ménages dans lesquels la femme travaille l'année complète



Note :

Échantillon limité aux ménages d'âge actif (25-64 ans).

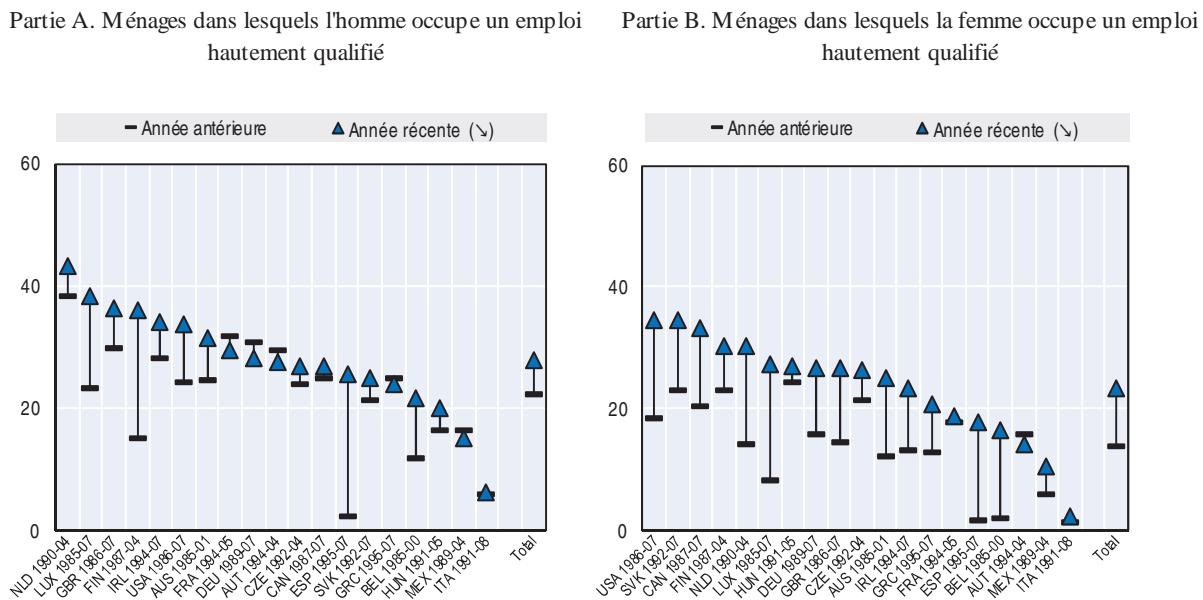
Un travailleur de sexe masculin/féminin désigne une personne qui est soit le chef de famille soit un conjoint. Le temps plein correspond à 35 heures ou plus travaillées chaque semaine, l'année complète correspond à 45 semaines ou plus travaillées chaque année.

Source : Calculs du Secrétariat de l'OCDE à partir de la Luxembourg Income Study (LIS).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208391>

Outre le taux d'activité et l'intensité de travail croissants des femmes, ces dernières occupent également de plus en plus de postes hautement qualifiés/bien rémunérés, principalement du fait de la hausse de leurs niveaux d'instruction. Si cette évolution a tendance à réduire les écarts de salaire entre les hommes et les femmes, elle peut accroître la dispersion des revenus parmi les femmes, ce qui peut avoir une incidence sur la distribution du revenu des ménages. Le graphique 5.10 révèle que la proportion des ménages dans lesquels la femme occupe un emploi d'encadrement-intellectuel-scientifique a augmenté, en moyenne, de 10 points de pourcentage (passant de 14 % à 24 %) depuis le milieu des années 80/début des années 90. L'augmentation est particulièrement importante (plus de 15 points de pourcentage) parmi les ménages aux États-Unis, aux Pays-Bas, au Luxembourg, en Espagne et en Belgique. Il en va de même des hommes, quoique dans une moindre mesure. C'est en Espagne et en Finlande que la proportion des ménages qui comptent des travailleurs de sexe masculin hautement qualifiés a augmenté le plus (de plus de 20 points de pourcentage).

Graphique 5.10. Évolution de la nature des emplois occupés par les hommes/les femmes en termes de qualifications parmi les ménages



Note : Échantillon limité aux ménages d'âge actif (25-64 ans).

Un travailleur de sexe masculin/féminin désigne une personne qui est soit le chef de famille soit le conjoint au sein d'un ménage. Les emplois hautement qualifiés correspondent aux trois premières catégories du CITP à un chiffre (à savoir celle des directeurs, cadres de direction et gérants, celle des professions intellectuelles et scientifiques et celle des professions intermédiaires).

Source : Calculs du Secrétariat de l'OCDE à partir de la *Luxembourg Income Study (LIS)*.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208408>

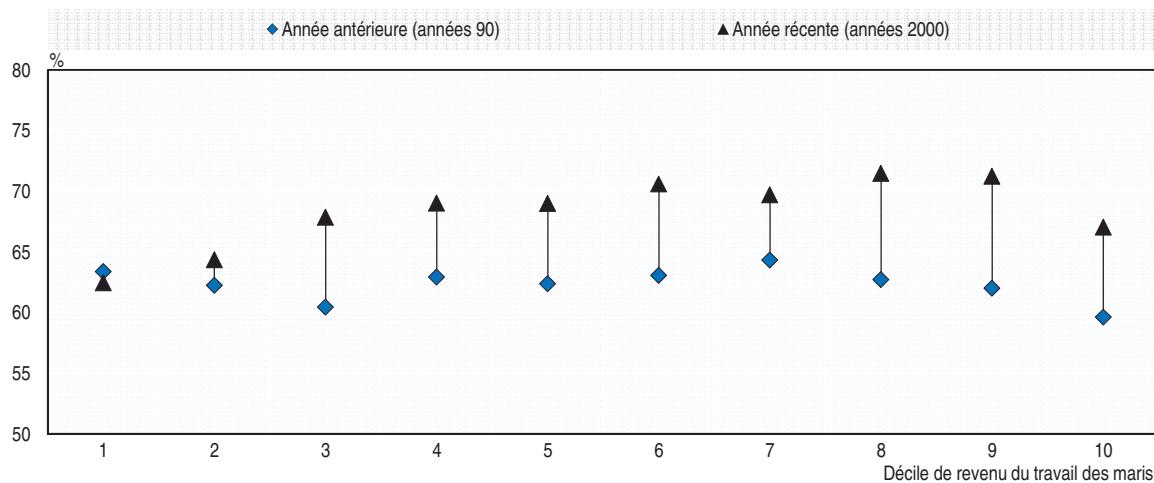
Davantage de couples avec des partenaires issus d'un milieu équivalent

La manière dont les familles et les ménages se forment constitue un autre facteur qui explique l'évolution des inégalités de revenu entre les ménages. L'incidence de l'augmentation des revenus du travail des femmes sur les inégalités de revenu entre les ménages dépend également de la corrélation entre les revenus des deux conjoints. De plus en plus d'éléments concrets démontrent que les hommes et les femmes qui présentent des

caractéristiques similaires ont une plus forte probabilité d'être mariés entre eux, un phénomène appelé « homogamie » (OCDE, 2011). Des données probantes émanant des États-Unis et du Canada semblent indiquer que les épouses dont les maris perçoivent des rémunérations élevées ont vu leur emploi et leur nombre d'heures travaillées augmenter davantage que celles dont les époux ont un niveau de rémunération inférieur (Junh et Murphy, 1997 ; Morissette et Hou, 2008)⁹.

Le graphique 5.11 illustre l'un des effets de l'homogamie, à savoir l'évolution du taux d'emploi des épouses par décile de revenu du travail des maris, pour la moyenne de l'OCDE (les chiffres spécifiques à chaque pays sont présentés dans le graphique 5.A1.1 de l'annexe 5.A1). Entre les années 90 et la fin des années 2000, dans les deux tiers des pays, le taux d'emploi des femmes a augmenté davantage parmi les femmes dont les maris se situaient dans les déciles de revenu les plus élevés que parmi celles dont les maris se situaient dans le bas de la distribution. Dans un tiers des pays (Belgique, France, Grèce, Irlande, Italie, Pays-Bas, Royaume-Uni), le taux d'emploi des épouses de travailleurs à haut revenu a augmenté au moins deux fois plus que celui des femmes dont les maris gagnaient le moins. Dans certains pays, comme l'Italie et le Mexique, le taux d'emploi des épouses de travailleurs à haut revenu a augmenté plus que celui des femmes dont les maris gagnaient le moins à la fin des années 2000 tandis que l'inverse était vrai au début des années 90.

Graphique 5.11. Taux d'emploi des épouses, par décile de revenu du travail des maris, moyenne de l'OCDE



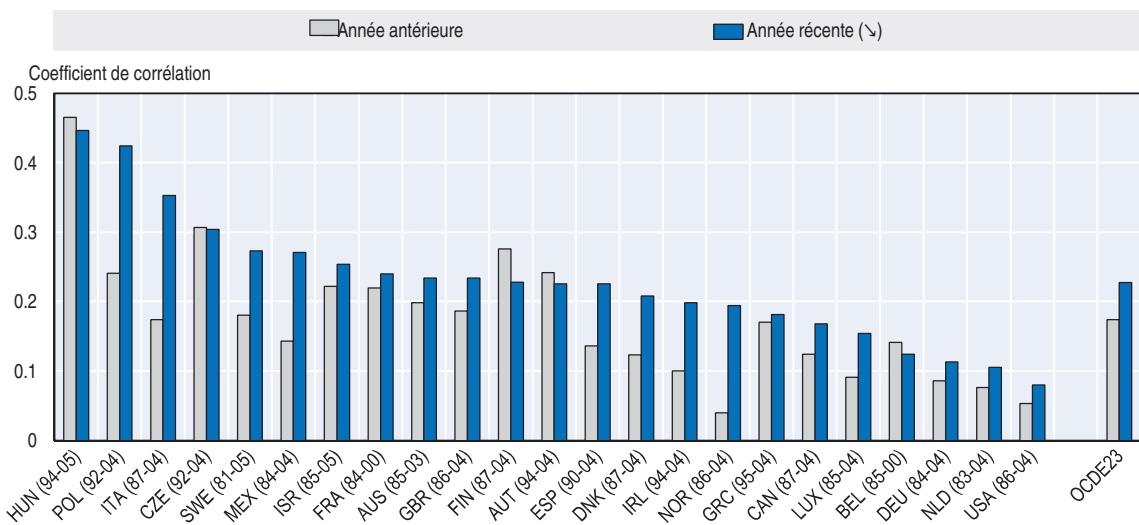
Note : Les chiffres se rapportent aux ménages formés par des couples et comprenant ou non d'autres personnes. Ils portent uniquement sur les couples constitués d'une femme et d'un homme. Les partenaires non mariés qui cohabitent sont inclus. Tous deux sont en âge de travailler (25-64 ans).

Source : Calculs du Secrétariat de l'OCDE à partir de la *Luxembourg Income Study (LIS)*.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208414>

Le graphique 5.12 montre que dans tous les pays (à l'exception de la Finlande), la corrélation entre les revenus des deux conjoints a augmenté au cours de cette période. Les données font état d'une augmentation moyenne – d'un niveau toutefois encore relativement bas – de ce coefficient de corrélation, qui est passé de 0.18 à 0.22 au cours des 20 à 25 dernières années. L'élévation de cette corrélation est particulièrement forte en Italie, en Norvège et en Pologne mais également au Danemark et au Luxembourg, entre autres.

Graphique 5.12. Corrélation entre les revenus du travail des deux conjoints, ménages formés de couples dont au moins un des membres travaille



Source : Calculs du Secrétariat de l'OCDE à partir de la *Luxembourg Income Study (LIS)*.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208422>

Comment les facteurs du marché du travail entraînent-ils des changements dans les inégalités de revenu entre les ménages au fil des ans ?

Quel serait le niveau des inégalités de revenu globales si les ménages d'aujourd'hui affichaient la même proportion de femmes occupées que ceux d'il y a 20 ans et si la structure des salaires se maintenait au niveau d'aujourd'hui pour les ménages au sein desquels la femme travaille ? Cette sous-section analyse l'effet des changements dans les types d'emplois occupés par les membres du ménage sur le revenu disponible des ménages, c'est-à-dire qu'elle tient compte de composantes du revenu autres que les salaires (voir encadré 5.1). En particulier, elle s'intéresse à deux questions : dans quelle mesure l'évolution des caractéristiques de l'emploi des femmes au niveau du ménage examinées dans les sections précédentes ont-elles contribué à l'augmentation des inégalités de revenu ? Et dans quelle mesure le taux d'activité, l'intensité de travail et les caractéristiques des emplois de ces dernières ont-ils contribué à la tendance à la hausse des inégalités de revenu entre les ménages ? Pour répondre à ces questions, il convient de simuler une série de distributions contrefactuelles du revenu des ménages. Cet exercice contrefactuel s'appuie sur les résultats d'une méthode de décomposition basée sur Firpo et al. (2007) et Fortin et al. (2010) et est décrit dans l'annexe 5.A3.

Le graphique 5.13 tend à montrer que, dans la quasi-totalité des pays, les différents changements survenus dans l'emploi des femmes contribuent fortement à empêcher les inégalités de salaire entre les ménages d'augmenter. Ces effets peuvent être répartis en quatre composantes : taux d'emploi des femmes, intensité de travail des femmes, proportion de femmes occupant des emplois qualifiés et rentabilité globale du travail féminin (effet de salaire).

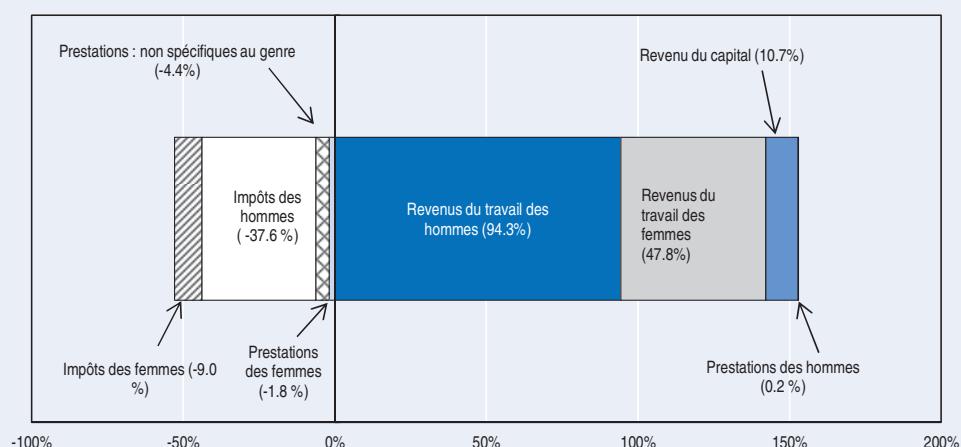
Premièrement, le développement de l'emploi des femmes est associé à une réduction des inégalités de revenu entre les ménages. Le graphique montre que si la proportion de ménages dans lesquels la femme travaille était restée la même qu'au milieu des années 80, les inégalités de revenu entre les ménages auraient augmenté, en moyenne,

dans les différents pays de l'OCDE, de 0.8 point supplémentaire, c'est-à-dire que le coefficient de Gini serait passé de 28.2 à 31.6 au lieu de 30.8. L'effet égalisateur de l'emploi croissant des femmes était plus important dans les pays tels que la Belgique, les Pays-Bas, l'Espagne et le Royaume-Uni, où la proportion de ménages d'âge actif dans lesquels la femme travaille avait fortement augmenté : cela a contribué à faire reculer les inégalités de 2.5 points de Gini ou plus dans ces pays. En revanche, étant donné la stabilité des taux d'emploi des hommes, l'impact de l'emploi masculin au niveau des ménages était globalement neutre (annexe 5.A3, graphique 5.A3.1).

Encadré 5.1. Composantes du revenu des ménages par sexe

Il est important de garder à l'esprit que si les salaires constituent l'essentiel du revenu des ménages, d'autres composantes du revenu telles que les prélèvements et les prestations jouent un rôle dans son évolution. Par exemple, dans les pays nordiques, la part totale des prestations sociales représente près de 20 % du revenu des ménages (25 % en Suède), tandis qu'en Australie et aux États-Unis elle est de 8 % et 7 % respectivement. Les contributions respectives des salaires et des autres sources de revenu aux inégalités globales peuvent être estimées (voir OCDE, 2011) et il est intéressant de voir dans quelle mesure il est possible d'évaluer les contributions des composantes du revenu spécifiques au genre. Le graphique ci-dessous présente les résultats d'une analyse de décomposition par source de revenu, en séparant les différentes composantes qui contribuent positivement ou négativement aux inégalités. Il examine les contributions relatives des composantes du revenu spécifiques au genre aux inégalités de revenu à l'aide d'une décomposition par source de revenu (d'après Lerman et Yitzhaki, 1985). Le coefficient de Gini du revenu total, G , peut être représenté par $G = \sum_{k=1}^K C_k = \sum S_k G_k R_k$ où S_k est la part de la source k dans le revenu total, G_k est le coefficient de Gini correspondant à la distribution du revenu provenant de la source k , et R_k est la corrélation entre le revenu provenant de la source k et la distribution du revenu total. La contribution relative de la source k aux inégalités de revenu totales peut alors être calculée avec l'équation suivante : $C_k^R = \frac{S_k G_k R_k}{G}$. Cette approche part du principe que les prestations à taux fixe distribuées ont une contribution neutre ou égale à zéro aux inégalités et n'expliquent donc pas un recul de l'avantage marginal pour les prestations le long de la distribution des revenus.

Décomposition des inégalités de revenu des ménages par source de revenu, moyenne dans 13 pays de l'OCDE, fin des années 2000



Note : L'échantillon inclut uniquement les ménages formés d'un couple d'âge actif (25-64 ans) dans les pays qui déclarent toutes les composantes en termes bruts (Australie, Canada, République tchèque, Danemark, Finlande, Allemagne, Irlande, Pays-Bas, Norvège, République slovaque, Suède, Royaume-Uni et États-Unis).

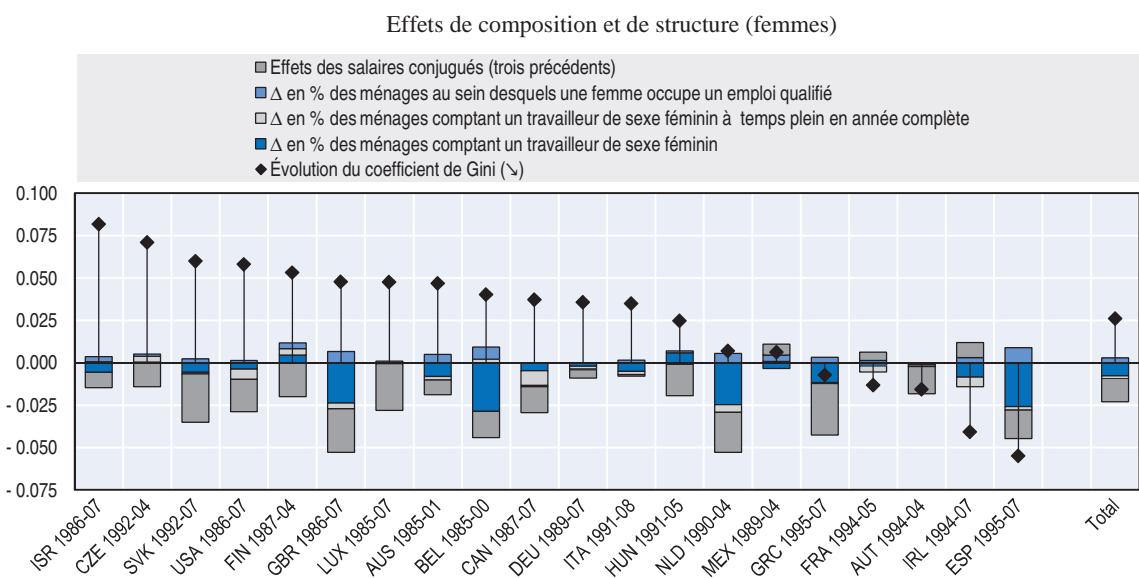
Source : Calculs du Secrétariat de l'OCDE à partir de la *Luxembourg Income Study (LIS)*.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208438>

Encadré 5.1. Composantes du revenu des ménages par sexe (suite)

La décomposition s'intéresse à des composantes des revenus et des impôts spécifiques au genre. Pour les besoins de l'analyse, le revenu des ménages est divisé en revenu du travail des hommes, revenu du travail des femmes, revenu du capital, prestations sociales (ventilées en fonction des composantes allouées aux hommes et aux femmes) et prestations globales touchées par les ménages, et impôts payés par les hommes et les femmes. Certaines sources, en particulier le revenu du capital et certaines prestations sociales, ne peuvent être enregistrées qu'au niveau des ménages. En moyenne, quatre composantes contribuent positivement aux inégalités (c'est-à-dire qu'elles les augmentent) : revenus des hommes, revenus des femmes, revenu du capital et prestations sociales touchées par les hommes, même si l'effet de ces dernières est quasiment nul. Les revenus des hommes sont la composante qui contribue le plus aux inégalités, tandis que le rôle des revenus des femmes est environ moitié moins important. Les prélèvements et prestations sociales ont tendance à réduire les inégalités, en particulier les prélèvements qui concernent les hommes. Si l'on prend en compte les différentes composantes par sexe, la proportion des inégalités expliquée par les composantes du revenu des hommes est proche de 57 %, tandis que les femmes sont à l'origine de 37 % des inégalités globales.

Graphique 5.13. Contribution à l'évolution en pourcentage du coefficient de Gini du revenu disponible des ménages, résultats d'une décomposition RIF



Note : L'échantillon inclut les ménages d'âge actif (25-64 ans). RIF : régressions Recentered Influence Function. Les effets de structure associent trois covariables : taux d'activité, intensité de travail et nature de l'emploi en termes de qualifications. FT (*full-time*) : temps plein, FY (*full year*) : année complète.

Source : Calculs du Secrétariat de l'OCDE à partir de la *Luxembourg Income Study (LIS)*.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208441>

Deuxièmement, l'augmentation de l'intensité de travail des femmes au cours des 20 dernières années est également associée à une baisse des inégalités de revenu entre les ménages dans certains pays – mais pas dans tous. Au Canada, en Irlande, aux Pays-Bas et aux États-Unis, la multiplication des ménages dans lesquels la femme travaille à temps plein et/ou l'année complète explique le recul du coefficient de Gini du revenu des ménages de 0,6 à 1 point en moins. En République tchèque et en Finlande, la diminution

de la proportion de femmes occupant des emplois à temps plein ou en année complète parmi les ménages s'est traduite par une augmentation des inégalités de 0.4 point.

Troisièmement, la proportion croissante de ménages dans lesquels la femme occupe un emploi hautement qualifié est associée à une *augmentation* faible mais sensible des inégalités de revenu des ménages (0.3 point). L'impact de l'évolution des compétences est plus important en Belgique, aux Pays-Bas, en Espagne et au Royaume-Uni, où cette évolution a entraîné une augmentation des inégalités de 0.7 à 1 point. La hausse des inégalités découlant de l'élévation des niveaux de compétences est plus prononcée pour les hommes (annexe 5.A3, graphique 5.A3.1), en particulier en Belgique, en Finlande et en Espagne, où la proportion accrue de ménages au sein desquels l'homme occupe un poste d'encadrement, une profession intellectuelle et scientifique ou intermédiaire a contribué à hauteur de 1.5 point à l'augmentation des inégalités au cours de cette période. La tendance croissante, pour des personnes ayant des niveaux d'éducation/de revenus équivalents, à vivre ensemble (« homogamie »), peut notamment expliquer pourquoi l'augmentation du nombre des ménages comptant des travailleurs hautement qualifiés entraîne une hausse des inégalités. C'est ce que décrit la section 5.2.

Enfin, dans la quasi-totalité des pays, l'évolution de la rentabilité du travail féminin (effet de salaire) empêche les inégalités de revenu des ménages d'augmenter, un effet égalisateur qui vient compléter celui qui semble découler de l'effet de composition associé aux trois changements décrits plus haut. Cette situation peut s'expliquer en partie par un resserrement des inégalités de salaire entre les hommes et les femmes du fait de l'élévation du niveau d'instruction de ces dernières. Elle peut également être due à l'allongement de la durée moyenne que passent les femmes dans un emploi. Les femmes ont généralement aujourd'hui une plus grande expérience du marché du travail (et donc des salaires plus élevés) qu'il y a 20 ans. De plus, l'évolution de certains paramètres tels qu'une législation imposant l'égalité des salaires peut également contribuer à la réduction des inégalités hommes-femmes. Ces facteurs non-observables (ou non pris en compte) semblent jouer un rôle important dans l'égalisation de la distribution du revenu des ménages et font sans doute partie de l'effet de structure inexpliqué.

Pour résumer, les inégalités de revenu globales auraient été plus élevées si le taux d'activité et l'intensité de travail des femmes étaient restés les mêmes qu'il y a 20 ans, tandis que l'évolution des métiers exercés par ces dernières a eu tendance à aggraver quelque peu les inégalités. L'évolution des salaires féminins a accentué l'impact égalisateur des femmes sur les inégalités de revenu entre les ménages. Ces effets conjugués se sont traduits par un recul des inégalités de revenu d'environ 2 points de Gini.

5.5. Conclusion

Le présent chapitre a passé en revue les caractéristiques des rémunérations et des inégalités de revenu spécifiques au genre entre les ménages. Globalement, il montre que la participation accrue des femmes au marché du travail au cours des 20 à 25 années qui ont précédé la crise économique a eu globalement un effet égalisateur sur la distribution des rémunérations et du revenu entre les ménages.

Dans la zone OCDE, les inégalités hommes-femmes en matière d'emploi et de salaire ont reculé au cours des 20 dernières années – mais en moyenne, les inégalités en matière d'emploi perdurent, à près de 16 %, tout comme les inégalités de salaire, à environ 15 %. En même temps, les inégalités de revenu à l'intérieur du groupe des hommes ou de celui des femmes ont augmenté. Elles sont plus élevées parmi les femmes que parmi les

hommes mais elles augmentent plus lentement, en moyenne de 9 %, contre 17 % chez les hommes. Cette situation a deux explications : premièrement, contrairement aux hommes, les femmes aux salaires les plus bas ont vu leur nombre d'heures travaillées augmenter ou diminuer dans une moindre mesure ; deuxièmement, les femmes aux salaires les plus bas ont vu leurs salaires augmenter davantage que ceux de leurs homologues masculins.

Quant à l'évolution des *inégalités de revenu individuel* en fonction du sexe, c'est une dispersion des salaires accrue à l'intérieur de différents groupes de travailleurs de sexe masculin ou féminin (inégalités « intragroupes ») qui a été le principal facteur déterminant. Cette situation s'explique en particulier par des inégalités de salaire croissantes parmi les travailleurs à temps plein en année complète (spécialement les hommes). En revanche, la contribution des inégalités entre les travailleurs de sexe masculin et féminin a été bien moindre. Parmi ces composantes, l'augmentation de la part relative de femmes en activité, en particulier à temps partiel, a eu tendance à réduire les inégalités de revenu globales entre les individus dans la plupart des pays.

En ce qui concerne les *inégalités de revenu entre les ménages*, l'évolution du taux d'activité, de l'intensité de travail et de la nature des emplois en termes de qualifications chez les femmes a joué un rôle non négligeable. Si la proportion de ménages comptant une femme occupée était restée la même qu'il y a 20 ou 25 ans (52 %, au lieu de 61 %), les inégalités de revenu auraient augmenté de près de 1 point de *plus* en moyenne qu'en réalité. L'intensité de travail croissante des femmes a également été associée à une baisse des inégalités de revenu entre les ménages dans certains pays – mais pas dans tous. En revanche, la part croissante de ménages dans lesquels la femme exerce un métier hautement qualifié a fait globalement augmenter les inégalités de revenu, mais cet effet a été plus modeste. Les répercussions globales des changements survenus dans le marché du travail pour les femmes ont donc été de favoriser une certaine égalisation de la distribution des revenus en réduisant le coefficient de Gini de 2 points, en particulier lorsque l'on prend en compte tant les effets de composition que les effets connexes de la structure des salaires. Le fait que les ménages dans lesquels la femme occupe un emploi rémunéré, en particulier un emploi à temps plein, soient plus nombreux entraîne un recul des inégalités de revenu. Par conséquent, les politiques qui mettent l'accent sur l'augmentation du potentiel de revenu des femmes les moins rémunérées peuvent renforcer l'effet égalisateur de l'intégration des femmes sur le marché du travail.

Notes

1. Les projections de la convergence des taux d’activité sont réalisées en tablant sur un taux d’activité masculin se maintenant à son niveau de 2010 tandis que celui des femmes augmente pour converger avec celui des hommes d’ici 2030.
2. Le chapitre met l’accent sur la contribution de l’emploi *rémunéré* des femmes à l’évolution des inégalités de revenu. Il n’examine pas l’impact du travail non marchand ou non rémunéré des femmes, qui a une incidence non négligeable sur les inégalités de revenu entre les ménages, tel qu’analysé dans Folbre et al. (2013).
3. Les différences de taux d’emploi en équivalent temps plein représentent la différence entre les hommes et les femmes s’ils travaillaient tous 30 heures ou plus par semaine dans leur emploi principal.
4. Les analyses couvrent 25 pays et utilisent deux points dans le temps pour chaque pays : une année « antérieure » correspondant au milieu des années 80/début des années 90 et une année « récente » correspondant généralement au milieu/à la fin des années 2000. Dans le cas de l’Australie, la dernière année disponible est 2003 mais, pour les analyses suivantes, l’année 2001 est utilisée puisque seule cette dernière contient suffisamment d’informations pour imputer le nombre d’heures annuelles travaillées et les taux de salaire horaire.
5. Les graphiques présentés ici incluent l’emploi à temps partiel, en année partielle.
6. Comme dans le cas du coefficient de Gini, un indice de Theil dont la valeur est égale à zéro indique une égalité parfaite. Plus la valeur de l’indice est élevée, plus le niveau des inégalités l’est également. La décomposabilité en sous-groupes de l’indice de Theil et d’autres indices d’entropie généralisée sont bien documentées (Shorrocks, 1984 ; Cowell, 2005).
7. Voir annexe 5.A1 pour une description de la méthode de décomposition.
8. L’accroissement de l’effet déségalisateur pour les femmes occupant des emplois à temps plein en année complète est principalement dû à l’augmentation des revenus de leurs groupes relatifs et non à l’évolution de leur part relative dans l’emploi.
9. La théorie de l’homogamie soulève des questions d’endogénéité en ce qui concerne l’impact du mode de formation des ménages sur les choix relatifs au marché du travail. Dans ce cas, une partie de la corrélation identifiée ici ne serait pas expliquée par les choix antérieurs à la formation des ménages mais plutôt par le fait qu’il est de plus en plus courant pour les couples formant des ménages de choisir de travailler dans des métiers et secteurs similaires, au sein de catégories salariales équivalentes. Cette réserve indique que l’homogamie ne peut expliquer qu’une partie de l’évolution des comportements en matière d’emploi à l’intérieur des ménages.

Bibliographie

- Autor, D. et M. Wasserman (2013), *Wayward Sons: The Emerging Gender Gap in Labour Markets and Education*, Third Way, MIT.
- Blinder, A. (1973), « Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates », *Journal of Human Resources*, vol. 8, pp. 436-455.
- Cancian, M. et D. Reed (1998), « Assessing the Effects of Wives' Earnings on Family Income Inequality », *Review of Economics and Statistics*, vol. 80, n° 1, pp. 73-79.
- Cancian, M., S. Danziger et P. Gottschalk (1993), « Working Wives and the Distribution of Family Income », in S. Danziger et P. Gottschalk (dir. pub.), *Rising Tides: Rising Inequality in America*. Russell Sage Foundation, New York.
- Cowell, F (2005), « Theil, Inequality Indices and Decomposition », *Working Paper No. 01*, ECINEQ, Society for the Study of Economic Inequality.
- Esping-Andersen, G. (2009), *The Incomplete Revolution: Adapting to Women's New Roles*, Polity Press, Cambridge, Royaume-Uni.
- Firpo, S., Fortin, N. et T. Lemieux (2009), « Unconditional Quantile Regressions », *Econometrica*, vol. 77, n° 2, pp. 953-973.
- Firpo, S., Fortin, N. et T. Lemieux (2007), « Decomposition Wage Distributions using Recentered Influence Functions Regressions », document interne, University of British Columbia.
- Folbre, N., J. Gornick, H. Connolly et T. Munzi (2013), « Women's Employment, Unpaid Work, and Economic Inequality », in J.C. Gornick et M. Jäntti (dir. pub.), *Income Inequality; Economic Disparities and the Middle Class in Affluent Countries*, Stanford University Press, Stanford, pp. 234-260.
- Fortin, N., T. Lemieux et S. Firpo (2010), « Decomposition Methods in Economics », *NBER Working Papers*, n° 16045, Cambridge, États-Unis.
- Gornick, J.C. et M. Jäntti (dir. pub.) (2013), *Income Inequality; Economic Disparities and the Middle Class in Affluent Countries*, Stanford University Press, Stanford.
- Greenville, J., C. Pobke et N. Rogers (2013), « Trends in the Distribution of Income in Australia », *Productivity Commission Staff Working Paper*, Canberra.
- Greenwood, J., N. Guner, G. Kocharkov et C. Santos (2014), « Marry Your Like: Assortative Mating and Income Inequality », *IZA Discussion Papers*, n° 7895, Bonn.
- Harkness, S. (2010), « The Contribution of Women's Employment and Earnings to Household Income Inequality: A Cross-Country Analysis », *Luxembourg Income Study Working Paper*, n° 531.
- Juhn, C. et K.M. Murphy (1997), « Wage Inequality and Family Labor Supply », *Journal of Labor Economics*, vol. 15, pp. 72-97.

- Karoly, L.A. et G. Burtless (1995), « Demographic Change, Rising Earnings Inequality, and the Distribution of Personal Well-Being, 1959-1989 », *Demography*, vol. 32, n° 3, pp. 379-406.
- Lerman, R. et S. Yitzhaki (1985), « Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Application to the United States », *Review of Economics and Statistics*, vol. 67, n° 1, pp. 151-156.
- McGinnity, F., H. Russell, D. Watson, G. Kingston et E. Kelly (2014), « Winners And Losers?: The Equality Impact of the Great Recession in Ireland », *Economic and Social Research Institute*, consulté le 14 mai 2014, www.equality.ie/research.
- Morissette, R. et F. Hou (2008), « Does the Labour Supply of Wives Respond to Husbands' Wages? Canadian Evidence from Micro Data and Grouped Data », *Canadian Journal of Economics*, vol. 41, n° 4, pp. 1185-1200.
- Oaxaca, R. (1973), « Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets », *International Economic Review*, vol. 14, pp. 693-709.
- OCDE (2013), *Comment va la vie 2013 ? Mesurer le bien-être*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/how_life-2013-fr.
- OCDE (2012), *Inégalités hommes-femmes : Il est temps d'agir*, Éditions OCDE, Paris, pp. 150-173, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264179660-fr>.
- OCDE (2011), *Toujours plus d'inégalité : Pourquoi les écarts de revenus se creusent*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264119550-fr>.
- OCDE (2010), *Perspectives de l'emploi de l'OCDE 2010 : Sortir de la crise de l'emploi*, Éditions OCDE, Paris, p. 241, http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2010-fr.
- OCDE (2008), *Perspectives de l'emploi de l'OCDE 2008*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2008-fr.
- Shorrocks, A.F. (1984), « Inequality Decomposition by Population Subgroups », *Econometrica*, vol. 52, n° 6, pp. 1369-1385.
- Shorrocks, A.F. (1983), « The Impact of Income Components on the Distribution of Family Incomes », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 98, pp. 311-331.

Bases de données

Base de données de l'OCDE des statistiques à court terme sur le marché du travail, <http://dx.doi.org/10.1787/data-00046-fr>.

Base de données de l'OCDE des statistiques de la population active, <http://dx.doi.org/10.1787/data-00046-fr>.

Base de données de l'OCDE sur l'emploi, www.oecd.org/fr/emploi/emp/basede donneesdelocdesurlemploi.htm.

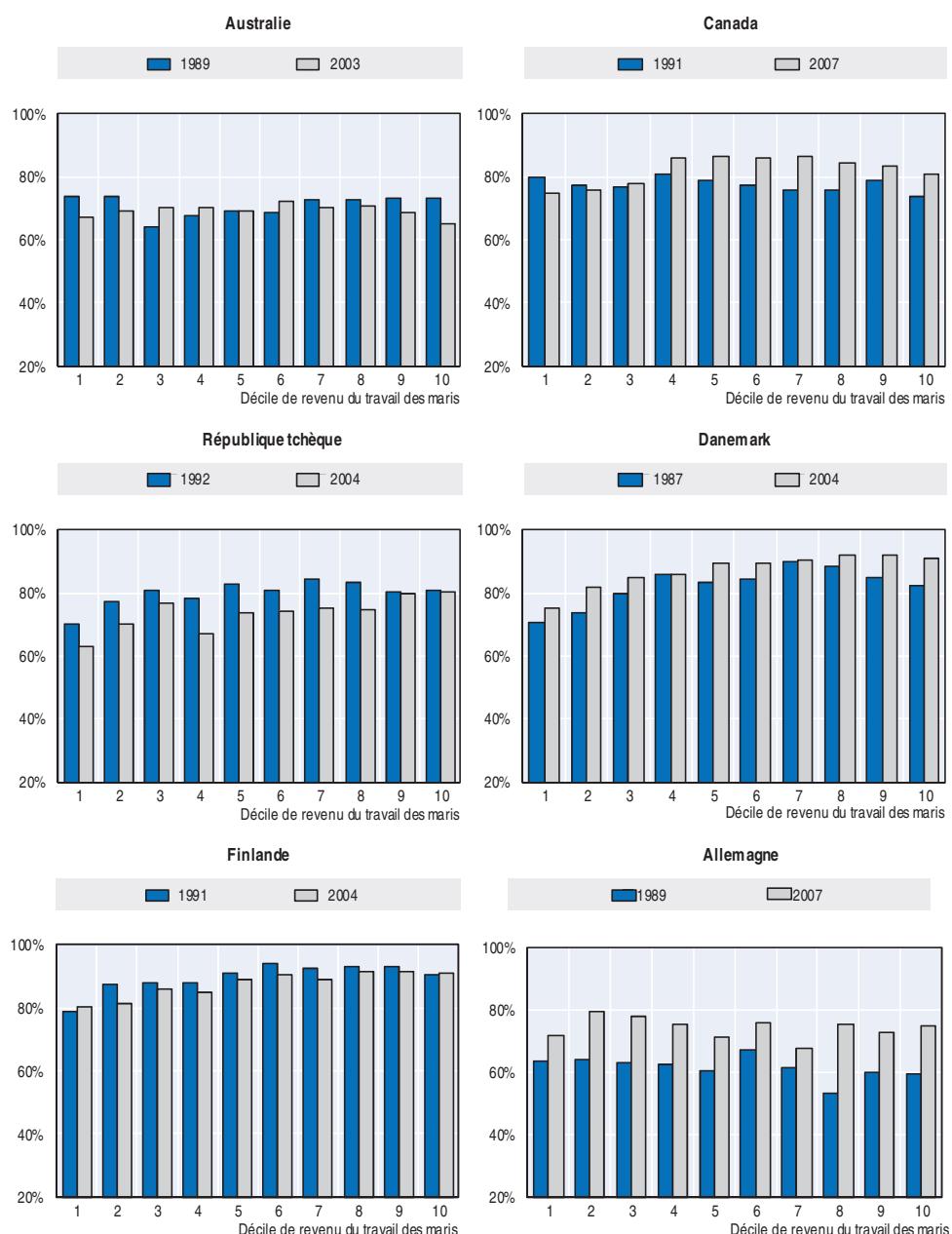
Base de données de l'OCDE sur les salaires, www.oecd.org/fr/emploi/emp/basede donneesdelocdesurlemploi.htm.

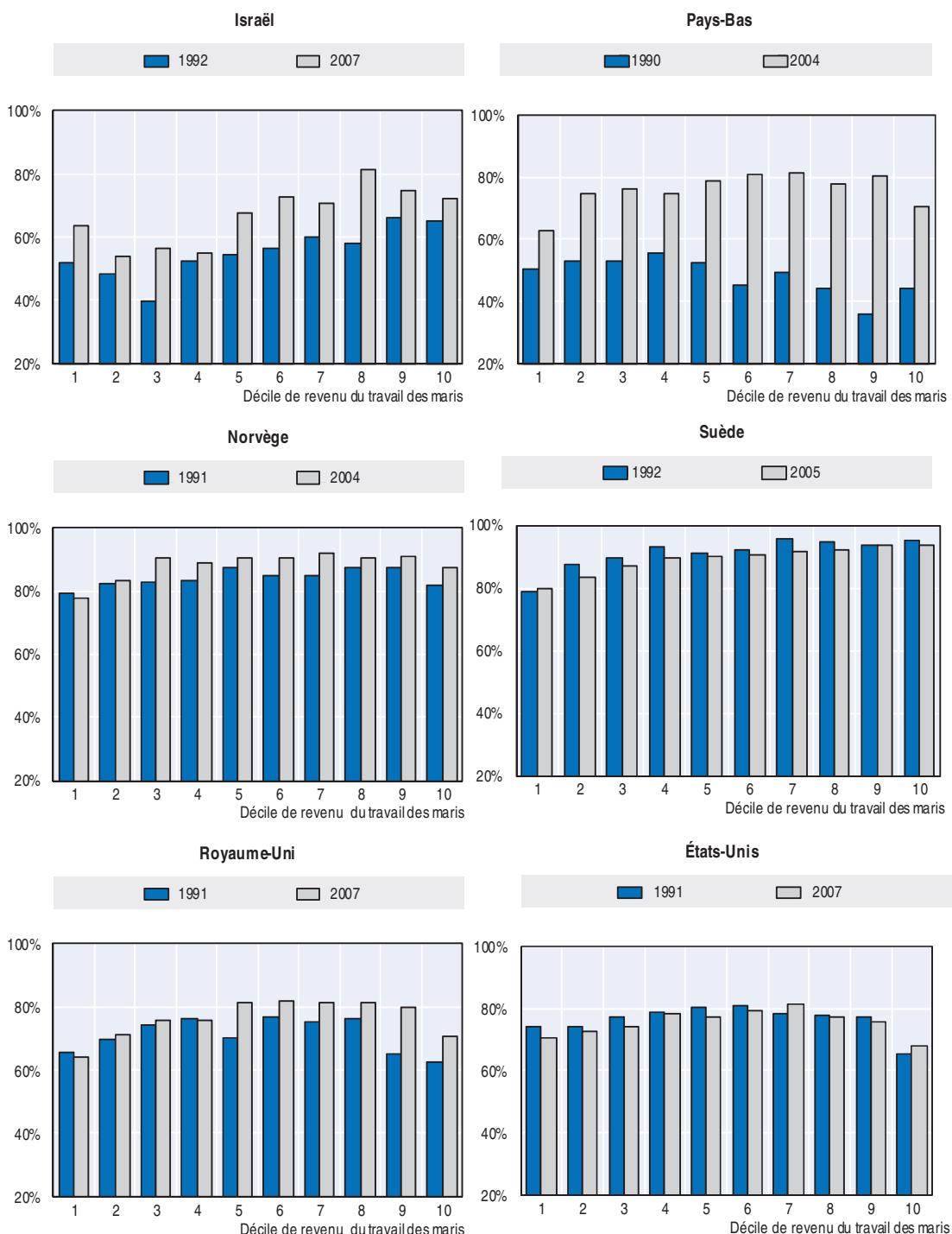
Luxembourg Income Study (LIS) Database, www.lisdatacenter.org (plusieurs pays : séries de microdonnées achevées entre le 22 avril 2013 et le 5 février 2014).

Annexe 5.A1 Graphiques supplémentaires

Graphique 5.A1.1. Taux d'emploi des épouses, par décile de revenu du travail des maris

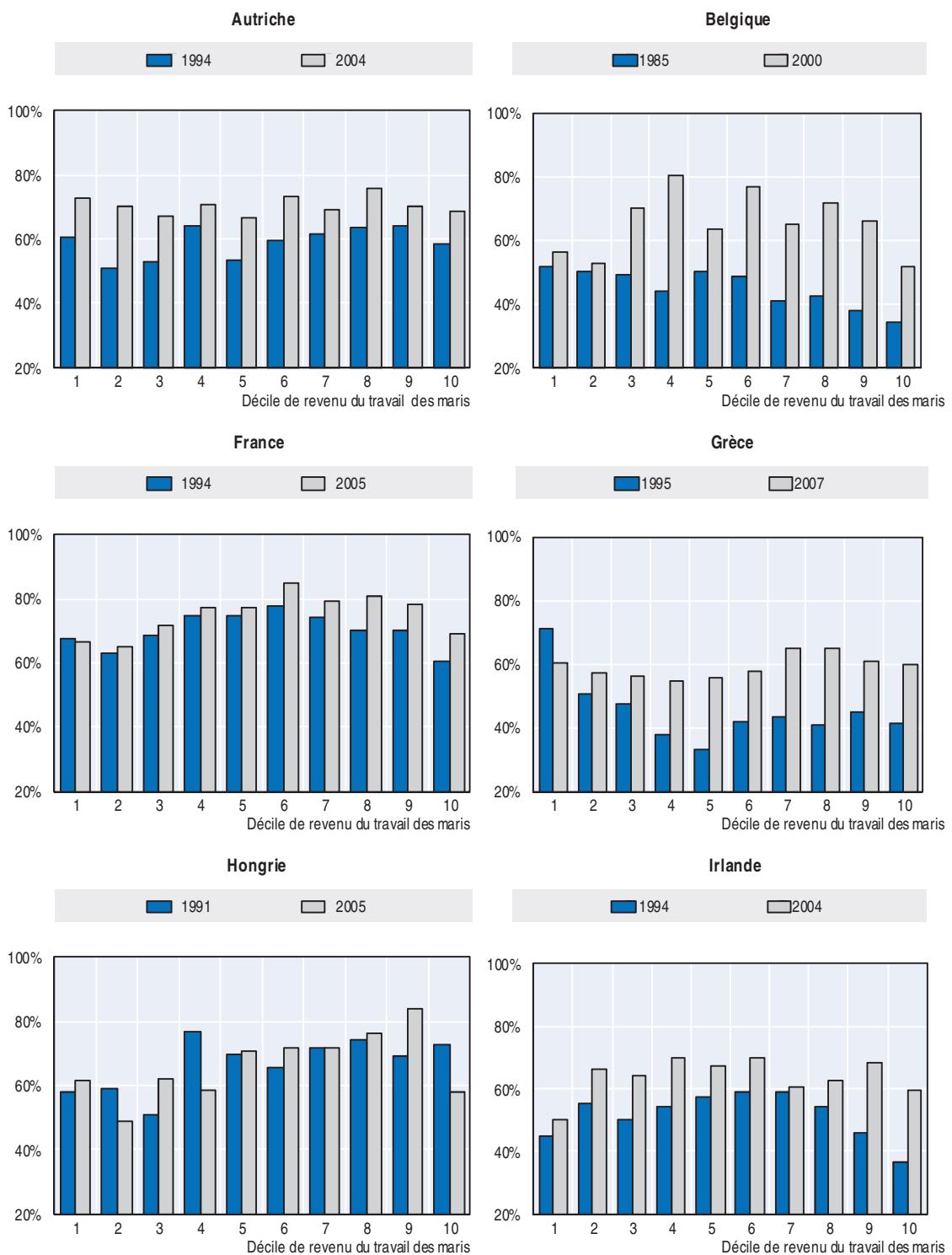
Partie A. Pays déclarant des revenus bruts

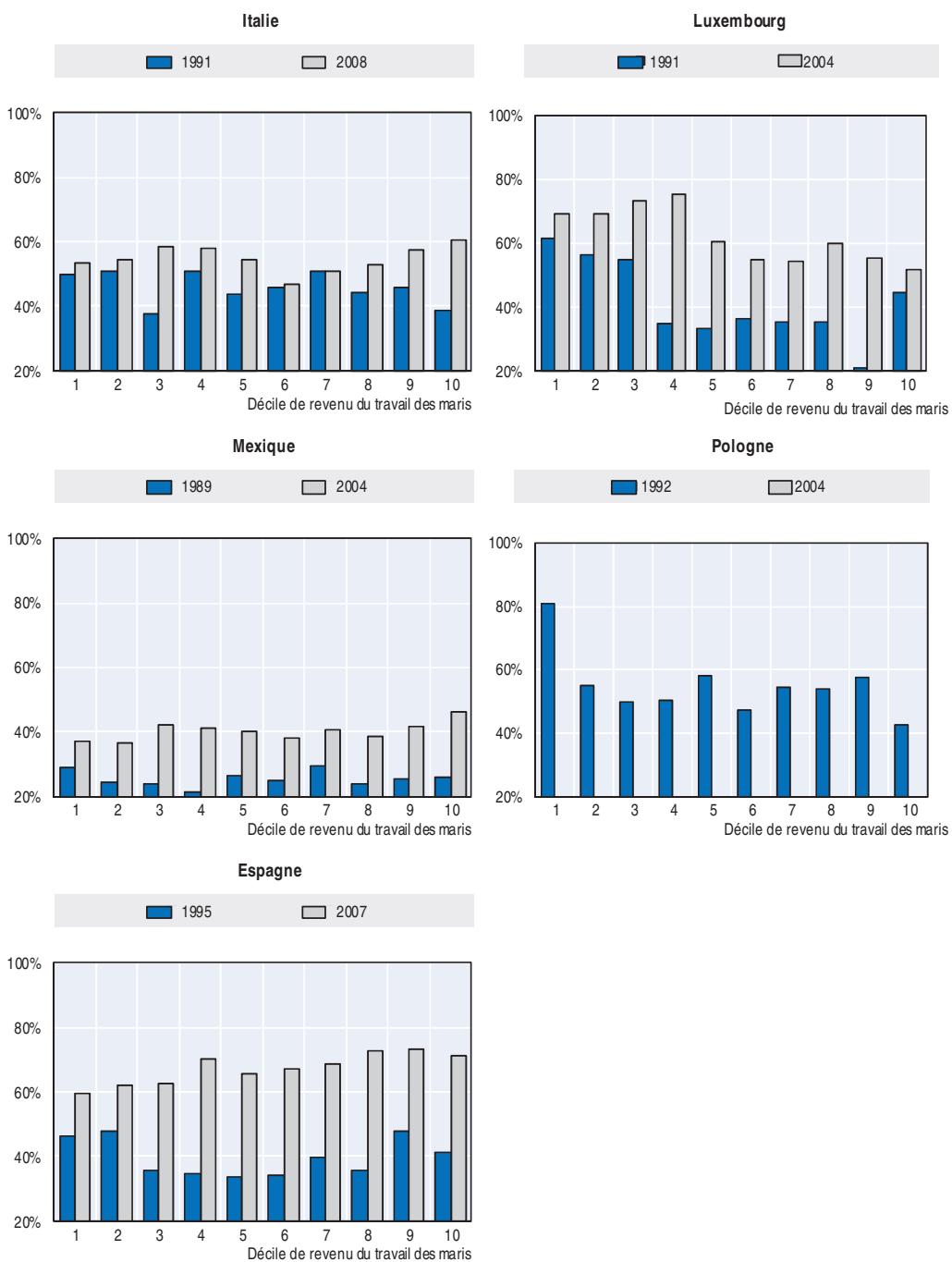


Graphique 5.A1.1. Taux d'emploi des épouses, par décile de revenu du travail des maris (*suite*)Partie A. Pays déclarant des revenus bruts (*suite*)

Graphique 5.A1.1. Taux d'emploi des épouses, par décile de revenu du travail des maris (*suite*)

Partie B. Pays déclarant des revenus nets



Graphique 5.A1.1. Taux d'emploi des épouses, par décile de revenu du travail des maris (*suite*)Partie B. Pays déclarant des revenus nets (*suite*)

Note : Les chiffres se rapportent aux ménages constitués par des couples et comprenant ou non d'autres personnes. Ils portent uniquement sur les couples constitués d'une femme et d'un homme. Les partenaires non mariés qui cohabitent sont inclus. Tous deux sont en âge de travailler (25-64 ans).

Source : Calculs du Secrétariat de l'OCDE à partir de la *Luxembourg Income Study (LIS)*.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208451>

Annexe 5.A2**Décomposition des inégalités de revenu individuel en sous-groupes**

La section 5.3.2 applique une analyse qui décompose les inégalités (mesurées à l'aide du coefficient de Theil) en sous-groupes de la manière suivante :

$$I_I = \sum_k s_k I_{1k}^k + \sum_k v_k \lambda_k \ln \lambda_k \quad [1]$$

où :

s_k est la part du revenu détenue par k ,

I_{1k} est l'indicateur de Theil pour le groupe k ,

v_k est la part du groupe k dans la population,

λ_k correspond aux revenus moyens du groupe k par rapport à la moyenne de la population.

L'équation décompose les inégalités de revenu globales en une composante « intragroupe » et une composante « intergroupe », ce qui nous permet d'identifier les effets de composition et les effets entre les groupes en termes d'inégalités par sexe. Le premier terme à droite de l'équation (1) représente la composante intragroupe, qui est une somme pondérée (en fonction de la proportion du revenu) des valeurs des inégalités du sous-groupe ; le second terme concerne la composante intergroupe, qui dépend de deux facteurs : a) la taille du sous-groupe et b) ses revenus par rapport à la moyenne nationale. La composante intergroupe mesure l'ampleur des inégalités de revenu expliquées par l'écart entre les revenus moyens des différents sous-groupes. Dans le cas de l'analyse ci-dessous, les sous-groupes correspondent à huit populations occupées qui s'excluent mutuellement : deux groupes représentant chacun des sexes et quatre groupes représentant différentes formes d'emploi (temps plein année complète, temps plein année partielle, temps partiel année complète et temps partiel année partielle). L'évolution des inégalités globales entre deux années peut alors être exprimée de la manière suivante :

$$\Delta \text{Theil} = \sum_k \Delta \text{Theil}_w^k + \sum_k \Delta \text{Theil}_b^k \quad [2]$$

Tableau 5.A2.1. Décomposition des inégalités de revenu individuel du travail (indice de Theil)

Contribution détaillée à l'évolution des inégalités de revenu individuel par sexe et par sous-groupe de forme de travail

Sous-groupe	AUS 1985-01	AUT 1994-04	CAN 1987-07	DEU 1989-07	FRA 1994-05	FIN 1987-04	GRC 1995-07	IRL 1994-07	ITA 1987-08	NLD 1990-04	ESP 1995-07	USA 1986-07
Intragroupe	0.039	0.014	0.082	0.037	-0.007	0.032	0.060	0.012	0.069	0.054	-0.017	0.088
Hommes (FTFY)	0.037	0.009	0.040	0.024	-0.023	-0.005	0.029	-0.013	0.038	0.054	-0.028	0.057
Hommes (FTPY)	-0.002	0.000	-0.003	-0.004	-0.007	0.000	0.001	0.000	0.001	-0.003	-0.002	0.000
Hommes (TPAC)	0.001	0.000	0.005	-0.002	0.022	0.023	-0.003	0.001	-0.002	-0.003	-0.001	0.001
Hommes (PTPY)	-0.002	0.002	0.000	-0.002	0.000	0.002	0.004	0.005	0.000	0.001	0.004	0.000
Femmes (FTFY)	0.017	-0.004	0.041	0.020	-0.005	0.000	0.033	0.011	0.030	0.004	0.010	0.034
Femmes (FTPY)	-0.002	0.001	-0.001	-0.003	0.000	0.002	0.001	0.002	0.001	0.000	0.000	0.000
Femmes (TPAC)	-0.005	0.000	0.002	0.011	0.006	0.009	-0.006	0.001	0.002	0.004	-0.002	0.000
Femmes (PTPY)	-0.005	0.006	-0.002	-0.008	0.001	0.002	0.001	0.006	-0.001	-0.002	0.004	-0.004
Intergroupe	-0.025	0.020	-0.036	0.042	-0.009	0.021	0.030	0.042	0.000	0.012	0.013	-0.038
Hommes (FTFY)	-0.038	0.039	-0.052	0.045	-0.021	0.012	0.045	0.052	0.013	0.029	0.013	-0.056
Hommes (FTPY)	0.008	0.001	0.005	-0.002	0.002	-0.001	-0.005	0.003	0.003	-0.002	0.013	0.001
Hommes (TPAC)	-0.007	-0.008	-0.009	-0.012	0.006	-0.006	-0.005	-0.014	-0.012	-0.001	-0.004	-0.013
Hommes (PTPY)	0.007	-0.005	0.006	-0.001	0.002	-0.006	-0.004	-0.009	0.001	-0.001	-0.008	0.004
Femmes (FTFY)	-0.001	0.020	-0.004	0.032	0.008	0.042	0.010	0.049	0.003	0.015	0.022	0.010
Femmes (FTPY)	0.004	0.001	0.006	0.004	0.001	-0.002	-0.006	0.002	0.001	0.001	0.001	0.006
Femmes (TPAC)	-0.010	-0.019	-0.001	-0.024	-0.007	-0.010	0.002	-0.030	-0.010	-0.034	-0.012	0.000
Femmes (PTPY)	0.013	-0.010	0.013	0.000	0.000	-0.007	-0.007	-0.011	0.001	0.006	-0.011	0.010
Evolution totale	0.015	0.034	0.046	0.078	-0.015	0.054	0.089	0.054	0.069	0.066	-0.004	0.051

Note : FTFY (*full-time full-year*) signifie temps plein année complète, FTPY (*full-time part-year*) temps plein année partielle, PTFY (*part-time full-year*) temps partiel année complète, PTPY (*part-time part-year*) temps partiel année partielle.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933209045>

Annexe 5.A3

Une analyse de décomposition contrefactuelle de l'évolution des inégalités de revenu

Pour étudier l'impact sur les inégalités de l'évolution de la composition de l'emploi des ménages sous l'effet de l'amélioration de la situation professionnelle des femmes, nous utilisons une méthodologie de décomposition présentée par Firpo et al. (2007) et développée plus avant dans Fortin et al. (2010). Cette méthodologie, qui a recours à des régressions *Recentered Influence Function (RIF)* (Firpo et al., 2009), est une généralisation de la procédure de Blinder-Oaxaca (Blinder, 1973 ; Oaxaca, 1973), mais elle peut être appliquée à tout paramètre de distribution autre que la moyenne, tels les quantiles ou le coefficient de Gini.

La méthode de décomposition de Blinder-Oaxaca permet de séparer l'évolution totale des inégalités de revenu des ménages en deux effets globaux. Le premier, que l'on désigne sous le nom d'*effet de composition*, concerne l'évolution globale de la distribution des caractéristiques observées des ménages (par exemple la proportion de ménages comptant un travailleur de sexe féminin) et le second est l'*effet de structure*, qui explique l'évolution globale de la rentabilité du travail féminin pour les ménages. Avec cette méthode, l'effet de structure inclut également l'évolution de la rentabilité de caractéristiques non observables. On peut l'exprimer ainsi :

$$\text{Décomposition de Blinder-Oaxaca : } \Delta\bar{Y} = \bar{X}_{t-1}(\hat{\beta}_t - \hat{\beta}_{t-1}) + \hat{\beta}_t(\bar{X}_t - \bar{X}_{t-1})$$

(structure des salaires) (composition)

Une fois que la décomposition globale a été réalisée, il est également possible de procéder à une décomposition plus détaillée, en subdivisant les effets de composition et les effets de structure en fonction de la contribution de chaque covariable. La décomposition de Blinder-Oaxaca présente une limite non négligeable : elle s'applique uniquement aux différences de moyennes. Si différentes méthodes ont été mises au point pour décomposer les statistiques de distribution générales au cours des 15 dernières années, Firpo et al. (2009) ont récemment proposé une nouvelle approche globale. Leur idée est d'employer la *Recentered Influence Function (RIF)* pour la statistique de distribution étudiée au lieu de la variable de résultat habituelle comme variable dépendante dans une régression. Considérons que la RIF ($y ; v$) est la fonction d'influence correspondant à un revenu observé y pour la statistique de distribution étudiée, $v(Fy)$. La RIF est définie comme $RIF(y ; v) = v(Fy) + IF(y ; v)$. L'espérance conditionnelle de la RIF ($y ; v$) peut être modélisée sous forme de fonction linéaire des variables explicatives,

$$E[RIF(Y ; v) | X] = X\gamma + \varepsilon$$

où les paramètres γ représentent l'effet marginal de X sur v , qui peut être estimé à l'aide des MCO. Une fois que la régression RIF a été estimée, les coefficients évalués peuvent être utilisés pour procéder à la décomposition détaillée de la même manière que dans la décomposition de Blinder-Oaxaca standard. Étant donné que les régressions RIF pour les statistiques de distribution autres que la moyenne sont rarement linéaires, Fortin

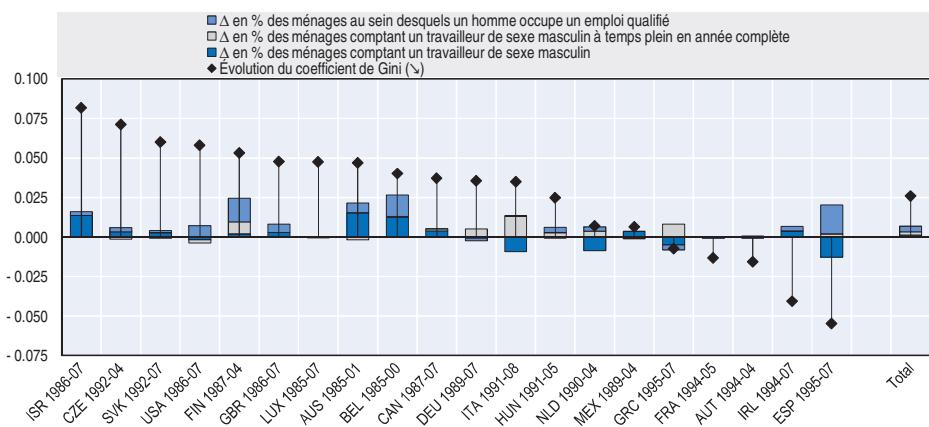
et al. (2010) suggèrent une procédure de repondération sur la régression RIF en répondant la distribution des caractéristiques (X) en période 1 pour avoir la même distribution qu'en période 0. Ainsi il est possible d'estimer d'abord les contrefactuels (X_{10}, γ_{10}) de la régression RIF ($Y_1; \gamma$) sur l'échantillon repondéré. Ensuite la décomposition repondérée détaillée est donc obtenue à l'aide des deux décompositions de Blinder-Oaxaca suivantes :

$$\begin{aligned}\hat{\Delta}_X &= (\bar{X}_1 - \bar{X}_{10})\hat{\gamma}_1 + \bar{X}_{10}(\hat{\gamma}_1 - \hat{\gamma}_{10}) = \hat{\Delta}_{X,p} + \hat{\Delta}_{X,e} \\ \hat{\Delta}_S &= \bar{X}_0(\hat{\gamma}_{10} - \hat{\gamma}_0) + (\bar{X}_{10} - \bar{X}_0)\hat{\gamma}_{10} = \hat{\Delta}_{S,p} + \hat{\Delta}_{S,e} \\ \hat{\Delta}_{Overall} &= \hat{\Delta}_{X,p} + \hat{\Delta}_{X,e} + \hat{\Delta}_{S,p} + \hat{\Delta}_{S,e}\end{aligned}$$

où l'effet de composition $\hat{\Delta}_X$ est divisé en un effet de composition pur $\hat{\Delta}_{X,p}$ et en erreur de spécification $\hat{\Delta}_{X,e}$; et de la même manière, l'effet de structure $\hat{\Delta}_S$ est la somme de l'effet de structure pur $\hat{\Delta}_{S,p}$ et de l'erreur de repondération $\hat{\Delta}_{S,e}$.

Dans nos exercices, nous utilisons cette procédure pour déterminer quel est le rôle des femmes dans le contexte de l'évolution dans le temps des inégalités de revenu entre les ménages¹. Les différences dans les coefficients de Gini entre deux périodes quelconques sont décomposées en effets de composition et effets de structure, tel qu'indiqué. Neuf groupes de covariables d'intérêt sont utilisés dans la décomposition : démographie, niveau d'instruction du chef de famille, structure du ménage, emploi (hommes et femmes), intensité de travail (hommes et femmes) et métier qualifié (hommes et femmes).² Nous mettons l'accent, en particulier, sur trois effets de composition dus à des modifications des caractéristiques de l'emploi des femmes. Il s'agit : 1) de la proportion de ménages dans lesquels la femme travaille, 2) de la proportion de ménages dans lesquels la femme travaille à temps plein et/ou l'année complète, et 3) la proportion de ménages dans lesquels la femme occupe un emploi qualifié. Les effets de composition dus à l'évolution de la situation des hommes au regard de l'emploi sont également examinés.

Graphique 5.A3.1. Effet de composition attribué aux caractéristiques du travail des hommes



Note : FT (full-time) : temps plein, FY (full year) : année complète.

Source : Calculs du Secrétariat de l'OCDE à partir de la Luxembourg Income Study (LIS).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208468>

Notes

1. Une commande *rifreg* du programme Stata (www.econ.ubc.ca/nfortin/hmpgfort.htm) est utilisée pour ajuster un modèle de régression de la *re-centered influence function (RIF)* de la statistique de distribution étudiée (dans ce cas le coefficient de Gini) de la distribution marginale du revenu disponible des ménages sur une série de variables explicatives. Puis une commande *oaxaca* du programme Stata standard est utilisée pour réaliser une décomposition de Blinder-Oaxaca en utilisant la RIF comme variable dépendante.
2. Les facteurs démographiques sont notamment l'âge du chef de famille, sa race et des variables muettes régionales ; l'emploi indique s'il y a un adulte occupé (homme/femme) au sein d'un ménage ; l'intensité de travail indique s'il y a un adulte (homme/femme) occupé à temps plein au sein du ménage ; le métier indique s'il y a un adulte exerçant un emploi qualifié au sein du ménage, qui correspond aux trois catégories du CITP à un chiffre (à savoir celle des directeurs, cadres de direction et gérants, celle des professions intellectuelles et scientifiques et celle des professions intermédiaires).

Chapitre 6

Les inégalités de patrimoine des ménages dans les pays de l'OCDE¹

Le présent chapitre décrit la distribution du patrimoine des ménages dans 18 pays de l'OCDE, à l'aide d'une base de données constituée selon un ensemble de conventions et de classifications communément admises. Les stocks de patrimoine des ménages et leur degré de concentration sont comparés d'un pays à l'autre. Cette analyse met en lumière les caractéristiques démographiques des ménages qui détiennent un patrimoine, la composition de leurs actifs, leurs dettes ainsi que le niveau de surendettement des ménages à revenu faible et intermédiaire. L'évolution de la distribution du patrimoine depuis le début de la crise est examinée dans un sous-ensemble de pays.

Les données statistiques concernant Israël sont fournies par et sous la responsabilité des autorités israéliennes compétentes. L'utilisation de ces données par l'OCDE est sans préjudice du statut des hauteurs du Golan, de Jérusalem-Est et des colonies de peuplement israéliennes en Cisjordanie aux termes du droit international.

6.1. Introduction et principaux résultats

Comme il a été précisé dans les chapitres précédents, la croissance économique observée pendant la reprise qui a fait suite à la crise de 2008 est restée plutôt modeste dans de nombreux pays de l'OCDE, tandis que les inégalités du revenu marchand se sont accrues. Le chapitre 2 a souligné que des inégalités de revenus élevées et souvent à la hausse ainsi qu'une mobilité sociale réduite pouvaient nuire à la croissance. Dans ce contexte, il reste à déterminer si une concentration plus forte du patrimoine des ménages accroît les inégalités de revenus et nuit davantage à la croissance à long terme. Répondre à cette question nécessite dans un premier temps l'examen des données disponibles sur la distribution du patrimoine des ménages². Le présent chapitre s'y attache par le biais d'un nouveau jeu de données (principalement issues d'enquêtes) collectées par l'OCDE et reposant sur un ensemble de conventions et de classifications approuvées d'un commun accord (OCDE, 2013).

Alors que les questions d'inégalité attirent de plus en plus l'attention des décideurs et des médias – comme en témoignent le débat qui a suivi la publication de l'ouvrage de Thomas Piketty, *Le capital au XXI^e siècle* (2014), et le très grand nombre d'études portant sur les inégalités dans la distribution du revenu des ménages – on dispose de beaucoup moins de données sur les inégalités dans la distribution du patrimoine des ménages, tant au sein même des pays qu'entre les pays. Le principal objectif de ce chapitre est de combler cette lacune et de fournir des informations comparables à l'appui de cette analyse. À cette fin, l'OCDE a collecté des données sur la distribution du patrimoine des ménages dans 18 pays de l'OCDE, qui viennent compléter les efforts déjà consentis dans ce domaine (OCDE, 2008)³.

Le présent chapitre est structuré comme suit. La section 6.2 récapitule les données sur les stocks de patrimoine des ménages dans les pays et leur degré de concentration ; cette section fournit également des données sur la distribution conjointe du revenu et du patrimoine des ménages, de manière à préciser dans quelle mesure le revenu et le patrimoine sont liés l'un à l'autre au niveau des ménages. La section 6.3 décrit les caractéristiques démographiques des ménages possédant un patrimoine. La section 6.4 concerne la composition de leurs actifs, et la section 6.5 porte sur la dette et le niveau d'endettement des ménages à revenu faible et intermédiaire, un facteur qui a joué un rôle critique de déclencheur de la crise dans de nombreux pays, et qui a contribué à la lenteur de la reprise depuis lors. La section 6.6 décrit l'évolution de la distribution du patrimoine depuis le début de la crise, et la section 6.7 propose une conclusion.

Les principales constatations de ce chapitre sont les suivantes :

- Le patrimoine des ménages est réparti de manière bien plus inégale que leur revenu, en raison de niveaux très élevés de concentration à l'extrême supérieure de la distribution du patrimoine. En moyenne dans les différents pays, les 10 % des ménages les plus riches détiennent la moitié du total du patrimoine, les 50 % suivants détiennent la presque totalité de l'autre moitié, tandis que les 40 % les moins riches détiennent un peu plus de 3 % du patrimoine.
- Les niveaux de patrimoine des ménages sont généralement plus élevés parmi les ménages dont le chef est plus instruit et âgé de 55 à 64 ans. Les actifs non financiers, et en particulier la résidence principale, constituent les principaux actifs pour la majorité des ménages, et sont moins équitablement répartis que les actifs financiers.

- Dans certains pays (comme la Norvège et les États-Unis), une grande partie des ménages ont un niveau d'endettement élevé, ce qui les expose à des risques considérables en cas de variation soudaine des prix des actifs, avec des implications pour la vulnérabilité du système économique dans son ensemble. Alors que la fréquence des dettes s'accroît avec le revenu des ménages, le surendettement est le plus élevé dans les groupes à revenu intermédiaire et dans les ménages dont le chef est jeune.
- La crise financière a renforcé les inégalités de patrimoine au sommet de la distribution dans quatre des six pays où des données sur les tendances sont disponibles : les États-Unis, le Royaume-Uni, les Pays-Bas et l'Italie. Les inégalités à l'extrême inférieure de la distribution ont augmenté dans cinq des six pays où les données sont disponibles. À plus long terme, l'augmentation des prix des actifs, en particulier des actifs financiers, par rapport aux prix à la consommation, a constitué le principal moteur de l'évolution du stock de patrimoine des ménages et de sa concentration.

6.2. La distribution du patrimoine des ménages dans les pays de l'OCDE

La présente section décrit les schémas de base de la distribution du patrimoine des ménages dans les pays de l'OCDE, sur la base de données collectées pour la *Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines* (voir l'encadré 6.1 et l'annexe 6.A1). La section compare dans l'ensemble des pays les niveaux de patrimoine moyen et médian des ménages, plusieurs indicateurs de la concentration du patrimoine, et l'association entre la distribution des revenus et celle du patrimoine.

Encadré 6.1. La Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines

Les données incluses dans ce chapitre ont été collectées par l'OCDE et sont accessibles aux utilisateurs sur la plateforme de diffusion OECD.Stat. Les estimations faisant référence à l'année la plus récente sont actuellement disponibles pour 18 pays de l'OCDE, et celles renvoyant à plus d'un an en arrière sont disponibles pour six d'entre eux. Pour sept pays, les estimations ont été obtenues par le biais d'un questionnaire complété par les points de contact nationaux dans les bureaux et organismes de statistique (par exemple les banques centrales) qui collectent régulièrement des informations microéconomiques sur la distribution du patrimoine des ménages ; parmi ces sept pays, les estimations pour l'Australie, le Canada, la Corée, le Royaume-Uni (Grande-Bretagne) et les États-Unis reposent sur des enquêtes consacrées au patrimoine des ménages, tandis que celles pour les Pays-Bas et la Norvège reposent sur des données administratives et fiscales. Pour 11 pays, (les participants à l'enquête de l'Eurosystème sur le patrimoine et la consommation des ménages – Eurosystem Household Finance and Consumption Survey – HFCS), les estimations pour la dernière année disponible ont été calculées par l'OCDE à partir du fichier à usage public fourni par la Banque centrale européenne (complété, dans le cas de l'Italie et des Pays-Bas, par des estimations des années précédentes, fournies par les points de contact nationaux). Cette collecte de données de l'OCDE poursuit les efforts précédemment engagés par la Luxembourg Wealth Study (Sierminski et al., 2006) et par la Banque centrale européenne (2013) visant à fournir des indicateurs davantage comparables de la distribution du patrimoine des ménages.

Les données utilisées dans ce chapitre présentent les caractéristiques suivantes :

- Elles font référence à la distribution des actifs financiers et non financiers et des passifs entre les ménages (plutôt qu'entre les individus ou les adultes), sans ajustement pour refléter les différences dans la taille des ménages (ce qui est conventionnellement le cas pour l'analyse de la distribution des revenus des ménages). Elles font également référence aux actifs et passifs détenus par les ménages privés résidant dans le pays. La définition d'un « ménage » peut varier d'un pays à l'autre (la plupart des pays participant à l'HFCS se basent sur une définition relativement restreinte, reposant sur l'interdépendance financière des membres du ménage).

Encadré 6.1. La Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines

- Les actifs et les passifs sont répertoriés de manière uniforme dans les pays, sur la base de la nomenclature proposée par le document *OECD Guidelines for Micro-Statistics on Household Wealth* (OCDE, 2013a). Cette nomenclature distingue cinq catégories d'actifs non financiers, huit catégories d'actifs financiers, et trois catégories de passifs financiers. Parmi les actifs financiers, les participations détenues sous la forme de « régimes de pension en lien avec un emploi » sont considérées comme une catégorie distincte : les données relatives à cette catégorie sont décrites dans l'encadré 6.3, tandis que celles présentées ailleurs dans ce chapitre renvoient à une définition plus stricte du patrimoine des ménages qui exclut ces actifs du total.
- Des informations sont recueillies sur le patrimoine net des ménages ventilé selon la situation en matière de logement (trois types de ménage), l'âge de la personne de référence du ménage (six groupes), le nombre de membres du ménage (cinq groupes), le type de ménage (six groupes), le niveau d'instruction de la personne de référence (quatre groupes), la principale source de revenu (cinq groupes), ainsi que par quintile de patrimoine et de revenu (avec des ventilations supplémentaires pour les tranches supérieures (10 %, 5 % et 1 %) de la distribution. Des informations sont également collectées sur la part des ménages détenant divers types d'actifs et de passifs ; sur la valeur moyenne de ces actifs et passifs ; sur la distribution conjointe du patrimoine et du revenu des ménages au sein des différents quintiles de ménages ; et sur l'importance du surendettement au sein des ménages (sur la base de deux indicateurs du surendettement).

En dépit des efforts déployés pour garantir des classifications et des traitements communs dans les différents pays, les microdonnées présentées dans ce chapitre sont marquées par certaines disparités qui limitent leur comparabilité. Les trois suivantes font partie des plus importantes :

- Des différences concernant l'année de collecte des données (entre 2010 et 2013, pour l'observation la plus récente), et la période précise de collecte au cours de l'année. Ces différences sont importantes, car les prix des actifs ont fortement fluctué ces derniers temps, et ceci affecte la valeur du patrimoine net rapportée ici. Même si les données pour l'année la plus récente présentée sont toutes exprimées en prix constants de 2005, cela n'élimine pas cette source d'hétérogénéité.
- Des différences dans le degré de suréchantillonnage des ménages riches dans les pays*. Ces différences (qui vont de l'absence de suréchantillonnage en Australie et au Canada, à un suréchantillonnage important aux États-Unis et en Espagne) ont des répercussions pour les comparaisons internationales sur les niveaux mais également sur le patrimoine des ménages car, dans tous les pays, la plus grande partie de ce patrimoine est généralement détenue par les ménages les plus riches.
- Le patrimoine-retraite sous la forme de droits à la sécurité sociale et les régimes de retraite professionnelle à prestations définies ne sont pas inclus dans les principales mesures du patrimoine utilisées dans ce chapitre. (Les estimations par modélisation du futur patrimoine-retraite issu de sources publiques et privées obligatoires sont présentées dans l'annexe 6.A3).

Plus généralement, il convient de souligner que toutes les sources d'information sur le patrimoine des ménages présentent leurs propres limites (décris dans les annexes au présent chapitre). À mesure que les bureaux et organismes de statistique collectant les données sur le patrimoine prennent conscience des différences dans leurs pratiques en matière d'enquête et des répercussions de ces différences sur les comparaisons internationales, il est souhaitable que le processus de convergence des pratiques statistiques soit renforcé, en particulier avec la généralisation de la mise en œuvre des directives de l'OCDE (OCDE, 2013a).

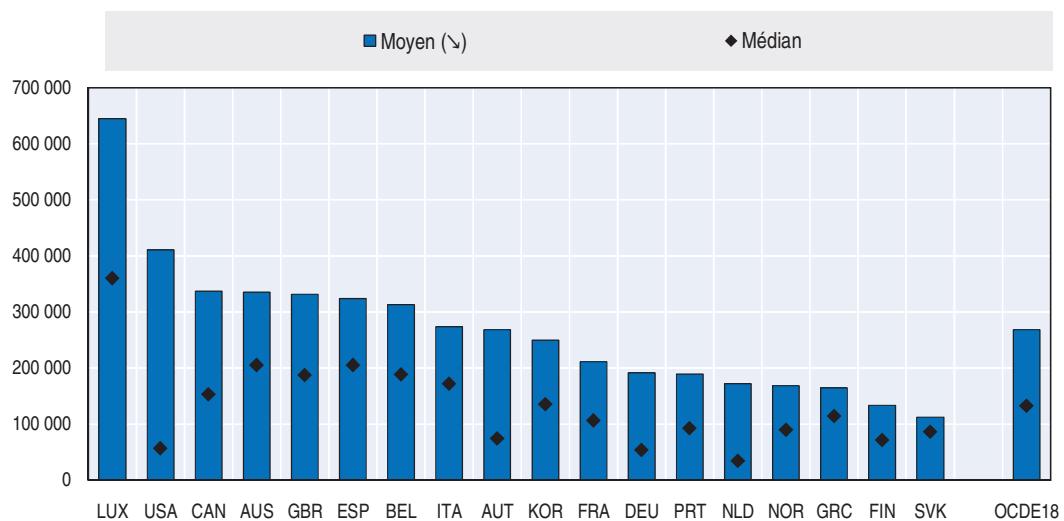
* Une mesure du degré de suréchantillonnage des ménages riches est présentée dans le tableau 6.A1.1 ; elle est calculée comme étant la différence entre la part des ménages riches dans l'échantillon et leur part dans la population.

Niveaux de patrimoine des ménages dans les pays

Les niveaux de patrimoine des ménages sont décrits dans le graphique 6.1 à l'aide d'indicateurs du patrimoine net moyen et médian par ménage. Les niveaux moyens de patrimoine les plus élevés sont observés au Luxembourg, aux États-Unis, au Canada, en Australie, au Royaume-Uni et en Espagne, tandis que la République slovaque, la Finlande, la Grèce, la Norvège et les Pays-Bas enregistrent les niveaux les plus bas. Le patrimoine net du ménage médian peut être considéré comme plus représentatif des conditions du ménage typique, et est moins affecté par les mesures inexactes du patrimoine au sommet de la distribution⁴. Passer du patrimoine net moyen à médian ne modifie pas énormément le classement des pays (la corrélation entre les deux variables est égale à 0.79) mais cela entraîne des différences considérables de classement pour les États-Unis, l'Autriche et l'Allemagne : les États-Unis passent de la deuxième place en termes de patrimoine net moyen à la seconde place en termes de patrimoine net médian, alors que l'Allemagne est placée à la douzième et à la dix-septième place et l'Autriche à la neuvième et à la quatorzième place, ce qui suggère que le patrimoine net est inégalement distribué dans ces pays (voir ci-dessous)⁵.

Graphique 6.1. Patrimoine net moyen et médian par ménage selon les microdonnées

2010 ou dernière année disponible, valeurs en USD de 2005



Note : Les montants du patrimoine sont exprimés en USD de 2005, dans un premier temps en exprimant les valeurs en prix de la même année (2005) à l'aide des indices de prix à la consommation, et ensuite en convertissant les valeurs nationales en une monnaie commune en utilisant les parités de pouvoir d'achat pour la consommation des ménages.

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208474>

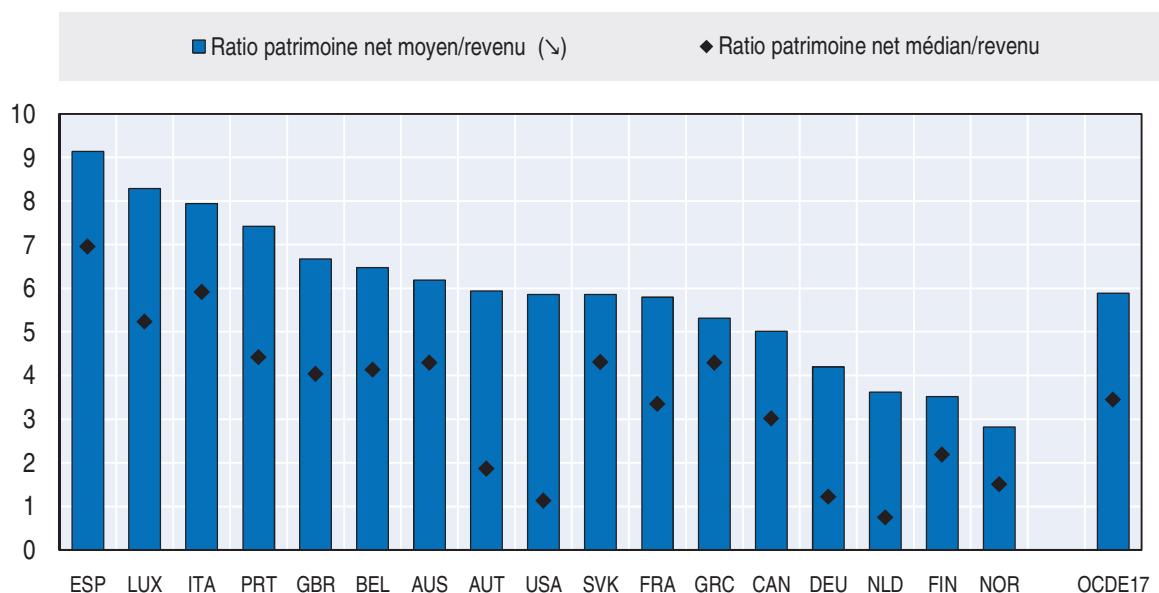
Le patrimoine des ménages peut en outre s'exprimer en termes relatifs en observant les valeurs exprimées en tant que multiple du revenu des ménages. Cette mesure correspond intuitivement au nombre d'années durant lesquelles un ménage pourrait maintenir son niveau de vie (tel que mesuré par ses revenus) à l'avenir en s'appuyant sur le patrimoine qu'il a accumulé⁶. Sur la base de cette mesure, le stock de patrimoine net varie entre trois et neuf fois la valeur des revenus des ménages en moyenne (des estimations similaires sont données par Brzozowki et al., 2010 ; Domeij et Floden, 2010 ; Fuchs-Schündeln et al., 2010 ; Jappelli et Pistaferri, 2010 ; Landais et al., 2011 ; Maestri

et al., 2014). Une comparaison des graphiques 6.1 et 6.2 montre que le classement des pays ne change pas radicalement pour la plupart des pays, que l'on prenne en compte le patrimoine net moyen absolu ou relatif⁷. De même, prendre en compte le patrimoine net médian relatif plutôt qu'absolu ne modifie pas radicalement le classement des pays⁸.

Le graphique 6.3 présente le patrimoine net moyen par ménage tel que mesuré à partir du questionnaire de l'OCDE axé sur des microdonnées utilisé pour ce chapitre et dans les statistiques des comptes nationaux portant sur les bilans des ménages⁹. Pour comparer les deux sources, il est essentiel que les mêmes types d'actifs et de passifs soient pris en compte dans ces dernières. Toutefois, dans 13 des 18 pays de l'OCDE concernés par ce chapitre, les statistiques de l'OCDE sur les comptes nationaux sur les actifs non financiers des ménages n'intègrent pas la valeur foncière, qui représente environ 50 % des actifs non financiers dans les cinq autres pays de l'OCDE où ces données sont disponibles¹⁰. Les valeurs du SCN présentées dans le graphique 6.3 reposent sur des estimations de la valeur foncière provenant de la Banque centrale européenne (2013) et des montants indiqués dans les bilans des ménages pour les autres pays. En revanche, la valeur des véhicules et autres biens de consommation durables est exclue des mesures basées sur des microdonnées des actifs non financiers car elle n'est pas considérée comme faisant partie du patrimoine des ménages dans les comptes nationaux.

Graphique 6.2. Patrimoine net moyen et médian par rapport au revenu des ménages

2010 ou dernière année disponible, valeurs en USD de 2005



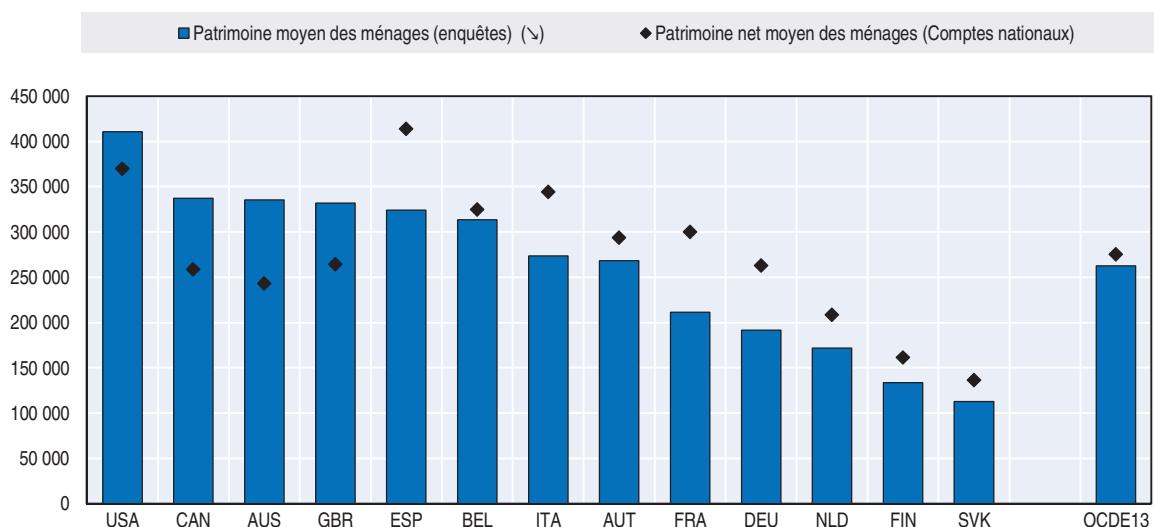
Note : Le ratio du patrimoine net moyen est calculé en divisant le patrimoine net moyen par le revenu brut moyen. Le ratio du patrimoine médian au revenu renvoie au patrimoine net médian divisé par le revenu brut moyen du troisième quintile de patrimoine net, qui constitue une mesure supplémentaire pratique pour le revenu des ménages disposant du patrimoine médian. Les données sur le revenu des ménages pour la Corée ne sont pas disponibles.

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208485>

Graphique 6.3. Patrimoine net par ménage selon les microdonnées et les comptes nationaux

2010 ou dernière année disponible, valeurs en USD de 2005



Note : Les montants du patrimoine sont exprimés en USD de 2005 : dans un premier temps ils sont exprimés en prix de la même année (2005) à l'aide des indices de prix à la consommation, et ensuite les valeurs nationales sont converties en une monnaie commune en utilisant les parités de pouvoir d'achat pour la consommation des ménages. Pour les 13 pays de l'OCDE présentés, les estimations de la valeur foncière sont incluses dans la mesure du patrimoine des Comptes nationaux, tandis que les estimations de la valeur des biens de consommation (véhicules et autres) sont exclues.

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines ; Base de données des Comptes nationaux des pays de l'OCDE ; et Banque centrale européenne (2013), « The Eurosystem Household Finance and Consumption Survey: Results from the First Wave », Statistics Paper Series, vol. 2, avril.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208495>

Globalement, le graphique 6.3 montre que, pour les 13 pays pour lesquels des données comparables sont disponibles, les valeurs du patrimoine moyen des ménages rapportées par les deux sources sont relativement similaires (en moyenne, le patrimoine net par ménage est de 275 000 USD lorsqu'elle est mesurée dans le SCN, et de 263 000 USD avec les microdonnées). Ces résultats sont cohérents avec ceux obtenus par la Banque centrale européenne (2013) et Fesseau et al. (2013). Cette comparaison est cependant approximative, car d'autres facteurs que ceux pouvant être corrigés affectent les comparaisons entre les totaux aux niveaux macro et micro présentés dans le graphique 6.3¹¹.

Si l'on considère l'ensemble des 17 pays de l'OCDE décrits dans le tableau 6.1, le patrimoine net tel que mesuré à partir de sources de microdonnées se situe également 10 % en dessous des estimations du SCN. Ceci reflète principalement la sous-estimation des actifs financiers dans les sources de microdonnées. Les passifs semblent également sous-estimés dans les microdonnées, mais cet effet n'est pas assez grand pour compenser le premier. Dans les pays pour lesquels les données sont disponibles, les estimations des actifs non financiers semblent globalement cohérentes d'une source à l'autre.

Tableau 6.1. Rapports des actifs et des passifs des ménages entre sources micro et comptes nationaux

2010 ou dernière année disponible, valeurs en USD de 2005

	Actifs non financiers	Actifs financiers	Passifs	Patrimoine net
Australie	1.0	..	0.7	1.4
Autriche	1.1*	0.4*	0.4*	0.9*
Belgique	1.2*	0.6*	0.8*	0.9*
Canada	1.3	0.9	0.6	1.3
Finlande	1.0*	0.4*	0.9*	0.8*
France	0.7	0.8	0.5	0.7
Allemagne	0.8*	0.4*	0.7*	0.7*
Grèce	..	0.3	0.3	..
Italie	1.0*	0.2*	0.4*	0.8*
Luxembourg	..	0.4	0.7	..
Pays-Bas	0.8	0.8	1.0	0.8
Norvège	..	1.0	1.0	..
Portugal	..	0.5	0.4	..
République slovaque	0.8*	0.4*	0.4*	0.8*
Espagne	0.8*	0.4*	0.6*	0.8*
Royaume-Uni	1.2	0.7	0.7	1.2
États-Unis	1.1	1.0	0.9	1.1
OCDE17	1.0	0.6	0.6	0.9

Note : « .. » signifie que les données ne sont pas disponibles. « * » signale des données provenant de la Banque centrale européenne (2013). Les données du SCN sur les actifs financiers excluent l'assurance-vie volontaire et les pensions privées et ne sont pas disponibles pour la Corée.

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines et Banque centrale européenne (2013).

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933209053>

Plusieurs facteurs peuvent expliquer les différences de niveau du patrimoine des ménages entre les pays, notamment des facteurs démographiques (à savoir la structure par âge de la population), le niveau du taux d'épargne ainsi que l'évolution des prix des actifs par rapport aux prix à la consommation. Concernant les facteurs démographiques, Cowell (2013) conclut que, d'après les données issues de la *Luxembourg Wealth Study* (www.lisdatacenter.org/our-data/lws-database/), les différences entre pays dans la distribution du patrimoine en Finlande, Italie, Suède, Royaume-Uni et États-Unis ne peuvent s'expliquer par des différences d'âge, de situation professionnelle, de structure des ménages, de niveau d'instruction ou de revenu : les auteurs ont calculé la distribution du patrimoine qui prévaudrait si ces pays affichaient la même distribution de la population selon plusieurs caractéristiques, et ont trouvé un classement similaire des pays en termes de patrimoine net. Maestri et al. (2014) confirment également ces résultats.

Le tableau 6.2 met en lumière le rôle joué par les prix des actifs et le taux d'épargne. Il montre le taux de croissance moyen du prix des logements et des actions cotées (exprimés en prix réels à partir du déflateur de la consommation privée) sur la plus longue période possible pour chaque pays, ainsi que le taux d'épargne nationale et le taux d'épargne des ménages (qui est plus pertinent pour l'analyse mais est généralement disponible pour une période moins étendue). Sur la base de ces données, le graphique 6.4 souligne une corrélation positive importante entre le patrimoine net médian des ménages et le taux de hausse annuel du prix des logements sur la période couverte par le tableau 6.2. Ceci suggère que l'appréciation rapide des prix de l'immobilier par rapport aux prix à la consommation en Australie, en Belgique, au Canada, en Espagne et au Royaume-Uni a constitué un facteur clé menant à un patrimoine médian plus élevé que celui d'autres pays de l'OCDE. La Norvège est le seul pays où l'accroissement rapide du

prix des logements ne s'est pas traduit par un patrimoine net médian plus élevé, peut-être en raison d'un taux d'épargne des ménages relativement plus bas¹². Inversement, le patrimoine net est relativement élevé en Italie en dépit de la chute récente du prix des logements et du cours des actions, ce qui témoigne du taux élevé d'épargne et de propriété foncière des ménages (Jappelli et Pistaferrri, 2000). Aucune corrélation significative n'apparaît entre la croissance réelle du prix des actifs, le taux d'épargne national ou des ménages et les indicateurs du patrimoine médian.

Tableau 6.2. Taux de progression du prix des actifs et du taux d'épargne, 1970-2012 et 2000-13

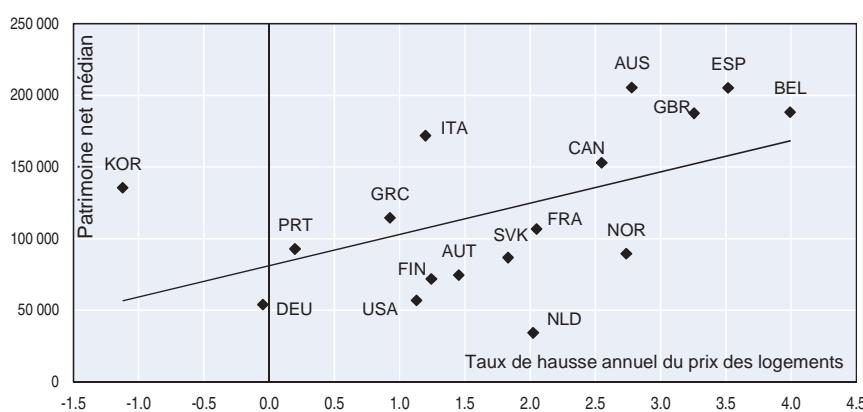
	Période	Taux de hausse annuel du prix réel		Taux d'épargne national	Taux d'épargne des ménages	
		Logements	Actions		Moyenne	Période
Australie	1970-2012	2.8	0.3	9.4	9.4	1970-2012
Autriche	2000-2013	1.5	3.3	11.3	9.4	1995-2012
Belgique	1986-2013	4.0	3.0	10.8	12.1	1995-2012
Canada	1970-2013	2.5	2.0	7.3	7.6	1981-2013
Finlande	1970-2013	1.2	4.5	10.8	1.4	1995-2012
France	1970-2013	2.0	1.9	7.1	11.5	1978-2012
Allemagne	1970-2013	0.0	2.2	9.7	10.5	1995-2012
Grèce	1997-2013	0.9	-5.3	-3.4	-5.4	2005-2012
Italie	1970-2013	1.2	-1.9	7.8	11.7	1990-2013
Corée	1986-2012	-1.1	3.5	20.4	4.4	2010-2013
Luxembourg	2007-2013	1.5	-15.7	3.4	10.0	2006-2012
Pays-Bas	1970-2013	2.0	1.6	14.1	9.7	1990-2012
Norvège	1986-2013	2.7	7.1	18.0	4.2	1978-2013
Portugal	1988-2013	0.2	0.6	6.7	3.0	1995-2013
République slovaque	2005-2013	1.8	-13.0	2.8	4.0	1995-2008
Espagne	1987-2013	3.5	4.5	9.8	6.3	2000-2012
Royaume-Uni	1970-2013	3.3	1.7	4.2	1.9	1990-2012
Etats-Unis	1970-2012	1.1	3.0	5.8	8.1	1970-2012

Source : Base de données statistiques de l'OCDE sur les comptes nationaux (2014).

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933209066>

Graphique 6.4. Patrimoine net médian et évolution du prix des logements

2010 ou dernière année disponible, valeurs en USD de 2005



Note : Le patrimoine net médian est exprimé en USD de 2005 ; l'évolution du prix des logements est mesurée à l'aide du taux d'augmentation annuel du prix des logements sur la période 1970-2013 pour la plupart des pays (se référer au tableau 6.2 pour les périodes correspondantes).

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines et Base de données statistiques de l'OCDE sur les comptes nationaux, 2014.

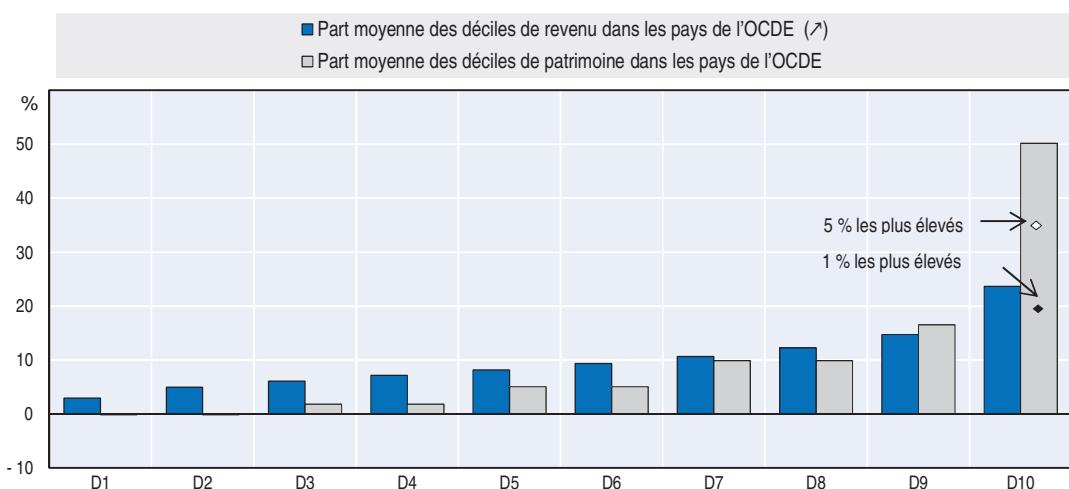
StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208505>

Les inégalités de patrimoine selon les pays

Dans tous les pays de l'OCDE, la distribution du patrimoine est bien plus concentrée au sommet que ne l'est la distribution des revenus, et elle est de ce fait bien plus inégale. Le graphique 6.5 présente la part moyenne du patrimoine et du revenu disponible des ménages pour chaque décile de la distribution respective, dans les 18 pays de l'OCDE pour lesquels les deux données sont disponibles¹³. En moyenne, le décile supérieur de la distribution du revenu disponible des ménages représente environ 25 % du total du revenu des ménages, tandis que le décile supérieur représente environ 50 % de la distribution du patrimoine des ménages. La part du patrimoine du centile supérieur de la distribution du patrimoine est presque aussi importante que la part de revenu du décile supérieur de la distribution du revenu.

Graphique 6.5. Distribution du revenu disponible des ménages et du patrimoine net selon les déciles

Moyenne des 18 pays de l'OCDE, 2012 ou dernière année disponible



Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines et Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208517>

D'autres études constatent également que les inégalités de patrimoine sont bien plus importantes que les inégalités de revenus. Maestri et al. (2014) ont par exemple calculé que les indices de Gini pour la distribution du patrimoine se situaient entre 0.55 et 0.80. Toutefois, cet indice d'inégalité n'est pas bien adapté à l'étude de la distribution du patrimoine en raison de l'importante partie des ménages affichant un patrimoine nul ou négatif ; dans ces circonstances l'indice de Gini n'est plus limité à 1 (Amiel et al., 1996 ; Cowell, 2013). En outre, Morrisson et Murtin (2013) révèlent que le pourcentage de personnes avec un résultat nul (par exemple le patrimoine dans ce contexte) a une forte influence sur le niveau de l'indice de Gini, ce qui complique l'interprétation des différences entre pays ou des évolutions des inégalités dans le temps. En pratique, le tableau 6.3 montre que dans sept pays parmi ceux analysés, le premier quintile de la distribution du patrimoine présente un patrimoine négatif.

Tableau 6.3. Indicateurs utilisés pour la distribution du patrimoine net des ménages

2010 ou dernière année disponible, valeurs en USD de 2005

Patrimoine net des ménages, 2010 ou dernière année disponible										
	Moyenne	Médiane	Quintile inférieur	Moyenne des trois quintiles du milieu	Quintile supérieur	10 % des plus riches	5 % des plus riches	1 % des plus riches	Ratio (patrimoine des 5 % des plus riches - patrimoine médian)/médiane	Ratio (patrimoine médian - quintile inférieur)/médiane
Australie	335 299	205 404	8 398	210 963	1 035 640	1 507 217	2 158 015	4 461 272	9.5	1.0
Autriche	268 275	74 466	-7 578	106 874	1 051 613	1 684 393	2 659 268	6 560 503	34.7	1.1
Belgique	313 517	188 149	2 767	213 541	1 014 312	1 461 306	2 083 538	4 181 874	10.1	1.0
Canada	337 238	152 818	4 906	177 999	1 147 721	1 697 591	2 461 392	5 219 761	15.1	1.0
Finlande	133 468	71 762	-7 636	82 060	440 670	611 660	831 889	1 685 064	10.6	1.1
France	211 330	106 497	-868	125 263	778 342	1 152 393	1 686 153	4 145 304	14.8	1.0
Allemagne	191 554	53 896	-4 870	82 680	782 676	1 214 445	1 874 432	5 033 122	33.8	1.1
Grèce	164 734	114 377	2 579	118 902	470 332	643 987	850 460	1 405 733	6.4	1.0
Italie	273 583	171 794	5 495	175 075	851 654	1 239 524	1 772 755	3 954 572	9.3	1.0
Corée	249 698	135 334	4 178	153 624	783 330	1.0
Luxembourg	644 850	360 251	2 125	366 654	2 208 512	3 403 744	5 325 290	14 800 000	13.8	1.0
Pays-Bas	172 004	34 194	-28 495	70 460	677 137	1 024 772	1 534 568	4 105 305	43.9	1.8
Norvège	168 740	89 449	-43 260	100 325	586 002	845 275	1 221 517	3 124 719	12.7	1.5
Portugal	189 213	92 699	1 090	102 344	652 251	1 012 934	1 569 351	4 095 892	15.9	1.0
République slovaque	112 608	86 642	18 470	90 820	278 106	374 125	498 284	902 533	4.8	0.8
Espagne	324 087	205 238	10 422	217 442	987 304	1 434 765	2 049 090	5 003 514	9.0	0.9
Royaume-Uni	331 722	187 380	8 935	199 419	1 051 419	1 544 346	2 267 314	5 789 661	11.1	1.0
États-Unis	411 044	56 724	-19 059	87 430	1 811 626	3 138 331	5 199 815	15 043 278	90.7	1.3
OCDE18	268 498	132 615	-2 356	148 993	922 703	1 411 224	2 120 184	4 654 302	20.4	1.1

Note : « .. » signifie que les données ne sont pas disponibles. Les valeurs sont exprimées en USD de 2005 sur la base des parités de pouvoir d'achat et des indices des prix à la consommation.

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933209076>

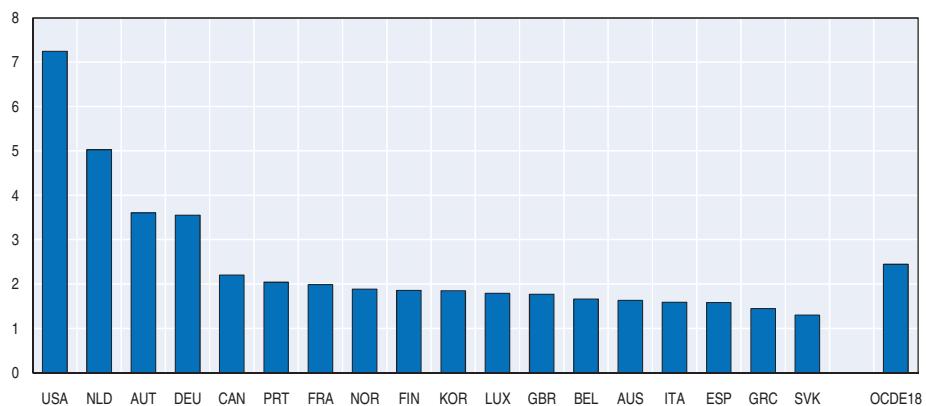
Un indicateur plus pratique, quoique partiel, des inégalités de patrimoine au sein des pays est le rapport entre le patrimoine net moyen et médian. Comme le montre le graphique 6.6, le patrimoine net moyen est 2.5 fois plus important que le patrimoine net médian dans les 18 pays de l'OCDE couverts dans ce chapitre ; le rapport entre les deux mesures est supérieur à 7 aux États-Unis, d'environ 5 aux Pays-Bas, quatre en Allemagne et en Autriche, et proche de deux dans la plupart des autres pays de l'OCDE. Ces chiffres sont à rapprocher des valeurs proches de 1.2 pour le revenu des ménages dans la plupart des pays de l'OCDE (1.1 dans les pays nordiques, 1.3 aux États-Unis).

Pour compléter la mesure des inégalités pour la totalité de la distribution présentée ci-dessus, il est intéressant de prendre en compte les mesures des inégalités dans les parties inférieure et supérieure de la distribution du patrimoine. Dans le tableau 6.3, les inégalités dans la moitié supérieure de la distribution du patrimoine sont mesurées par la différence de patrimoine entre les 5 % les plus riches et le ménage médian, en proportion du patrimoine médian ; cette différence relative est, en moyenne, égale à 20 dans les 18 pays de l'OCDE, mais est bien supérieure aux États-Unis, aux Pays-Bas, en Autriche et en Allemagne (avec des rapports de, respectivement, 91, 44, 35 et 34)¹⁴. Ainsi, le plus haut niveau d'inégalité observé dans ces quatre pays est principalement dû à une forte concentration du patrimoine au sommet de la distribution. Inversement, la différence relative entre le patrimoine du ménage médian et le patrimoine moyen des ménages dans le quintile inférieur de la distribution concentre les inégalités dans la partie inférieure de la distribution. En moyenne, ce rapport est égal à 1.1, environ un vingtième de la

différence relative entre les 5 % supérieurs et le ménage médian. Ainsi, les inégalités à l'extrême inférieure de la distribution sont beaucoup moins importantes que celles observées au sommet, telles que mesurées par ces différences relatives de patrimoine. Les inégalités dans la moitié inférieure de la distribution sont les plus importantes, par ordre décroissant, aux Pays-Bas, en Norvège et aux États-Unis.

Graphique 6.6. Rapport entre le patrimoine net moyen et médian par ménage selon des données d'enquête

2010 ou dernière année disponible



Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines.

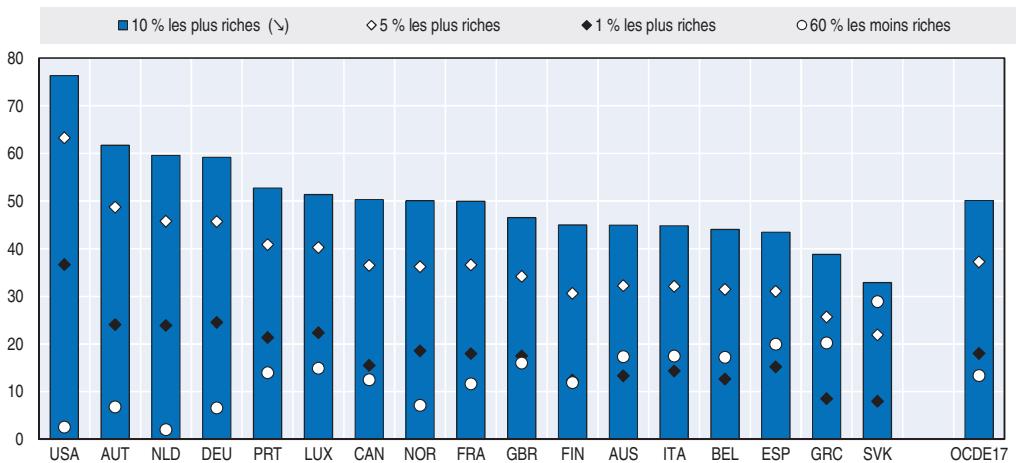
StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208523>

Le tableau 6.3 présente également les valeurs absolues de patrimoine au sommet de la distribution dans les différents pays. Pour les 10 et 1 % des ménages les plus riches, les niveaux de patrimoine les plus élevés sont observés aux États-Unis, au Luxembourg et en Autriche. Le graphique 6.7 présente la part du patrimoine des percentiles supérieurs dans la distribution du patrimoine. En moyenne, dans les 17 pays concernés, les 10, 5 et 1 % les plus riches possèdent respectivement 50, 37 et 18 % du patrimoine total des ménages. En comparaison, les 60 % inférieurs de la distribution ne possèdent en moyenne que 13 % du patrimoine total des ménages. Selon ces dernières mesures, le patrimoine est la plus concentré au sommet de la distribution aux États-Unis, en Autriche, aux Pays-Bas et en Allemagne. Dans certains pays, ces mesures sous-estiment probablement la part du patrimoine des ménages très riches, car d'autres études rapportent des chiffres plus élevés pour les percentiles supérieurs, mais elles n'utilisent pas nécessairement la même définition du patrimoine des ménages (encadré 6.2).

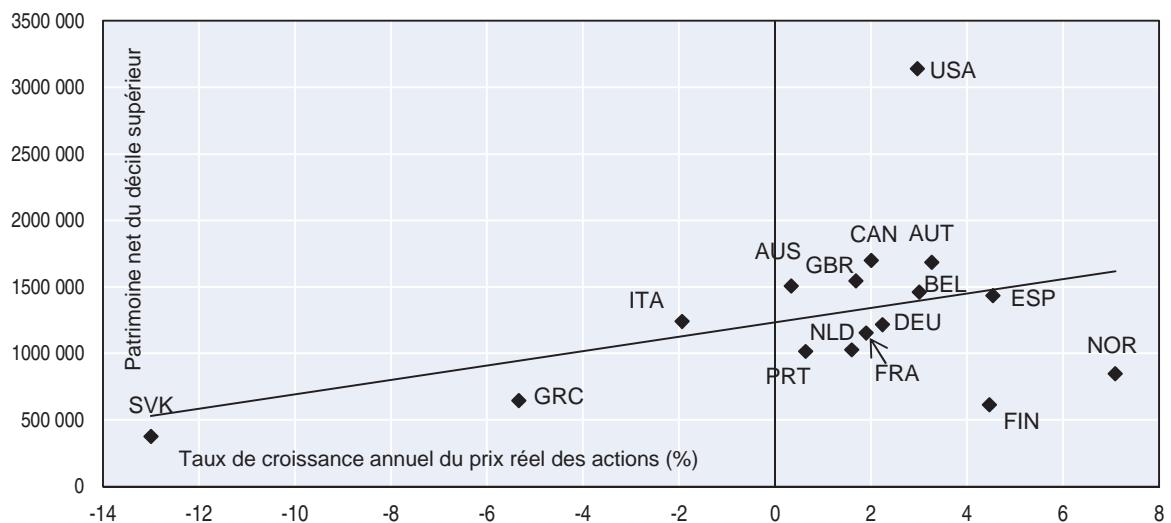
La détention d'actifs financiers occupe une grande place parmi les facteurs qui influent fortement sur les inégalités de patrimoine, et plus particulièrement la concentration du patrimoine au sommet. Comme l'indique le graphique 6.8, l'appréciation réelle des cours des actions est associée à une part relativement plus importante du patrimoine pour les 10 % supérieurs, et un lien similaire existe pour les 1 et 5 % supérieurs¹⁵. Ceci laisse penser que l'augmentation des prix des actifs financiers a contribué à la hausse des inégalités de patrimoine et à la concentration au sommet de la distribution. Les données présentées ici ne permettent cependant que de saisir partiellement le rebond des prix des actifs depuis la fin de la récession.

Graphique 6.7. Part de patrimoine des centiles supérieurs de la distribution du patrimoine net

2010 ou dernière année disponible

*Note : Les 60 % les moins riches renvoient à la part des quintiles I, II et III dans le patrimoine total.**Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines.**StatLink* <http://dx.doi.org/10.1787/888933208539>**Graphique 6.8. Patrimoine net du décile supérieur et taux de croissance annuel des cours réels des actions**

2010 ou dernière année disponible

*Note : Le patrimoine net moyen pour les 10 % supérieurs de la distribution est exprimé en USD de 2005 et le taux de progression du cours des actions concerne la période 1970-2012.**Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines et Base de données statistiques de l'OCDE sur les comptes nationaux, 2014.**StatLink* <http://dx.doi.org/10.1787/888933208541>

Encadré 6.2. Parts des ménages les plus riches dans les études économiques

Plusieurs études récentes sur le patrimoine des ménages – reposant sur différents indicateurs, unités d'analyse, sources de données et concepts de patrimoine – suggèrent un niveau plus important de concentration des patrimoines au sommet de la distribution que ce qui est observé à l'aide des données collectées par l'OCDE et présentées dans ce chapitre. Le tableau ci-dessous récapitule les informations disponibles sur la part de patrimoine du décile et du centile supérieurs (ainsi que le patrimoine net moyen) fournies par les rapports du Crédit Suisse (2010, 2011, 2012, 2013, 2014), Piketty (2014) et Vermeulen (2014).

L'étude de Piketty présente des séries chronologiques remontant jusqu'au XIXe siècle sur le niveau et la distribution du patrimoine privé. Les données sur la part de patrimoine détenue par les 1 % et les 10 % les plus riches existent depuis 1810 et concernent la France, la Grande-Bretagne, la Suède et les États-Unis. Les estimations de Piketty de cette part reposent généralement sur des données administratives, comme les déclarations d'impôt en France, et les déclarations de succession en Grande-Bretagne. Pour ces deux pays, les estimations de la part de patrimoine des 1 % et 10 % les plus riches rapportées par Piketty sont légèrement inférieures à celles présentées dans ce chapitre, ce qui est dû, entre autres, à l'intégration du patrimoine-retraite détenu dans les fonds de pension professionnels dans l'analyse de Piketty. Pour les États-Unis, les données font référence à l'enquête SCF, qui est également la source utilisée dans ce chapitre, et de ce fait les deux estimations sont relativement proches.

Il est intrinsèquement difficile de mesurer le patrimoine au sommet de la distribution du patrimoine en utilisant des enquêtes sur les ménages, car les plus riches sous-déclarent généralement leur patrimoine. En outre, les enquêtes sur les ménages pâtissent de degrés variés de non-réponse, et ce biais est particulièrement important lorsqu'il s'agit des 1 % supérieurs de la distribution (Vermeulen, 2014). La combinaison de la sous-déclaration et du sous-échantillonnage (ou de non-réponse des unités) tend à réduire le degré de concentration mesuré au sommet de la distribution. Pour remédier à ce problème, Vermeulen a eu recours au même type d'extrapolation utilisé par Piketty et le Crédit Suisse, en supposant que la distribution pour les 1 % au sommet suit une distribution de Pareto, avec une queue de distribution longue à droite. Pour les pays couverts par les trois études, les estimations de la part de patrimoine des 1 % au sommet sont proches, mais au-dessus de celles rapportées dans ce chapitre.

Le biais de sous-échantillonnage est pris en compte dans 14 des 18 pays de l'OCDE couverts dans ce chapitre, car les ménages du décile supérieur sont en général suréchantillonnes dans les enquêtes sur le patrimoine (et 11 pays suréchantillonnent le centile supérieur, voir le tableau 6.A1.1). Ceci accroît la possibilité que le degré de concentration de richesse mesuré au sommet ne fasse que refléter les caractéristiques de conception des enquêtes. Pour évaluer l'influence du suréchantillonnage sur la concentration du patrimoine, le graphique ci-dessous permet d'établir la relation entre les parts de patrimoine du décile supérieur (partie de gauche) et du centile supérieur (partie de droite) et le degré de suréchantillonnage. Aucune corrélation significative n'est apparue en ce qui concerne le décile supérieur, et la corrélation positive observée pour le centile supérieur disparaît lorsque les États-Unis sont exclus de l'échantillon. Ces résultats suggèrent que les différentes pratiques d'échantillonnage des diverses enquêtes nationales n'influent pas toujours sur les comparaisons entre pays concernant la concentration du patrimoine au sommet de la distribution présentées dans ce chapitre.

En conséquence, le fait que les parts de patrimoine des catégories supérieures dans la *Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines* soient moins importantes que dans d'autres études pourrait refléter, soit des problèmes de sous-déclaration dans les enquêtes sur les ménages, soit des différences dans les principes méthodologiques (par exemple l'utilisation des ménages ou des individus – comme dans les rapports du Crédit Suisse – comme unités d'analyse, ou l'utilisation d'un concept de patrimoine net étendu chez Piketty). Cette conclusion est confirmée par le fait que, en dépit de l'utilisation de la même source SCF dans les quatre études consacrées aux ménages les plus riches aux États-Unis, les mesures de l'OCDE sont 10 points de pourcentage en dessous des autres : les différences en termes de portée et de méthodologie entre les différentes études, plutôt qu'en termes de sources, semblent expliquer l'essentiel de la différence dans les estimations des parts de patrimoine au sommet de la distribution.

Encadré 6.2. Parts des ménages les plus riches dans les études économiques (*suite*)

Concentration du patrimoine des ménages au sommet de la distribution dans différentes études

	Décile supérieur			Centile supérieur				Patrimoine net moyen (USD)	
	OCDE	Crédit Suisse (2014)	Piketty	OCDE	Crédit Suisse (2014)	Piketty	Vermeulen	OCDE (2012 ou dernière année disponible)	
								Crédit Suisse (2014) ^{1,2}	
Australie	45%	51%	..	13%	21%	335 299	430 777
Autriche	62%	64%	..	24%	29%	268 275	142 675
Belgique	44%	47%	..	13%	17%	313 517	181 083
Canada	50%	57%	..	15%	22%	337 238	176 848
Finlande	45%	55%	..	12%	21%	133 468	112 937
France	50%	53%	62%	18%	21%	24%	19%	211 330	201 245
Allemagne	59%	62%	..	25%	28%	..	33%	191 554	211 049
Grèce	39%	56%	..	8%	27%	164 734	111 405
Italie	45%	51%	..	14%	20%	..	20%	273 583	255 890
Luxembourg	51%	22%	n.a.	644 850	340 836
Pays-Bas	60%	57%	..	24%	27%	..	17%	172 004	210 233
Norvège	50%	66%	..	19%	29%	168 740	358 655
Portugal	53%	58%	..	21%	189 213	98 428
République slovaque	33%	8%	112 608	28 630
Espagne	43%	56%	..	15%	27%	324 087	134 824
Royaume-Uni	47%	54%	71%	17%	23%	28%	..	331 722	292 621
États-Unis	78%	75%	72%	38%	38%	34%	37%	419 815	347 845

Note : « .. » signifie que les données ne sont pas disponibles.

1. Le Crédit Suisse indique le patrimoine net moyen au niveau des individus.

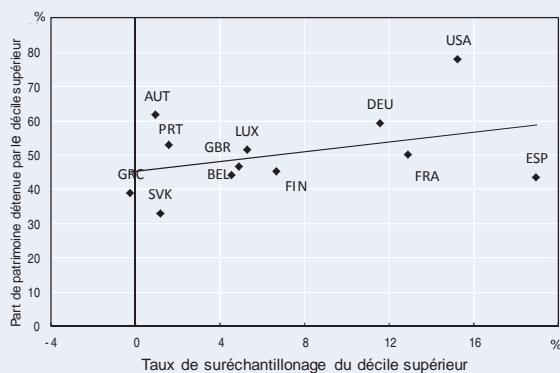
2. Pour la plupart des pays, le Crédit Suisse a estimé des niveaux de patrimoine pour les années manquantes en faisant évoluer les données de la dernière année disponible sous l'effet de la hausse du prix des logements, des actifs financiers ou du PIB par habitant.

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines ; Crédit Suisse, *Global Wealth Databook, various issues* ; Piketty, T (2014) *Le capital au XXIe siècle* ; et Vermeulen (2014) « How Fat Is the Top Tail of the Wealth Distribution? », ECB Working Paper n° 1692.

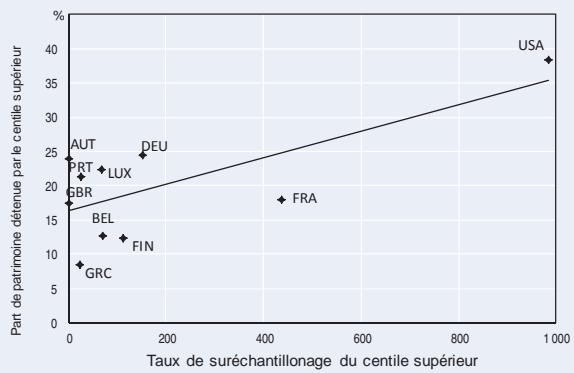
StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933209130>

Parts des ménages les plus riches et degré de suréchantillonnage

Partie A. Décile supérieur de la distribution



Partie B. Centile supérieur de la distribution



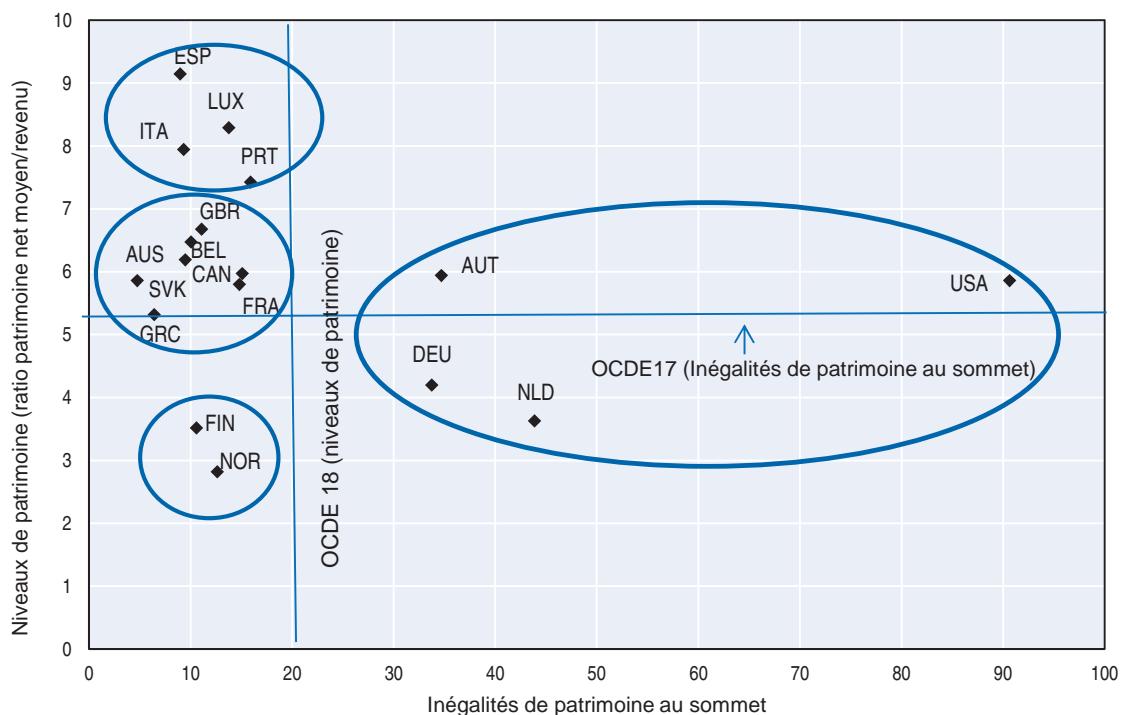
Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208685>

Pour fournir un aperçu synthétique de la répartition des patrimoines au sein de l'échantillon de pays de l'OCDE analysés ici, les pays sont répartis selon deux axes : le patrimoine moyen et les inégalités de patrimoine. Le graphique 6.9 indique le patrimoine net moyen en tant que part du revenu (sur l'axe vertical) en fonction du rapport entre le patrimoine moyen des 5 % les plus riches et le patrimoine médian en tant que mesure des inégalités de patrimoine (sur l'axe horizontal)¹⁶. Quatre groupes de pays apparaissent.

- L'Autriche, l'Allemagne, les États-Unis et les Pays-Bas, avec des ratios patrimoine/revenu moyens ou faibles, mais de fortes inégalités de patrimoine.
- L'Espagne, l'Italie, le Luxembourg et le Portugal, avec des ratios patrimoine/revenu élevés et des inégalités faibles.
- L'Australie, la Belgique, le Canada, la France, la Grèce, la République slovaque et le Royaume-Uni, avec des ratios patrimoine/revenu moyens et des inégalités faibles.
- La Finlande et la Norvège, avec des ratios patrimoine/revenu faibles, et des inégalités faibles.

Graphique 6.9. Patrimoine net moyen et inégalités de patrimoine au sommet de la distribution



Note : Les inégalités de patrimoine sont mesurées par la différence entre le patrimoine des 5 % les plus riches et le patrimoine médian, qui est ensuite divisé par le patrimoine médian.

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208556>

Les liens entre inégalités de revenu et de patrimoine

Pour illustrer comment les inégalités de revenu et de patrimoine sont conjointement déterminées et interagissent entre elles, la distribution conjointe des deux variables entre les ménages est examinée. Pour exemple, le tableau 6.4 montre la distribution conjointe du revenu et du patrimoine aux États-Unis en 2013 : pour chaque quintile de la distribution du patrimoine, le tableau indique la part des ménages appartenant aux divers quintiles de la distribution du revenu. Une corrélation parfaite entre le revenu et le patrimoine signifierait une concentration d'individus sur la diagonale, tandis qu'une corrélation nulle se caractériserait par une répartition identique des quintiles de patrimoine et des quintiles de revenu. A priori, on peut s'attendre à ce que le revenu et le patrimoine soient positivement corrélés car un patrimoine plus important, en particulier constitué d'actifs financiers, génère des revenus du capital plus élevés et, en retour, un revenu plus élevé peut être utilisé pour accumuler plus de patrimoine. Mais il est également possible qu'un grand patrimoine soit associé à des éléments qui ne sont que peu corrélés au revenu des ménages (comme les héritages ou l'évolution du prix des actifs). Pour les États-Unis, le tableau 6.4 montre que les ménages situés dans le quintile inférieur de la distribution du patrimoine sont cinq fois plus nombreux dans le quintile inférieur de la distribution du revenu que dans le quintile supérieur. En revanche, les ménages dans le quintile supérieur de la distribution du patrimoine sont dix fois plus nombreux dans le quintile supérieur de la distribution du revenu que dans le quintile inférieur.

Tableau 6.4. Distribution conjointe du revenu et du patrimoine aux États-Unis, 2013

	Quintile de patrimoine I	Quintile de patrimoine II	Quintile de patrimoine III	Quintile de patrimoine IV	Quintile de patrimoine V	Total
Quintile de revenu I	0.08	0.05	0.04	0.03	0.01	0.20
Quintile de revenu II	0.05	0.06	0.04	0.03	0.02	0.20
Quintile de revenu III	0.04	0.05	0.05	0.04	0.02	0.20
Quintile de revenu IV	0.02	0.03	0.05	0.05	0.04	0.20
Quintile de revenu V	0.01	0.01	0.03	0.04	0.11	0.20
Total	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	1.00

Note : Pour chaque quintile de revenu (patrimoine), la somme des valeurs dans les quintiles de patrimoine (revenu) égale 0.20.

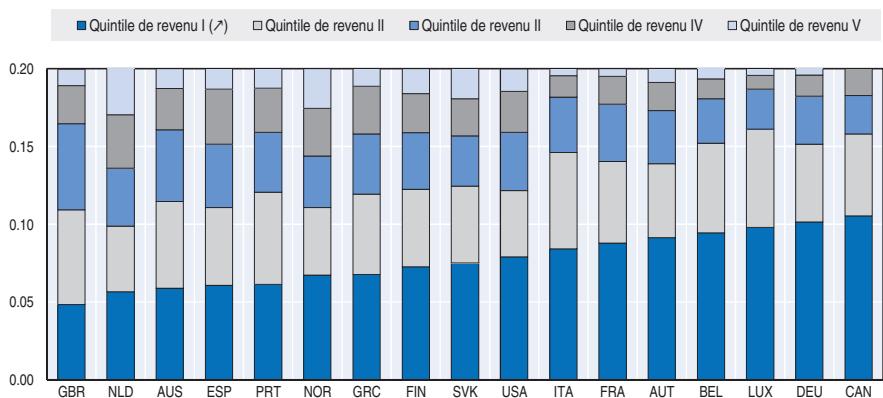
Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933209082>

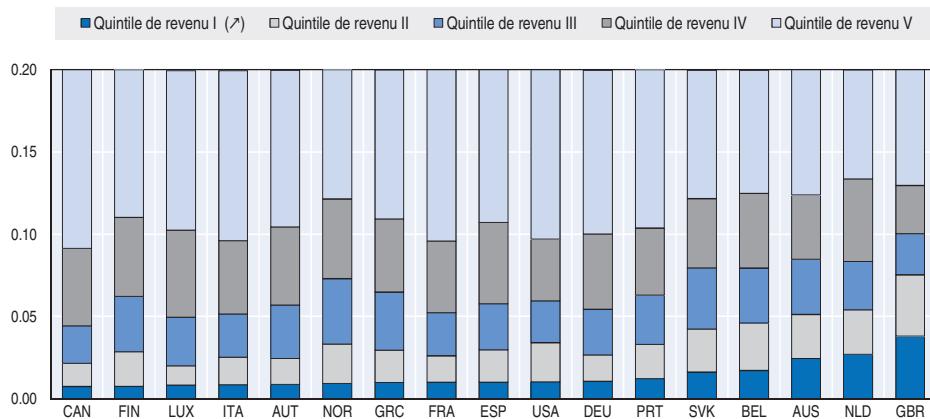
L'observation faite pour les États-Unis peut être généralisée à tous les pays de l'OCDE. Comme on peut le voir sur le graphique 6.10, les ménages avec peu de patrimoine sont également plus susceptibles d'être des ménages à faible revenu (partie A), tandis que les ménages les plus fortunés sont aussi typiquement des ménages à revenu élevé (partie B). La concentration des ménages qui ont à la fois peu de patrimoine et peu de revenu est plus grande au Canada, en Allemagne et au Luxembourg (partie A) ; tandis que la concentration des ménages dont les niveaux de patrimoine et de revenu sont élevés est plus grande au Canada, en France, en Italie et aux États-Unis. Le Royaume-Uni, les Pays-Bas et l'Australie affichent un niveau relativement faible de corrélation entre le revenu et le patrimoine tant pour les ménages pauvres que riches.

Graphique 6.10. Distribution des revenus des quintiles supérieurs et inférieurs de patrimoine dans les pays de l'OCDE

Partie A. Distribution des revenus du quintile de patrimoine inférieur¹



Partie B. Distribution des revenus du quintile de patrimoine supérieur



1. Les données sur le Canada pour le quintile IV et V ne sont pas disponibles séparément.

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208563>

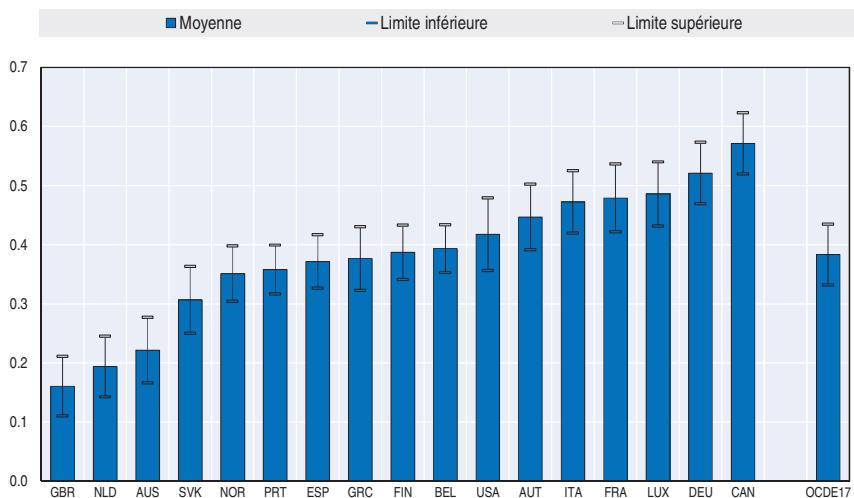
Une mesure synthétique de l'association entre revenu et patrimoine tenant compte de tous les groupes des deux distributions est présentée dans le graphique 6.11. Elle montre la corrélation de rang entre les quintiles de ménages dans les distributions de revenu et de patrimoine. La corrélation entre les deux distributions serait de 1 si tous les ménages classés dans le quintile inférieur de la distribution du patrimoine se trouvaient dans le quintile inférieur de la distribution du revenu, et de même pour tous les quintiles suivants ; une corrélation de rang 0 entre les quintiles des distributions du revenu et du patrimoine impliquerait, au contraire, que ces deux parts sont égales à 20 %¹⁷.

En pratique, la corrélation de rang est positive et significative dans tous les pays. La corrélation de rang dans les 17 pays pour lesquels les données sont disponibles est égale à 0.37, ce qui suggère un niveau modéré de mobilité au niveau des patrimoines et des revenus. En moyenne, environ 36 % des ménages appartenant au quintile inférieur de la distribution des revenus se situent également dans le quintile inférieur de la distribution des patrimoines, alors que 45 % des ménages appartenant au quintile supérieur de la

distribution des revenus appartiennent au quintile supérieur de la distribution des patrimoines. Toutefois, 18 % des ménages du quintile inférieur de patrimoine appartiennent aux deux quintiles supérieurs de revenus, et une proportion similaire de ménages du quintile supérieur de patrimoine appartient aux deux quintiles inférieurs de la distribution des revenus. Conformément aux résultats présentés dans le graphique 6.10, c'est au Canada, en Allemagne, au Luxembourg, en France et en Italie que la corrélation entre patrimoine et revenu est la plus forte, et au Royaume-Uni, aux Pays-Bas et en Australie qu'elle est la plus faible.

La relation entre les inégalités de revenu et de patrimoine est positive (à savoir, les pays avec un niveau plus élevé d'inégalités de revenu ont également tendance à afficher une concentration plus élevée des patrimoines), mais ce lien n'est pas très robuste¹⁸. Dans les 17 pays de l'OCDE, on constate une relation positive et significative entre le rapport des revenus des 90^e et 10^e centiles de la distribution des revenus et la part de patrimoine du centile supérieur de la distribution des patrimoines¹⁹. Toutefois, peut-être en raison de problèmes de mesures ou de la petite taille de l'échantillon, cette relation empirique est faible.

Graphique 6.11. Corrélation de rang entre la distribution du patrimoine net et le revenu disponible



Note : L'intervalle de confiance (valeurs des limites supérieure/inférieure) est obtenu à partir de simulations Monte-Carlo appliquées à une distribution conjointe lissée des revenus et des patrimoines dans chaque pays.

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208576>

6.3. Caractéristiques démographiques des ménages disposant d'un patrimoine positif

Les caractéristiques démographiques de la répartition des patrimoines peuvent être examinées en étudiant les schémas de détention de patrimoine en fonction de l'âge, du niveau d'instruction, de la situation en matière de logement, de la source de revenu et du type de ménage. Conformément à la pratique dominante utilisée dans d'autres études, l'indicateur utilisé dans cette section est le patrimoine net moyen des différentes catégories de ménage²⁰.

Le graphique 6.12 (partie A) présente une courbe en cloche du patrimoine net par âge du chef de ménage. Ces courbes (qui sont normalisées par rapport au patrimoine détenu par les individus âgés de 55 à 64 ans) atteignent un maximum entre 55 et 64 ans dans 11 des 18 pays, et entre 65 et 74 ans en Belgique, au Luxembourg, en Norvège et aux

États-Unis. En moyenne, les ménages jeunes (ceux dont le chef a moins de 34 ans) possèdent environ un cinquième du patrimoine des ménages plus âgés (entre 55 et 64 ans), les plus fortes disparités étant observées en Allemagne, aux Pays-Bas, en Norvège et aux États-Unis, et les plus faibles en République slovaque, au Portugal et en Espagne.

Comme pour le patrimoine total, le patrimoine immobilier moyen (déduction faite des passifs) est relativement modeste parmi les ménages les plus jeunes, mais il est réparti plus uniformément entre les groupes d'âge que le patrimoine total (graphique 6.12, partie B). Le patrimoine immobilier moyen augmente avec l'âge du chef de ménage jusqu'à ce que ce dernier atteigne le groupe d'âge 55-64 ans, on observe ensuite un léger déclin du patrimoine immobilier net chez les ménages plus âgés. Le groupe d'âge des jeunes détient en moyenne 40 % du patrimoine immobilier net du groupe d'âge 55-64 ans, mais seulement 20 % du patrimoine total. L'écart en termes de patrimoine immobilier est beaucoup moins important pour les ménages dont le chef est âgé de 35 à 44 ans, qui atteignent 80 % du patrimoine immobilier des travailleurs plus âgés et des retraités. De fait, dans la plupart des pays, l'accès à la propriété augmente rapidement avec l'âge du chef de ménage jusqu'à ses 40 ans, atteignant un pic pour les ménages dont le chef est dans la cinquantaine et la soixantaine, avant de décliner après l'âge de 75 ans lorsque la santé se détériore. Les disparités liées à l'âge en termes de patrimoine immobilier sont sensiblement plus fortes en Allemagne et aux États-Unis.

Le patrimoine financier net moyen est moins équitablement réparti entre les groupes d'âge que le patrimoine immobilier (graphique 6.12, partie C), et atteint un pic entre 55 et 64 ans (OCDE, 2013b). L'Allemagne et les États-Unis enregistrent les écarts les plus importants pour le groupe d'âge des plus jeunes, et connaissent également de grands écarts en termes de patrimoine moyen pour les groupes d'âge 35-44 et 45-54 ans. Les ménages plus âgés (ceux dont la personne de référence est âgée de 75 ans et plus) tendent à utiliser leur patrimoine financier pour maintenir leur niveau de vie pendant leur retraite ; leur patrimoine est donc sensiblement moindre que celui des travailleurs plus âgés (entre 55 et 64 ans). Convertir le patrimoine financier en revenus complémentaires au cours de la retraite est courant chez les personnes âgées²¹, le patrimoine immobilier étant généralement conservé pour les héritiers (OCDE, 2013b) ; le Luxembourg et les Pays-Bas constituent des exceptions à ce schéma, le patrimoine financier continuant de croître pour chaque cohorte plus âgée.

D'importantes différences dans le patrimoine moyen apparaissent également lorsqu'on considère d'autres caractéristiques des ménages. Les ménages dont le chef est titulaire d'un diplôme universitaire disposent d'un patrimoine net qui, en moyenne, est environ 70 % plus élevé que celui des ménages dont le chef a atteint le deuxième cycle de l'enseignement secondaire, et qui est trois fois plus élevé (+230 %) que celui des ménages dont le chef n'a qu'une formation de niveau primaire (graphique 6.13, partie A). Aux États-Unis, les ménages dont le chef est titulaire d'un diplôme universitaire possèdent jusqu'à 3.3 fois le patrimoine des ménages du niveau du deuxième cycle du secondaire, une constatation qui confirme les précédentes études soulignant la hausse des avantages tirés des études post-secondaires et le développement d'une catégorie de « travailleurs riches » aux États-Unis (Piketty et Saez, 2006). En moyenne, les ménages qui possèdent leur résidence principale (à part entière) possèdent 1.6 fois le patrimoine des propriétaires avec un prêt hypothécaire, et 8.5 fois celle des locataires (partie B).

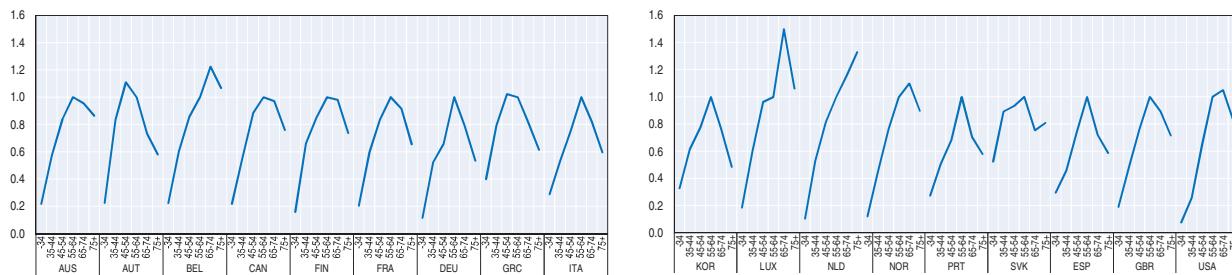
Si on considère le patrimoine net en fonction du nombre de personnes dans le ménage et de la présence d'enfants, le patrimoine moyen la plus élevé parmi ceux dont le chef est en âge de travailler (graphique 6.13, partie C) se trouve dans les ménages composés de

deux adultes sans enfant (les seules exceptions sont l'Autriche et le Luxembourg), tandis que les personnes seules avec et sans enfants disposent généralement d'un patrimoine très restreint ; parmi les ménages dont le chef a l'âge d'être en retraite (partie D), ceux composés de deux adultes disposent d'un patrimoine net plus élevé que ceux composés de deux adultes en âge de travailler sans enfant, tandis qu'on observe plus de diversité selon les pays pour les ménages plus âgés composés d'un seul individu. Enfin, lorsqu'on considère la principale source de revenu du ménage (partie E), dans la grande majorité des pays, les ménages les plus riches sont ceux dont le revenu principal provient des revenus immobiliers : les ménages dont le revenu principal provient d'une activité indépendante ont, en moyenne, un patrimoine moyen deux fois plus important que ceux qui dépendent de salaires ou de traitements, mais qui ne représente que 42 % de celle des ménages comptant principalement sur leurs revenus immobiliers.

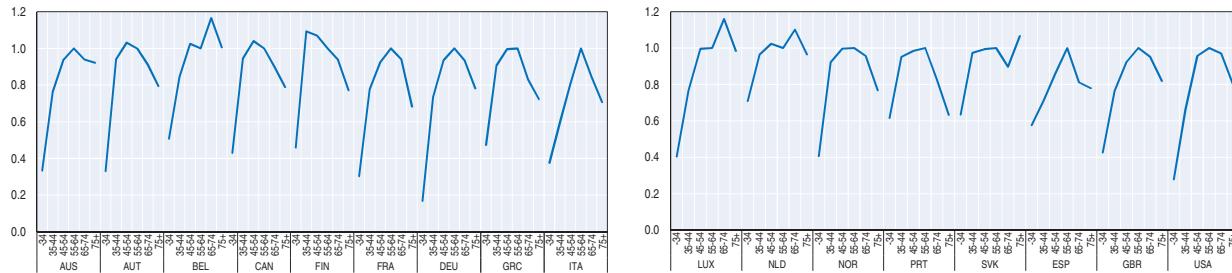
Graphique 6.12. Patrimoine net moyen par ménage, par âge de la personne de référence et par grande composante

Patrimoine des différents groupes d'âge, normalisé par rapport à celui du groupe d'âge des 55-64 ans

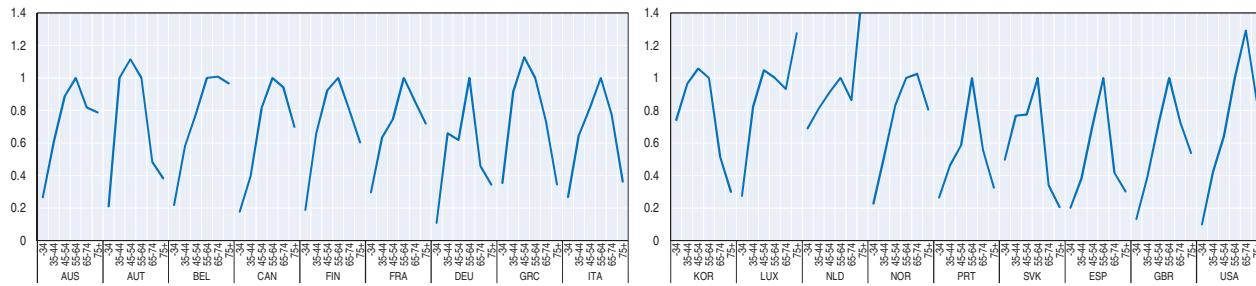
Partie A. Patrimoine moyen



Partie B. Patrimoine immobilier moyen¹



Partie C. Patrimoine financier moyen

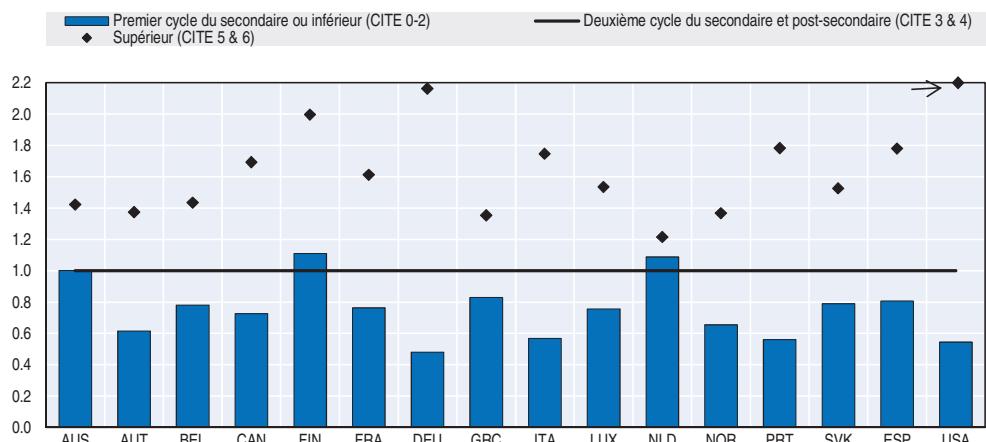


1. Les données sur le patrimoine immobilier net font référence au patrimoine immobilier déduction faite des passifs.

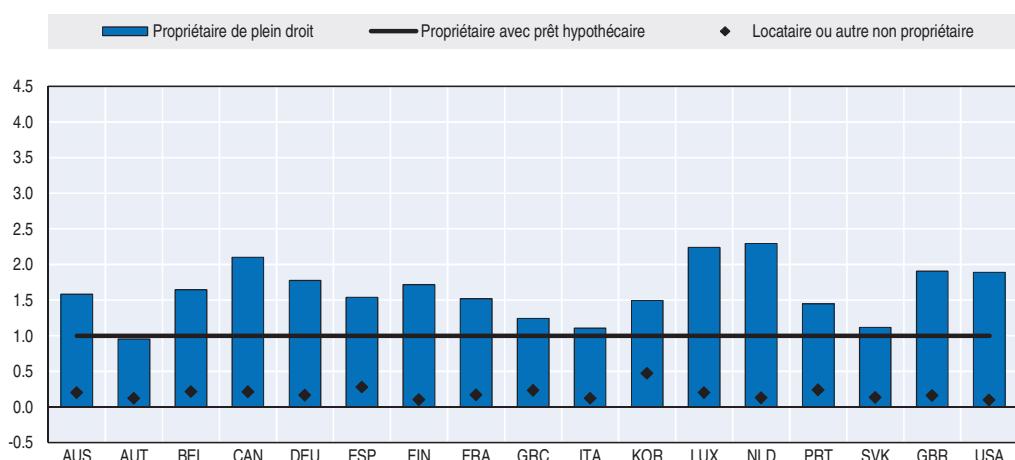
Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines.

Graphique 6.13. Patrimoine net moyen par niveau d'instruction, régime d'occupation du logement, type de ménage et principale source de revenu

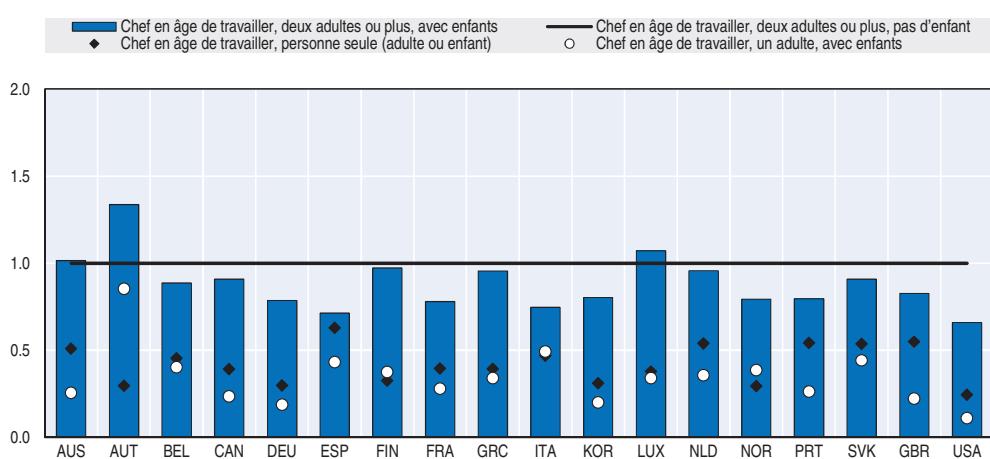
Partie A. Niveau d'instruction de la personne de référence du ménage¹



Partie B. Régime d'occupation du logement

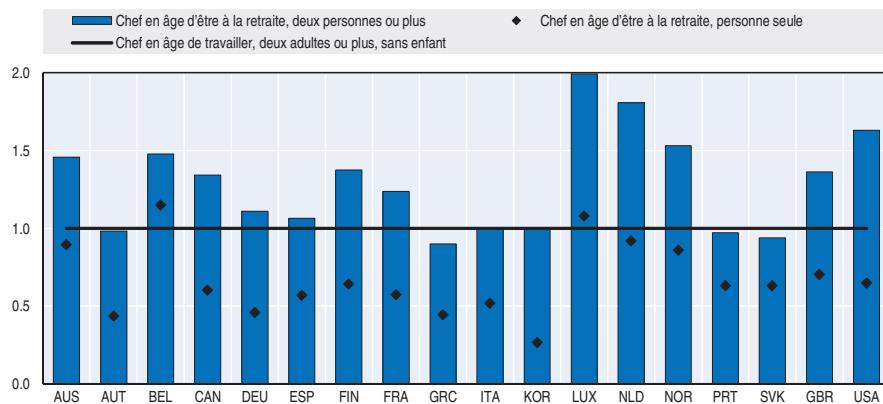


Partie C. Ménage dont le chef est en âge de travailler, par type

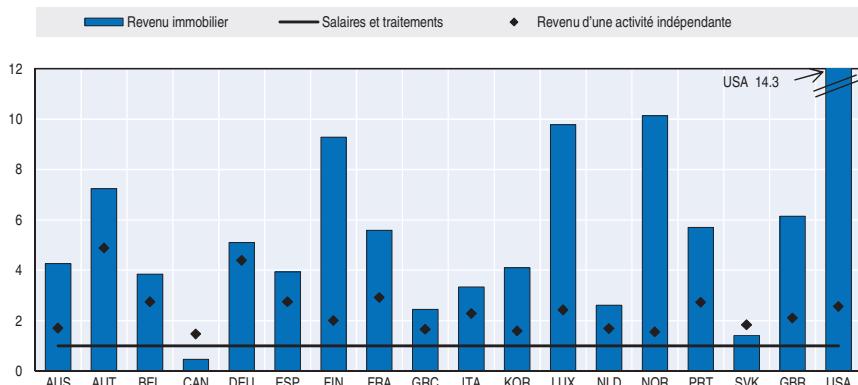


Graphique 6.13. Patrimoine net moyen par niveau d'instruction, régime d'occupation du logement, type de ménage et principale source de revenu (suite)

Partie D. Ménage dont le chef est en âge d'être à la retraite, par type



Partie E. Ménage par principale source de revenu



1. Les données sur le niveau d'instruction ne sont pas disponibles pour la Corée et le Royaume-Uni.

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208596>

6.4. La composition des actifs

La composition des portefeuilles des ménages en différents types d'actifs varie sensiblement d'un pays à l'autre et au sein de la distribution des patrimoines. Un aperçu de la composition du patrimoine net par quintile est fourni par le graphique 6.14. En moyenne, le patrimoine moyen d'un ménage appartenant au premier quintile de patrimoine comprend 22 000 USD d'actifs non financiers, 5 000 USD d'actifs financiers, et 3 000 USD de passifs. Les valeurs moyennes des deux types d'actifs augmentent lorsqu'on monte dans la distribution des patrimoines, le cinquième quintile détenant une valeur d'actifs non financiers 30 fois supérieure à la valeur détenue par le premier quintile. L'écart en termes d'actifs financiers est encore plus important : les ménages du quintile de patrimoine supérieur disposent en moyenne d'un patrimoine financier qui est environ 70 fois supérieur à celui du premier quintile. Le total des passifs augmente également le long de la distribution des patrimoines, mais il n'est que deux fois plus important pour le quintile supérieur que pour le quintile inférieur. Le total des passifs pour le cinquième quintile représente 7 % du total de ses actifs, tandis le rapport

correspondant pour le premier quintile est de 11 %. Le patrimoine financier est très inégalement distribué aux États-Unis et au Canada mais beaucoup moins en Corée et en République slovaque. Les différences en termes d'actifs réels moyens entre quintiles sont faibles en Norvège et aux Pays-Bas (ce qui est probablement lié au niveau élevé des passifs pour les ménages les moins riches) mais particulièrement importantes au Canada, en France et en Belgique.

Au sommet de la distribution aussi, l'importance des actifs financiers augmente avec l'ampleur du patrimoine net (graphique 6.15). Le patrimoine net moyen des 1 % les plus riches est 3,7 fois supérieur à celui des 10 % les plus riches, tandis que l'écart est plus faible pour les actifs non financiers (le niveau détenu par le centile supérieur est trois fois supérieur au niveau détenu par le décile supérieur). Pour les 10 % et les 5 % classés en haut de la distribution, les actifs financiers représentent environ 40 % du total des actifs, tandis que les actifs financiers et non financiers sont de même importance pour les 1 % au sommet.

Actifs non financiers

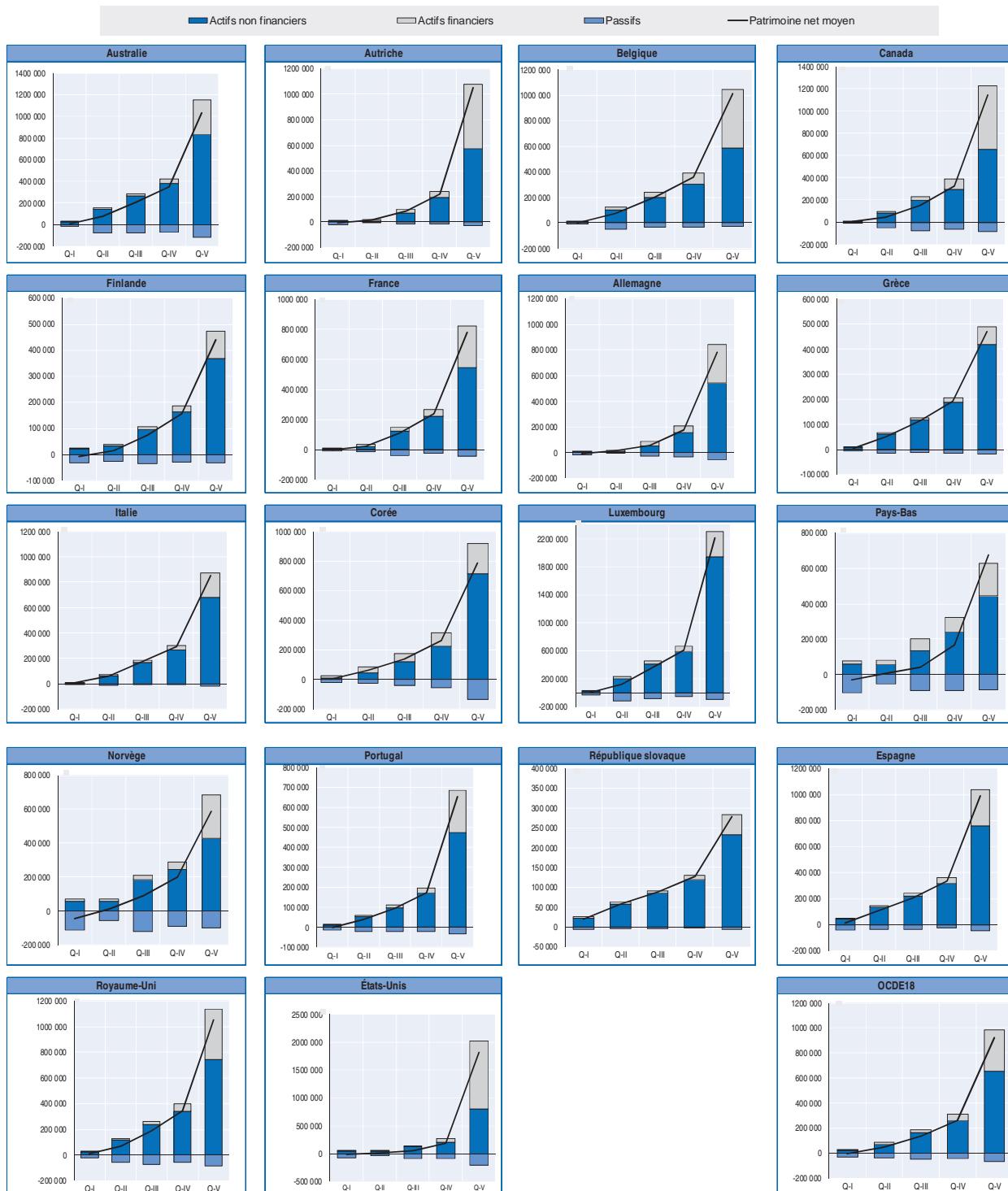
Le tableau 6.5 décrit la composition des portefeuilles d'actifs des ménages. À l'exception des États-Unis, les actifs non financiers constituent la catégorie la plus importante, en moyenne 75 % du total des actifs ; près de 90 % en Grèce et en République slovaque ; et de 50 à 80 % dans la plupart des pays nordiques et du sud de l'Europe, ainsi qu'en Australie et au Royaume-Uni. La résidence principale est l'actif le plus important détenu par les ménages, mais les variations entre pays de la valeur de la résidence principale en proportion du total des actifs sont grandes, allant d'un peu plus de 30 % aux États-Unis à un peu plus de 70 % en République slovaque²². Cependant, la valeur déclarée par les ménages de leur résidence principale peut être surestimée, en particulier lorsque les prix immobiliers sont à la baisse. De nombreuses approches peuvent être adoptées pour corriger ce biais d'évaluation (par exemple des données sur le prix d'achat, la valeur de l'hypothèque, le montant des impôts fonciers et les indices des prix), mais il n'est pas possible de savoir dans quelle mesure ces dernières sont utilisées dans les différents pays.

Une partie des différences entre pays pour ce qui est de la part de la résidence principale dans le total des actifs est liée au taux de propriété du logement et aux politiques qui la favorisent. Ainsi, en Autriche et en Allemagne, moins de 50 % des ménages possèdent leur résidence principale (Andrews et Caldera Sanchez, 2011), alors que c'est le cas de 90 % des ménages en République slovaque. En revanche, le taux de propriété aux États-Unis atteint 65 %, mais le patrimoine immobilier est bien plus bas que dans la plupart des autres pays affichant un taux de propriété similaire (par exemple la Norvège). De même, le taux de propriété du logement est supérieur à 80 % en Espagne, ce qui se traduit par une part du patrimoine d'environ 54 %.

Alors que la résidence principale représente la majeure partie des actifs non financiers, d'autres biens immobiliers occupent également une place importante et représentent en moyenne 17 % du total des actifs. En Corée et au Luxembourg, les ménages détiennent plus de 30 % de leurs actifs sous la forme d'autres biens immobiliers, une part qui est également élevée en Grèce, en Espagne et au Portugal. Dans certains pays du sud de l'Europe (Italie, Espagne), les résidences secondaires sont courantes, et la période allant du milieu des années 90 et 2007 a connu une forte hausse de l'investissement résidentiel, principalement en Grèce et en Espagne (Andrews et al., 2011), avec un taux de propriété d'autres biens immobiliers d'au moins 30 %. Par contre, les autres biens immobiliers représentent une petite part du patrimoine aux Pays-Bas et en République slovaque, avec moins de 7 % du total des actifs.

Graphique 6.14. Composition du patrimoine et patrimoine net moyen par quintile dans les pays de l'OCDE

2010 ou dernière année disponible, valeurs en USD de 2005¹



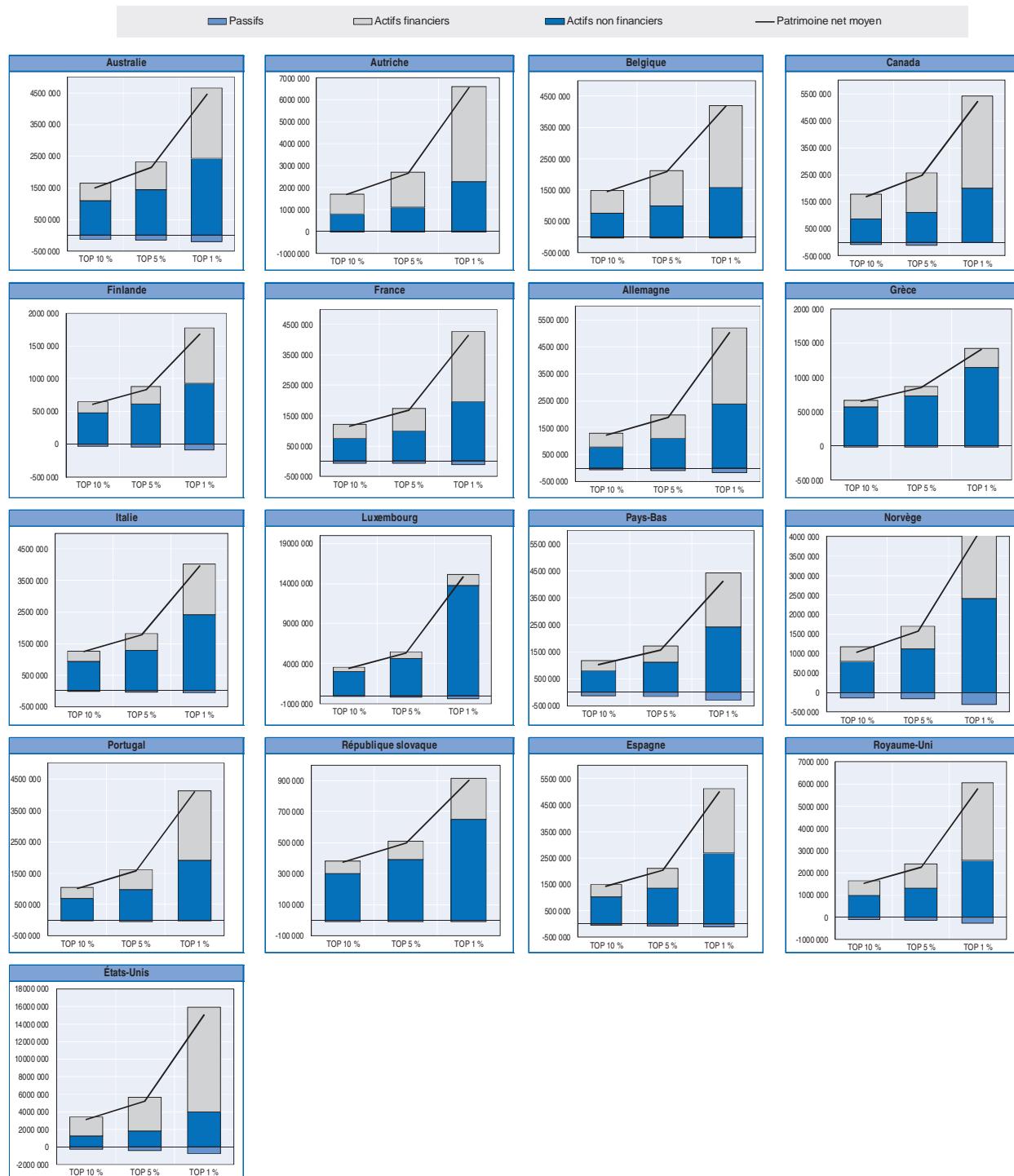
1. Les données relatives aux actifs financiers ne sont pas disponibles pour la Corée.

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208607>

Graphique 6.15. Composition du patrimoine et patrimoine net moyen pour les 10 %, 5 % et 1 % les plus riches dans les pays de l'OCDE

2010 ou dernière année disponible, valeurs en USD de 2005



Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208610>

Tableau 6.5. Composition des portefeuilles des ménages

Pourcentage des actifs totaux

	Australie	Autriche	Belgique	Canada	Finlande	France	Allemagne	Grèce	Italie	Corée	Luxembourg	Pays-Bas	Norvège	Portugal	Rép. slovaque	Espagne	Royaume-Uni	Etats-Unis	OCDE/18
Actifs non financiers	80.7	59.1	66.6	62.9	81.7	72.2	65.8	88.3	81.7	73.3	85.9	71.2	73.2	75.6	87.1	80.7	79.7	48.5	74.1
Résidence principale	51.0	43.7	51.6	43.1	54.6	47.6	40.9	55.9	60.8	36.3	51.9	61.3	60.9	47.8	74.4	53.9	54.8	31.5	51.2
Autres biens immobiliers	17.8	10.9	11.9	12.3	22.4	20.0	20.5	27.8	16.4	31.4	30.2	6.4	10.2	23.0	6.7	23.7	9.3	12.8	17.4
Véhicules	2.9	3.5	2.3	3.3	4.7	..	3.3	4.3	3.0	2.5	2.6	2.9	2.1	4.0	5.5	2.6	2.3	3.4	3.2
Autres actifs non financiers	9.1	1.1	0.8	4.1	0.0	4.7	1.0	0.3	1.5	3.0	1.2	0.6	0.1	0.9	0.6	0.4	13.3	0.8	4.5
Actifs financiers	19.3	40.9	33.4	37.1	18.3	27.8	34.2	11.7	18.3	26.7	14.1	28.8	26.8	24.4	12.9	19.3	20.3	51.5	25.9
Dépôts bancaires	5.7	10.4	11.4	4.6	7.8	6.5	9.4	5.6	4.7	..	4.9	9.0	12.5	8.8	6.3	5.3	9.7	7.0	7.6
Obligations et autres titres de créance	0.0	1.3	4.3	0.3	0.1	0.3	1.2	0.2	2.0	..	0.7	1.2	0.1	0.2	0.0	0.2	2.0	2.0	0.9
Fonds de placement	3.7	2.0	3.8	3.2	1.7	1.1	2.2	0.2	1.0	..	2.3	1.7	1.3	0.5	0.2	0.8	1.1	7.6	2.0
Avoirs nets dans une entreprise individuelle	2.8	24.3	4.3	2.7	3.3	8.4	13.0	4.8	8.3	..	3.0	2.2	0.8	11.9	4.5	9.0	..	4.5	6.7
Actions	2.5	0.5	3.0	2.7	3.9	2.2	1.4	0.2	0.5	..	0.8	0.9	9.6	0.8	0.0	0.9	2.9	5.7	2.3
Actions non cotées et autres avoirs	4.4	0.2	0.5	8.7	..	0.9	0.2	0.0	0.4	..	0.1	0.0	..	0.0	0.4	0.8	0.6	14.2	2.1
Autres actifs financiers non liés à la retraite	0.1	0.7	1.3	2.2	..	0.7	1.2	0.2	0.6	..	0.3	0.7	1.8	0.8	0.4	0.7	0.8	1.1	0.9
Assurances-vie individuelles volontaires et fonds de pension privés	..	1.5	4.9	12.7	1.4	7.5	5.7	0.5	0.9	..	2.1	13.1	0.6	1.3	0.9	1.6	3.3	9.4	4.2
Passifs	17.9	5.9	8.2	14.0	18.4	9.6	12.2	7.5	4.1	17.9	10.3	32.5	36.2	10.2	4.0	10.1	15.7	18.7	14.1
Prêts pour la résidence principale	10.3	4.3	6.6	10.9	13.2	5.0	7.1	4.5	2.7	4.1	7.0	25.0	..	8.2	3.1	6.1	12.1	13.0	8.4
Autres prêts immobiliers	5.8	0.7	0.8	2.8	..	2.3	3.5	1.3	0.3	1.8	2.3	2.0	..	1.2	0.2	2.6	2.2	2.9	2.0
Autres emprunts	1.8	1.0	0.9	0.3	5.1	2.4	1.5	1.6	1.1	12.0	1.0	5.5	..	0.8	0.8	1.4	1.5	2.8	2.4

Note : « .. » signifie que les données ne sont pas disponibles.

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933209098>

Les types d'actifs immobiliers autres que le logement sont de moindre importance et ne constituent que de 6 à 7 % du total des actifs. Alors que la plupart des ménages possèdent un véhicule (près de 75 %), ces derniers ne représentent qu'environ 3,5 % du patrimoine global (légèrement plus en Finlande et en République slovaque). Les autres biens ne sont toutefois pas négligeables en Australie et en France (respectivement 9 % et 5 % environ des actifs).

Actifs financiers

Les actifs financiers incluent les comptes de dépôt, les obligations, les actions cotées, les fonds communs de placement, les assurances-vie, les investissements et les autres actifs financiers²³. Le patrimoine des ménages sous la forme d'actifs financiers est élevée aux États-Unis (52 % du total des actifs) et au Canada (37 %), où une part importante des ménages investit sur les marchés financiers, ainsi qu'en Autriche (40 %).

Les dépôts bancaires constituent le principal actif financier des ménages, la presque totalité des ménages disposant d'un compte de dépôt (sauf en Grèce). Ces dépôts représentent environ 8 % du total des actifs (et 30 % des actifs financiers) en moyenne, cette part étant plus importante en Finlande, en République slovaque et au Royaume-Uni.

Outre les dépôts bancaires, les avoirs nets dans une entreprise individuelle, une assurance-vie volontaire et des fonds de pension personnels ne sont pas à négliger, et constituent en moyenne de 4 à 6 % du patrimoine global²⁴. Les avoirs nets dans une entreprise individuelle sont particulièrement importants en Autriche, en Allemagne, en France et dans le sud de l'Europe (sauf en Grèce). En revanche, les actions non cotées, les autres fonds propres et les assurances-vie individuelles et les fonds de pension sont le type d'actifs financiers les plus fréquents dans les pays anglophones (sauf au Royaume-Uni). Les actions non cotées représentent respectivement 4 %, 9 % et 14 % des actifs en Australie, au Canada et aux États-Unis. L'assurance-vie et les pensions privées représentent une large part des actifs financiers aux Pays-Bas et au Canada et, dans une moindre mesure, aux États-Unis, en France et en Allemagne.

Patrimoine-retraite

Le patrimoine-retraite est un élément important du patrimoine des individus ou des ménages. Toutefois, contrairement à d'autres composantes du patrimoine, le patrimoine-retraite présente des caractéristiques qui le rendent difficile à mesurer, en raison de différences dans les dispositions institutionnelles des pays. Le patrimoine-retraite mesure la valeur capitalisée des flux de prestations de retraite que les individus peuvent espérer recevoir à l'avenir ; sa valeur reflète donc les différences entre pays en matière de taux de remplacement (à savoir le ratio prestations de retraite/rémunérations antérieures), de durée pendant laquelle les prestations sont versées (qui dépend du taux de mortalité dans le pays), d'âge de départ à la retraite, et d'indexation des pensions versées (encadré 6.3).

Le patrimoine issu des systèmes de pension peut prendre trois formes distinctes : 1) un premier niveau de pensions publiques garantissant une pension minimum ou de base ; 2) un deuxième niveau, sous la forme de contributions obligatoires ou quasi-obligatoires à des régimes privés ou publics ; et 3) un troisième niveau, qui est constitué de l'épargne-retraite facultative privée. Parmi les pays de l'OCDE, seules l'Irlande et la Nouvelle-Zélande ne disposent pas d'un deuxième niveau obligatoire, tandis que dans 13 pays, les pensions privées sont obligatoires ou quasi-obligatoires. La couverture des régimes de pension privés tend à être plus faible dans les pays où les pensions privées sont facultatives – avec des taux de couverture allant de 13 à 50 % de la population en

âge de travailler, en comparaison aux taux de couverture d'environ 70 %, voire plus, dans les pays dotés de régimes de pension privés obligatoires (OCDE, 2013b).

Les enquêtes sur le patrimoine des ménages collectent des informations sur le montant des pensions privées volontaires dues (intégrées dans les actifs financiers dans le tableau 6.5 ci-dessus) ; elles intègrent parfois les montants dus par les régimes de retraite professionnels obligatoires ou quasi-obligatoires (quoique de manière moins systématique) ; mais elles excluent toujours les pensions publiques du premier niveau, ainsi que les pensions relevant des contributions obligatoires aux régimes publics de retraite. Comme l'ensemble des différents types de patrimoine-retraite varie d'un pays à l'autre, les données sur le patrimoine des ménages utilisées dans ce chapitre ne fournissent qu'une image partielle du montant (et de la distribution) du patrimoine-retraite dans les pays. Une autre approche pour évaluer le montant du patrimoine-retraite des ménages utilise des modèles qui fournissent une estimation des flux des prestations de retraite que les individus ayant diverses caractéristiques peuvent espérer percevoir à l'avenir, sur la base des conditions d'éligibilité des différents systèmes de pension. Cette approche est mise en œuvre par les modèles de pension de l'OCDE (OCDE, 2013b), et les résultats sont analysés dans l'annexe 6.A3.

Encadré 6.3. Mesure du patrimoine des ménages issu des pensions

Le patrimoine-retraite correspond à « la valeur actualisée des flux des prestations de retraite pendant la durée de vie, mesurée au moment du départ à la retraite » (OCDE, 2013b). Contrairement aux prestations de retraite versées de manière échelonnée jusqu'à survenue d'un aléa, le patrimoine-retraite est considéré comme un « stock », généralement mesuré au moment du départ en retraite.

Cette mesure du stock est réalisée en actualisant les flux des prestations de retraite pendant la durée de vie, en tenant ainsi compte du coût d'opportunité de retarder la consommation. La valeur actualisée de ces flux dépend de la probabilité d'être vivant pour faire valoir ses droits à la pension pendant une période déterminée, qui est déduite à partir des tables de mortalité. Les ajustements des pensions en paiement en fonction du coût ou du niveau de vie devraient aussi être pris en compte (politique d'indexation ou de revalorisation).

En général, les questionnaires sur le patrimoine n'intègrent pas d'informations sur le patrimoine-retraite public ni sur le patrimoine-retraite privé provenant de régimes professionnels à prestations définies. En revanche, elles collectent généralement des informations sur le patrimoine privé provenant des retraites par capitalisation (le plus souvent privées). C'est par exemple le cas pour la notion de « patrimoine net étendu » dans le questionnaire de l'OCDE sur les patrimoines, qui inclut le patrimoine-retraite dans les régimes de retraite par capitalisation en lien avec un emploi. La comparabilité du patrimoine net étendu entre pays est limitée. Même si les pensions privées par capitalisation liées à un emploi peuvent jouer un rôle croissant dans le revenu des futurs retraités, leur couverture varie fortement dans les pays de l'OCDE. Les pensions privées sont obligatoires ou quasi-obligatoires dans 13 pays de l'OCDE. Dans la plupart de ces derniers, les paiements se font sous la forme de prestations mensuelles, qui sont évaluées par des mesures du revenu. Pour ce qui est des pensions volontaires, le versement d'une somme forfaitaire est plus courant.

Les informations sur le patrimoine-retraite provenant des régimes de sécurité sociale et des régimes de retraite professionnels à prestations définies seront améliorées à l'avenir lorsque de nouvelles règles sur la notification des engagements au titre des retraites dans les Comptes Nationaux seront mises en œuvre. Dans les normes récemment adoptées, SCN 2008 et SEC 2010, le débat a principalement porté sur la mesure des droits et des engagements en matière de retraite, en particulier pour les programmes financés par les pouvoirs publics. La solution de compromis finalement adoptée est que les offices statistiques nationaux sont requis de notifier la valeur de tous les droits à pension dans un tableau du SCN supplémentaire (tableau 17.10). Ce tableau couvrira à la fois les engagements de retraite qui sont reconnus dans le système de base des comptes nationaux et ceux qui ne sont pas reconnus (implicites). De même, un nouveau règlement européen concernant le Système européen de comptes (SEC 2010) demande aux pays européens de notifier les engagements de retraite dus à compter de 2017. La collecte de ces données pourrait, à l'avenir, permettre le calcul d'un indicateur du patrimoine-retraite public.

6.5. Fréquence de l'endettement et du surendettement

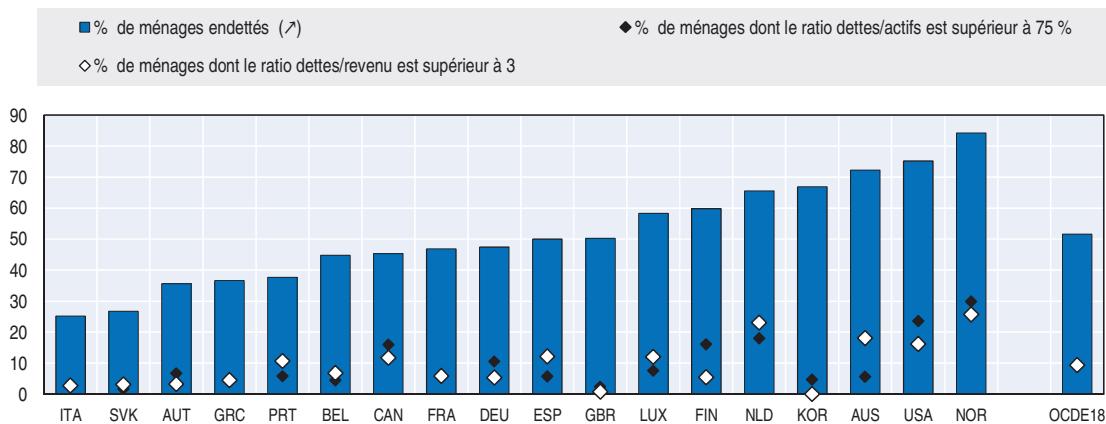
Endettement et surendettement dans les pays de l'OCDE

L’importance du passif des ménages (en proportion du total des actifs) varie fortement entre les pays de l’OCDE, allant de 4 % en Italie et en République slovaque, à plus de 30 % aux Pays-Bas et en Norvège (tableau 6.5). Le plus haut niveau de dette dans ces derniers pays est souvent lié à la hausse du prix des logements dans la période précédant la crise, qui a conduit davantage de ménages à contracter des prêts hypothécaires plus élevés pour devenir propriétaire. En Norvège, le prix des logements a augmenté d’environ 85 % en termes réels entre 2000 et la première moitié de 2013, et la dette globale des ménages représente désormais plus de 200 % du revenu disponible (OCDE, 2014). Aux Pays-Bas, d’importantes déductions fiscales sur les intérêts encouragent les ménages à contracter des prêts hypothécaires, soit avec un paiement différé du principal, soit sous forme d’épargne/investissement, dans lesquels seuls les intérêts sont remboursés jusqu’à la fin du prêt, et le capital est alors remboursé.

La majeure partie des passifs des ménages (deux tiers) sont des prêts hypothécaires concernant l’achat d’une résidence principale, mais dans certains pays les prêts pour d’autres biens résidentiels ou les autres types de prêts représentent une part substantielle du passif. Les prêts contractés pour la résidence principale constituent près de 80 % de l’endettement des ménages en Belgique, au Canada, aux Pays-Bas, en République slovaque et au Royaume-Uni. En Australie, en Allemagne et en Espagne, les prêts concernant d’autres biens immobiliers représentent 30 % du total des dettes. En Corée, les ménages détiennent également d’autres types de prêt, qui représentent une valeur de 70 % du total des dettes (et plus de 10 % du total des actifs). En Corée, une grande partie du passif des ménages prend la forme d’un versement payé au propriétaire (le système « chonsae », un marché de la location dans lequel le locataire fait un versement initial qui remplace le versement régulier des loyers. Il reçoit la valeur nominale de ce versement de la part du propriétaire en fin de contrat, voir Cho, 2010).

L’endettement facilite une consommation régulière tout au long de la vie, mais la concentration de la dette des ménages sur certains ménages, même si elle est associée à des actifs plus élevés, peut les exposer à de forts risques en cas de variations soudaines des prix des actifs, avec des implications sur la vulnérabilité du système économique dans son ensemble. Le graphique 6.16 révèle le pourcentage de ménages endettés et surendettés dans les 18 pays pour lesquels les données sont disponibles : il n’existe pas de définition générale du surendettement, les ménages surendettés sont donc définis dans le graphique 6.16 comme ceux dont le ratio de la dette à l’actif dépasse 75 %. En moyenne, environ 55 % des ménages sont endettés, de 25 % en Italie à 80 % aux États-Unis et en Norvège. D’après les critères utilisés ici, environ 12 % de l’ensemble des ménages sont surendettés dans les 18 pays de l’OCDE pour lesquels les données sont disponibles, de 2 % au Royaume-Uni et en Italie à 24 % aux États-Unis et 30 % en Norvège²⁵.

Une mesure alternative du surendettement est la part des individus dont le ratio de la dette au revenu (plutôt qu’aux actifs) dépasse un certain seuil. Cette mesure offre une autre perspective du surendettement des ménages car elle met l’accent sur la capacité à rembourser la dette. Le seuil utilisé ici est égal à trois, ce qui implique qu’un ménage qui épargne un tiers de ses revenus chaque année rembourserait sa dette en environ 12 ans selon les taux d’intérêt en vigueur. Cette mesure alternative (également présentée dans le graphique 6.16) donne des résultats très similaires aux précédents : en moyenne 11 % des ménages sont surendettés, de 1 % ou moins au Royaume-Uni à 26 % en Norvège²⁶.

Graphique 6.16. Pourcentage des ménages endettés et surendettés

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208624>

Caractéristiques démographiques des ménages endettés et surendettés

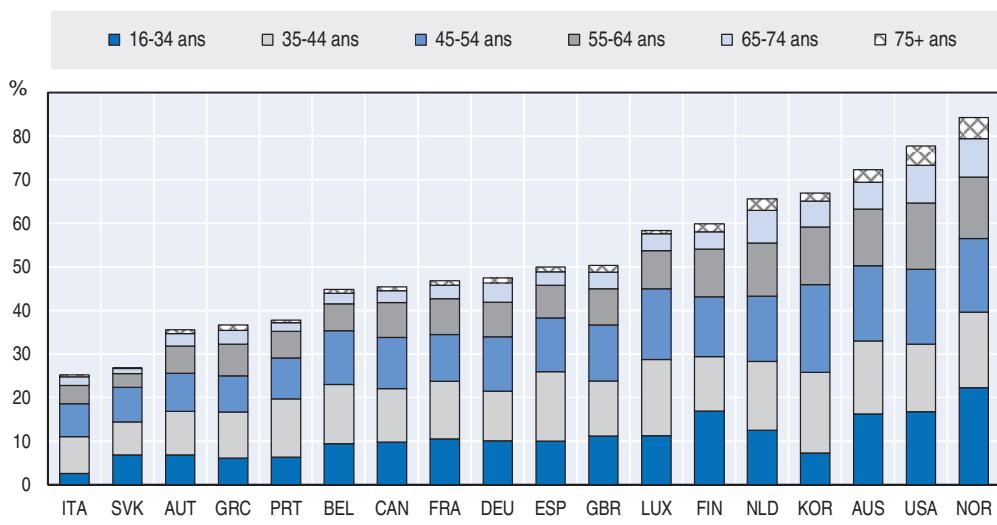
Le graphique 6.17 décrit les caractéristiques d'âge des ménages endettés et surendettés, le surendettement étant mesuré à l'aide du ratio de la dette au revenu. La partie A montre que l'endettement est presque également réparti chez les jeunes (16-34 ans) et les adultes d'âge très actif (35-44 et 45-54 ans), alors qu'il est marginal chez les ménages dont la personne de référence a plus de 65 ans. En revanche, le surendettement touche les jeunes de manière disproportionnée : en moyenne 40 % des ménages surendettés sont dirigés par un individu de moins de 34 ans, et 30 % par un individu âgé de 34 à 44 ans. Le surendettement touche donc principalement les jeunes.

Concernant la distribution de l'endettement et du surendettement selon le niveau d'instruction, le graphique 6.18 montre que les ménages dont le chef de ménage est titulaire d'un diplôme du deuxième cycle du secondaire ou post-secondaire non supérieur représentent environ la moitié des ménages endettés et surendettés, tandis que ceux n'ayant pas dépassé le premier cycle du secondaire et ceux qui ont fait des études supérieures représentent environ un quart. Cependant, aux Pays-Bas et aux États-Unis, deux pays affichant un niveau élevé d'endettement et de surendettement, les ménages qui ont fait des études supérieures sont les plus (sur)endettés.

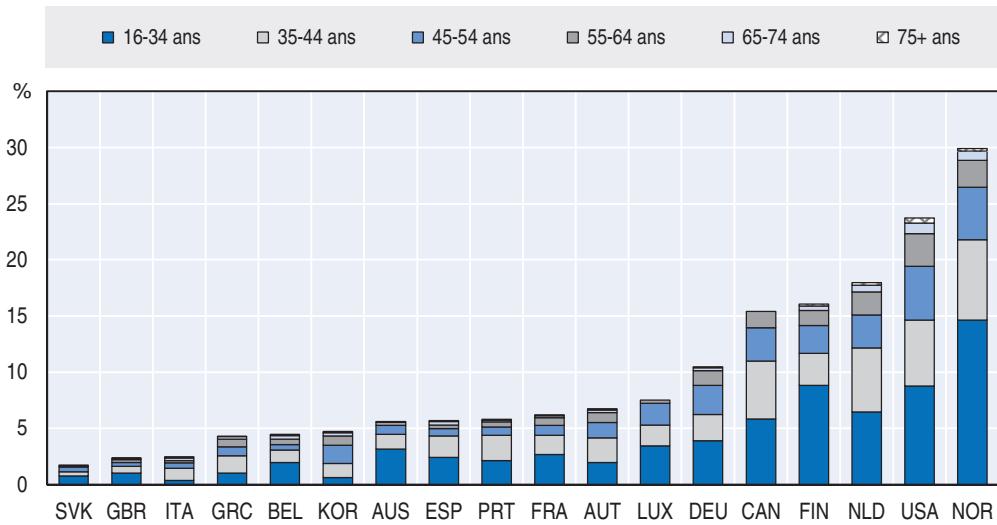
Le graphique 6.19 révèle la part moyenne des ménages endettés (partie A) et surendettés (partie B) pour chaque quintile (et les centiles supérieurs) de la distribution des revenus dans les 16 pays de l'OCDE pour lesquels les données sont disponibles. En général, la part des ménages endettés augmente avec le niveau de revenu dans tous les pays. En moyenne, environ un tiers des ménages appartenant au quintile de revenu inférieur sont endettés, en comparaison à plus de deux tiers pour le quintile supérieur et les centiles supérieurs, ce qui suggère des contraintes de crédit pour les ménages à plus faible revenu. Peut-être en raison de cet accès limité au marché du crédit, la majeure partie des ménages surendettés se trouve dans la « classe moyenne », à savoir les quintiles II, III et IV, plutôt que parmi les groupes disposant des revenus les plus élevés ou les plus faibles (partie B) ; la Norvège, les Pays-Bas, l'Autriche et l'Allemagne font à cet égard exception.

Graphique 6.17. Composition par âge des ménages endettés et surendettés

Partie A. Ménages endettés



Partie B. Ménages surendettés



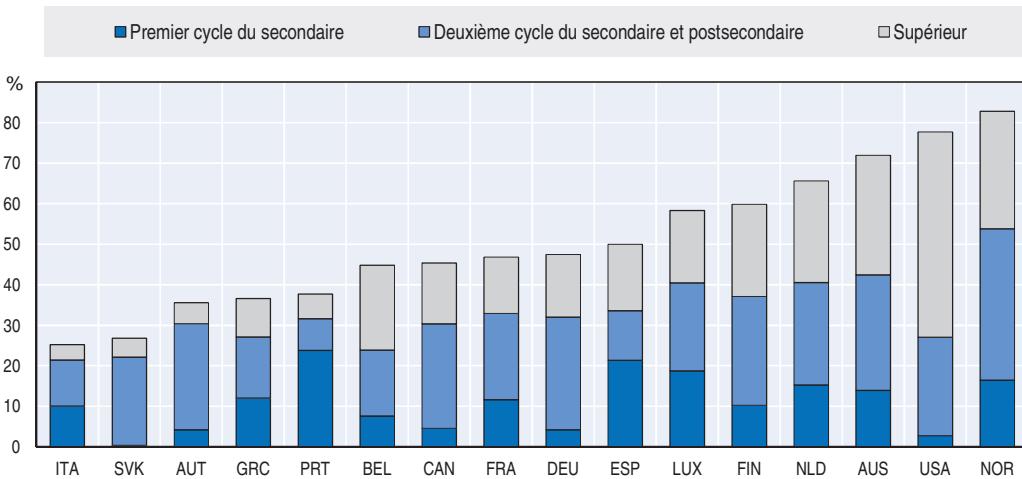
Note : Les pays sont classés de gauche à droite, par ordre croissant du nombre total de ménages surendettés.

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines.

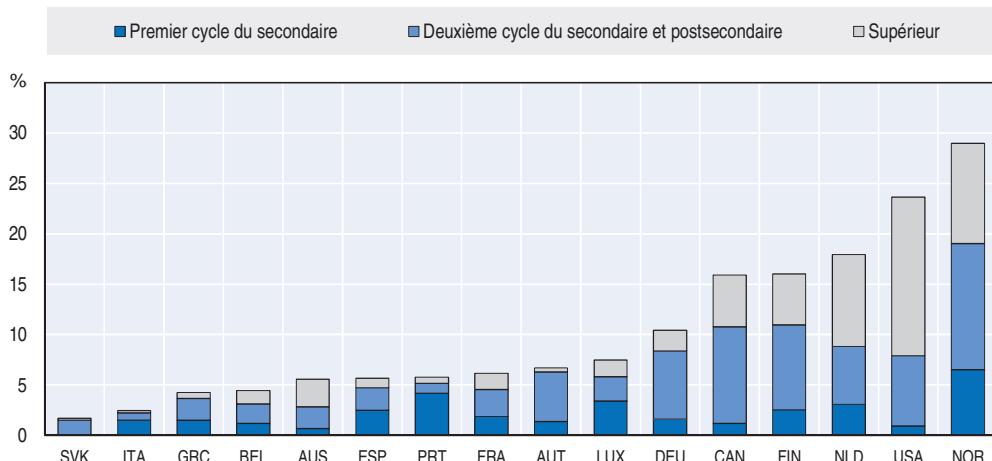
StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208635>

Graphique 6.18. Pourcentage des ménages endettés et surendettés, par niveau d'instruction

Partie A. Ménages endettés par niveau d'instruction du chef de ménage



Partie B. Ménages surendettés par niveau d'instruction du chef de ménage



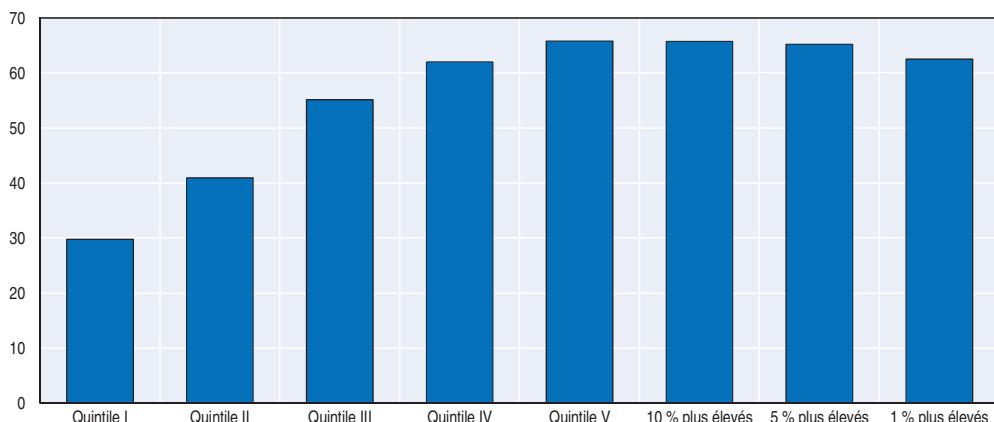
Note : Les pays sont classés de gauche à droite, par ordre croissant du nombre total de ménages endettés dans les parties A et B.

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines.

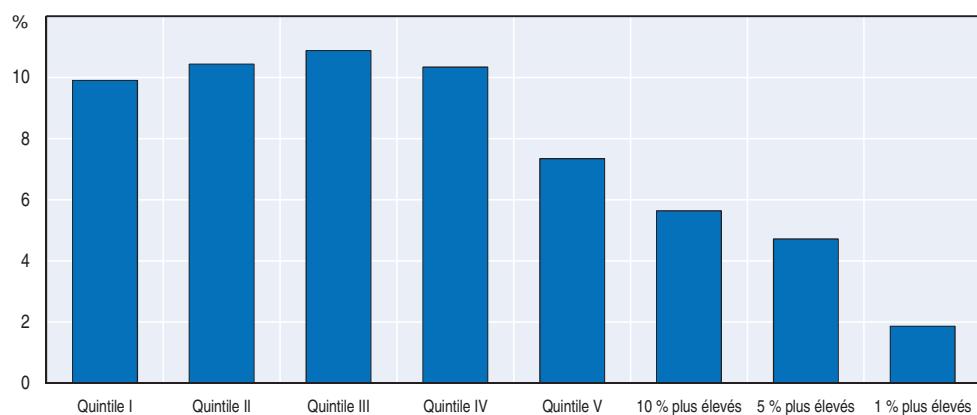
StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208641>

Graphique 6.19. Pourcentage des ménages endettés et surendettés par quintile de revenu et pour les centiles supérieurs de la distribution

Partie A. Ménages endettés



Partie B. Ménages surendettés



Note : Les données font référence à la moyenne des 18 pays de l'OCDE.

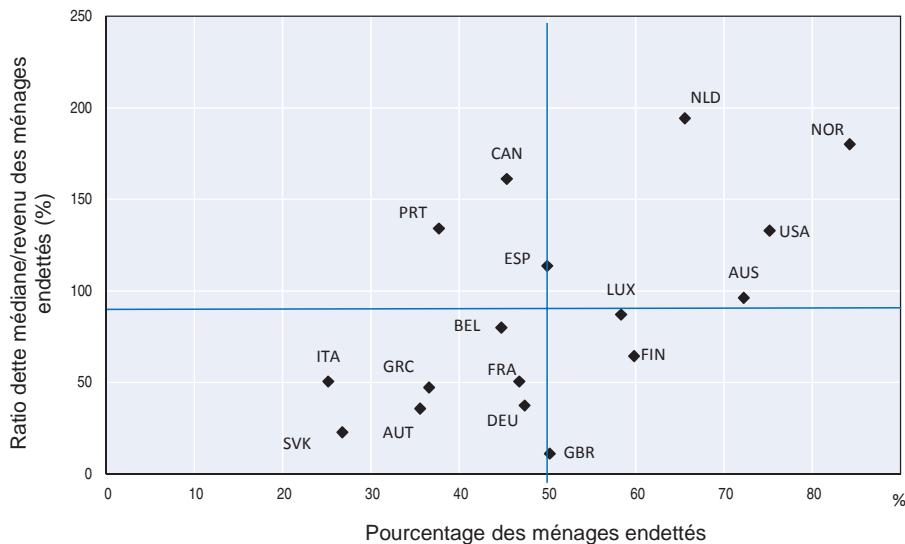
Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208654>

Les niveaux élevés de surendettement sont particulièrement problématiques dans les pays où une grande partie des ménages sont endettés. Pour évaluer l'ampleur de l'endettement, le ratio médian de la dette sur le revenu est utilisé dans le graphique 6.20 pour souligner à quel point l'ampleur de l'endettement varie selon les pays. Le stock de la dette des ménages représente en moyenne pas moins de 94 % du revenu disponible des ménages : de 11 % au Royaume-Uni à plus de 160 % au Canada, en Norvège et aux Pays-Bas. Les Pays-Bas, la Norvège et les États-Unis combinent une grande proportion de ménages endettés et un fort niveau d'endettement. Il semble ainsi que les ménages de ces pays (lesquels présentent également les plus hauts niveaux de surendettement) soient les plus vulnérables à de fortes variations du prix des actifs. Inversement, l'Italie, l'Autriche et la Grèce semblent moins exposées à ce risque.

Graphique 6.20. Ampleur de l'endettement des ménages endettés

2010 ou dernière année disponible



Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208667>

6.6. Évolution du patrimoine des ménages depuis la récession

La présente section décrit les tendances du patrimoine des ménages dans quelques pays de l'OCDE où des données chronologiques sont disponibles. L'impact de la crise financière de 2008 sur les stocks de patrimoine des ménages est étudié grâce aux données collectées par l'OCDE, et les hausses à long terme des ratios patrimoine/revenu sont décrites dans l'encadré 6.4 qui s'appuie sur les données et l'analyse de Piketty (2014).

Deux schémas principaux émergent de l'examen des tendances en matière de patrimoine des ménages dans les six pays de l'OCDE pour lesquels des données comparables sont disponibles avant et après 2008 (Australie, Canada, États-Unis, Italie, Pays-Bas et Royaume-Uni, tableau 6.6).

- Tout d'abord, le patrimoine net moyen par ménage évolue de différentes manières selon les pays au lendemain de la récession. Le patrimoine net moyen a augmenté en Australie et au Canada, mais a décliné en Italie, aux Pays-Bas, au Royaume-Uni et aux États-Unis.
- Ensuite, les tendances en matière d'inégalité des patrimoines ont été diverses selon les pays tout au long de la récession. En Australie et au Canada, le patrimoine net médian a augmenté plus rapidement que le patrimoine des centiles supérieurs, de sorte que les inégalités au sommet de la distribution ont reculé. Par contre, le patrimoine net médian a chuté plus rapidement que le patrimoine net des centiles supérieurs en Italie, aux Pays-Bas, et aux États-Unis, ce qui implique une hausse des inégalités au sommet de la distribution. Enfin, le patrimoine net médian a diminué au Royaume-Uni, tandis que le patrimoine net des centiles supérieurs a progressé, les inégalités au sommet de la distribution des patrimoines ont donc clairement augmenté. Les inégalités en bas de la distribution des patrimoines ont augmenté dans tous les pays, sauf au Royaume-Uni.

Tableau 6.6. Évolution du patrimoine net moyen entre 2006 et 2012

Variations annuelles en pourcentage

	Moyenne	Médiane	Quintile inférieur	Trois quintiles intermédiaires	Quintile supérieur	10 % des plus riches	5 % des plus riches	1 % des plus riches	Inégalités de patrimoine au sommet	Inégalités de patrimoine en bas	Période concernée
Australie	1.0	1.0	-4.0	1.1	1.0	0.8	0.3	-2.7	-0.7	0.3	2006-2012
Canada	5.1	5.9	3.4	6.0	4.7	4.1	3.5	1.3	-1.8	0.1	2005-2012
Italie	-1.3	-2.2	-25.3	-2.1	-0.8	-0.6	0.4	2006-2012
Pays-Bas	-1.6	-6.0	1.9	-3.6	-0.8	-0.5	-0.3	0.3	9.3	2.8	2006-2012
Royaume-Uni	-0.1	-2.5	5.0	-1.9	1.1	2.0	3.1	8.4	7.2	-0.3	2006-2012
Etats-Unis	-2.3	-7.1	-26.4	-5.6	-1.7	-1.5	-1.5	-1.2	9.9	4.0	2007-2013

Note : Les données pour le Canada et sur les États-Unis renvoient respectivement aux périodes 2005-2012 et 2007-2013. Les inégalités de patrimoine au sommet de la distribution font référence à la différence entre le patrimoine moyen des 5 % les plus riches et le patrimoine médian, divisé par le patrimoine médian. Les inégalités de patrimoine en bas de la distribution font référence à la différence entre le patrimoine médian et le patrimoine moyen du quintile inférieur, divisé par le patrimoine médian.

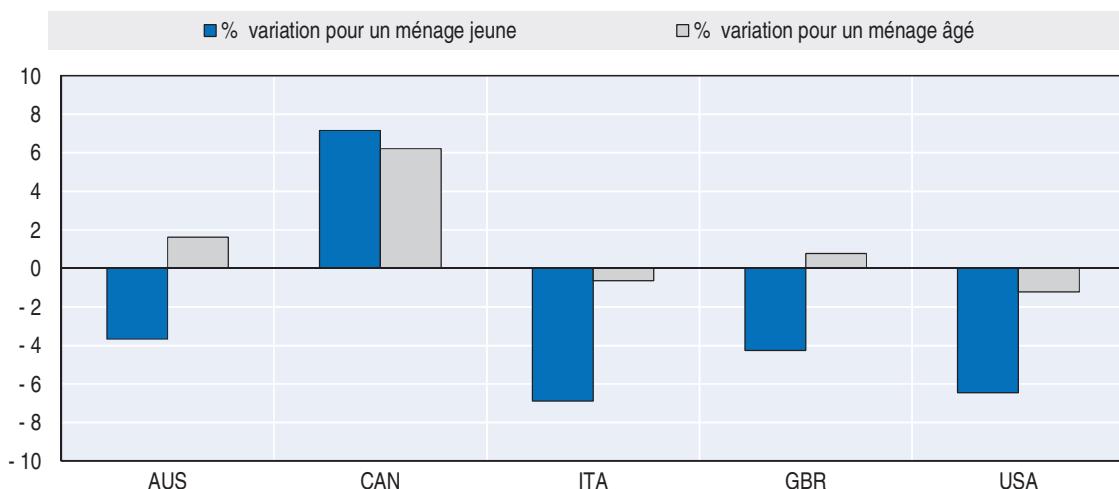
Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933209105>

Le graphique 6.21 décrit les variations de patrimoine par groupe de ménages, et montre que ce sont les groupes les moins riches qui ont été le plus durement touchés par la récession. Dans la plupart des pays, les variations de patrimoine net ont été moins importantes pour les ménages dont le chef était âgé de moins de 34 ans (partie A), et pour ceux avec un faible niveau d'études (partie B). L'encadré 6.4 fournit une perspective historique des variations du *patrimoine privé*, selon les estimations présentées dans l'ouvrage de Piketty (2014)²⁷.

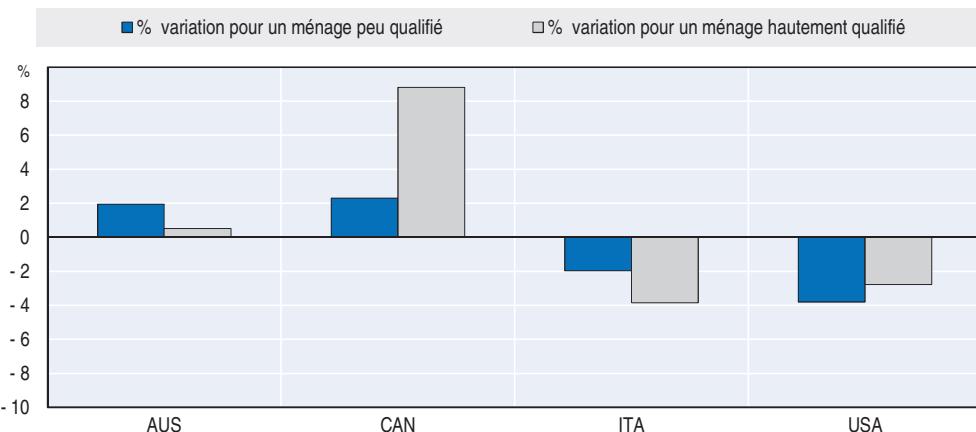
Graphique 6.21. Évolution du patrimoine net moyen entre 2006 et 2012

Variations annuelles en pourcentage

Partie A. Ménages dont le chef est une personne de référence jeune ou âgée¹

Graphique 6.21. Évolution du patrimoine net moyen entre 2006 et 2012 selon les caractéristiques des ménages (suite)

Partie B. Ménages dont le chef est une personne de référence avec un niveau d'études faible ou élevé²



1. Les chefs de ménage jeunes sont ceux âgés de moins de 34 ans, les chefs âgés ont plus de 65 ans.
2. Le groupe avec un faible niveau d'études fait référence aux chefs de ménage dont le niveau d'études ne dépasse pas le premier cycle de l'enseignement secondaire (niveaux 0-2 de la CITE), et le groupe avec un niveau d'études élevé fait référence aux chefs de ménage titulaires d'un diplôme du supérieur (niveaux 5 et 6 de la CITE).

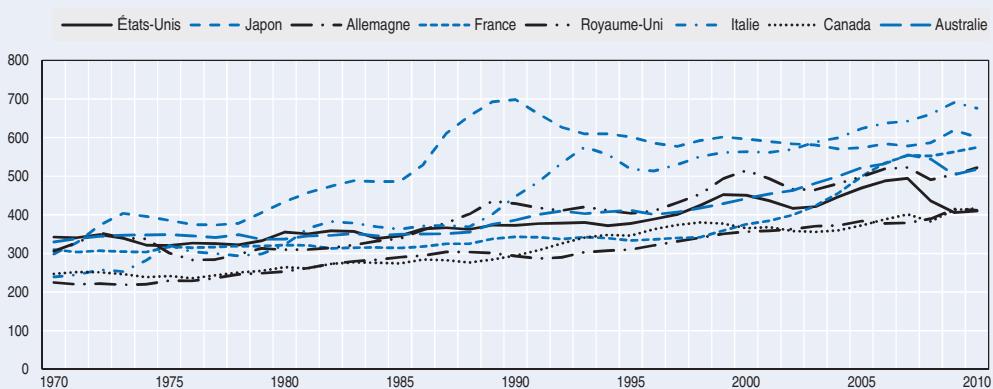
Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208671>

Encadré 6.4. Perspective historique de Piketty sur les tendances du patrimoine des ménages

Dans une perspective à plus long terme, les données présentées par Piketty (2014) suggèrent que le patrimoine privé et sa concentration ont sensiblement augmenté au cours des quatre dernières décennies. Comme le montre le graphique ci-dessous, le patrimoine privé en tant que part du revenu national a presque doublé dans huit pays de l'OCDE depuis 1970. De même, selon les estimations de Piketty, la concentration du patrimoine (exprimée par les parts du décile supérieur et du centile supérieur de la distribution des patrimoines) a, depuis 1970, augmenté en France, en Suède, au Royaume-Uni et aux États-Unis. La hausse enregistrée au cours de cette période contraste fortement avec le long déclin observé pendant l'entre-deux-guerres.

Patrimoine privé dans huit pays de l'OCDE depuis 1970, en pourcentage du revenu national



Source : Piketty, T. (2014), *Le capital au XXIe siècle*, Le Seuil.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208692>

**Encadré 6.4. Perspective historique de Piketty sur les tendances du patrimoine des ménages
(suite)**

Piketty (2014) identifie quatre facteurs susceptibles d'expliquer cette longue augmentation du patrimoine privé depuis 1970, tandis qu'un cinquième explique les écarts persistants à cette tendance à long terme :

- Premièrement, comme le patrimoine privé est mesuré comme étant une partie du revenu national, le ralentissement de la croissance économique au lendemain du choc pétrolier de 1973 a mécaniquement fait croître cette part.
- Deuxièmement, sur le long terme, les taux d'épargne sont restés relativement stables et ont conduit à un stock plus important de patrimoine privé.
- Troisièmement, le prix des actifs sous forme de biens ou d'actions a fortement augmenté (par rapport aux prix à la consommation) dans une majorité de pays à compter de 1980.
- Quatrièmement, les programmes de privatisation menés dans les années 80 et 90 ont induit un transfert des actifs (qui incluent le patrimoine net des entreprises) du secteur public vers le secteur privé.
- Cinquièmement, les bulles immobilières au Japon dans les années 80 et les bulles boursières aux États-Unis en 2000-01 ont entraîné une déviation persistante par rapport à la trajectoire de croissance à long terme de la part du patrimoine privé dans le revenu national.

L'analyse empirique décrite dans l'annexe 6.A2 confirme la pertinence des facteurs énumérés ci-dessus pour les huit pays de l'OCDE pour lesquels Piketty fournit des données depuis 1970. Après étude des séries de données à long terme sur le patrimoine privé disponibles dans Piketty (2014), l'analyse montre des corrélations significatives entre, d'une part, le stock de patrimoine privé et, d'autre part, la croissance du PIB par habitant et les prix des actifs (par exemple les indices de prix des actions cotées et des logements par rapport au prix de la consommation privée). Par contre, on n'observe pas de corrélation robuste entre le stock de patrimoine privé et le taux d'épargne nationale ; ceci peut être le fait des variations erratiques des taux d'épargne nationale. Comme attendu, la croissance économique est en corrélation négative avec le patrimoine privé, alors que les hausses des prix des actions ou des logements par rapport aux prix de la consommation privée sont associées à un accroissement du patrimoine privé.

6.7. Conclusion

Le principal objectif de ce chapitre était de mettre en lumière les tendances au regard de la distribution du patrimoine net des ménages au sein d'un échantillon de pays de l'OCDE qui recueillent régulièrement des statistiques à ce sujet. Il est ainsi possible d'effectuer des analyses comparatives, de prolonger des travaux antérieurs de l'OCDE (OCDE, 2008) et de compléter les études universitaires proposant une perspective à long terme pour un plus petit nombre de pays (Piketty, 2014). Plusieurs facteurs limitent la comparabilité des données sur le patrimoine utilisées dans ce chapitre, mais un certain nombre de tendances émergent malgré tout de cet examen.

- Tout d'abord, le patrimoine des ménages est beaucoup plus concentré que les revenus des ménages : les 10 % des ménages les plus riches détiennent environ 50 % du patrimoine des ménages en moyenne dans l'échantillon des pays de l'OCDE, tandis que les 10 % des personnes affichant les revenus les plus élevés gagnent environ 25 % du total des revenus. Dans le bas de la distribution des patrimoines, 40 % des ménages détiennent un peu plus de 3 % de la totalité des

patrimoines des ménages. L'examen de la distribution conjointe du revenu et du patrimoine révèle que les ménages les plus riches sont des ménages à revenu élevé, et inversement. Mais il existe aussi une minorité significative de ménages riches qui déclarent de faibles revenus, et une proportion similaire de ménages à faible patrimoine qui déclarent des revenus élevés, avec d'importantes différences selon les pays.

- Ensuite, les ménages qui détiennent un patrimoine partagent certaines caractéristiques. Ils sont généralement dirigés par un individu âgé de 55 à 64 ans, titulaire d'un diplôme de l'enseignement supérieur. En termes de composition du patrimoine net, les actifs non financiers, et en particulier la résidence principale, constituent les principaux actifs de la plupart des ménages (75 % en moyenne et jusqu'à 90 % dans certains pays) ; seule une minorité de ménages détiennent des actifs financiers, dont le degré de concentration est généralement plus élevé que dans le cas des actifs non financiers.
- Par ailleurs, on constate des différences majeures entre pays en termes d'endettement et de surendettement, qui ont des conséquences pour le bien-être économique des ménages et pour la vulnérabilité du système économique dans son ensemble. Même après la crise, on observe un grand nombre de ménages dont les dettes atteignent des niveaux très élevés par rapport aux revenus dans des pays comme les États-Unis, la Norvège et les Pays-Bas.
- Enfin, sur le plus long terme, l'augmentation des prix des actions et du logement par rapport à ceux des biens de consommation a constitué l'un des principaux moteurs de l'enrichissement des ménages, et ceci a certainement participé à la concentration des patrimoines au cours des 40 dernières années. Cette tendance n'a pas été inversée par la crise financière aux États-Unis, aux Pays-Bas et au Royaume-Uni, où les inégalités de patrimoine (au sommet) se sont fortement accrues, tandis que des évolutions moins marquées étaient observées en Australie, au Canada et en Italie.

Au-delà de ces constatations empiriques, qui devraient éclairer les discussions sur la meilleure façon de répondre aux préoccupations liées à l'accroissement des inégalités en termes de bien-être économique, les statisticiens fait face à des défis majeurs quant à l'amélioration de la base d'informations sur le niveau et la concentration du patrimoine des ménages, par le biais d'initiatives visant à :

- collecter des données sur la distribution des patrimoines dans les pays qui ne disposent actuellement pas de statistiques dans ce domaine ;
- améliorer la comparabilité des informations disponibles grâce à une meilleure harmonisation des directives internationales en vigueur dans ce domaine²⁸.

Grâce à la collecte des données présentées dans le présent chapitre (que l'OCDE entend poursuivre à l'avenir), l'Organisation s'est engagée dans un processus similaire à celui suivi pour les statistiques sur la distribution du revenu, qui – sur une période d'environ 20 ans – a permis de réaliser des rapports comparatifs entre pays de bien meilleure qualité. Les données comparables sur le patrimoine des ménages utilisées dans ce chapitre ont leurs limites, mais il est à espérer, à mesure que les bureaux et organismes de statistique recueillant les données sur le patrimoine prendront conscience des différences qui existent dans leurs méthodes d'enquête – qu'une plus grande convergence des rapports statistiques sera possible dans un avenir proche.

Notes

1. Des commentaires utiles sur une version antérieure de ce chapitre ont été fournis par Martine Durand, Stefano Scarpetta, Marco Mira d'Ercole, Michael Förster, Hervé Boulhol et Kate Lancaster (tous de l'OCDE) ainsi que par Tim Smeeding (Université de Wisconsin-Madison) ; par Martin Schuerz (banque nationale d'Autriche), Philip Vermeulen (Banque centrale européenne), Martin Tambour (Office statistique allemand), Anna Gunnarsdottir (Office statistique islandais), Chris Kim (Office statistique coréen), Conceição Veiga (Office statistique portugais) ; et par les délégués des pays au Comité des statistiques et de la politique statistique de l'OCDE. L'OCDE tient à souligner la contribution essentielle de plusieurs spécialistes nationaux qui ont participé à la collecte des données empiriques présentées dans le présent chapitre. Veli-Matti Törmälehto, de l'Office statistique finlandais, a contribué à la conception des tableaux normalisés utilisés pour collecter les données des pays, et à l'adoption de définitions et d'approches méthodologiques comparables. Les estimations établies à partir des fichiers de microdonnées des différents pays ont été fournies par : Caroline Daley et Heather Burgess, de l'Office statistique australien ; Paul Roberts et Brian Murphy, de Statistique Canada ; Rosalinda Coppoletta et Maud Romani, de l'INSEE ; Giovanni D'Alessio et Andrea Neri, de la Banque d'Italie ; Woonjoo Suh et You Kwon Park, de l'Office statistique coréen ; Wim Bos, de l'Office statistique des Pays-Bas ; Jon Epland, de l'Office statistique norvégien ; Alan Newman et Elaine Chamberlain, de l'Office statistique britannique ; et Arthur B. Kennickell, de la Réserve fédérale des États-Unis. Le chapitre utilise également des données issues de l'Enquête de l'Eurosystème sur les finances et la consommation des ménages. L'OCDE tient à souligner l'importance de leur contribution.
2. Le patrimoine des ménages (le concept utilisé dans ce chapitre) diffère du patrimoine privé (qui inclut le patrimoine des entreprises privées) et, a fortiori, du patrimoine total (qui inclut le patrimoine d'autres secteurs institutionnels, comme le secteur public). Le concept de patrimoine utilisé dans ce chapitre renvoie aux actifs qui sont détenus et transférables d'une unité à l'autre. Il diffère ainsi d'autres conceptions du patrimoine, comme celles qui incluent par exemple les actifs qui ne sont pas détenus et pas transférables, comme le capital humain.
3. Les pays concernés par ce chapitre sont l'Allemagne, l'Australie, l'Autriche, la Belgique, le Canada, la Corée, l'Espagne, les États-Unis, la Finlande, la France, la Grèce, l'Italie, le Luxembourg, la Norvège, les Pays-Bas, le Portugal, la République slovaque et le Royaume-Uni. Concernant le Royaume-Uni, la couverture géographique des données se limite à la Grande-Bretagne (sans l'Irlande du Nord). Pour ce qui est des Pays-Bas, les données sur le niveau de patrimoine et sa répartition reposent sur des données administratives, tandis que les données sur les caractéristiques démographiques des ménages disposant d'un patrimoine et sur la composition des actifs et des passifs reposent sur des données d'enquête.
4. Toutefois, la composition du ménage médian peut différer d'un pays à l'autre. D'Alessio et al. (2013) avancent que les différences entre pays en patrimoine net moyen sont moins sensibles aux différences en termes de taille du ménage.

5. Ces résultats sont globalement compatibles avec les constatations tirées d'autres sources et d'études économiques, même si les méthodologies diffèrent. Voir l'annexe 6.A2 pour une analyse.
6. Le concept de revenu utilisé dans ce chapitre pour calculer les ratios patrimoine/revenu est celui des revenus bruts des ménages, à savoir les revenus des ménages avant le paiement des impôts sur le revenu et le patrimoine (mais après réception des prestations monétaires), tels que collectés dans les sources utilisées ici. Une mesure du revenu disponible des ménages (à savoir net d'impôts et de cotisations sociales) aurait été plus appropriée, mais elle n'est disponible que pour une minorité de pays (Australie, Canada, Finlande, Italie, Norvège et États-Unis).
7. La corrélation des classements des pays entre le patrimoine net moyen absolu et relatif est de 0.66. Cependant, le classement des États-Unis, du Canada, du Portugal et de l'Italie change considérablement – les États-Unis passent de la deuxième place pour le patrimoine moyen absolu à la dixième place pour le patrimoine moyen relatif, et le Canada de la troisième à la treizième place, tandis que le Portugal passe de la douzième à la quatrième place et l'Italie de huitième à la troisième.
8. La corrélation des classements des pays entre le patrimoine net médian absolu et relatif est de 0.75. Le patrimoine médian relatif est calculé comme étant le ratio du patrimoine net médian au revenu moyen disponible des ménages dans le troisième quintile de la distribution des patrimoines, lequel est utilisé comme mesure supplémentaire du revenu du ménage disposant du patrimoine net médian.
9. La définition d'un ménage diffère entre les deux sources, car les données des comptes nationaux réunissent les ménages et les institutions sans but lucratif au service des ménages, alors que les microdonnées font référence aux ménages privés non institutionnels.
10. Les Comptes nationaux de la plupart des pays de l'OCDE mesurent la valeur des logements selon la méthode de l'inventaire permanent (MIP) appliquée aux coûts d'investissement historiques ; l'évolution du prix des logements est donc prise en compte dans l'évolution de la valeur du terrain associé au bâtiment.
11. Par exemple, les données du Système de comptabilité nationale (SCN) présentées dans le graphique 6.3 incluent le patrimoine des institutions sans but lucratif au service des ménages, tandis que les sources de microdonnées font référence aux ménages privés.
12. Les données fournies par l'Office statistique des Pays-Bas confirment que l'évolution du patrimoine net médian reflète largement l'évolution de la valeur de la résidence principale : ainsi, le patrimoine net médian a augmenté de 24 % entre 2006 et 2008, alors que la valeur de la résidence principale augmentait de 10 % sur la même période ; inversement, le patrimoine net médian a décliné de 43 % entre 2008 et 2012, alors que la valeur de la résidence principale chutait de 11 %. La corrélation entre les deux séries sur la période 2006-12 est de 0.88.
13. Les données sur les revenus sont issues de la *Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus*, et font référence à la distribution entre individus (plutôt qu'entre ménages, comme c'est le cas pour la distribution du patrimoine) sur la base du concept de revenu disponible « équivalent » (à savoir avec un ajustement en fonction de la taille du ménage), plutôt que sur des montants non ajustés, comme c'est le cas pour la distribution du patrimoine.

14. Les données sur la part des patrimoines détenus par les 10, 5 et 1 % les plus riches ne sont pas disponibles en Corée.
15. Ces corrélations sont significatives au niveau de confiance de 5 %.
16. D'autres mesures de la concentration du patrimoine (comme la part des 1 % ou des 20 % les plus riches) mettent en lumière le même schéma, mais de manière moins marquée. Mettre l'accent sur les inégalités au sommet de la distribution des patrimoines permet également d'éviter de recourir à un ratio de patrimoine avec un dénominateur (le patrimoine moyen des ménages les moins riches) qui est proche de zéro, voire négatif.
17. Cette mesure synthétique et un intervalle de confiance sont obtenus à partir de simulations Monte-Carlo appliquées à une distribution conjointe lissée du revenu et du patrimoine dans chaque pays.
18. En théorie, la corrélation des rangs dans les distributions des revenus et des patrimoines et leur degré respectif d'inégalité sont totalement indépendants des mesures statistiques. Une forte corrélation des rangs peut coexister avec une faible inégalité dans les distributions marginales des revenus et des patrimoines, et inversement.
19. En raison du petit nombre de pays, cette corrélation n'est toutefois significative qu'avec un niveau de confiance de 10 %. Quand on considère les parts de patrimoine des 5 % et des 10 % les plus riches, les p-valeurs de cette dernière corrélation chutent à 0.12 et 0.15.
20. L'âge et le niveau d'instruction sont ceux de la personne de référence du ménage.
21. Cette étude a recours à des données de cohorte et non à des données longitudinales qui suivraient les ménages à mesure qu'ils vieillissent.
22. Ce ratio est sensiblement plus élevé dans la classe moyenne (il atteint par exemple 72 % chez les ménages du troisième quintile de la distribution des patrimoines aux États-Unis).
23. Dans la classification utilisée dans ce chapitre, les actifs financiers incluent les assurances-vie et le patrimoine-retraite privé. Voir l'encadré 6.3 pour une analyse plus détaillée.
24. Alors que les avoirs nets dans une entreprise individuelle sont considérés comme des actifs non financiers dans les Comptes nationaux, le document *OECD Guidelines for Micro Statistics on Household Wealth* (OCDE, 2013) recommande de les inclure dans les actifs financiers, tout comme la valeur des participations dans des entreprises cotées.
25. Il est, en principe, important de distinguer la dette non garantie de la dette garantie, à savoir la dette contractée pour l'acquisition d'un actif sous la forme, par exemple, d'un bien immobilier ou de capital humain. Cependant, une telle répartition des dettes en « dette pure » et « dette à effet de levier » n'est pas possible avec les sources de microdonnées utilisées dans ce chapitre.
26. La corrélation entre les deux mesures est de 0.74.
27. La notion de patrimoine privé utilisée par Piketty (2014) regroupe le patrimoine des ménages et des entreprises, contrairement à la notion plus étroite de patrimoine des ménages utilisée dans ce chapitre. Cette perte de comparabilité est compensée par la perspective à long terme fournie par les estimations de Piketty.

28. Aucune norme statistique n'existe à ce jour pour guider les efforts des statisticiens dans ce domaine. Le document *Guidelines for Micro Statistics on Household Wealth* (OCDE, 2013a) constitue un premier pas dans cette direction.

Bibliographie

- Amiel, Y., F. Cowell et A. Polovin (1996), « Inequality among the Kibbutzim », *Economica*, vol. 63, n° 250, London School of Economics and Political Science, pp. 63-85.
- Andrews, D. et A. Caldera Sánchez (2011), « Drivers of Homeownership Rates in Selected OECD Countries », *OECD Economics Department Working Papers*, n° 849, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5kgg9mcwc7jf-en>.
- Andrews, D., A. Caldera Sánchez et Å. Johansson (2011), « Housing Markets and Structural Policies in OECD Countries », *OECD Economics Department Working Papers*, n° 836, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5kgk8t2k9vf3-en>.
- Banque centrale européenne (2013), « The Eurosystem Household Finance and Consumption Survey: Results from the First Wave », *Statistics Paper Series*, vol. 2, avril.
- Beer, C., P. Mooslechner, M. Schürz et K. Wagner (2006), « Das Geldvermögen privater Haushalte in Österreich: eine Analyse auf Basis von Mikrodaten », *Geldpolitik und Wirtschaft*, vol. 2, pp. 101-119.
- Brzozowski, M., M. Gervais, P. Klein et M. Suzuki (2010), « Consumption, Income and Wealth Inequality in Canada », *Review of Economic Dynamics*, vol. 13, n° 1, pp. 52-75.
- Cho, Sang-Wook, S. (2010), « Household Wealth Accumulation and Portfolio Choices in Korea », *Journal of Housing Economics*, vol. 19, n° 1, Elsevier, pp. 13-25, mars.
- Cowell, F. (2013), « Accounting for Cross-country Differences in Wealth Inequality », *Gini Discussion Paper*, AIAS, Amsterdam, août.
- Crédit Suisse (2014), *Global Wealth Databook 2014*, Crédit Suisse Research Institute, Zurich.
- Crédit Suisse (2013), *Global Wealth Databook 2013*, Crédit Suisse Research Institute, Zurich.
- Crédit Suisse (2012), *Global Wealth Databook 2012*, Crédit Suisse Research Institute, Zurich.
- Crédit Suisse (2011), *Global Wealth Databook 2011*, Crédit Suisse Research Institute, Zurich.
- Crédit Suisse (2010), *Global Wealth Databook 2010*, Crédit Suisse Research Institute, Zurich.
- D'Alessio, G., R. Gambacorta et G. Ilardi (2013), « Are Germans Poorer than Other Europeans? », *Vox*, 24 mai 2013.
- Domeij, D. et M. Floden (2010), « Inequality Trends in Sweden 1978-2004 », *Review of Economic Dynamics*, vol. 13, n° 1, Elsevier for the Society for Economic Dynamics, pp. 179-208, janvier.

- Eizinger, C., M. Kalmár, G. Kernbeis, M. Prammer-Waldhör et M. Wagner-Pinter (2008), *Vermögensbildung und Reichtum in Österreich*, Vienne.
- Fesseau, M., F. Wolff et M.L. Mattanetti (2013), « A Cross-country Comparison of Household Income, Consumption and Wealth between Micro Sources and National Accounts Aggregates », *OECD Statistics Directorate Working Paper*, n° 52, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5k3wdjrn7mv-en>.
- Fuchs-Schündeln, N., D. Krueger et M. Sommer (2010), « Inequality Trends for Germany in the Last Two Decades: A Tale of Two Countries », *Review of Economic Dynamics*, vol. 13, n° 1, pp. 103-132.
- Jappelli, T. et L. Pistaferri (2000), « Does Consumption Inequality Track Income Inequality in Italy? », *Review of Economic Dynamics*, vol. 13, n° 1, Elsevier for the Society for Economic Dynamics, pp. 133-153, janvier.
- Landais, C., T. Piketty et E. Saez (2011), *Pour une révolution fiscale, un impôt sur le revenu pour le XXe siècle*, Le Seuil/République des idées.
- Maestri, V., F. Bogliacino et W. Salverda (2014), « Wealth Inequality and the Accumulation of Debt », Chapitre 4 in W. Salverda et al. (dir. pub.), *Changing Inequalities in Rich Countries: Analytical and Comparative Perspectives*, Oxford University Press.
- Morrisson, C. et F. Murtin (2013), « The Kuznets Curve of Human Capital Inequality: 1870-2010 », *Journal of Economic Inequality*, vol. 11, n° 3, Springer, pp. 283-301.
- OCDE (2014), *Études économiques de l'OCDE : Norvège 2014*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/19990391>.
- OCDE (2013a), *OECD Guidelines for Micro Statistics on Household Wealth*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264194878-en>.
- OCDE (2013b), *Panorama des pensions 2013: Les indicateurs de l'OCDE et du G20*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/pension_glance-2013-fr.
- OCDE (2008), « La distribution du patrimoine des ménages : ce que nous apprend la Luxembourg Wealth Study », chapitre 10 in *Croissance et inégalités: Distribution des revenus et pauvreté dans les pays de l'OCDE*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264044210-12-fr>.
- Piketty, T (2014), *Le capital au XXIe siècle*, Le seuil.
- Piketty, T. et E. Saez (2006), « How Progressive is the U.S. Federal Tax System? A Historical and International Perspective », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 21, n° 1, pp. 3-24.
- Piketty, T. et E. Saez (2003), « Income Inequality In The United States, 1913-1998 », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 118, n° 1, MIT Press, pp.1-39.
- Sierminska, E., A. Brandolini et T. Smeeding (2006), « The Luxembourg Wealth Study – A Cross-country Comparable Database for Household Wealth Research », *Journal of Economic Inequality*, vol. 4, pp. 375–383.
- Vermeulen, P. (2014), « How Fat Is the Top Tail of the Wealth Distribution? », *ECB Working Paper* n° 1692, Francfort, juillet.

Bases de données

Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines,
<http://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=WEALTH&lang=FR>.

Base de données de l'OCDE sur les comptes nationaux, www.oecd.org/fr/std/cn/.

Base de données de l'OCDE sur la distribution des revenus,
www.oecd.org/fr/social/donnees-distribution-revenus.htm.

Annexe 6.A1

Caractéristiques méthodologiques des données sur le patrimoine des ménages

Sources et caractéristiques des données

Le tableau 6.A1.1 décrit les sources de données utilisées pour cette étude, l'institution nationale responsable de la collecte des données ainsi que quelques caractéristiques des données. Pour la plupart des pays concernés, les données reposent sur des enquêtes menées auprès des ménages, ce qui implique que, comme c'est le cas dans toutes les enquêtes auprès des ménages, les enquêtes sur le patrimoine présentent des problèmes de qualité des données dus à l'échantillonnage et aux déclarations inexactes. La forte asymétrie de la distribution des patrimoines rend les erreurs d'échantillonnage particulièrement importantes. Les déclarations erronées proviennent typiquement du fait que les ménages les plus riches sont moins enclins à répondre, en particulier à propos de leur patrimoine financier. Dans la plupart des pays, les ménages les plus riches sont les plus susceptibles d'investir dans des actifs financiers, mais ils sont aussi les moins enclins à répondre aux enquêtes (OCDE, 2013a).

Généralement, des ajustements sont prévus pour compenser les erreurs d'échantillonnage et les déclarations erronées. Pour corriger la non-réponse à certains items, la plupart des pays ont recours à des méthodes d'imputation (tableau 6.A1.1). Dans l'enquête HFCS, ces ajustements incluent à la fois l'imputation simple et multiple. La base de données HFCS fournit cinq valeurs imputées pour chaque valeur manquante correspondant à une variable entrant dans la composition du patrimoine des ménages. Les données incluses dans la base de données de l'OCDE sont issues de la moyenne des cinq valeurs imputées.

Certaines parties de la population, comme les ménages les plus riches, peuvent ne pas être bien prises en compte par l'enquête, ce qui affecte les mesures du patrimoine au sommet de la distribution, ainsi que les niveaux de patrimoine moyens et la distribution des patrimoines¹. Il existe différentes possibilités pour améliorer la mesure des données sur le patrimoine au sommet de la distribution, par exemple en utilisant les informations issues d'autres sources comme le classement Forbes des grandes fortunes, ou en utilisant une distribution de Pareto à l'extrémité supérieure de la distribution des patrimoines, comme le fait Vermeulen (2014). Plusieurs pays menant des enquêtes sur le patrimoine (mais pas tous les pays étudiés ici) ont recours au suréchantillonnage des très riches (comme indiqué dans le tableau 6.A1.1), celui-ci reposant sur différentes méthodes : par exemple, l'Autriche a suréchantilloné les ménages habitant à Vienne en raison d'un taux plus important de non-réponse ; l'Espagne et la France ont utilisé des données individuelles sur le patrimoine net faisant appel à d'autres sources ; et la Belgique et l'Allemagne ont effectué un suréchantillonnage sur la base du revenu au niveau régional.

Comparaison de la Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines à d'autres sources

Plusieurs compilations non officielles de données sur le patrimoine des ménages ont été publiées ces dernières années. Parmi celles-ci, le rapport du Crédit Suisse est la plus

complète en termes de nombre de pays concernés et d'indicateurs de patrimoine. Les données du Crédit Suisse diffèrent à plusieurs égards de celles utilisées ici, qui reposent sur des tableaux normalisés fournis par les offices nationaux de statistique et les banques centrales. Tout d'abord, les données du Crédit Suisse visent à décrire la *distribution globale* du patrimoine des ménages, en fonction des individus, des pays et des régions dans le monde, contrairement à la portée bien plus étroite des données présentées dans ce chapitre. Ensuite, elles sont basées sur une combinaison de données d'enquêtes et du bilan des ménages du SCN, dont l'objectif est de fournir une description cohérente tant du niveau que de la distribution du patrimoine des ménages.

Les estimations du Crédit Suisse des *niveaux* de patrimoine des ménages (qui sont rapportés par *individu*, plutôt que par ménage) reposent surtout sur les comptes nationaux. Ceci signifie que, pour les pays dans lesquels les données d'enquête et du bilan sont disponibles, les données tirées du bilan sont préférées, tandis que les enquêtes sont utilisées pour les pays où elles constituent l'unique source d'information disponible, et les techniques économétriques et autres sont utilisées pour les autres pays. En outre, lorsque les données disponibles depuis les sources nationales ne sont pas à jour, le Crédit Suisse produit des estimations du patrimoine actuel en ajustant les données précédentes à l'aide des indices des prix du logement, des actifs financiers ou de la croissance du PIB par habitant. Les données du Crédit Suisse sur la *distribution* du patrimoine des ménages sont issues de données d'enquête pour environ 20 pays, estimées à partir de données sur la distribution des revenus pour la plupart des pays, et pour les pays restants, imputées d'après les données d'autres pays de la région disposant d'un revenu similaire ; la valeur des patrimoines au sein de la distribution est adaptée pour correspondre au patrimoine total des ménages et ajustée au sommet pour correspondre au nombre de milliardaires par pays selon *Forbes*.

Les niveaux de patrimoine rapportés par le Crédit Suisse (2010, 2011, 2012, 2013, 2014) sont largement similaires à ceux présentés dans le graphique 6.1, à quelques exceptions notables près. Selon les deux sources, le patrimoine moyen est plus élevé au Luxembourg, aux États-Unis, au Royaume-Uni et au Canada, et plus faible en République slovaque, aux Pays-Bas et en Grèce. On observe toutefois des différences importantes dans le classement des pays selon les deux sources pour l'Espagne, la Norvège et l'Australie.

Des informations comparatives sur la distribution des patrimoines ont récemment été rapportées à la fois par le Crédit Suisse et toute une série d'études universitaires (par exemple Piketty, 2014² ; Maestri et al., 2013). Lorsqu'on considère la concentration des patrimoines au sommet de la distribution, la plupart de ces études identifient les États-Unis comme l'un des pays les plus inégaux, mais le consensus est moins net pour les autres pays. Ainsi, le Crédit Suisse (2014) rapporte une très forte concentration des patrimoines au sommet de la distribution en Norvège par rapport aux autres pays, qui est même plus grande que celle rapportée dans ce chapitre. En revanche, Maestri et al. (2013) rapportent des indices de Gini au-dessus de la moyenne en termes d'inégalités dans la répartition des patrimoines pour l'Australie, le Canada, la Norvège et les États-Unis, pays qui sont également identifiés comme fortement inégalitaires dans ce chapitre. Les estimations des inégalités de patrimoine pour les pays sont fortement influencées par les choix méthodologiques spécifiques. Par exemple, les études de Beer et al. (2006) et Eizinger et al. (2008) pour l'Autriche rapportent de très fortes concentrations des patrimoines au sommet de la distribution (60 % pour le décile supérieur, et 34 % pour le centile supérieur) après inclusion des actifs des entreprises privées dans le patrimoine total des ménages.

Tableau 6.A1.1. Sources et caractéristiques des données

Source	Organisation à l'origine de l'enquête	Fréquence de la collecte	Années utilisées dans l'analyse	Taille de l'échantillon (nombre de ménages)	Taux de réponse	Suréchantillonage des ménages riches	Taux de suréchantillonage du déclé supérieur ¹	Imputation en cas de non-réponse aux items
Australie	Survey of Income and Housing (SIH)	Australian Bureau of Statistics	Tous les 2 ans	2006, 2012	~ 14 500	0.84	Non	..
Autriche	Household Finance and Consumption Survey (HFCS-SAT) ³	Oesterreichische Nationalbank	Tous les 2 ou 3 ans	2010	0.22	Oui	0.01	Oui
Belgique	Survey of the Financial Behaviour of Households (HFCS-BE) ³	Banque nationale de Belgique	Tous les 2 ou 3 ans	2010	..	Oui	0.05	Oui
Canada	Survey of Financial Security (SFS)	Statistique Canada	Tous les 6 ou 7 ans	1999, 2005, 2012	~ 20 000	0.69	Non	..
Finlande	Household Finance and Consumption Survey (HFCS-FN) ³	Banque de Finlande / Office statistique de Finlande	Tous les 2 ou 3 ans	2010	~ 13 500	0.82	Oui	0.07
France	Enquête Patrimoine (HFCS-FR) ³	INSEE	Tous les 2 ou 3 ans	2010	~ 24 000	0.69	Oui	0.13
Allemagne	German Panel on Household Finances (HFCS-GE) ³	Deutsche Bundesbank	Tous les 2 ou 3 ans	2010	~ 20 000	0.19	Oui	0.12
Grèce	Household Finance and Consumption Survey (HFCS-GR) ³	Banque nationale de Grèce	Tous les 2 ou 3 ans	2010	~ 6 500	0.47	Non	..
Italie	Survey of Household Income and Wealth (HFCS-IT) ³	Banque d'Italie	Tous les 2 ou 3 ans	2010	~ 15 500	0.52	Non	..
Corée	Survey of Household Finances (SHF)	Office statistique coréen	Tous les 5 ans	2013	~ 20 000	0.91	Non	Non
Luxembourg	Household Finance and Consumption Survey (HFCS-LX) ³	Banque Centrale du Luxembourg	Tous les 2 ou 3 ans	2010	~ 5 000	0.20	Oui	0.05
Pays-Bas	Wealth Statistics	Bureau statistique national	Annuel	2010	–	–	–	Oui
Norvège	DNB Household Survey by (HFCS-NL) ³	Netherlandsche Bank	Tous les 2 ou 3 ans	~ 2 000	0.58	–	–	Non
Portugal	Income Statistics for Households	Office statistique non régien	Annuel	2012	–	–	–	–
République slovaque	Survey on the Financial Situation of Households (HFCS-PG) ³	Banco de Portugal / Office statistique du Portugal	Tous les 2 ou 3 ans	2010	~ 8 000	0.64	Oui	0.02
Espagne	Household Finance and Consumption Survey (HFCS-SV) ³	Národná banka Slovenska	Tous les 2 ou 3 ans	2010	~ 2 000	..	Oui	Oui
Royaume-Uni ²	Financial Survey of Households (HFCS-SP) ³	Banco de España.	Tous les 2 ou 3 ans	2010	~ 12 000	0.57	Oui	0.19
Etats-Unis	Wealth in Great Britain (WGB)	Office for National Statistics	Tous les 2 ans	2012	~ 20 000	0.64	Oui	0.05
	Survey of Consumer Finances (SCF)	Board of Governors of the Federal Reserve System	Tous les 3 ans	2007, 2010, 2013	~ 9 000	0.68	Oui	0.15

Note : « .. » signifie indisponible ; « - » signifie sans objet.

1. Le taux de suréchantillonage est calculé comme étant la différence entre le nombre de ménages riches dans l'échantillon et dans la population.

2. Les données sur le Royaume-Uni ne concernent que la Grande-Bretagne.

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933209113>

Annexe 6.A2**Déterminants à long terme du patrimoine privé dans huit pays de l'OCDE**

Les déterminants à long terme du stock de patrimoine privé, selon Piketty (2014), ont été évalués dans huit pays de l'OCDE (Allemagne, Australie, Canada, États-Unis, France, Italie, Japon et Royaume-Uni) au cours de la période 1970-2010. La série de données sur le patrimoine de Piketty concerne le patrimoine privé (y compris le patrimoine des entreprises) en tant que part du PIB, plutôt que la notion plus étroite de patrimoine des ménages utilisée dans ce chapitre. Lorsqu'il décrit sa « deuxième loi fondamentale du capitalisme », Piketty déclare que le patrimoine privé converge vers un niveau fondamental qui est déterminé par le ratio du taux d'épargne sur le taux de croissance économique. En outre, Piketty identifie plusieurs facteurs qui peuvent mener à une appréciation des actifs financiers et immobiliers par rapport aux prix à la consommation. Pour saisir l'importance des facteurs identifiés par Piketty, le modèle économétrique suivant a été utilisé :

$$Y_{i,t} = a_i + d_t + \alpha S_{i,t} + \beta g_{i,t} + \gamma p_{i,t}^a + \eta p_{i,t}^h + u_{i,t}$$

où $Y_{i,t}$ représente le patrimoine privé, $S_{i,t}$ l'épargne nationale brute en pourcentage du PIB, $g_{i,t}$ le taux de croissance économique, $p_{i,t}^a$ un indice des prix des actions divisé par le déflateur de la consommation privée, $p_{i,t}^h$ un indice des prix du logement divisé par le déflateur de la consommation privée, $u_{i,t}$ le terme d'erreur, a_i des effets fixes par pays, et d_t des variables indicatrices temporelles. Les résultats sont décrits dans le tableau 6.A2.1

Les estimations suggèrent que le patrimoine privé en pourcentage du PIB par habitant est en corrélation négative avec le rythme de la croissance économique, tandis que le taux d'épargne nationale n'affiche pas d'association robuste avec lui. Les liens avec les prix relatifs des logements et des actions sont toujours très significativement positifs. Lorsque des variables au niveau des ménages sont utilisées pour l'épargne et le revenu, l'effet du prix relatif des logements reste significatif ; cette régression repose toutefois sur beaucoup moins d'observations et les résultats ne sont donc pas rapportés ici.

Globalement, ces résultats indiquent que la plupart des facteurs identifiés par Piketty (2014) sont corroborés empiriquement, à l'exception du taux d'épargne nationale. Cette dernière constatation s'explique probablement par le fait que la régression utilise des variables indicatrices des pays pour identifier les effets de l'évolution des variables dans le temps, et que le taux d'épargne varie de manière erratique d'une année à l'autre autour d'un niveau plutôt constant.

Tableau 6.A2.1. Déterminants à long terme du patrimoine privé dans huit pays de l'OCDE, 1970-2010

	(1)	(2)	(3)
La variable dépendante est la part du capital privé dans le PIB par habitant			
Taux d'épargne nationale brute	-0.054*** (0.008)	-0.014 (0.010)	-0.007 (0.009)
Croissance économique	-5.389*** (0.946)	-5.673*** (1.261)	-5.006*** (1.158)
Prix relatifs des logements	1.890*** (0.157)	1.315*** (0.174)	1.015*** (0.150)
Prix relatifs des actions	0.696*** (0.082)	0.487*** (0.105)	0.491*** (0.094)
Variable dépendante retardée			0.334*** (0.049)
Variables indicatrices de pays	Yes	Yes	Yes
Variables indicatrices temporelles	No	Yes	Yes
N	298	298	274
R ²	0.91	0.94	0.99

Note : Pour éviter le problème des racines unitaires, on utilise le cinquième retard de la variable dépendante.

Les estimations sont significatives au seuil de 10 %*, de 5 % **, de 1 % ***.

Source : Base de données de l'OCDE sur la distribution des patrimoines.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933209125>

Dans un second temps, il est possible de calculer les contributions de la croissance économique, des prix relatifs du logement et des prix relatifs des actions aux variations du ratio du patrimoine privé au PIB dans le temps. Pour ce faire, des moyennes décennales des trois facteurs (sur les périodes 1970-1979, 1980-1989, 1990-1999 et 2000-2010) sont tout d'abord calculées ; puis, leur évolution entre les années 70 et les années 2000 est multipliée par les coefficients correspondants rapportés dans le tableau ci-dessus, et associée à l'évolution du ratio patrimoine privé/PIB. Cette analyse suggère que la croissance économique, les prix relatifs du logement et les prix relatifs des actions expliquent chacun environ 20 % de la variation dans la part du ratio patrimoine privé/PIB en moyenne dans les huit pays de l'OCDE entre les années 70 et 2000. Le reste de l'évolution du patrimoine privé renvoie aux facteurs non observés qui ne sont pas pris en compte dans la régression ci-dessus. Globalement, les effets cumulatifs des trois facteurs expliquent, respectivement, 86 % et 98 % de la hausse du patrimoine privé au Royaume-Uni et aux États-Unis. L'augmentation des prix des logements explique une plus grande part de la hausse du patrimoine privé au Royaume-Uni (38 %) et aux États-Unis (45 %), tandis que les prix des actions représentent 32 % de la hausse du capital privé aux États-Unis.

Notes

1. Néanmoins, l'impact sur les principaux indicateurs produits par l'enquête pour les autres fractions de la population doit rester limité.
2. L'analyse historique de Piketty (2014) repose principalement sur une combinaison de données fiscales et des comptes nationaux. Pour certains pays, l'existence de déclarations d'impôts sur la fortune et sur les successions depuis fort longtemps permet d'étudier les tendances historiques de la concentration des patrimoines. Les déclarations de succession pour la taxation des héritages contiennent généralement une liste complète des actifs et des passifs du défunt, ainsi que des informations sur ses caractéristiques démographiques. Cependant, les données de ce type ne sont généralement disponibles que de manière irrégulière, et pour un nombre limité de pays. En outre, les données sur les successions reflètent le patrimoine de personnes décédées, qui sont principalement des personnes âgées, ce qui implique que les populations des individus vivants et décédés ne sont pas directement comparables. Pour utiliser les déclarations de succession afin d'obtenir des informations sur la distribution des patrimoines chez les individus vivants, les chercheurs utilisent des « multiplicateurs de mortalité » (à savoir l'inverse des taux de mortalité par groupes d'âge, avec des ajustements aux pondérations pour refléter le différentiel de mortalité selon le sexe et le statut social).

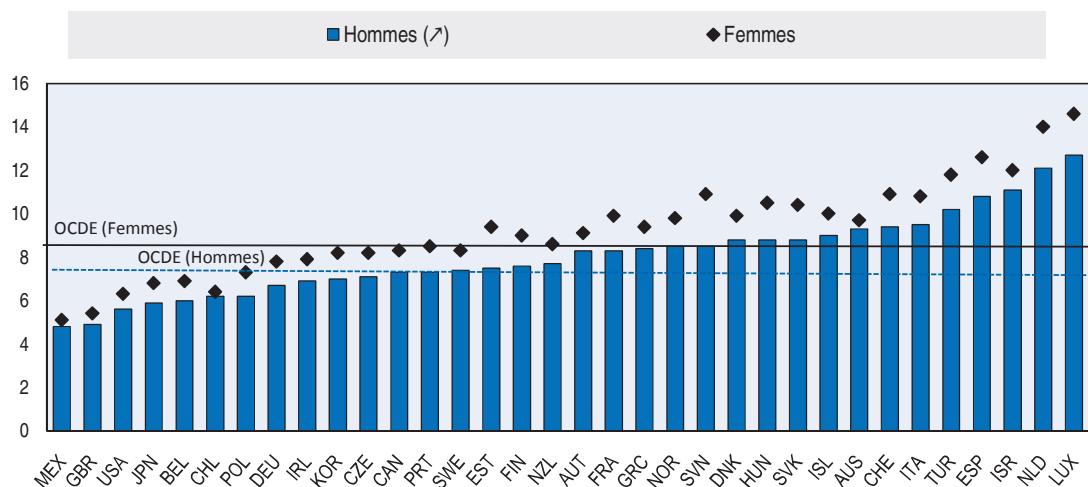
Annexe 6.A3

Estimations du patrimoine-retraite futur

Une autre approche pour évaluer le montant du patrimoine-retraite des ménages est fournie par des modèles qui proposent une estimation des flux des prestations de retraite que les individus affichant diverses caractéristiques peuvent espérer percevoir à l'avenir. L'indicateur présenté dans la série de rapports de l'OCDE *Panorama des pensions* et exposé ci-dessous fait référence à la projection du patrimoine-retraite des futurs retraités et repose sur les flux pendant la durée de vie de toutes les prestations de retraite (publiques et privées) pour un « individu type ». Il ne représente pas le patrimoine-retraite actuel d'individus réels. Les calculs font appel aux taux de mortalité des pays et à un taux d'actualisation unique de 2 %. Selon les modèles de pension de l'OCDE, le patrimoine-retraite net des individus entrant sur le marché du travail en 2012 (net d'impôts et des contributions de sécurité sociale prélevés sur le revenu de pension) est le plus élevé au Luxembourg (à 12 ou 14 fois le revenu annuel moyen pour les hommes et les femmes, respectivement) et le plus faible au Mexique, au Royaume-Uni et aux États-Unis (graphique 6.16). Par ailleurs, les pensions privées volontaires (qui ne sont pas prises en compte dans les modèles de pension de l'OCDE) sont des sources importantes de revenu dans des pays comme le Canada, l'Irlande, le Royaume-Uni et les États-Unis.

Dans la plupart des pays de l'OCDE, les plans de retraite publics obligatoires ou quasi-obligatoires représentent presque la totalité du patrimoine-retraite (graphique 6.17). Les retraites privées obligatoires représentent environ 50 à 60 % du système de retraite obligatoire en Australie, au Danemark, en Israël et aux Pays-Bas, et bien plus au Chili, en Islande et au Mexique.

Graphique 6.A3.1. Patrimoine-retraite net des futurs retraités en multiple des revenus bruts annuels des individus, pays de l'OCDE

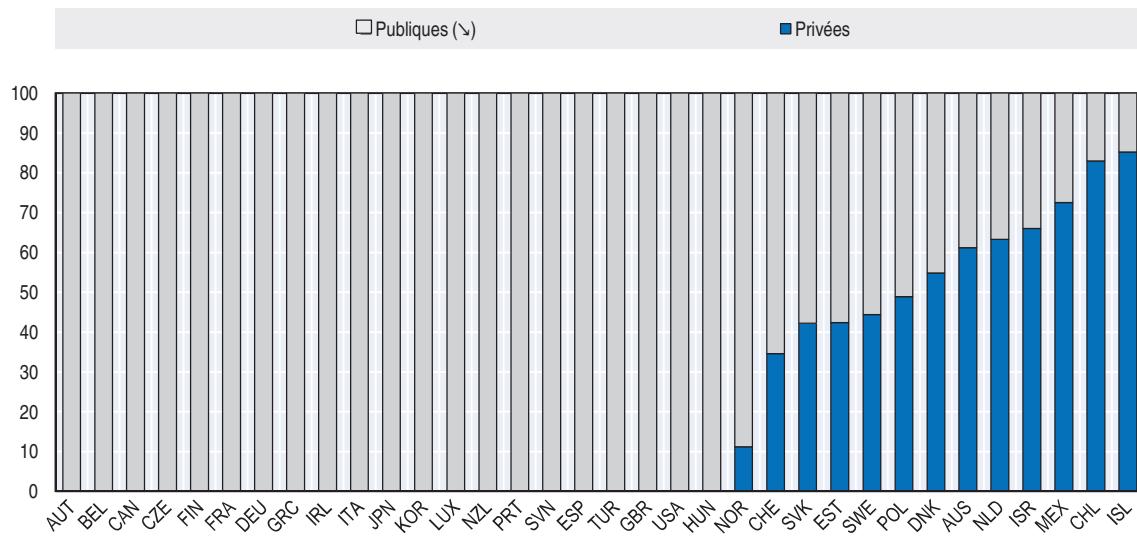


Source : OCDE (2013), *Panorama des pensions 2013 : Les indicateurs de l'OCDE et du G20*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/pension_glance-2013-fr.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208701>

Graphique 6.A3.2. Parts respectives des retraites obligatoires publiques et privées

Pourcentage du patrimoine-retraite



Source : OCDE (2013), *Panorama des pensions 2013 : Les indicateurs de l'OCDE et du G20*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/pension_glance-2013-fr.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208713>

Chapitre 7

Inégalités et redistribution par la fiscalité dans les pays émergents¹

On s'intéressera dans ce chapitre aux inégalités de revenu et à la redistribution par la fiscalité dans les pays émergents. Dans une première partie, on décrira le niveau général et l'évolution des inégalités ainsi que des dépenses sociales et de la fiscalité dans quelques pays émergents en les comparant à ceux généralement observés dans la zone OCDE. On mettra aussi en lumière certaines politiques redistributives récemment mises en œuvre dans de grands pays émergents et des pays partenaires clés de l'OCDE. Dans la deuxième partie de ce chapitre, on analysera en profondeur la redistribution dans sept pays à revenu intermédiaire qui participent au projet Commitment to Equity (CEQ) : Afrique du Sud, Brésil, Chili, Colombie, Indonésie, Mexique et Pérou. À l'aide de la méthode d'analyse de l'incidence fiscale, on étudiera l'effet redistributif et l'effet sur la pauvreté de la politique fiscale (impôts directs, prestations monétaires, impôts indirects nets et avantages en nature sous forme de services d'éducation et de santé).

Les sections 7.1 et 7.2 de ce chapitre ont été préparées par la Division des politiques sociales de la Direction de l'emploi, du travail et des affaires sociales de l'OCDE. La section 7.3 et ses annexes ont été rédigées par Nora Lustig, de l'Université Tulane, et s'inspirent de Lustig (2015b).

Les données statistiques concernant Israël sont fournies par et sous la responsabilité des autorités israéliennes compétentes. L'utilisation de ces données par l'OCDE est sans préjudice du statut des hauteurs du Golan, de Jérusalem Est et des colonies de peuplement israéliennes en Cisjordanie aux termes du droit international.

7.1. Introduction et principaux résultats

On étudie dans ce chapitre les inégalités de revenu et la redistribution des revenus dans les pays émergents. Dans ces pays, les inégalités sont généralement plus marquées que dans la plupart des pays de l'OCDE, même si l'on observe de grandes différences dans les tendances observées depuis une dizaine d'années. En particulier, les pays à revenu intermédiaire d'Amérique latine ont montré des signes prometteurs d'un recul des inégalités (Lustig et al., 2012), et le mouvement vers un creusement des inégalités semble s'être interrompu dans plusieurs autres pays, notamment en Chine (OCDE, 2015a).

À la différence des tendances observées récemment dans la plupart des pays de l'OCDE, où des mesures d'austérité ont été prises dans le cadre de politiques d'assainissement budgétaire, la plupart des pays émergents ont *renforcé* la protection sociale et intensifié les mesures de redistribution pour s'attaquer aux problèmes de pauvreté et d'inégalité élevées. Dans certains pays, les mesures de redistribution des revenus sont devenues une pièce maîtresse du modèle de croissance (OCDE, 2014a).

La section 7.2 de ce chapitre fait la synthèse des différences du niveau et de l'évolution générale des inégalités ainsi que des dépenses sociales et de la fiscalité dans les pays émergents, en comparant les principaux indicateurs avec ceux généralement enregistrés dans les pays de l'OCDE. Elle met aussi en évidence certains exemples marquants de politiques redistributives récemment appliquées par de grandes économies émergentes et des partenaires clés de l'OCDE.

Dans la partie principale de ce chapitre (section 7.3), on examinera l'effet redistributif de la politique fiscale de sept pays à revenu intermédiaire qui participent au projet *Commitment to Equity* (CEQ)² pendant une année autour de 2010 : Afrique du Sud, Brésil, Chili, Colombie, Indonésie, Mexique et Pérou³. Dans ce chapitre, on entend par « politique fiscale » les principales mesures fiscales suivantes : impôts directs, prestations monétaires directes, impôts indirects nets et prestations en nature (avantages sous forme de services d'éducation et de santé). On applique dans cette analyse la même méthode à tous les pays, conçue pour être la plus complète possible, sans renoncer aux détails des composantes particulières de l'analyse. La méthode d'analyse de l'incidence fiscale est décrite en détail dans Lustig et Higgins (2013) et résumée à l'encadré 7.2 et à l'annexe 7.A1. En substance, cette méthode suit une « approche comptable » pour estimer l'incidence moyenne des mesures fiscales. Comme souvent dans les analyses d'incidence de la fiscalité et des prestations, les résultats ne prennent pas en considération les effets sur le comportement, le cycle de vie ou l'équilibre général.

Ce chapitre apporte plusieurs éclairages importants. Premièrement, il actualise et élargit le débat sur l'évolution des inégalités et les politiques redistributives dans de grands pays émergents et des pays partenaires clés de l'OCDE. Deuxièmement, les résultats des analyses de l'incidence fiscale sont comparables entre les différents pays car on a appliqué à la section 7.3 la même méthode aux sept études nationales. Troisièmement, ces analyses présentent des résultats non seulement sur les inégalités, mais aussi sur la pauvreté. Quatrièmement, elles estiment le rôle des principales interventions fiscales dans la réduction globale des inégalités. Enfin, des analyses de sensibilité présentent les résultats d'un autre scénario possible dans lequel les retraites des régimes contributifs sont considérées comme des revenus différés et non pas comme des prestations publiques.

Les principales conclusions qui se dégagent du chapitre sont les suivantes :

- Les inégalités sont généralement plus marquées dans les pays émergents mais à la différence de la zone OCDE, elles ont tendance à reculer, particulièrement en Amérique latine, même si ce recul s'est ralenti depuis 2010, essentiellement en termes de réduction de la pauvreté. D'autres pays comme l'Afrique du Sud, la Chine et l'Indonésie sont devenus plus inégalitaires sur une longue période.
- Les dépenses sociales et la fiscalité restent relativement faibles dans les pays émergents, même si l'on observe de grandes différences selon les pays. Les dépenses sociales sont très faibles en Inde et en Indonésie alors qu'au Brésil, en Lettonie et en Fédération de Russie, elles sont légèrement inférieures à la moyenne de l'OCDE. Les niveaux d'imposition suivent un schéma analogue. Les impôts généraux sur la consommation (essentiellement la TVA et les taxes sur les ventes) représentent la majorité des recettes fiscales, et leur part est considérablement plus importante que dans la moyenne des pays de l'OCDE.
- Les politiques redistributives ont été renforcées dans de nombreux pays émergents, plusieurs pays rendant les prestations monétaires plus généreuses tandis que d'autres s'efforcent d'étendre la couverture des indemnités de chômage et de l'assurance-maladie, et l'accès à l'éducation. Dans le même temps, il existe une marge de manœuvre considérable pour rendre les systèmes fiscaux plus progressifs et accroître les recettes fiscales en encourageant l'emploi formel et en élargissant l'assiette fiscale.
- Dans les sept pays retenus dans l'étude de cas de la section 7.3, la politique fiscale globale réduit les inégalités de revenu à différents degrés, l'effet redistributif le plus important étant observé en Afrique du Sud et le plus faible en Indonésie. Les résultats de l'Afrique du Sud peuvent s'expliquer par un vaste effort de redistribution à l'aide de prestations ciblées sur les pauvres conjugués à des impôts directs ciblés sur les riches. Malgré cela, sur les sept pays, l'Afrique du Sud demeure le pays le plus inégalitaire.
- La redistribution des revenus est généralement plus importante dans les pays les plus inégalitaires au départ : elle est considérablement plus élevée dans les pays où les inégalités de revenu marchand sont les plus marquées, comme l'Afrique du Sud et le Brésil, que dans ceux où les inégalités sont relativement moins fortes comme l'Indonésie et le Pérou.
- Comme on pouvait s'y attendre, l'ampleur de la redistribution des revenus est en partie liée à la taille du budget alloué aux dépenses sociales (en part du PIB). La redistribution est considérablement plus importante dans les pays où les dépenses sociales sont élevées, comme l'Afrique du Sud et le Brésil, qu'en Colombie, en Indonésie et au Pérou, où elles sont plus limitées. Les différences entre les pays laissent cependant supposer que des facteurs institutionnels, politiques et démographiques ont aussi un effet sur le niveau de redistribution.
- Les impôts directs et les prestations directes exercent généralement un effet égalisateur. Les impôts indirects ont un effet égalisateur au Chili, au Mexique et au Pérou et un effet neutre en Afrique du Sud, mais aggravent les inégalités au Brésil, en Colombie et en Indonésie.

- Les pensions contributives ont un effet égalisateur au Brésil, en Colombie et en Indonésie, et amplifient les inégalités au Mexique et au Pérou. Elles les aggravent très légèrement au Chili.
- Les dépenses totales par habitant consacrées à l'enseignement public sont généralement plus élevées pour les ménages les plus pauvres (en d'autres termes, elles sont favorables aux pauvres) dans tous les pays sauf en Indonésie, où les avantages par habitant sont approximativement les mêmes pour tous les ménages. Les dépenses publiques en faveur de l'enseignement supérieur augmentent avec le revenu dans tous les pays, mais aggravent les inégalités uniquement en Indonésie.
- Les dépenses de santé bénéficient aux pauvres (les dépenses de santé par habitant ayant tendance à diminuer avec le revenu) en Afrique du Sud, au Brésil, au Chili et en Colombie. Au Mexique, les avantages par habitant sont à peu près identiques sur toute l'échelle des revenus. En Indonésie et au Pérou, les dépenses de santé par habitant tendent à s'accroître avec le revenu, mais réduisent néanmoins les inégalités.
- Bien que les dépenses d'éducation et de santé soient les éléments de la politique fiscale qui ont le plus grand effet redistributif, les informations existantes ne permettent pas de déterminer dans quelle mesure la progressivité des dépenses d'éducation et de santé ou leur caractère favorable aux pauvres provient des différences dans les caractéristiques des ménages ou des individus, qui pourraient expliquer que les ménages les plus pauvres (qui ont davantage d'enfants et qui sont en plus mauvaise santé par exemple) les utilisent plus intensément, ou du fait que les classes les plus aisées choisissent de ne pas bénéficier de ces services.
- Alors qu'il ne fait pas de doute que dans l'ensemble, les politiques fiscales réduisent les inégalités de revenu, leurs résultats sont moins favorables si l'on considère la réduction de la pauvreté. En Afrique du Sud, au Chili, en Indonésie et au Pérou, la pauvreté après avoir tenu compte des prestations monétaires, des impôts directs nets et des impôts indirects nets est inférieure à la pauvreté en termes de revenu marchand. En Colombie cependant, la pauvreté monétaire s'aggrave si l'on tient compte des impôts et des prestations monétaires, sous l'effet des impôts indirects. De même au Brésil, la pauvreté monétaire serait plus élevée si les pensions publiques étaient considérées comme des revenus différés et non pas comme des prestations publiques, ce qui signifie qu'une partie des pauvres qui ne sont pas retraités sont des contributeurs nets au système fiscal.

Ce chapitre est organisé comme suit : la section 7.2 dresse un panorama des inégalités et des politiques redistributives dans les pays émergents, et la section 7.3 analyse en détail l'effet redistributif des politiques fiscales dans sept pays à revenu intermédiaire.

La section 7.2 se compose de quatre parties. La première donne un aperçu des inégalités et de leur évolution dans les sept pays à revenu intermédiaire étudiés en détail à la section 7.3 ainsi que dans d'autres grands pays émergents en les comparant aux pays de la zone OCDE. La deuxième partie présente la composition des dépenses sociales publiques et la structure des recettes publiques dans le même ensemble de pays. Enfin, la troisième partie met en lumière des exemples récents de politiques redistributives qui ont été élaborées et appliquées dans certains pays, et la dernière partie présente des conclusions.

La section 7.3 comprend sept parties qui analysent en détail l'effet des politiques fiscales sur les inégalités et la pauvreté dans sept pays émergents à revenu intermédiaire. Elle analyse aussi dans quelle mesure les dépenses publiques d'éducation et de santé sont favorables aux pauvres. La dernière partie conclut cette section.

7.2. Évolution des inégalités et interventions des pouvoirs publics dans les pays émergents

Les inégalités de revenu dans les pays émergents

Comme le montre le chapitre 1 de ce rapport, dans la plupart des pays de l'OCDE, les inégalités de revenu se sont creusées au cours des 30 dernières années, et ont parfois atteint des records. Les pays émergents, où les inégalités sont souvent plus marquées que dans les pays de l'OCDE, ont suivi la même évolution dans les années 80 et 90, mais certains affichent des tendances plus prometteuses depuis une dizaine d'années.

On observe de grandes disparités entre les grandes régions du monde (définies dans Ferreira et al., 2015 ; Lopez-Calva et Lustig, 2010). La région Amérique latine et Caraïbes est de loin celle qui connaît les inégalités les plus fortes. Les inégalités sont aussi supérieures à la moyenne en Afrique subsaharienne. Elles se situent autour de la moyenne en Asie de l'Est, alors que l'Europe orientale, l'Asie centrale et l'Asie du sud sont les régions les plus égalitaires. Parmi les pays émergents et en développement, de façon générale, ce sont les pays à faible revenu qui connaissent le moins d'inégalités, et ceux à revenu intermédiaire (tranche supérieure) qui en connaissent le plus.

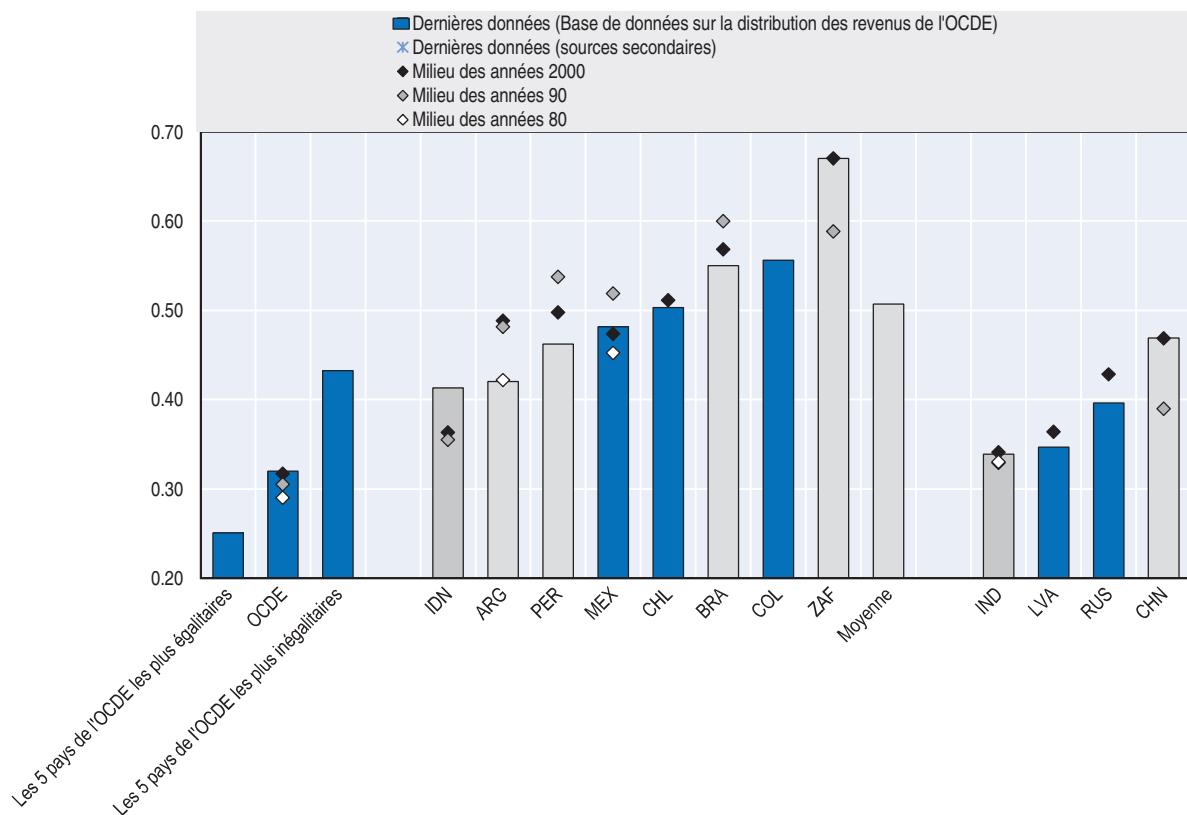
D'après les dernières données dont on dispose, le niveau des inégalités dans les pays émergents est en moyenne plus élevé que dans la région OCDE, et proche ou supérieur au niveau des pays de l'OCDE les plus inégalitaires. Le graphique 7.1 compare les coefficients de Gini de la moyenne des pays de l'OCDE, ainsi que des pays de l'OCDE les plus égalitaires et les plus inégalitaires, aux inégalités dans les sept pays étudiés à la section 7.3 et dans quelques grands pays émergents. Alors que dans la zone OCDE, le coefficient de Gini est en moyenne de 0.32 (0.25 dans les pays les plus égalitaires et 0.4 dans les pays les plus inégalitaires), il se situe entre 0.34 et 0.4 en Inde, en Indonésie et dans la Fédération de Russie, autour de 0.45 à 0.56 en Chine, au Pérou, au Mexique, au Chili, au Brésil et en Colombie, et c'est en Afrique du Sud qu'il est le plus élevé (0.67).

Dans cette comparaison, il importe de garder à l'esprit que toutes les données ne sont pas parfaitement comparables. Celles sur les pays de l'OCDE, la Fédération de Russie et la Colombie (bandes bleues) reposent sur le concept du revenu standard de l'OCDE, tandis que les autres données sont basées sur des concepts différents, en particulier celles sur l'Indonésie et l'Inde, qui reposent sur la consommation et sous-estiment probablement les inégalités (voir l'encadré 7.1).

Alors que depuis 30 ans, les inégalités n'ont cessé de s'accroître dans la plupart des pays de l'OCDE, elles ont généralement diminué depuis le milieu des années 90 dans plusieurs pays émergents, en particulier en Amérique latine et aux Caraïbes (Lopez-Calva et Lustig, 2010). Les inégalités ont particulièrement reculé au Pérou, au Mexique, au Brésil et en Argentine (depuis les années 2000), et dans une moindre mesure au Chili. Il n'en reste pas moins que dans la région, le recul des inégalités a généralement été beaucoup plus limité depuis 2010, en particulier en termes de réduction de la pauvreté. Les inégalités ont aussi diminué dans la Fédération de Russie. En revanche, en Indonésie et en Afrique du Sud, elles se sont aggravées avec le temps. Elles se sont aussi accrues à long terme en Chine, en particulier après l'ouverture de l'économie dans les années 90, mais se sont généralement stabilisées depuis 2010 (OCDE, 2015a). En Inde, elles sont restées globalement stables.

Graphique 7.1. Coefficients de Gini dans quelques pays émergents et pays de l'OCDE, population totale

Inégalités de revenu (coefficient de Gini), 2013 ou dernière année disponible



Note :

Les données sur l'Indonésie, l'Argentine, le Pérou, le Brésil, l'Afrique du Sud, l'Inde et la Chine (bandes grises) proviennent de sources de données secondaires et ne sont pas strictement comparables avec les données de la *Base de données sur la distribution des revenus et la pauvreté de l'OCDE* (IDD) (bandes bleues). Les coefficients de Gini sont établis sur la base du revenu équivalent pour les pays de l'OCDE, la Colombie, la Lettonie et la Fédération de Russie, et du revenu par habitant pour les autres pays partenaires à l'exception de l'Inde et de l'Indonésie, pour lesquels on a utilisé la consommation par habitant. Les données du milieu des années 80 sur l'Argentine et le Mexique correspondent respectivement à 1986 et 1984. Les données du milieu des années 90 sur le Mexique, le Pérou et l'Indonésie correspondent respectivement à 1994, 1997 et 1996. Enfin celles du milieu des années 2000 sur le Mexique, le Chili et la Fédération de Russie correspondent respectivement à 2004, 2006 et 2008.

Source : *Base de données sur la distribution des revenus et la pauvreté* pour les pays de l'OCDE, la Lettonie, la Fédération de Russie et la Colombie ; Banque mondiale, Poverty and Inequality Database pour l'Inde ; Statistics Indonesia (Susenas) pour l'Indonésie ; OCDE (2015), *All on Board: Making Inclusive Growth Happen in China*, Éditions OCDE pour la Chine ; base de données SEDLAC (Socio-Economic Database for Latin America and the Caribbean), pour l'Argentine, le Brésil et le Pérou. Pour l'Afrique du Sud, les données proviennent de Leibbrandt, M., I. Woolard, A. Finn et J. Argent (2010), « Trends in South African Income Distribution and Poverty since the Fall of Apartheid », *Documents de travail de l'OCDE sur les questions sociales, l'emploi et les migrations*, n° 101, Éditions OCDE, Paris ; et de Finn, A. et M. Leibbrandt (2013), « Mobility and Inequality in the First Three Waves of NIDS », *SALDRU Working Paper*, n° 120, University of Cape Town, *NIDS Discussion Paper*, n° 2013/2 pour 2012.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208729>

Ces évolutions ont eu lieu alors que le revenu réel des ménages augmentait dans de nombreux pays comme la Fédération de Russie, le Brésil, l'Inde et l'Afrique du Sud. En Chine, l'expansion économique rapide ne s'est traduite par des progrès équivalents du

revenu global disponible des ménages que depuis 2010 environ (OCDE, 2015a). On voit donc que la croissance des revenus ne lisse pas nécessairement leur répartition.

Dans les pays émergents, les éléments moteurs des inégalités sont étroitement liés au rôle du marché du travail, tout comme dans les pays développés. Dans de nombreux pays, l'un des principaux facteurs du recul des inégalités de revenu a été la réduction des inégalités des revenus du travail liée à la diminution de la dispersion des salaires et/ou au nombre accru d'adultes dans la population active. En Argentine, au Brésil, au Mexique et au Pérou, on constate que l'effet « salaires » est largement responsable de la réduction des inégalités (Lopez-Calva et Lustig, 2010). En revanche, dans la Fédération de Russie, l'évolution du marché de l'emploi pourrait avoir freiné le recul des inégalités (BIT, 2015).

En Amérique latine, la réduction des inégalités résulte du recul des inégalités des revenus autres que ceux du travail, grâce à un accroissement et à un meilleur ciblage des prestations publiques, conjugués, surtout, à un recul des inégalités des revenus du travail, grâce à un comblement de l'écart entre les salaires des travailleurs peu qualifiés et très qualifiés (ce qu'il est convenu d'appeler l'avantage salarial lié aux études, voir Lopez-Calva et Lustig, 2010). Au Brésil par exemple, mais aussi en Argentine, au Mexique et au Pérou, cet avantage salarial, qui était autrefois élevé, s'est réduit. Cette réduction s'explique, entre autres facteurs complémentaires, par un accès accru à l'éducation (Lopez-Calva et Lustig, 2010 ; OCDE, 2014a). En revanche, en Afrique du Sud, l'accroissement des inégalités de revenu est lié à la hausse conjuguée chômage et des disparités salariales (Leibbrandt et al., 2010 ; BIT, 2015).

Alors que les causes profondes des pressions exercées sur la répartition des revenus – progrès technologique, mondialisation, évolution structurelle du marché du travail – sont caractéristiques des pays de l'OCDE tout comme des autres pays, certains facteurs clés sont spécifiques aux économies émergentes. Premièrement, la structure de leur marché du travail est différente de celle des pays développés. En particulier, le secteur informel y est non négligeable. La part des travailleurs informels dans l'emploi total est supérieure à 60 % en Colombie et au Pérou, et de 50 % au Brésil et au Mexique et 40 % en Argentine et au Chili⁴. Elle atteint 80 % en Inde, 70 % en Indonésie et 30 % en Chine et en Afrique du Sud⁵. Le secteur informel a des répercussions majeures sur la répartition des revenus par de nombreux canaux tels que des désavantages salariaux, une faible progression de carrière, l'exclusion du marché de l'emploi et de la réglementation sur la protection sociale (OCDE, 2012). La proportion élevée de travailleurs employés en dehors du secteur formel se traduit par une progressivité plus faible de l'impôt sur le revenu et des prestations sociales (voir par exemple OCDE, 2015d). Depuis la crise, les risques de passer au secteur informel se sont accrus, en particulier parmi les personnes défavorisées (OCDE, 2010a).

L'accès à l'éducation et la qualité de l'éducation ont aussi un effet notable sur l'évolution des inégalités dans les pays émergents. Les scores de l'épreuve PISA montrent que plusieurs pays émergents sont encore très à la traîne par rapport aux pays de l'OCDE si l'on considère les acquis scolaires. En outre, les écarts de niveau d'instruction demeurent importants entre des individus de milieux socio-économiques différents, qui limitent l'employabilité et les compétences de la population active et aggravent les inégalités.

Encadré 7.1. Mesurer les inégalités dans les pays émergents

La mesure de référence pour estimer les inégalités de revenu dans les pays de l'OCDE est le revenu disponible équivalent net des ménages, conformément aux concepts et définitions du revenu selon les lignes directrices du Groupe de Canberra sur les statistiques relatives aux revenus des ménages (Nations Unies, 2011). Les indicateurs qui en résultent sont disponibles dans la *Base de données sur la distribution des revenus et la pauvreté* (www.oecd.org/fr/social/donnees-distribution-revenus.htm). Cette base de données couvre aussi un certain nombre de pays émergents membres et non-membres de l'OCDE. Il est difficile d'évaluer l'ampleur des inégalités de revenu et leur évolution avec le temps dans d'autres pays émergents car les concepts et définitions, ainsi que les bases de données sous-jacentes, ne sont pas les mêmes.

Premièrement, dans certains cas (Inde et Indonésie par exemple), la mesure des inégalités repose sur la consommation, ce qui donne généralement des niveaux d'inégalité inférieurs aux mesures basées sur le revenu (Morelli et al., 2015). Deininger et Squire (1996) estiment qu'en moyenne, les coefficients de Gini calculés sur la base des dépenses de consommation sont inférieurs de quelque 6.6 points aux coefficients établis sur la base du revenu. De plus, les différences de définition de la consommation elle-même rendent les comparaisons internationales encore plus difficiles. Parmi les principaux obstacles, on peut citer la variation du nombre d'éléments de consommation, le fait que les participants aux enquêtes comptabilisent eux-mêmes leur consommation ou sont interrogés, la période au sujet de laquelle les enquêtés doivent faire appel à leur mémoire et les différentes méthodes utilisées pour imputer le logement, les biens durables et la production domestique, qui modifient l'incidence de la consommation en nature.

Deuxièmement, la définition du revenu peut aussi varier – et c'est généralement le cas – entre les différentes bases de données, selon par exemple que l'on prend en considération le revenu en nature, les loyers imputés et la production domestique, selon la façon dont on les traite et selon que l'on prend bien en compte des sources de revenu particulières comme les envois de fonds, les prestations privées ou les revenus de la propriété. En outre, le revenu peut être communiqué sur une base nette ou brute. Dans ce dernier cas (comme pour les données sur l'Argentine), les mesures des inégalités sont basées sur le revenu avant impôts, et ne rendent pas compte de l'effet des politiques redistributives. Les inégalités déclarées sont alors généralement plus marquées.

Enfin, comme indicateur de bien-être, le revenu peut être corrigé pour tenir compte des économies d'échelles à l'aide de ce que l'on appelle des échelles d'équivalence (voir www.oecd.org/els/soc/OECD-Note-EquivalenceScales.pdf). Alors que toutes les estimations de l'OCDE sont établies sur la base du revenu équivalent des ménages, les données dont on dispose sur la plupart des pays émergents retiennent comme norme le revenu par habitant, et omettent ainsi toute économie d'échelle au sein des ménages.

Plusieurs projets ont été récemment élaborés afin d'améliorer les comparaisons entre les pays dans le domaine des inégalités, dans le but d'établir des « bases de données secondaires sur les inégalités ». Ces projets recueillent les sources de données existantes, mais corrigeant aussi les données afin de les rendre plus comparables (en tentant par exemple de parvenir à des définitions comparables lorsqu'il est impossible de faire des comparaisons *ex-ante*). Ils proposent aussi des optimums de second rang dans d'autres sources de données lorsque l'on ne peut pas trouver de solution optimale, comme c'est généralement le cas. Parmi les bases de données importantes de ce type, on peut citer la Luxembourg Income Study (LIS), l'Institut mondial de recherche sur les aspects économiques du développement (WIDER), la Base de données mondiale sur l'inégalité (WIID) de l'Université des Nations Unies, les ensembles de données du World Income Distribution (WYD), de PovCal et des Indicateurs du développement dans le monde (IDM) de la Banque mondiale et le Chartbook of Economic Inequality Data (Atkinson et Morelli, 2014). Le Journal of Income Inequality (2015, numéro spécial) et Förster et Tóth (2015) analysent en détail les avantages et les inconvénients de ces bases de données, ainsi que d'autres.

Le sexe, les origines ethniques et les discriminations contre les migrants sont des facteurs importants qui expliquent les inégalités de revenu marquées dans de nombreux pays émergents. En Inde par exemple, la discrimination professionnelle influe sur les inégalités entre hommes et femmes (Kapsos et al., 2014). En Afrique du Sud, la pauvreté monétaire reste profonde dans les groupes raciaux « africains » et « coloured » et dans les zones urbaines (Leibbrandt et al., 2010). Dans ce pays, les inégalités sur le marché du travail – du fait du chômage élevé, de l’existence d’un secteur informel et des inégalités de revenu – sont l’une des raisons pour lesquelles le marché du travail joue un rôle négatif dans la répartition des revenus.

Enfin, les grandes fractures régionales jouent un rôle important dans certaines économies émergentes. Souvent, elles se superposent à des déséquilibres régionaux du fait de dotations en ressources inégales, d’un éloignement par rapport aux marchés, de rapports de forces déséquilibrés de longue date, d’inégalités ethniques et raciales et de faiblesses institutionnelles. En Chine par exemple, les inégalités géographiques restent élevées et proviennent de différences importantes et persistantes entre les revenus urbains et ruraux au sein des provinces. Cependant, des éléments récents indiquent que depuis quelques années, les provinces les plus pauvres connaissent une croissance plus rapide que les provinces les plus riches (OCDE, 2015a), ce qui contribue à un recul des inégalités. En Indonésie, la persistance des disparités régionales, exacerbées par une politique de décentralisation menée durant les années 2000, a provoqué des différences croissantes et marquées des inégalités selon les zones géographiques, et des disparités constantes entre la pauvreté rurale et urbaine (Miranti et al., 2013).

Taille du budget, dépenses sociales et fiscalité

La possibilité pour un pays de redistribuer les revenus est déterminée avant tout par la taille et la composition de son budget et le mode de financement de ses dépenses publiques. Les dépenses sociales publiques en part du PIB sont en général considérablement plus faibles dans les pays émergents que dans les pays de l’OCDE. En outre, on observe de grandes différences selon les pays, avec des dépenses relativement modestes en Indonésie et en Inde⁶ et des niveaux proches de la moyenne des pays de l’OCDE au Brésil, en Lettonie et en Fédération de Russie. En Chine, les dépenses sociales publiques sont considérablement inférieures à celles des pays de l’OCDE et d’autres économies émergentes, mais sont comparables à la moyenne des dépenses sociales dans la région Asie-Pacifique (OCDE, 2015g).

Les dépenses publiques sous forme de prestations monétaires (pensions de vieillesse et garanties de ressources pour la population d’âge actif par exemple⁷) sont en moyenne beaucoup plus faibles dans les pays émergents que dans les pays de l’OCDE, et expliquent en grande partie les différences des dépenses sociales publiques globales. En outre, les dépenses consacrées aux prestations monétaires ont tendance à varier beaucoup plus que les dépenses de santé et d’éducation, tant entre les pays émergents que par comparaison avec la moyenne des pays de l’OCDE. Les dépenses consacrées aux prestations monétaires sont particulièrement élevées au Brésil, en Lettonie et en Fédération de Russie. Au Brésil, les dépenses publiques au titre des retraites représentent la majeure partie de ces dépenses. En fait, les dépenses publiques de retraite en part du PIB au Brésil sont plus élevées que dans la moyenne des pays de l’OCDE. C’est assez remarquable car la population brésilienne est relativement jeune, avec huit personnes âgées de 20 à 64 ans pour chaque personne âgée de 65 ans ou plus, soit deux fois plus que dans la moyenne des pays de l’OCDE (OCDE, 2014a, OCDE, 2014c). De même en Colombie, où la population est également jeune et la

couverture des régimes de retraite est faible, les pensions représentent la plus grande part des dépenses publiques sous forme de prestations monétaires (OCDE, 2015b).

En Afrique du Sud, les dépenses publiques financent notamment des programmes importants d'aide à la population d'âge actif comme le programme de travaux d'utilité publique (*Community Work Programme*), le Programme élargi de travaux publics (*Extended Public Works Programme*) et l'allocation pour enfant à charge (*Child Support Grant*). Les dépenses publiques de retraite sont faibles si on les compare à celles de certains autres pays émergents car elles sont axées sur les pensions au titre de l'aide sociale, les montants de base étant versés aux personnes âgées pauvres (OCDE, 2014b). Les pensions contributives n'existent que pour les fonctionnaires qui relèvent du fonds de pension des fonctionnaires (*Government Employees Pension Fund*) (Inchauste et al., 2015). Le Pérou alloue relativement peu de moyens à la redistribution des revenus au moyen de son dispositif particulier de prestations monétaires *Juntos*. En Indonésie, une part considérable de la protection sociale publique est financée à l'aide de subventions énergétiques plutôt que de prestations monétaires (Afkar et al., 2015). Les subventions énergétiques ont cependant été supprimées au début de 2015 et l'Indonésie compte employer les économies ainsi réalisées en faveur du développement.

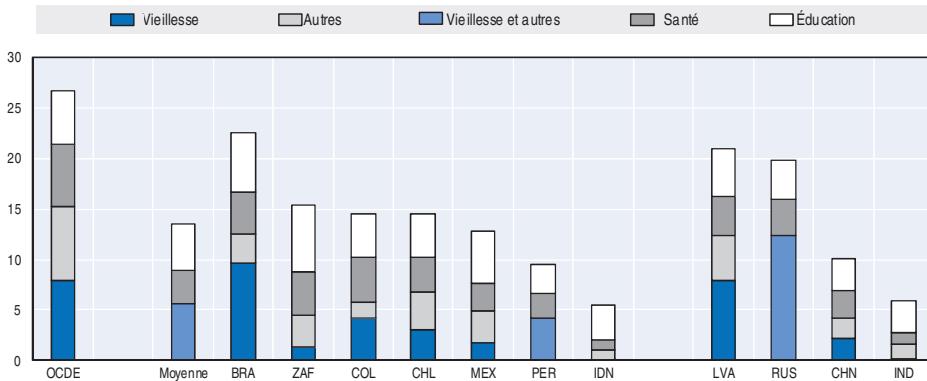
Dans la plupart des pays étudiés, les dépenses de santé et d'éducation représentent entre 3 % et 5 % du PIB, soit relativement moins que la moyenne de l'OCDE de 6 % environ. Les principales exceptions sont l'Afrique du Sud, qui consacre beaucoup plus à l'éducation, et l'Inde et l'Indonésie, qui allouent beaucoup moins de ressources à la santé (voir le graphique 7.2).

Bien qu'elles restent encore inférieures à celles des pays de l'OCDE, en moyenne, les recettes fiscales en part du revenu national ont régulièrement augmenté dans les pays d'Amérique latine⁸ et en Chine depuis les années 90, ainsi qu'en Fédération de Russie, en Inde et en Indonésie jusqu'à la crise économique de 2007/08. La charge fiscale varie largement dans les pays émergents, puisqu'elle va de 12 % du PIB en Indonésie à 33 % du PIB au Brésil (graphique 7.2, partie B). À l'exception de l'Afrique du Sud, les impôts généraux sur la consommation (principalement la TVA et les taxes sur les ventes) sont la principale source de recettes fiscales, et sont beaucoup plus élevés que la moyenne de l'OCDE. L'impôt sur le revenu et les bénéfices est la deuxième source de recettes, l'impôt sur les sociétés jouant souvent un rôle important (davantage que dans la plupart des pays de l'OCDE). Les cotisations à la sécurité sociale sont la troisième source de recettes fiscales. Outre les impôts, le Brésil, la Colombie et le Mexique font appel aux recettes non fiscales des ressources naturelles (OCDE/ECLAC/CIAT/IDB, 2015).

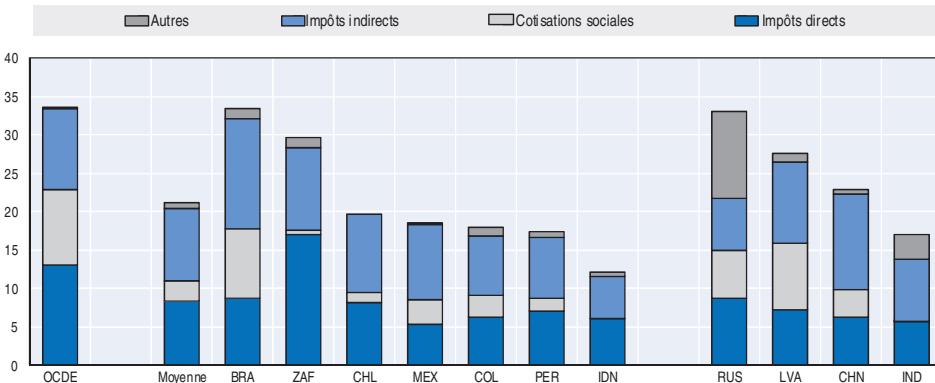
Parmi les sept pays à revenu intermédiaire étudiés en détail à la section 7.3, compte tenu de la taille et de la structure de leur budget public, l'Afrique du Sud et le Brésil disposent du plus grand volume de ressources pour se livrer à une redistribution par la fiscalité. À l'autre extrémité du spectre, on trouve l'Indonésie et le Pérou. Le succès des politiques redistributives de l'Afrique du Sud et du Brésil dépend de la répartition de la charge fiscale et des avantages des dépenses sociales. Cette question sera traitée à la section 7.3.

Graphique 7.2. Taille et composition des budgets publics

Partie A. Dépenses publiques primaires et sociales en part du PIB en 2012 ou la dernière année disponible



Partie B. Composition des recettes publiques totales en part du PIB en 2010



Note :

Partie A : Pour les pays de l'OCDE, les données sur l'Australie, le Canada, le Chili, la Corée, les États-Unis, Israël et la Nouvelle-Zélande se rapportent à 2012. Autrement, elles se rapportent à 2011. Les données sur le Brésil et la Colombie se rapportent à 2010, et à 2009 pour la Chine, l'Inde et l'Indonésie. On ne dispose pas de données sur les dépenses publiques d'éducation de la Grèce, du Luxembourg et de la Turquie ; les données ne sont donc pas comparables avec celles d'autres pays. Les données du Brésil font référence aux dépenses sociales fédérales du rapport de l'Ipea (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada) (Abrahão de Castro, J., J. Aparecido Carlos Ribeiro, J. Valente Chaves et B. Carvalho Duarte (2012), *Gasto Social Federal: prioridade macroeconômica no período 1995-2010*, n°9, Brasília, septembre) sauf pour la santé, les données sur les dépenses des administrations publiques en faveur de la santé provenant de l'OMS. Les données ne comprennent pas les dépenses sociales des collectivités locales, y compris en faveur des fonctionnaires non fédéraux. Les prestations en faveur des fonctionnaires (essentiellement les pensions) représentent 2,3 % du PIB. D'après la description du système brésilien du Ministério da Previdência Social, 2009, *Overview of Social Welfare in Brazil*, 2^e édition, janvier à l'adresse suivante : www.previdenciasocial.gov.br/arquivos/office/3_091113-150152-707.pdf), il y a autant de retraités des collectivités locales que de pensions de fonctionnaires. L'estimation de 2 à 2,5 % du PIB qui figure dans ces données n'est donc pas prise en compte. Les politiques sociales comprennent notamment les pensions de vieillesse, les pensions de réversion, les pensions d'invalidité, la famille, la santé, les politiques actives du marché du travail, le chômage, le logement et d'autres politiques sociales. On entend par pensions de vieillesse les pensions de vieillesse et de réversion en espèces.

Partie B : Les données sur l'Afrique du Sud ne sont pas comparables car elles ne comprennent pas la sécurité sociale. Les données sur l'Inde et l'Indonésie correspondent aux impôts en espèces perçus par l'État en pourcentage du PIB.

Source : Partie A : Base de données de l'OCDE sur les dépenses sociales 2014 (www.oecd.org/fr/social/depenses.htm). Les données sur l'Afrique du Sud proviennent du budget national 2014, des Estimates of National Expenditure, National Treasury et de l'Organisation mondiale de la santé (OMS). Les données sur la Chine, l'Indonésie et l'Inde proviennent de la base de données Social Protection Index (SPI) de la Banque asiatique de développement, sauf pour la santé, sur laquelle les données proviennent de la base de données des dépenses mondiales liées à la santé de l'OMS et pour l'éducation, sur laquelle elles sont tirées du China Census Bureau et de l'UNESCO. Les données sur la Fédération de Russie proviennent du Federal State Statistics Service (Rosstat). Les données sur le Pérou sont tirées de la CEPALC des Nations Unies (Commission économique pour l'Amérique latine et les Caraïbes). Celles sur le Brésil font référence aux dépenses sociales fédérales du rapport de l'Ipea (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada). Partie B : OCDE, Statistiques des recettes publiques 2014, Chine, Inde et Indonésie : Statistiques de finances publiques, FMI, 2010, Lettonie : Eurostat et Euromod 2010 ; Brésil, Chili, Mexique, Colombie, Pérou: Revenue statistics in Latin America, OCDE 2015 ; Afrique du Sud : National Treasury, 2013/2014 ; Fédération de Russie : *Government at a Glance* OCDE (2013) et Federal State Statistics Service, 2012.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208730>

Les politiques redistributives dans les pays émergents : Tableau général

Alors que dans la section suivante, on analysera en profondeur l'effet redistributif de la politique fiscale de sept pays émergents, le rôle des politiques publiques dans la lutte contre les inégalités dans les pays émergents a été étudié dans d'autres travaux de l'OCDE de façon plus vaste et qualitative (OCDE, 2010b, 2012). Ces travaux permettent de dire que la redistribution directe par la fiscalité (impôts directs et avantages en nature) a joué un rôle limité mais de plus en plus fort en atténuant les inégalités. L'importance du travail indépendant et du secteur informel a jusqu'à présent limité la capacité des administrations fiscales à vérifier le revenu déclaré des contribuables, et des blocages administratifs ont entravé la perception de l'impôt sur le revenu des ménages. D'autre part, et dans le même ordre d'idées, moins de protection sociale et de filets de sécurité ont freiné la capacité des politiques publiques à réduire les fortes disparités.

Dans ces conditions, l'orientation de la politique vers une réduction des inégalités tout en encourageant un emploi inclusif porte sur quatre grands domaines, dans lesquels de nombreux pays émergents ont récemment redoublé leurs efforts (OCDE, 2014c) :

1. Améliorer la protection sociale et évoluer vers un système social plus universel.
2. Accroître l'égalité des chances grâce à des services publics de santé et d'éducation.
3. Mieux encourager l'emploi formel et améliorer la qualité des emplois.
4. Élargir la capacité de redistribution du système fiscal.

Améliorer la protection sociale

Tous les pays émergents ont mis en place des prestations monétaires qui jouent un rôle important en rendant plus équitable la répartition des revenus et en réduisant la pauvreté. Ces programmes peuvent être non assortis de conditions comme l'allocation pour enfant à charge (CSG) en Afrique du Sud ou le revenu minimum de subsistance *Dibao* en Chine, ou assortis de conditions comme les dispositifs *Bolsa Familia* au Brésil et *Prospera* (anciennement *Oportunidades*) au Mexique, qui assurent des prestations monétaires aux ménages à faible revenu et sont subordonnés à la scolarisation des enfants et à un suivi médical. En Indonésie, un dispositif analogue de prestations monétaires conditionnels (*Bantuan Siswa Miskin*, ou BSM) coexiste avec un programme de prestations monétaires qui cible les ménages vulnérables et incite les étudiants à achever leurs études supérieures (le *Program Keluarga Harapan*, PKH ; OCDE, 2015d).

Les prestations monétaires sont un mode important de redistribution des ressources en bas de l'échelle de distribution. Ceux assortis de conditions sont parfois particulièrement adaptés pour réduire les inégalités et promouvoir la mobilité sociale dans les pays émergents. Les améliorations apportées récemment aux programmes du Mexique et du Brésil les ont rendus encore plus généreux et concrètement, ont fait passer tous les participants dont le revenu était inférieur au seuil de pauvreté national au-dessus de ce seuil. En outre, des données indiquent que ces programmes ont contribué positivement à la croissance en libérant les femmes de leurs obligations familiales et en les faisant entrer dans la population active (Del Valle Suarez, 2014).

Les programmes de protection sociale pourraient être encore renforcés s'ils étaient bien ciblés et si leurs mécanismes de paiement, leurs structures de gestion et les conditions dont ils sont assortis étaient améliorés. Concrètement, il est cependant difficile de définir quelles sont les populations qui en ont besoin. En outre, il faut souvent faire des arbitrages entre réduire les erreurs d'exclusion et améliorer l'efficience. En Afrique du

Sud, l'allocation pour enfant à charge n'est utilisée qu'à 60 %. Dans le cas du programme indonésien Program Keluarga Harapan (PKH), qui accorde des prestations en espèces aux familles les plus pauvres avec des enfants et/ou des femmes enceintes, seuls 13 % des ménages qui vivent sous le seuil de pauvreté en bénéficient effectivement (Miranti et al., 2013). Pour résoudre ce problème, certains pays comme l'Indonésie ont recours à des procédures indirectes d'évaluation des ressources qui utilisent les informations disponibles sur les caractéristiques des ménages, tandis que les efforts en vue d'établir un registre unique des ménages vulnérables pourraient améliorer l'efficacité des programmes par rapport à leur coût (OCDE, 2015d). L'Afrique du Sud et le Brésil utilisent des déclarations de revenus, qui peuvent être moins efficaces car elles sont davantage sujettes aux erreurs ou aux sous-déclarations.

Dans beaucoup de pays émergents, la couverture du régime d'assurance chômage doit être étendue afin d'aider les travailleurs à se protéger d'une perte temporaire de revenus. La part des chômeurs qui bénéficient effectivement d'indemnités de chômage est très inférieure à celle des pays avancés, et est généralement inférieure à 15 %, sauf au Chili et dans la Fédération de Russie, où cette part est respectivement de 20 % et 25 % (OCDE, 2011b). En outre, ces dispositifs ont tendance à être moins généreux que dans la moyenne de l'OCDE, la plupart des pays émergents proposant des taux de remplacement plus faibles et des durées de prestations plus courtes (OCDE, 2015a). Dans de nombreux pays, les garanties de ressources aux chômeurs sont limitées aux travailleurs du secteur formel : au Brésil, elles sont accordées uniquement aux travailleurs du secteur formel qui sont licenciés arbitrairement et aux travailleurs qui perdent leur emploi lorsque leur entreprise ferme, ce qui exclut la majorité des chômeurs.

Depuis quelques années, de nombreuses mesures ont été prises pour étendre la couverture des prestations de chômage. Le Mexique par exemple a annoncé en 2014 qu'il créait un régime d'assurance chômage national. Dans d'autres pays où il existe une assurance chômage, la fragmentation continue de poser des difficultés. En Chine, beaucoup de travailleurs couverts par une assurance ne reçoivent pas de prestations, et de nombreuses collectivités locales n'imposent pas aux employeurs d'affilier les travailleurs migrants à un régime d'assurance chômage, ce qui explique que le régime d'assurance chômage couvre moins de la moitié de la population active. Pour remédier à cette situation, les administrations provinciales ont été appelées à prendre une plus grande part de responsabilité dans les régimes d'assurance sociale locaux des villes (OCDE, 2015b).

Accroître l'égalité des chances grâce aux services publics de santé et d'éducation

Rendre plus équitable l'accès aux services de santé est un élément important permettant d'accroître l'égalité des chances. L'Afrique du Sud, la Chine, l'Inde et l'Indonésie se sont récemment engagées à assurer des soins universels à leur population. Souvent, la principale difficulté consiste à organiser les financements nécessaires et à améliorer la prestation des soins. En 2005, l'Indonésie a créé un programme d'assurance pour les pauvres et en 2014, a lancé un programme de soins universels, le *Jaminan Kesehatan Nasional* (JKN), qui doit être déployé d'ici à 2019 (EIU, 2015). En Inde, l'extension du régime national d'assurance maladie en faveur des pauvres (RSBY) constitue une avancée importante car le montant élevé des dépenses laissées à la charge des patients en cas d'hospitalisation privée a longtemps empêché l'accès aux soins (OCDE, 2015g). En 2012, la Chine est parvenue à une couverture quasi universelle des soins, mais les dépenses laissées à la charge des travailleurs migrants sont généralement plus élevées, et le pays doit encore étendre la couverture des soins pour assurer un ensemble de services plus complet (OCDE, 2015b).

Un autre moyen important de réduire les disparités consiste à investir dans des politiques publiques qui encouragent l'amélioration des compétences de la population active. L'Argentine et le Brésil sont des exemples intéressants de pays qui ont réussi, au cours des 20 dernières années, à promouvoir l'égalité de l'accès à l'éducation tout en élargissant la répartition des niveaux d'instruction (Lopez-Calva et Lustig, 2010). Dans ces deux pays, le développement de l'enseignement de base – encouragé par des politiques familiales non axées sur l'école mais visant à améliorer les programmes de santé et de nutrition des jeunes enfants, et par des progrès dans les infrastructures de services – a contribué à resserrer les écarts de salaires entre les travailleurs qualifiés et les travailleurs non qualifiés. En Inde et en Indonésie également, les investissements dans l'éducation ont amélioré l'accès à l'éducation, même si les progrès réalisés jusqu'ici en matière de réduction des écarts de revenus sont moins tangibles, en particulier parmi les populations les plus défavorisées. En Inde, le taux d'alphabétisation est encore faible mais le pays s'approche à présent d'une scolarisation quasi universelle dans l'enseignement élémentaire ; les dépenses consacrées à l'enseignement secondaire ont sensiblement augmenté depuis quelques années, et le plan d'action en faveur de l'enseignement secondaire pour tous de 2009 vise à donner un accès universel à l'enseignement secondaire d'ici à 2017 (OCDE, 2015g).

Globalement, dans beaucoup de pays émergents, les investissements dans l'éducation ont permis d'améliorer les niveaux d'instruction, mais la qualité de l'enseignement tarde à suivre. Si cette situation peut s'expliquer en partie par la faiblesse des dépenses publiques dans de nombreux pays, l'efficience des dépenses publiques d'éducation est aussi fondamentale. En Indonésie par exemple, les dépenses publiques ont sensiblement augmenté depuis une dizaine d'années, mais les résultats ont globalement peu évolué (OCDE, 2015e). Les pays qui ont amélioré leurs scores aux épreuves PISA comme le Brésil ou la Colombie ont adopté des politiques visant à améliorer la qualité de leur personnel enseignant (OCDE, 2014d). À cet égard, on a constaté que les compétences non techniques, telles que les attentes des enseignants au sujet de l'avenir de leurs élèves, mais aussi le type et le niveau de qualification des enseignants, jouaient un rôle dans les résultats de l'enseignement en Amérique latine (OCDE, 2015f). Dans l'enseignement secondaire, il semble que les résultats dépendent aussi du milieu socio-économique des élèves et du mode de fonctionnement des établissements, et il faut donc améliorer à la fois l'équité et la qualité de l'éducation.

Des travaux menés récemment par l'OCDE permettent de penser qu'un accès plus large aux filières professionnelles dans l'enseignement secondaire peut aider les jeunes en froid avec les études générales à poursuivre leur instruction (Quintini et Manfredi, 2009). Pour les économies émergentes, développer la formation professionnelle pourrait être une option particulièrement intéressante, dans la mesure où elle pourrait non seulement améliorer les taux d'obtention de diplômes au niveau national, mais aussi contribuer grandement à faciliter le passage à la vie active. Or seul un faible pourcentage d'élèves fréquente généralement l'enseignement professionnel. En Inde et au Mexique par exemple, tout au plus 10 % des élèves du deuxième cycle du secondaire suivent une formation professionnelle (OCDE-BIT, 2011a). En Inde, la politique nationale de développement des qualifications est un exemple intéressant dans ce domaine : elle prévoit la création d'un partenariat public-privé visant à mobiliser les entreprises en vue de développer les qualifications et encourager les employeurs à participer davantage aux Instituts de formation industrielle du pays (OCDE-BIT, 2011b). Au Brésil, le programme fédéral Pronatec, lancé en 2011, a pour but d'étendre le réseau national d'établissements d'enseignement technique, d'offrir des places

de formation gratuites aux jeunes issus de milieux défavorisés et de leur fournir des prêts et des bourses (OCDE, 2014e).

Les jeunes qui quittent l'école sans avoir achevé leurs études secondaires, ainsi que les jeunes très défavorisés, ont des difficultés à accéder à un emploi stable dans le secteur formel. Depuis quelques années, dans les pays avancés, les dispositifs de sécurité sont subordonnés à la recherche active d'un emploi et à une formation. Au Mexique, le programme *Oportunidades* a été remplacé par le programme *Prospera*. Les enfants peuvent dorénavant recevoir des bourses pour fréquenter les collèges ou les collèges techniques. Enfin, les personnes à la recherche d'un emploi ont la priorité au service national de l'emploi (OCDE, 2015d). En Argentine et dans d'autres pays d'Amérique latine, les programmes en faveur des jeunes qui conjuguent des formations à d'autres services tels que l'employabilité et l'aide à la recherche d'emploi ont montré qu'ils amélioraient les perspectives d'emploi et de salaire des participants (Elias et al., 2004; Pagés et al., 2009).

Mieux encourager l'emploi formel et améliorer la qualité des emplois

Face à l'importance du travail informel, l'une des grandes priorités est d'élargir la couverture du secteur formel pour accroître la capacité redistributive du système fiscal. Pour ce faire, il faudra s'attacher à améliorer les procédures de perception des recettes et renforcer les inspections du travail (OCDE, 2012). Mais il faut pour cela des moyens suffisants pour permettre au système d'inspection du travail de s'acquitter efficacement de sa tâche. Le nombre de travailleurs par inspecteur du travail reste très élevé dans des pays comme la Colombie, la Turquie et le Mexique (30 000, 39 000 et environ 192 000, respectivement, alors que la référence du BIT pour les pays en transition est de 20 000 travailleurs par inspecteur (OCDE, 2015a). Les inspecteurs du travail doivent être dûment qualifiés et capables d'utiliser les techniques statistiques modernes pour être plus efficaces. Parmi ces techniques, on peut citer le profilage statistique des travailleurs et des entreprises qui risquent le plus d'appartenir au secteur informel et le ciblage sélectif des mesures coercitives. Almeida et Carneiro (2011) montrent par exemple que depuis que les inspections du travail sont devenues plus fréquentes au Brésil, il est devenu « plus » intéressant de travailler dans le secteur formel. Outre une meilleure application du cadre légal, les réformes qui accroissent la transparence et l'efficience de l'utilisation des recettes (pour lesquelles la qualité des services publics est vitale) peuvent contribuer à accroître le civisme fiscal, et partant la discipline fiscale (Daude et al., 2012).

Les mesures encourageant les employeurs et les employés à recourir à l'emploi formel doivent être améliorées. On pourrait réduire le coût de l'emploi formel pour les employeurs et les travailleurs indépendants en simplifiant les régimes fiscaux et administratifs. Depuis une vingtaine d'années, le Brésil a adopté un train de mesures telles que la loi Simples qui a introduit une structure fiscale plus progressive et simplifié la collecte des impôts et les cotisations à la sécurité sociale. On estime que ces mesures ont contribué à formaliser 500 000 micro-entreprises représentant 2 millions d'emplois entre 2000 et 2005 (Delgado et al., 2007). En Inde, les efforts déployés récemment au niveau de l'administration centrale et des États visant à moderniser la réglementation du travail et réduire les exigences vont dans la bonne direction et contribuent à développer l'emploi formel (OCDE, 2015g). Le gouvernement mexicain a commencé à s'attaquer au problème de l'activité informelle en créant un nouveau régime fiscal pour les micro-entreprises et les petites entreprises, qui vise à inciter la population active à entrer dans le secteur formel, et en lançant en 2014 une stratégie globale encourageant à se mettre en règle, qui regroupe les avantages et les moyens de différents programmes. Le

nouveau régime fiscal que le Mexique applique aux petites entreprises, qui est entré en vigueur en janvier 2014 et a remplacé un régime applicable aux petits contribuables (REPECOS), réduit sensiblement les obligations en matière d'impôt sur le revenu des personnes physiques, de cotisations de sécurité sociale, de taxe sur la valeur ajoutée et de droits d'accise les dix premières années d'application, afin d'inciter les entreprises du secteur informel à régulariser leur situation et commencer à payer des impôts (OCDE, 2015d).

Élargir la capacité de redistribution du système fiscal

Pour élargir la capacité de redistribution du système fiscal, il faudrait s'efforcer d'améliorer les procédures de perception des recettes et renforcer le respect volontaire des obligations par les contribuables. Il faudrait aussi donner plus de place à la lutte contre la corruption pour améliorer la collecte des impôts. En Colombie par exemple, l'administration fiscale exerce peu de contrôle effectif sur les services douaniers faute de personnel et en raison d'autres contraintes, ce qui entraîne une fraude à la TVA sur les importations très élevée. Pour inspecter davantage les contribuables, il faut disposer de davantage de capacités techniques et de personnel pour exploiter les technologies de l'information et détecter les fraudes fiscales éventuelles. On pourrait aussi augmenter les pénalités en cas de fraude fiscale en suivant les pratiques généralement adoptées dans les pays de l'OCDE et en faisant de l'évasion fiscale nationale et internationale un délit (OCDE, 2015c).

À moyen terme, pour mieux redistribuer les revenus dans les pays émergents, il faut modifier la structure du système fiscal. Il faut s'attacher particulièrement à trouver un meilleur équilibre entre, d'une part les recettes fiscales provenant de l'impôt sur le revenu des personnes physiques et de l'impôt sur la propriété, et d'autre part, les impôts sur la consommation. Élargir l'assiette fiscale pourrait aussi aider à atteindre les objectifs en matière d'efficience, de croissance et de répartition. L'Afrique du Sud en est un bon exemple car depuis la fin de l'apartheid, le pays s'est attaché à élargir l'assiette fiscale et à créer une administration fiscale efficiente capable de créer les ressources nécessaires pour étendre progressivement le système de protection sociale en faveur des pauvres. Ainsi, l'Afrique du Sud fait davantage appel aux impôts directs – impôt sur le revenu des personnes physiques (IRPP), impôt sur les sociétés et impôt sur les salaires – que d'autres pays émergents comparables, tandis que les plus hauts salaires paient une part beaucoup plus élevée de l'IRPP global (Inchauste et al., 2015).

Enfin, dans de nombreux pays émergents, on pourrait rendre l'impôt sur le revenu des personnes physiques plus progressif, et supprimer les exonérations en faveur des revenus les plus élevés. La Colombie a pris une mesure dans ce sens avec la réforme de 2012, qui a instauré un impôt sur le revenu minimum de remplacement (IMAN) qui plafonne certaines exonérations et accroît le taux d'imposition effectif des ménages à revenus élevés (OCDE, 2015c). L'Inde avait des projets ambitieux de réformer l'impôt sur le revenu et de rendre son système plus progressif en proposant un projet de loi sur le code des impôts directs visant à ramener le taux de l'impôt sur les sociétés à 30 %, supprimer certains abattements fiscaux et élargir les tranches de revenu. Pour les personnes physiques, le taux d'imposition marginal le plus faible actuellement est appliqué à plus de 2.5 fois le salaire moyen, ou trois fois le PIB par habitant, ce qui est un taux très élevé par rapport à ceux de l'Afrique du Sud, du Brésil, de la Chine et de l'Indonésie (Gandullia et al., 2012). La loi sur le code des impôts directs n'a cependant pas vu le jour (OCDE, 2015g). Récemment, la Chine a renforcé la redistribution en prenant des mesures visant à améliorer la collecte des impôts et mettre en place des impôts sur la propriété. En outre,

les lignes directrices publiées en 2013 préconisent une hausse des dépenses sociales (en les portant de 36 % des dépenses publiques en 2011 à 38 % d'ici à 2015), en privilégiant les régions à faible revenu grâce à des prestations interadministrations. Tout comme en Afrique du Sud, leur mise en œuvre au niveau local sera sans doute fondamentale pour que les politiques redistributives fonctionnent réellement, en particulier dans les grandes zones urbaines en expansion.

Conclusions

Les pays émergents connaissent généralement des inégalités plus marquées que les pays de l'OCDE. Les inégalités de revenu se sont creusées dans les années 80 et au début des années 90, tout comme dans la plupart des pays de l'OCDE, mais cette tendance a été plus contrastée depuis les années 2000. La région Amérique latine et Caraïbes, qui reste de loin la région la plus inégalitaire, est devenue moins inégalitaire, tout comme la Fédération de Russie. L'Indonésie, la Chine et l'Afrique du Sud ont connu une aggravation des inégalités à long terme, mais il semble que cette tendance ait pris fin dans les deux derniers pays durant les dix dernières années.

Alors que les causes profondes des pressions exercées sur la répartition des revenus – progrès technologique, mondialisation, évolution structurelle du marché du travail – touchent autant les pays de l'OCDE que les autres pays par différents canaux, certains facteurs clés sont spécifiques aux économies émergentes. En particulier, la taille et la persistance du secteur informel, l'accès à l'éducation et la qualité de l'éducation, la discrimination sur la base du sexe ou de l'origine ethnique ou les grandes fractures régionales sont autant de facteurs qui pèsent lourdement sur les inégalités.

Beaucoup de pays émergents ont enregistré des progrès et amélioré leurs systèmes de protection sociale (indemnisation du chômage, programmes d'aide sociale sous forme de prestations monétaires et de prestations de maladie). Améliorer le niveau d'instruction et le passage à la vie active sont d'autres pistes permettant d'influer à long terme sur les inégalités et la pauvreté. Un secteur informel important, qui s'ajoute à des blocages administratifs qui entravent la perception de l'impôt sur le revenu des personnes physiques, limitent la capacité redistributive. Parmi les réformes importantes à mener, on peut citer la régularisation des activités informelles par une simplification fiscale, une amélioration du suivi et des mesures coercitives et de meilleures mesures incitatives à l'intention à la fois des employeurs et des travailleurs. En outre, les économies émergentes sont confrontées au défi d'élargir l'assiette fiscale tout en accroissant la progressivité de l'impôt.

7.3. Politique fiscale et redistribution du revenu en Afrique du Sud, au Brésil, au Chili, en Colombie, en Indonésie, au Mexique et au Pérou⁹

Composantes de la politique fiscale, inégalités de revenu et redistribution

Différents éléments de la politique fiscale contribuent à apporter des changements dans les inégalités de revenu de plus ou moins grande ampleur selon les pays. Le graphique 7.3 illustre les inégalités, mesurées par le coefficient de Gini, suivant différentes définitions du revenu : revenu marchand, revenu disponible, revenu après impôt et revenu final¹⁰. On trouvera après l'encadré 7.2, avec chaque définition du revenu, une série de composantes de la politique fiscale. L'ordre dans lequel les composantes apparaissent ne correspond pas nécessairement à une séquence institutionnelle. Ainsi, il est logique, sur le plan institutionnel, de placer la composante « impôts indirects nets » après le revenu disponible car les individus paient normalement

les taxes sur la consommation en fonction de leur revenu disponible, et non pas de leur revenu marchand. Cependant, placer ou non les dépenses d'éducation et de santé à la fin du cadre comptable des revenus tient davantage au fait qu'il est souhaitable de séparer la composante monétaire de la composante en nature de la politique sociale, plutôt que retenir le moment où ces prestations en nature exercent un effet sur la décision des individus de les consommer.

Encadré 7.2. Mesurer l'incidence fiscale et le cadre comptable des revenus

L'analyse de l'incidence fiscale évalue l'effet redistributif des impôts et prestations d'un pays donné. Fondamentalement, elle assigne les impôts (en particulier l'impôt sur le revenu des personnes physiques et les taxes sur la consommation) et les dépenses publiques (en particulier les dépenses sociales) aux individus ou aux ménages de sorte qu'on puisse comparer leur effet sur la distribution du revenu (l'encadré 7.4 étudie les indicateurs servant à mesurer l'effet des impôts et des prestations sur la distribution du revenu). Les prestations comprennent aussi bien les prestations monétaires que les avantages en nature tels que les services publics d'éducation et de santé. Elles peuvent aussi prendre la forme de subventions à la consommation, par exemple à l'alimentation, à l'électricité et aux combustibles.

Les concepts de revenu

Le diagramme ci-dessous résume les quatre concepts de revenu utilisés dans ce chapitre. À partir du *revenu marchand* (principalement le revenu du travail et du capital), chaque nouveau concept de revenu ajoute un élément du système fiscal au précédent. Ainsi, le *revenu disponible* retranche l'impôt direct sur le revenu des personnes physiques et ajoute les prestations monétaires, le *revenu après impôts* retranche les impôts indirects et ajoute les subventions et le *revenu final* ajoute les prestations de santé publique et d'éducation. La question particulière de l'inclusion des pensions publiques contributives dans le revenu marchand ou les prestations monétaires (c'est-à-dire le revenu disponible) est traitée à l'encadré 7.3.

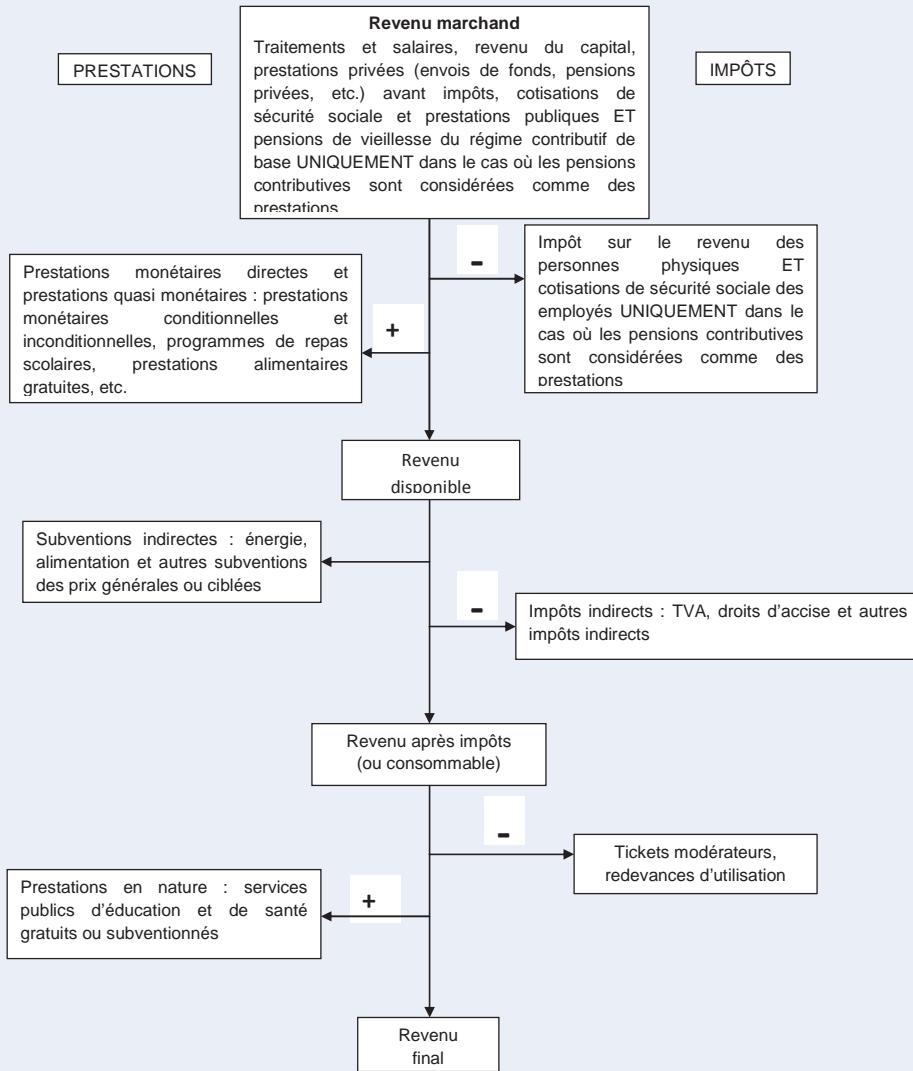
De façon générale, le *revenu disponible* mesure le revenu que les individus peuvent consacrer à des biens et services, et aussi épargner. Le *revenu après impôt* mesure ce que les individus sont effectivement en mesure de consommer. Ainsi, un volume donné de revenu disponible peut se traduire par des niveaux différents de consommation réelle selon l'importance des impôts indirects et des subventions. Le *revenu final* comprend la valeur des services publics d'éducation et de santé si les individus devaient payer ces services au coût moyen pour l'État. On trouvera des détails sur les hypothèses retenues pour les sept pays analysés ici dans Lustig (2015b).

Mesurer le revenu

Dans ce chapitre, l'indicateur de bien-être utilisé dans l'analyse de l'incidence fiscale est le revenu par habitant. Il est différent de celui employé dans d'autres chapitres, qui est basé sur le revenu équivalent (voir l'encadré 7.1). L'analyse est réalisée ici à un moment donné et ne tient pas compte des effets sur le comportement ou l'équilibre général. Il s'agit d'une approximation de premier ordre qui mesure l'incidence moyenne des mesures fiscales. Elle repose sur l'incidence de l'impôt sur le plan économique plutôt que sur le plan légal. Ainsi, on suppose que l'impôt sur le revenu des personnes physiques et les cotisations des employés et des employeurs sont supportés par la main d'œuvre dans le secteur formel. On suppose que les personnes qui ne cotisent pas à la sécurité sociale ne paient ni impôts directs ni cotisations. Les taxes sur la consommation sont entièrement répercutées en aval sur les consommateurs. Les analyses tiennent compte de l'incidence fiscale sous forme d'une baisse de la consommation liée à l'autoconsommation, aux marchés ruraux et au secteur informel. Enfin, il faut relever que les données du projet CEQ sont conçues pour réaliser des analyses d'incidence et ne coïncident pas nécessairement avec celles que l'on trouve dans d'autres sources, notamment les comptes nationaux.

Encadré 7.2. Mesurer l'incidence fiscale et le cadre comptable des revenus (suite)

Le cadre comptable des revenus



Compte tenu du caractère limité des données et des particularités des différents pays, on a dû ajuster les données de certains pays. En Indonésie, l'enquête auprès des ménages rend compte de la consommation et non pas du revenu. Le revenu disponible est imputé à la même valeur que la consommation, et le revenu marchand a été généré en amont en convertissant les valeurs nettes en valeurs brutes (voir Immervoll et O'Donoghue, 2001). En outre, l'enquête indonésienne ne tient pas compte des personnes dont le revenu est supérieur au seuil auquel les impôts directs commencent à s'appliquer (voir Afkar et al., 2015). Dans les données sur l'Afrique du Sud, on suppose que les services de base gratuits sont des prestations directes. En Afrique du Sud, les pensions contributives sont réservées aux fonctionnaires qui doivent relever du fonds de pension des fonctionnaires (GEPF). L'État n'ayant procédé à aucune prestation au GEPF en 2010/11, il n'y a pas de cas dans lesquels les pensions contributives sont traitées comme des prestations. En outre, en Afrique du Sud, les données d'enquête sur l'autoconsommation (qui fait partie du revenu marchand) n'ont pas été jugées fiables (voir Inchauste et al., 2015). Au Chili, les cotisations à l'ancien régime de pension (par répartition) n'apparaissent pas comme élément distinct dans les comptes de la nation (Ruiz-Tagle et Contreras, 2014). On trouvera à l'annexe 7.A1 des détails sur les enquêtes auprès des ménages utilisées.

Encadré 7.2. Mesurer l'incidence fiscale et le cadre comptable des revenus (*suite*)

Imputation des revenus des services de santé et d'éducation

L'imputation des revenus des services publics de santé et d'éducation repose sur une série d'hypothèses dans trois domaines : i) comment évaluer les services publics (généralement suivant la méthode des coûts de production) ; ii) comment répartir ces services entre les ménages (soit selon l'approche de la « consommation effective », soit selon celle de la « valeur d'assurance » dans le cas de la santé) et iii) et comment rendre compte des différences de besoins (à l'aide d'échelles d'équivalence particulières).

Dans ce chapitre, la valeur de l'éducation est imputée en tant que droits à prestations d'un individu qui fréquente une école publique, estimés comme étant le coût des facteurs par bénéficiaire (les dépenses publiques moyennes par élève d'une école primaire obtenues à partir des données administratives sont assignées aux ménages en fonction du nombre d'enfants signalés comme fréquentant l'enseignement public au niveau primaire par exemple). On a suivi une approche analogue dans le cas de la santé. La valeur de la santé publique est imputée comme étant le coût moyen pour l'État de la prestation de services de santé aux bénéficiaires. S'agissant de la Colombie cependant, la méthode a consisté à imputer la valeur de l'assurance aux ménages bénéficiaires, et non pas à baser l'évaluation sur l'utilisation des services de santé. Ainsi, cette méthode mesure combien un ménage aurait à payer le service public au coût total pour l'État. Dans ce cas, aucun ajustement n'a été fait pour tenir compte des besoins différents.

De même, dans OCDE 2008 et 2012, on a examiné l'effet redistributif des prestations publiques en nature (services de santé, d'éducation, de logement et d'accueil) dans les pays de l'OCDE. Dans ce type d'analyse, on emploie généralement la méthode du « revenu étendu », c'est-à-dire que la valeur des services publics est imputée au revenu des ménages. On a constaté qu'en élargissant le revenu disponible pour tenir compte des services, on peut accroître les ressources économiques de 30 % à 40 % dans les pays de l'OCDE, ce qui a des effets notables sur les inégalités de revenu et la pauvreté.

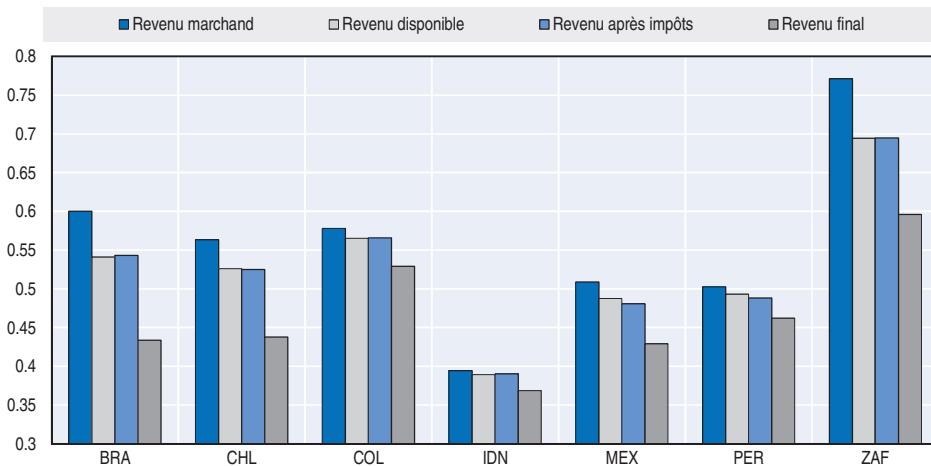
Il est généralement impossible de tenir compte des différences dans la qualité des services entre les pays, mais aussi à l'intérieur des pays. En outre, l'évaluation des services par les consommateurs peut être assez différente de ce qu'ils coûtent effectivement. Enfin, il est impossible de tenir compte des effets indirects des services (tels que la hausse des revenus du fait de l'augmentation de l'offre de main d'œuvre). Ces questions sont traitées en détail dans Verbist et al. (2012).

Source : Lustig, N. et S. Higgins (2013), « Commitment to Equity Assessment (CEQ): Estimating the Incidence of Social Spending, Subsidies and Taxes. Handbook », *CEQ Working Paper*, n° 1, juillet 2011, révisé en janvier 2013, Nouvelle-Orléans, États-Unis.

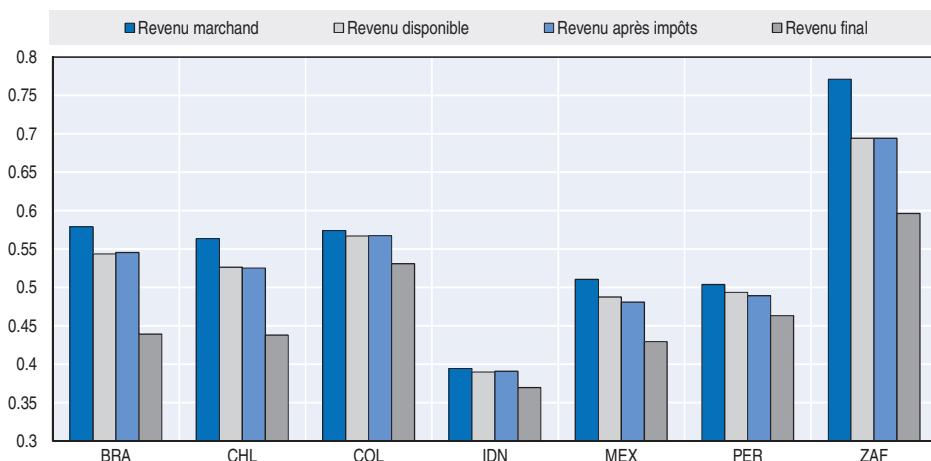
Comme le montre le graphique 7.3, en Colombie, en Indonésie et au Pérou, la redistribution des revenus par la fiscalité est assez limitée alors qu'en Afrique du Sud, au Chili et au Brésil, elle est significative. Le Mexique se situe au milieu de ces deux groupes. On peut observer que l'Afrique du Sud est le pays qui redistribue le plus, mais il demeure le plus inégalitaire parmi les sept pays. Il est intéressant de noter que bien que le Brésil, le Chili et la Colombie démarrent avec une inégalité du revenu marchand analogue, le Brésil et le Chili réduisent considérablement cette inégalité, mais pas la Colombie. De même, le Mexique et le Pérou ont au départ un niveau d'inégalité du revenu marchand analogue, mais le Mexique réduit davantage cette inégalité. Parmi les sept pays, l'Indonésie est le plus inégalitaire, et la redistribution fiscale est aussi la plus faible en ordre de grandeur.

Graphique 7.3. Composantes de la politique fiscale et inégalités de revenu

Partie A. Coefficient de Gini du revenu marchand, disponible, après impôt et final (les pensions considérées comme des prestations), 2010



Partie B. Coefficient de Gini du revenu marchand, disponible, après impôts et final (les pensions considérées comme un revenu marchand), 2010



Note :

Les données sur le Brésil, le Chili et le Pérou correspondent à 2009, celles sur la Colombie, le Mexique et l’Afrique du Sud correspondent à 2010 et celles sur l’Indonésie correspondent à 2012. Pour l’Indonésie, l’analyse de l’incidence fiscale a été corrigée pour tenir compte des différences de prix dans l’espace. Cet ajustement est cependant sans effet sur ce graphique. En Afrique du Sud, le seul régime de pension contributif légal est le fonds de pension des fonctionnaires (*Government Employees Pension Fund*), auquel doivent obligatoirement appartenir les fonctionnaires des administrations nationales et provinciales. Ces pensions n’ont pas été incluses dans l’analyse sur l’Afrique du Sud et ne sont donc pas indiquées ici. Le scénario pour l’Afrique du Sud suppose que les services de base gratuits sont des prestations directes.

Source : Lustig, N. (2015), « Inequality and Fiscal Redistribution in Middle Income Countries: Brazil, Chile, Colombia, Indonesia, Mexico, Peru and South Africa. Evidence from the Commitment to Equity Project (CEQ), CEQ Working Paper, n° 31, Center for Inter-American Policy and Research et Department of Economics, Tulane University et Inter-American Dialogue.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208740>

La plus grande variation des inégalités s'observe entre le revenu après impôt et le revenu final, ce qui permet de penser que la santé et l'éducation sont les principaux moteurs de la redistribution des revenus dans ces pays. Ce n'est pas étonnant car les pouvoirs publics consacrent davantage de moyens à l'éducation et la santé qu'aux prestations directes et aux pensions. La différence entre les inégalités de revenu après impôt et les inégalités de revenu final est particulièrement grande en Afrique du Sud, au Brésil et au Chili, où elle représente près de 10 points de pourcentage du coefficient de Gini. C'est assez prévisible car dans la plupart de ces pays, les dépenses d'éducation et de santé sont généralement plus importantes que les dépenses consacrées aux prestations directes et aux pensions (voir le graphique 7.3, partie A). Cependant, compte tenu des hypothèses fortes sur lesquelles repose l'imputation de la valeur des prestations en nature sur le revenu final des ménages (voir l'encadré 7.2), il faut considérer cette conclusion avec prudence.

Si l'on compare les résultats de la partie A (où les pensions sont comptabilisées comme des prestations publiques) à ceux de la partie B (où elles sont comptabilisées comme revenu marchand), on constate que les caractéristiques du recul des inégalités sont analogues que l'on suive le scénario dans lequel les pensions contributives sont considérées comme un revenu différé (et par conséquent font partie du revenu marchand) ou celui qui considère les pensions comme des prestations. Au Brésil et en Colombie, et dans une moindre mesure en Indonésie, l'effet redistributif est plus grand lorsque les pensions sont traitées comme des prestations, tandis qu'au Mexique et au Pérou, cet effet est légèrement moindre. Les pensions traitées comme des prestations ont le plus d'effet au Brésil où la redistribution entre le revenu marchand et le revenu disponible serait inférieure de 2.4 points de pourcentage si les pensions n'étaient pas comptabilisées comme des prestations (voir aussi l'encadré 7.3).

Encadré 7.3. Les pensions publiques contributives considérées comme un revenu différé ou une prestation sociale

Les pensions publiques des régimes contributifs par répartition peuvent être considérées soit comme un revenu différé (c'est-à-dire de l'épargne des ménages), soit comme des prestations sociales (c'est-à-dire des prestations publiques en espèces). Si elles sont considérées comme un revenu différé, les pensions publiques font partie du revenu marchand et sont donc exclues de l'analyse de l'incidence fiscale. Si elles sont considérées comme des prestations sociales, elles sont ajoutées, ainsi que d'autres prestations sociales en espèces, au revenu disponible, et sont donc incluses comme l'une des composantes de la redistribution du revenu par la fiscalité. Par souci de cohérence, lorsque les pensions sont traitées comme un revenu différé, les cotisations au régime de pension sont comptabilisées comme une épargne des ménages et déduites du revenu marchand, alors que lorsqu'elles sont traitées comme des prestations sociales, elles sont incluses dans le revenu marchand et déduites du revenu disponible comme un impôt direct.

Il est important de noter que le traitement des pensions contributives influe non seulement sur le montant des dépenses et leur mode de redistribution, mais aussi sur le classement des ménages par revenu initial ou revenu après impôt. Ainsi, dans le scénario où les pensions contributives sont considérées comme une prestation publique, les ménages dont les pensions sont la principale (ou l'unique) source de revenus auront un revenu avant impôts et prestations proche de zéro, et seront par conséquent classés au bas de l'échelle des revenus. En revanche, lorsque les pensions contributives sont traitées comme un revenu différé, les ménages qui reçoivent des pensions contributives seront placés plus haut (parfois considérablement plus haut) sur l'échelle des revenus. Ainsi, le traitement des pensions contributives dans l'analyse de l'incidence fiscale peut avoir des conséquences majeures sur l'ordre de grandeur des inégalités avant impôt et après impôt et sur les indicateurs de pauvreté.

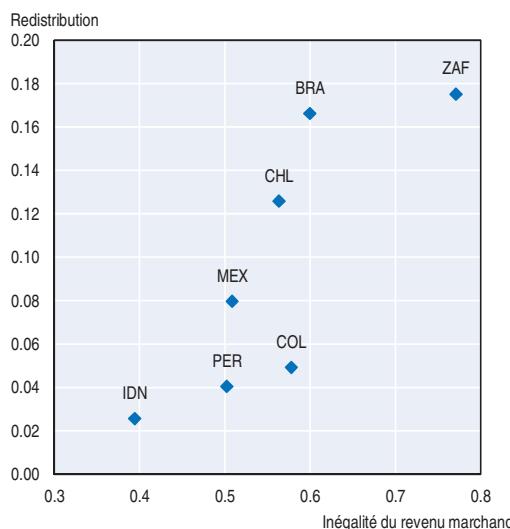
Source : Lustig, N. et S. Higgins (2013), « Commitment to Equity Assessment (CEQ): Estimating the Incidence of Social Spending, Subsidies and Taxes. Handbook », *CEQ Working Paper*, n° 1, juillet 2011, révisé en janvier 2013, Nouvelle-Orléans, États-Unis.

L'effet redistributif de la politique fiscale : Les pays les plus inégalitaires distribuent-ils davantage ?

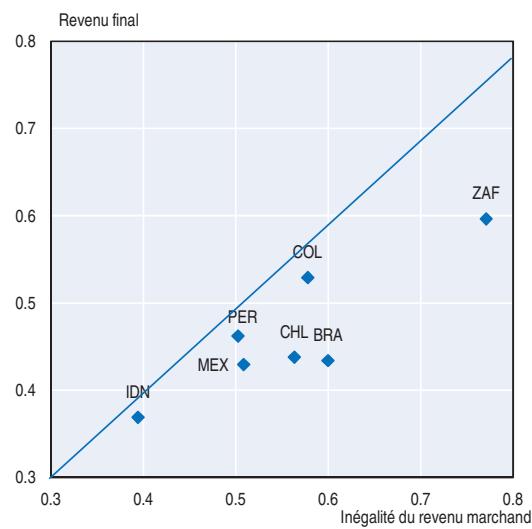
La redistribution des revenus est généralement plus importante dans les pays les plus inégalitaires au départ : elle est considérablement plus élevée dans les pays où les inégalités de revenu marchand sont plus marquées comme l'Afrique du Sud, le Brésil et le Chili que dans ceux où les inégalités sont relativement moins fortes comme l'Indonésie, le Pérou et le Mexique (voir le graphique 7.4, partie A). Parmi ces pays, la Colombie est un cas atypique, avec une redistribution assez faible compte tenu de ses inégalités élevées de revenu marchand. En outre, des travaux ont déjà montré qu'il existe une corrélation positive entre l'inégalité de revenu marchand et les mesures de la redistribution. Lustig (2015a) le constate dans une analyse de 13 pays en développement. Une étude de l'OCDE (2012, chapitre 7) illustre qu'une plus grande inégalité du revenu marchand tend à être associée à une redistribution plus élevée, dans un sous-ensemble de pays de l'OCDE, tant au sein des pays (avec le temps) qu'entre les différents pays. Les observations d'Ostry et al. (2014) confirment que cette relation est particulièrement forte dans les pays de l'OCDE et plus faible, bien que toujours significative, dans les autres pays.

Graphique 7.4. Inégalités et redistribution, 2010

Partie A. Redistribution et inégalité du revenu marchand



Partie B. Inégalité du revenu final et du revenu marchand



Note :

Les données sur le Brésil, le Chili et le Pérou correspondent à 2009, celles sur la Colombie, le Mexique et l'Afrique du Sud correspondent à 2010 et celles sur l'Indonésie correspondent à 2012. Pour l'Indonésie, l'analyse de l'incidence fiscale a été corrigée pour tenir compte des différences de prix dans l'espace. Cet ajustement est cependant sans effet sur ce graphique. En Afrique du Sud, le seul régime de pension contributif légal est le fonds de pension des fonctionnaires (*Government Employees Pension Fund*). Ces pensions n'ont pas été incluses dans l'analyse sur l'Afrique du Sud et ne sont donc pas indiquées ici. Le scénario pour l'Afrique du Sud suppose que les services de base gratuits sont des prestations directes. La redistribution mesure la différence entre le coefficient de Gini du revenu marchand et du revenu final.

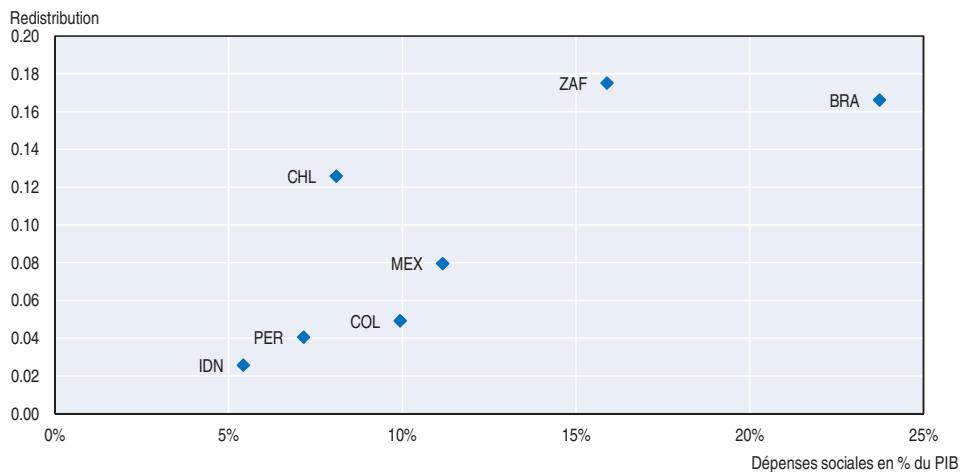
Source : Lustig, N. (2015), « The Redistributive Impact of Government Spending on Education and Health: Evidence from 13 Developing Countries in the Commitment to Equity Project », chapitre 17 de B. Clements, R. de Mooij, S. Gupta et M. Keen (dir. pub.), *Inequality and the Role of Fiscal Policy: Trends and Policy Options*, Fonds monétaire international, Washington, à paraître.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208758>

Les différences dans la redistribution changent le classement relatif des pays par niveau d'inégalité. Le graphique 7.4, partie B illustre le niveau d'inégalité de revenu avant (en abscisse) et après (en ordonnée) avoir tenu compte des politiques fiscales. Les politiques fiscales réduisent les inégalités dans tous les pays puisqu'aucun pays ne se situe au-dessus de la ligne à 45°, à partir de laquelle la redistribution n'a aucun effet. Alors que l'Afrique du Sud est le pays le plus inégalitaire et l'Indonésie le pays le moins inégalitaire, selon l'une ou l'autre définition du revenu, du fait d'une redistribution plus faible, la Colombie et le Pérou sont plus inégalitaires que le Brésil, le Chili et le Mexique, si l'on prend en considération les politiques fiscales.

Comme on pouvait s'y attendre, l'ampleur de la redistribution des revenus et la taille du budget consacré aux dépenses sociales (en part du PIB) sont liées. Des différences entre les pays laissent cependant supposer que des facteurs institutionnels tels que la composition et la conception de ces politiques et leurs relations réciproques avec les conditions socioéconomiques ont aussi un effet sur le niveau de redistribution. Le graphique 7.5 présente les niveaux de redistribution et de dépenses sociales mesurés dans la base de données du projet CEQ. La redistribution est considérablement plus importante dans les pays où les dépenses sociales sont élevées comme l'Afrique du Sud et le Brésil qu'en Colombie, en Indonésie et au Pérou, où elles sont plus limitées. Compte tenu du niveau des dépenses sociales, la redistribution des revenus est particulièrement élevée en Afrique du Sud et au Chili.

Graphique 7.5. Redistribution et dépenses sociales, 2010



Note :

Les données sur le Brésil, le Chili et le Pérou correspondent à 2009, celles sur la Colombie, le Mexique et l'Afrique du Sud correspondent à 2010 et celles sur l'Indonésie correspondent à 2012. Pour l'Indonésie, l'analyse de l'incidence fiscale a été corrigée pour tenir compte des différences de prix dans l'espace. Cet ajustement est cependant sans effet sur ce graphique. En Afrique du Sud, le seul régime de pension contributif légal est le fonds de pension des fonctionnaires (*Government Employees Pension Fund*), auquel doivent obligatoirement appartenir les fonctionnaires des administrations nationales et provinciales. Ces pensions n'ont pas été incluses dans l'analyse sur l'Afrique du Sud et ne sont donc pas indiquées ici. Le scénario pour l'Afrique du Sud suppose que les services de base gratuits sont des prestations directes. La redistribution mesure la différence entre le coefficient de Gini du revenu marchand et du revenu final.

Source : Lustig, N. (2015), « The Redistributive Impact of Government Spending on Education and Health: Evidence from 13 Developing Countries in the Commitment to Equity Project », chapitre 17 de B. Clements, R. de Mooij, S. Gupta et M. Keen (dir. pub.), *Inequality and the Role of Fiscal Policy: Trends and Policy Options*, Fonds monétaire international, Washington, à paraître.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208766>

Comparaison avec la redistribution aux États-Unis et dans l'Union européenne

Comment la redistribution fiscale des sept pays à revenu intermédiaire étudiés soutient-elle la comparaison avec celle des États-Unis et de l'Union européenne ? Bien que l'on ne dispose pas de données permettant de comparer exactement ces groupes de pays, on possède des résultats obtenus à l'aide de méthodes assez analogues. Dans le cas de l'Union européenne, le modèle impôts-prestations EUROMOD estime l'effet redistributif des politiques fiscales de 27 États membres¹¹. Dans le cas des États-Unis, les résultats proviennent de Higgins et al. (2015, à paraître). L'éventail de politiques prises en compte dans le modèle EUROMOD (impôts directs, cotisations de sécurité sociale et prestations directes) est équivalent à celui employé ici pour mesurer l'effet redistributif du revenu marchand au revenu disponible. Il est impossible d'analyser le revenu après impôts (c'est-à-dire après les impôts indirects) et le revenu final (après les services de santé et d'éducation).

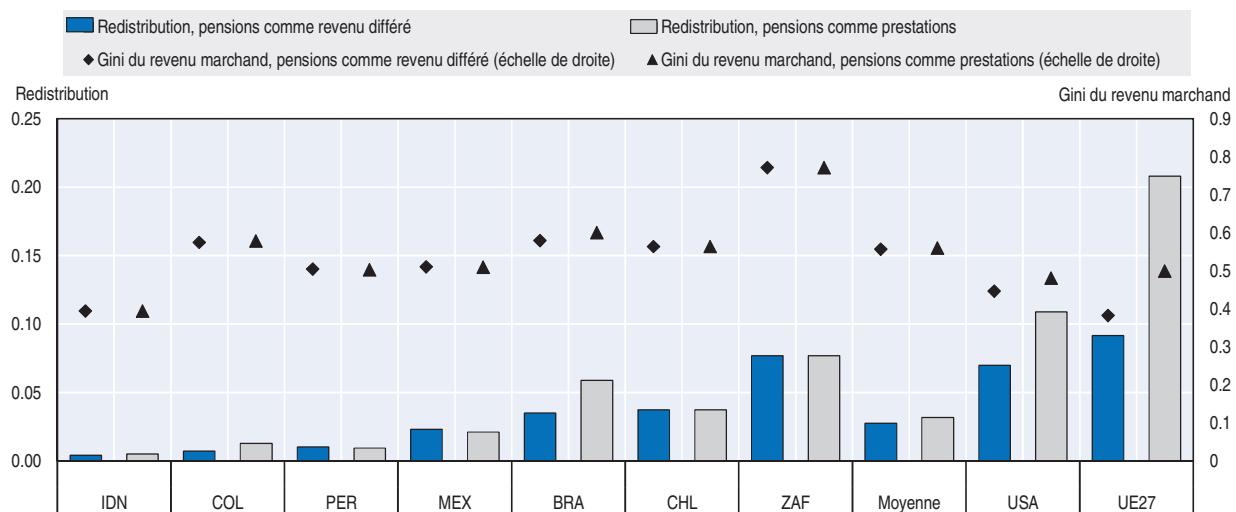
On relève trois différences importantes entre les États-Unis et l'Union européenne d'une part, et les sept pays à revenu intermédiaire d'autre part. Premièrement, les inégalités de revenu marchand sont considérablement plus marquées dans les pays à revenu intermédiaire que dans ceux de l'Union européenne et qu'aux États-Unis. Il faut cependant noter un aspect important : que l'on considère les pensions contributives comme un revenu différé ou une prestation sociale (voir l'encadré 7.3) change considérablement l'ampleur des inégalités de revenu marchand et l'effet redistributif dans l'Union européenne, et légèrement moins aux États-Unis, alors que cela les change relativement peu dans les sept pays à revenu intermédiaire (graphique 7.6). Deuxièmement, l'effet redistributif est beaucoup plus vaste dans les pays de l'UE, et dans une certaine mesure aux États-Unis. Troisièmement, alors que dans l'Union européenne et aux États-Unis, les pensions contributives ont un effet égalisateur marqué, dans certains des sept pays à revenu intermédiaire, les pensions ont peu d'effet égalisateur, voire amplifient les inégalités.

Le rôle des impôts et des prestations monétaires dans l'évolution des inégalités de revenu

Le graphique 7.7 illustre la contribution marginale des impôts directs et indirects et des prestations monétaires dans l'évolution des inégalités entre le revenu marchand et le revenu après impôts¹². Les contributions qui réduisent les inégalités (ont un effet égalisateur) sont présentées avec un signe positif, et celles qui les amplifient (sont créatrices d'inégalités) avec un signe négatif (voir l'encadré 7.4). Les impôts directs et les prestations ont un effet égalisateur dans tous les pays. L'effet égalisateur des prestations directes est particulièrement marqué en Afrique du Sud et au Brésil. La redistribution du revenu par les impôts directs est aussi considérable en Afrique du Sud, au Chili et au Brésil.

Graphique 7.6. Effet redistributif en Afrique du Sud, au Brésil, au Chili, en Colombie, en Indonésie, au Mexique, au Pérou, dans l’Union européenne et aux États-Unis

Évolution en points de Gini : revenu marchand à revenu disponible, 2010



Note :

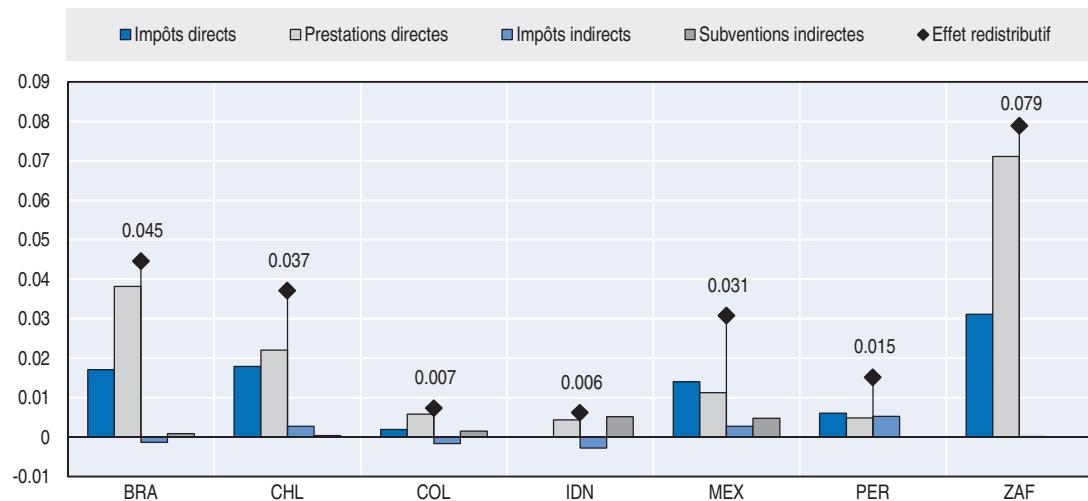
Les données sur le Brésil, le Chili et le Pérou correspondent à 2009, celles sur la Colombie, le Mexique et l’Afrique du Sud correspondent à 2010 et celles sur l’Indonésie correspondent à 2012. Pour l’Indonésie, l’analyse de l’incidence fiscale a été corrigée pour tenir compte des différences de prix dans l’espace. Cet ajustement est cependant sans effet sur ce graphique. En Afrique du Sud, le seul régime de pension contributif légal est le fonds de pension des fonctionnaires (*Government Employees Pension Fund*), auquel doivent obligatoirement appartenir les fonctionnaires des administrations nationales et provinciales. Ces pensions n’ont pas été incluses dans l’analyse sur l’Afrique du Sud et ne sont donc pas indiquées ici. Le scénario pour l’Afrique du Sud suppose que les services de base gratuits sont des prestations directes.

Source : Lustig, N. (2015), « Inequality and Fiscal Redistribution in Middle Income Countries: Brazil, Chile, Colombia, Indonesia, Mexico, Peru and South Africa. Evidence from the Commitment to Equity Project (CEQ), *CEQ Working Paper*, n° 31, Center for Inter-American Policy and Research et Department of Economics, Tulane University et Inter-American Dialogue. EUROMOD statistics on Distribution and Decomposition of Disposable Income, consulté à www.iser.essex.ac.uk/euromod/statistics/ à l’aide de la version EUROMOD n° G2.0. Higgins, S., N. Lustig, W. Ruble et T. Smeeding (2015), « Comparing the Incidence of Taxes and Social Spending in Brazil and the United States », *Review of Income and Wealth*, à paraître.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208778>

Graphique 7.7. Composantes de la politique fiscale et redistribution du revenu

Contribution marginale des différentes politiques fiscales à la redistribution du revenu (en points de Gini), 2010



Note :

Les données sur le Brésil, le Chili et le Pérou correspondent à 2009, celles sur la Colombie, le Mexique et l’Afrique du Sud correspondent à 2010 et celles sur l’Indonésie correspondent à 2012. Pour l’Indonésie, l’analyse de l’incidence fiscale a été corrigée pour tenir compte des différences de prix dans l’espace. Cet ajustement est cependant sans effet sur ce graphique. En Afrique du Sud, le seul régime de pension contributif légal est le fonds de pension des fonctionnaires (*Government Employees Pension Fund*), auquel doivent obligatoirement appartenir les fonctionnaires des administrations nationales et provinciales. Ces pensions n’ont pas été incluses dans l’analyse sur l’Afrique du Sud et ne sont donc pas indiquées ici. Le scénario pour l’Afrique du Sud suppose que les services de base gratuits sont des prestations directes.

Source : Lustig, N. (2015), « Inequality and Fiscal Redistribution in Middle Income Countries: Brazil, Chile, Colombia, Indonesia, Mexico, Peru and South Africa. Evidence from the Commitment to Equity Project (CEQ), *CEQ Working Paper*, n° 31, Center for Inter-American Policy and Research et Department of Economics, Tulane University et Inter-American Dialogue.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208789>

L’effet redistributif des prestations directes est plus important que celui des impôts directs dans la plupart des pays analysés. Ce n’est qu’au Mexique et au Pérou que la contribution marginale des impôts directs est supérieure à celle des prestations directes. On constate des résultats analogues dans les pays de l’OCDE. Dans la plupart d’entre eux, les prestations directes ont un rôle redistributif plus important que les impôts directs. Les États-Unis constituent une exception notable puisque les impôts directs y jouent un rôle plus grand que les prestations directes dans la redistribution des revenus (OCDE, 2008, OCDE, 2015b).

Dans tous les pays analysés, le rôle des impôts indirects et des prestations dans la redistribution des revenus est bien moindre que celui des impôts directs et des prestations, sauf en Indonésie où on ne dispose pas de données sur les impôts directs et où les prestations directes sont limitées. Les impôts indirects sont créateurs d’inégalités au Brésil, en Colombie et en Indonésie, tandis que la contribution marginale des impôts indirects a un effet égalisateur au Chili, au Mexique et au Pérou, et un effet neutre en Afrique du Sud. Ce résultat est assez remarquable car en général, les impôts indirects ont un caractère régressif et amplifient les inégalités si on les considère sous l’angle de la répartition du revenu (OCDE/KIPF, 2014). En outre, dans les cas du Chili et de l’Afrique du Sud, on observe ce phénomène en dépit du fait que dans ces pays, les impôts indirects ont un caractère régressif

(voir Lustig et al., 2015). Ce résultat contradictoire en apparence correspond au « paradoxe de Lambert » (voir Lambert, 2001 et l’annexe 7.A1). Si les impôts ont un effet régressif par rapport au revenu initial, mais progressif par rapport au revenu après prestations, qui est moins inégalement réparti, les impôts régressifs *pourraient* exercer un effet égalisateur indépendamment de l’effet des prestations progressives (Lambert, 2001).

La contribution de la santé et de l’éducation à l’évolution des inégalités de revenu

Dans tous les pays, les services de santé et d’éducation réduisent les inégalités de revenu et bénéficient pratiquement partout de façon disproportionnée aux personnes les plus défavorisées. La partie A du graphique 7.8 présente les coefficients de concentration des dépenses de santé et d’éducation de chaque pays (voir l’encadré 7.4). La répartition des dépenses de santé publique est progressive dans tous les pays (en d’autres termes, le coefficient de concentration est inférieur au coefficient de Gini du revenu marchand). Cependant, en Indonésie et au Pérou (et dans une moindre mesure au Mexique), les dépenses de santé par habitant ont tendance à s’accroître avec le revenu des ménages (c’est-à-dire qu’elles sont favorables aux riches). En revanche, les dépenses de santé bénéficient aux pauvres (les dépenses de santé par habitant ayant tendance à diminuer avec le revenu) en Afrique du Sud, au Brésil, au Chili et en Colombie. Cette répartition favorable aux pauvres est particulièrement marquée au Chili.

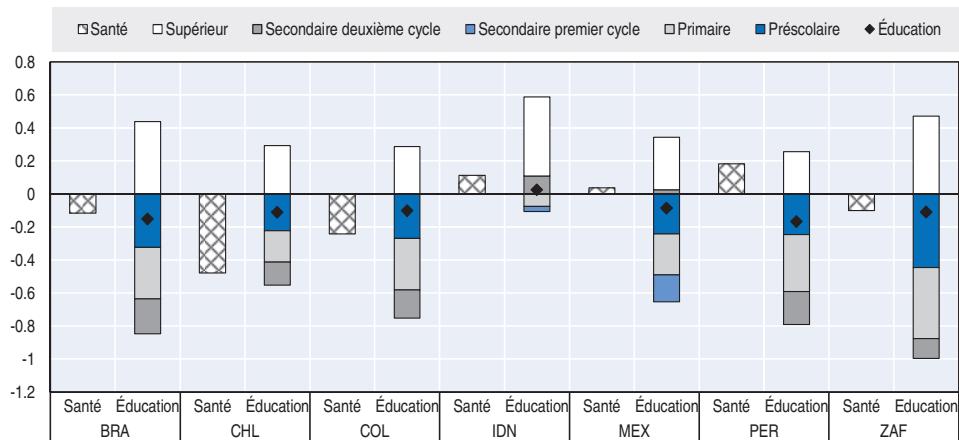
Les dépenses totales d’éducation sont bénéfiques aux pauvres dans tous les pays sauf en Indonésie, où le montant des dépenses d’éducation par habitant est à peu près le même sur toute l’échelle des revenus. Les dépenses publiques consacrées à l’éducation préscolaire sont en général favorables aux pauvres dans tous les pays sur lesquels on dispose de données, en particulier en Afrique du Sud. Les dépenses consacrées à l’enseignement primaire sont bénéfiques aux pauvres dans tous les pays. Celles consacrées à l’enseignement secondaire sont favorables aux pauvres au Brésil, au Chili, en Colombie, au Pérou et en Afrique du Sud, neutres au Mexique et favorables aux riches (bien que progressives) en Indonésie. Les dépenses publiques d’enseignement supérieur sont favorables aux riches dans tous les pays, mais en Indonésie seulement, elles sont aussi régressives. Si on les compare aux niveaux respectifs d’inégalité de revenu marchand, c’est en Afrique du Sud que les dépenses d’enseignement supérieur ont l’effet le plus progressif, suivie par la Colombie et le Chili.

Les résultats montrant que les dépenses d’éducation et de santé sont favorables aux pauvres sont encourageants car ils semblent indiquer que l’utilisation des services d’enseignement public et de santé est assez intensive chez les ménages à faible revenu. Mais ces résultats ne disent rien sur la qualité de ces services¹³. Si les services de scolarité et de santé assurés par l’État sont de piètre qualité, des effets de distorsion créeront des obstacles majeurs à l’égalisation des opportunités. Ainsi, l’une des raisons pour lesquelles l’enseignement supérieur bénéficie essentiellement aux classes moyennes et aux riches est que les enfants de ces catégories de populations sont plus aptes à réussir l’examen d’entrée car ils bénéficient d’un enseignement primaire et secondaire de meilleure qualité (et souvent privé).

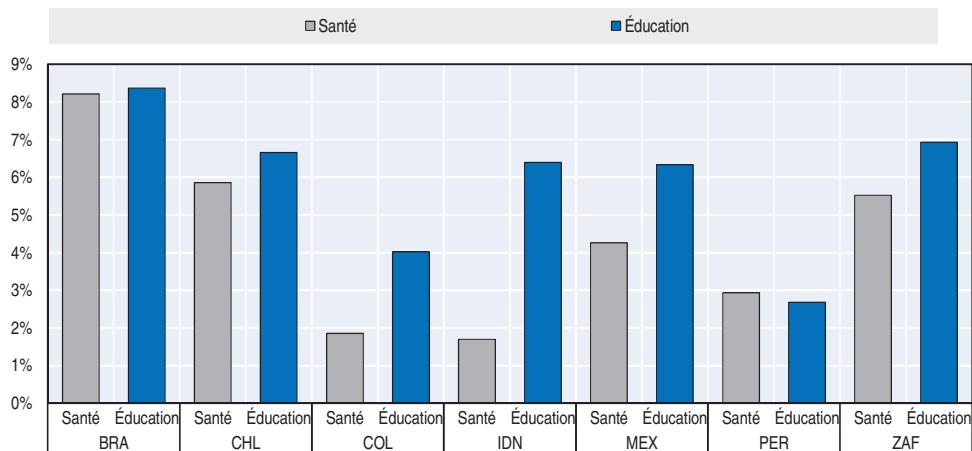
En outre, les informations existantes ne permettent pas de déterminer dans quelle mesure la progressivité des dépenses d’éducation et de santé ou leur caractère favorable aux pauvres provient des différences dans les caractéristiques des ménages ou des personnes, qui pourraient expliquer que les ménages les plus pauvres (qui ont davantage d’enfants et qui sont en plus mauvaise santé par exemple) les utilisent plus intensément, ou tout simplement du fait que les classes les plus aisées choisissent de ne pas bénéficier de ces services.

Graphique 7.8. Coefficients de concentration et part de l'éducation et de la santé dans les budgets

Partie A. Coefficients de concentration de l'éducation et de la santé, 2010



Partie B. Dépenses d'éducation et de santé en part du revenu marchand des ménages, 2010



Note :

Les données sur le Brésil, le Chili et le Pérou correspondent à 2009, celles sur la Colombie, le Mexique et l'Afrique du Sud correspondent à 2010 et celles sur l'Indonésie correspondent à 2012. Pour l'Indonésie, l'analyse de l'incidence fiscale a été corrigée pour tenir compte des différences de prix dans l'espace. Cet ajustement est cependant sans effet sur ce graphique. En Afrique du Sud, le seul régime de pension contributif légal est le fonds de pension des fonctionnaires (*Government Employees Pension Fund*), auquel doivent obligatoirement appartenir les fonctionnaires des administrations nationales et provinciales. Ces pensions n'ont pas été incluses dans l'analyse sur l'Afrique du Sud et ne sont donc pas indiquées ici. Le scénario pour l'Afrique du Sud suppose que les services de base gratuits sont des prestations directes.

Source : Lustig, N. (2015), « The Redistributive Impact of Government Spending on Education and Health: Evidence from 13 Developing Countries in the Commitment to Equity Project », chapitre 17 de B. Clements, R. de Mooij, S. Gupta et M. Keen (dir. pub.), *Inequality and the Role of Fiscal Policy: Trends and Policy Options*, Fonds monétaire international, Washington, à paraître.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208792>

Dans le cas de ces prestations de quelque importance, outre leur répartition, leur effet redistributif final dépend aussi de leur taille. La partie B du graphique 7.8 présente les dépenses de santé et d'éducation en part du revenu marchand des ménages. Alors qu'au Brésil et en Afrique du Sud, leur effet redistributif dépend essentiellement du volume des

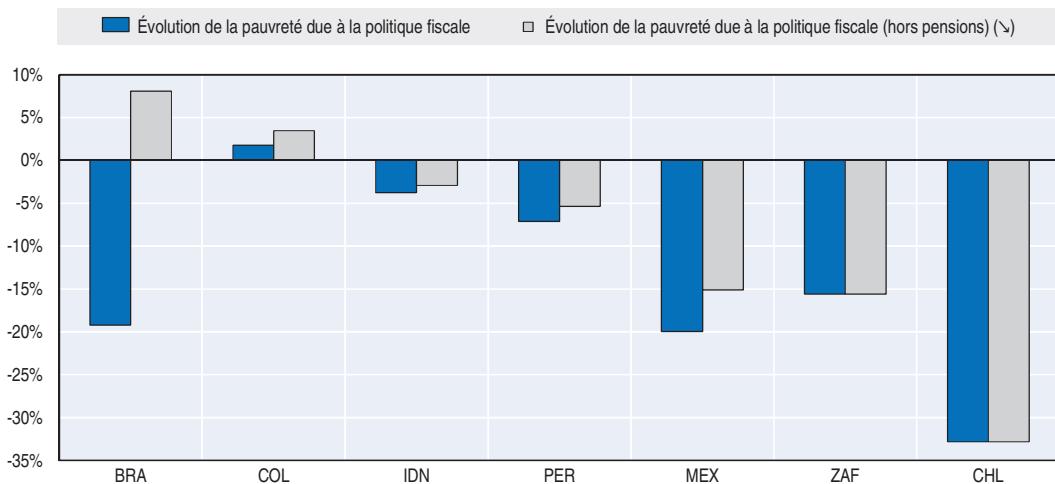
dépenses d'éducation et de santé et de leur progressivité, au Chili, le volume des dépenses est inférieur mais leur progressivité, en particulier dans le secteur de la santé, est beaucoup plus élevée.

Politique fiscale et pauvreté

L'analyse qui précède était axée sur l'effet de la politique fiscale sur les *inégalités*. On s'intéressera ici à son effet sur la *pauvreté*. Bien qu'ils soient apparentés, les résultats en matière d'inégalités et de pauvreté ne vont pas nécessairement dans le même sens. La méthode la plus communément employée pour évaluer l'effet de la politique fiscale sur la pauvreté est l'évolution du taux de pauvreté. Elle compare le pourcentage de la population en dessous du seuil de pauvreté avant et après impôts et prestations. Alors que l'OCDE mesure généralement la pauvreté à l'aide d'un seuil de pauvreté relative (voir le chapitre 3), dans le contexte des pays émergents, on utilise généralement un seuil de pauvreté absolue. On retiendra ici un seuil de pauvreté équivalent à 2.50 USD par jour en PPA. C'est un revenu relativement faible, dont se servent Ferreira et al. (2013) pour mesurer « l'extrême pauvreté ». Contrairement à l'analyse des inégalités et de la redistribution du revenu, on se basera ici sur des comparaisons entre le revenu marchand et le revenu après impôts, pour mesurer ainsi l'effet des impôts directs et indirects et des prestations monétaires, mais sans tenir compte de la santé et de l'éducation.

Graphique 7.9. Politique fiscale et réduction de l'extrême pauvreté

Évolution en pourcentage du taux de pauvreté du revenu marchand au revenu après impôts, 2010



Note :

Les données sur le Brésil, le Chili et le Pérou correspondent à 2009, celles sur la Colombie, le Mexique et l'Afrique du Sud correspondent à 2010 et celles sur l'Indonésie correspondent à 2012. La pauvreté est mesurée sur la base du seuil de pauvreté international de 2.50 USD par jour en PPA (de 2005). Les pays sont classés en fonction de l'évolution de la pauvreté dans le scénario où les pensions contributives sont incluses dans le revenu marchand. Les données sur l'Indonésie sont basées sur la consommation, mais celles sur les autres pays sur le revenu. Le scénario de l'Afrique du Sud suppose que les services de base gratuits sont des prestations directes. L'analyse de l'incidence fiscale en Afrique du Sud ne prévoit pas de scénario dans lequel les pensions contributives sont considérées comme des prestations, et n'est donc pas illustrée ci-dessus.

Source : Lustig, N. (2015), « Inequality and Fiscal Redistribution in Middle Income Countries: Brazil, Chile, Colombia, Indonesia, Mexico, Peru and South Africa. Evidence from the Commitment to Equity Project (CEQ), *CEQ Working Paper*, n° 31, Center for Inter-American Policy and Research et Department of Economics, Tulane University et Inter-American Dialogue.

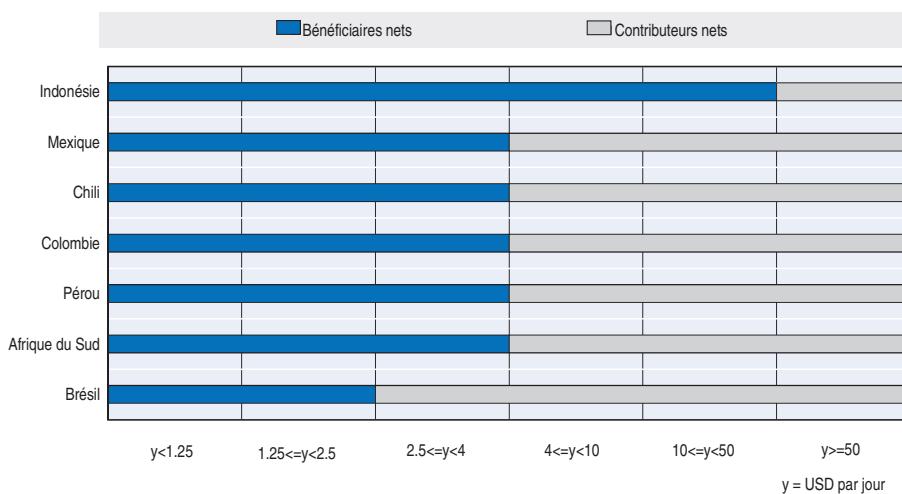
StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208806>

Les politiques fiscales sous forme de prestations monétaires et d'impôts directs et indirects¹⁴ réduisent la pauvreté monétaire dans la plupart des pays analysés, mais pas dans tous. Les taux de pauvreté monétaire reculent sensiblement une fois que l'on tient compte des politiques fiscales au Chili, au Mexique, au Brésil et en Afrique du Sud. En Colombie cependant, la pauvreté monétaire s'aggrave lorsque l'on prend en compte les impôts et les prestations monétaires. De même au Brésil, la pauvreté monétaire s'accroît si l'on exclut les pensions publiques des dépenses sociales publiques (considérées comme un revenu différé, voir l'encadré 7.3). Ces résultats s'expliquent principalement par l'effet régressif des impôts indirects (voir le graphique 7.7). Higgins et Pereira (2014) laissent entendre que dans le cas du Brésil, ce résultat est dû à une fiscalité élevée sur les produits alimentaires de base.

Qui sort gagnant et perdant des politiques fiscales ? Le graphique 7.10 illustre la répartition des contributeurs nets (ceux qui payent davantage en impôts qu'ils ne reçoivent en prestations) et des bénéficiaires nets (ceux qui reçoivent davantage en prestations qu'ils ne payent en impôts) dans les différentes catégories de revenu marchand. Ces catégories sont définies suivant la méthode de Ferreira et al. (2013) et de Lopez-Calva et Ortiz-Juarez (2014), qui les utilisent pour identifier les personnes « extrêmement pauvres » (vivant avec 0 USD à 2.50 USD par jour), les personnes « modérément pauvres » (vivant avec 2.50 USD à 4 USD par jour), les personnes « vulnérables » (vivant avec 4 USD à 10 USD par jour) et la « classe moyenne » (qui vit avec 10 USD à 50 USD par jour). Les résultats présentés ci-dessous considèrent les pensions publiques comme un revenu différé et les excluent donc des dépenses sociales publiques consacrées aux prestations monétaires (voir l'encadré 7.3).

Graphique 7.10. Gagnants et perdants du système fiscal

Bénéficiaires nets et contributeurs nets du système fiscal, 2010



Note :

Les données sur le Brésil, le Chili et le Pérou correspondent à 2009, celles sur la Colombie, le Mexique et l'Afrique du Sud correspondent à 2010 et celles sur l'Indonésie correspondent à 2012. La pauvreté est mesurée sur la base du seuil de pauvreté international de 2.50 USD par jour en PPA (de 2005). Les pays sont classés en fonction de l'évolution de la pauvreté dans le scénario suivant lequel les pensions contributives sont incluses dans le revenu marchand. Les données sur l'Indonésie sont basées sur la consommation, mais celles sur les autres pays sur le revenu. Le scénario de l'Afrique du Sud suppose que les services de base gratuits sont des prestations directes. L'analyse de l'incidence fiscale en Afrique du Sud ne prévoit pas de scénario dans lequel les pensions contributives sont considérées comme des prestations, et n'est donc pas illustrée ci-dessus.

Source : Lustig, N. (2015), « Inequality and Fiscal Redistribution in Middle Income Countries: Brazil, Chile, Colombia, Indonesia, Mexico, Peru and South Africa. Evidence from the Commitment to Equity Project (CEQ), CEQ Working Paper, n° 31, Center for Inter-American Policy and Research et Department of Economics, Tulane University et Inter-American Dialogue.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208810>

La répartition des contributeurs nets et des bénéficiaires nets indique qu'en moyenne, les ménages à plus faible revenu ont tendance à bénéficier des politiques fiscales. En particulier, dans tous les pays, les groupes les plus vulnérables (qui gagnent moins de 1.25 USD ou de 2.50 USD par jour) sont des bénéficiaires nets. Au-dessus de ce seuil, l'effet net des politiques fiscales diffère considérablement selon les pays. Au Brésil, seules les personnes vivant dans « l'extrême pauvreté » sont en moyenne des bénéficiaires nets des politiques fiscales. Les ménages qui vivent dans une « pauvreté modérée » sont des contributeurs nets au système fiscal, principalement du fait des impôts indirects. Comme indiqué précédemment, les taxes sur la consommation de produits alimentaires de base ont un fort effet négatif sur le revenu des ménages brésiliens à faible revenu.

En Afrique du Sud, au Chili, en Colombie, au Mexique et au Pérou, les ménages « modérément pauvres » sont aussi des bénéficiaires nets. En Indonésie, la « classe moyenne » est également, en moyenne, bénéficiaire nette. Dans ce pays, du fait de la faiblesse des impôts directs et indirects, conjuguée aux subventions énergétiques non ciblées, seuls les « riches » sont des contributeurs nets au système fiscal.

Encadré 7.4. Mesurer la redistribution, la progressivité et les politiques favorables aux pauvres

Un indicateur classique de l'effet redistributif des politiques fiscales est la différence entre le coefficient de Gini du revenu marchand avant et après impôts et prestations. Si l'effet redistributif est positif (négatif), la politique fiscale a un effet égalisateur (est créatrice d'inégalités).

Mesurer le rôle des mesures fiscales particulières dans la redistribution

Il y a plusieurs moyens de calculer le rôle d'une mesure fiscale particulière dans l'évolution des inégalités (ou de la pauvreté), en tenant compte de la dépendance au sentier. Les méthodes les plus largement utilisées dans les publications sont celles de la *contribution marginale* et de la *contribution séquentielle*. Une méthode moins courante est celle de la « contribution moyenne totale », que l'on calcule en tenant compte de toutes les trajectoires possibles, et en retenant par exemple la valeur dite de Shapley (Shorrocks, 2013).

La *contribution séquentielle* se calcule comme étant la différence entre les indicateurs d'inégalités avec des mesures fiscales ordonnées sur une trajectoire en fonction de leur visée institutionnelle supposée. Ainsi, si les prestations directes sont soumises à l'impôt, la contribution séquentielle commence par mesurer l'effet des prestations sur le revenu marchand, puis celui des impôts sur le revenu marchand plus les prestations (généralement appelé revenu brut). Cette méthode exige une connaissance détaillée des liens d'interdépendance entre les différentes mesures fiscales. OCDE (2012, chapitre 7) et Immervoll et Richardson (2011) ont suivi une approche séquentielle pour étudier les effets redistributifs des impôts et des prestations, en déterminant la séquence la plus adaptée à chaque pays. Mais il est pratiquement impossible de trouver le bon enchaînement institutionnel, en particulier à mesure que l'analyse devient plus fine et porte sur chaque composante de la politique fiscale. De plus, la question de la dépendance au sentier décrite dans l'annexe risque de continuer de se poser même si l'enchaînement institutionnel est parfait.

On calcule la *contribution marginale* en prenant la différence entre l'indicateur d'inégalité *sans* et *avec* une politique donnée par rapport à un concept de revenu fixe*. Cet indicateur revient à poser la question suivante : quelles seraient les inégalités si le système ne possédait pas un impôt (ou une prestation) particulier, ou si un impôt (ou une prestation) était modifié ? Les inégalités seraient-elles plus élevées, identiques ou inférieures avec l'impôt (ou la prestation) où sans eux ?

La méthode de la contribution marginale présente un inconvénient : la somme de toutes les contributions marginales n'est pas égale à l'ensemble de l'effet redistributif en raison des relations réciproques entre les politiques, ce qui rend moins précise l'ampleur de chaque contribution (Shorrocks, 2013).

Encadré 7.4. Mesurer la redistribution, la progressivité et les politiques favorables aux pauvres (suite)

Dans ce chapitre, on calcule les contributions marginales sur la base de déciles plutôt qu'à partir d'un échantillon de microdonnées. Cette mesure ne tenant pas compte des inégalités intra-déciles, l'effet redistributif global est plus important que celui calculé à l'aide de microdonnées (et illustré plus haut). De plus, l'analyse sur la base de déciles suppose que l'on ne procède pas à des reclassements. Puisque les pensions publiques produisent un reclassement important, les résultats du scénario où les pensions sont considérées comme des prestations ne sont pas inclus. Dans le scénario où les pensions sont considérées comme un revenu marchand, l'ampleur du reclassement provoqué par les politiques redistributives est limitée, et l'analyse sur la base de déciles donne donc une bonne approximation.

Progressivité et politiques en faveur des pauvres

On mesure ici la répartition des dépenses publiques de santé et d'éducation à l'aide du coefficient de concentration, qui est un indicateur dont le mode de calcul est d'une certaine façon analogue au coefficient de Gini (voir Lambert, 2001). Une prestation est dite *progressif* lorsque sa part dans le revenu marchand tend à reculer à mesure que le revenu marchand augmente, ce qui est le cas lorsque le coefficient de concentration est inférieur au coefficient de Gini du revenu marchand. À l'inverse, une prestation est dite *régressive* lorsque sa part dans le revenu marchand tend à augmenter à mesure que le revenu marchand s'accroît, ce qui est le cas lorsque le coefficient de concentration est supérieur au coefficient de Gini du revenu marchand. Si une prestation, en part du revenu marchand, est constante (c'est-à-dire proportionnelle), on dit qu'elle est neutre.

On dit qu'une prestation est *favorable aux pauvres* lorsque son montant absolu a tendance à baisser avec le revenu marchand (c'est-à-dire qu'il est progressif en termes absolus). C'est le cas lorsque le coefficient de concentration est négatif. À l'inverse, une prestation est *bénéfique aux riches* lorsque son montant absolu a tendance à augmenter avec le revenu marchand (c'est-à-dire qu'elle est régressive en termes absolus). C'est le cas lorsque le coefficient de concentration est positif.

Il convient de noter que dans notre analyse, les ménages sont classés en fonction du revenu marchand par habitant, sans procéder à des ajustements pour tenir compte de leur taille du fait des différences dans leur composition. Dans certaines analyses, les dépenses d'éducation favorables aux pauvres, par exemple, sont déterminées en retenant les enfants comme unité d'analyse, plutôt que l'ensemble des membres du ménage. Étant donné qu'en moyenne, les familles les plus pauvres ont davantage d'enfants, l'observation selon laquelle les courbes de concentration sont favorables aux pauvres traduit cet état de fait, et ne signifie pas que les familles les plus pauvres reçoivent plus de ressources par enfant.

*. Il ne faut pas confondre la contribution marginale et l'incidence marginale, cette dernière étant l'incidence d'une légère évolution des dépenses. La contribution marginale n'est pas une dérivée. Il faut relever que du fait de la dépendance au sentier, la somme des contributions marginales de chaque intervention ne sera pas égale à l'évolution totale des inégalités. Bien entendu, la somme des contributions séquentielles ne sera pas non plus égale à l'évolution totale des inégalités. Une méthode a été proposée pour calculer la contribution de chaque intervention de sorte que leur somme soit égale à l'évolution totale des inégalités. Elle consiste à employer la valeur de Shapley. Les études analysées ici n'estiment pas cette valeur.

Source : Lustig, N., A. Enami et R. Aranda (2015), « The Analytics of Fiscal Redistribution », chapitre de N. Lustig et S. Higgins (dir. pub.), *Commitment to Equity Handbook: Estimating the Redistributive Impact and Pro-poorness of Fiscal Policy*, à paraître.

Conclusions

On a examiné dans la section 7.3 de ce chapitre l'effet redistributif des politiques fiscales en Afrique du Sud, au Brésil, au Chili, en Colombie, en Indonésie, au Mexique et au Pérou. En particulier, on a posé les questions suivantes : Quel est l'effet des politiques fiscales sur les inégalités et la pauvreté ? Quel rôle jouent les impôts directs et les prestations, les impôts indirects nets et les dépenses d'éducation et de santé dans la

réduction globale des inégalités ? Dans quelle mesure les dépenses d'éducation et de santé sont-elles favorables aux pauvres ?

Pour analyser l'impact des politiques fiscales sur les inégalités de revenu, il est utile de distinguer la partie « numéraire » du système (les impôts directs et indirects, les prestations directes et les subventions indirectes) de la partie « en nature » (la valeur monétaire imputée de l'utilisation des services publics d'éducation et de santé). Les résultats montrent que la réduction des inégalités due à la partie « numéraire » du système fiscal est assez hétérogène, l'Afrique du Sud redistribuant le plus les revenus et l'Indonésie le moins. Les niveaux de redistribution sont déterminés avant tout par le volume de ressources consacrées aux (collectées à l'aide des) prestations directes (impôts directs) et leur progressivité, et la présence d'impôts indirects nets sources d'inégalités.

Alors que la partie numéraire du système fiscal net a toujours un effet égalisateur, ce n'est pas le cas s'agissant de la pauvreté. Au Brésil et en Colombie, le taux de pauvreté mesuré par rapport au seuil international d'extrême pauvreté de 2.50 USD par jour en PPA est plus élevé si l'on considère le revenu après impôts que si l'on considère le revenu marchand. Dans ces deux pays, la politique fiscale *aggrave* la pauvreté, ce qui signifie qu'un nombre notable de ménages dont le revenu se situe autour du seuil de pauvreté sont rendus plus pauvres (ou pauvres) par les impôts et les prestations. Ce résultat surprenant est essentiellement dû à la fiscalité élevée sur la consommation de produits de base.

L'effet égalisateur des impôts directs est plus important que celui des prestations directes au Chili, au Mexique et au Pérou, alors que l'inverse est vrai en Afrique du Sud, au Brésil, en Colombie et en Indonésie. Les impôts indirects nets aggravent les inégalités en Afrique du Sud, au Brésil, en Colombie et en Indonésie, mais les réduisent au Chili, au Mexique et au Pérou. Si on les considère comme des prestations sociales, les pensions de vieillesse publiques contributives ont un effet égalisateur au Brésil, en Colombie et en Indonésie, mais créent des inégalités au Chili, au Mexique et au Pérou. Les dépenses d'éducation et de santé ont un effet égalisateur et assez important dans tous les pays. Les dépenses totales d'éducation diminuent avec le revenu (en d'autres termes, elles sont favorables aux pauvres) dans tous les pays sauf en Indonésie, où leur effet est neutre en termes absolus. L'enseignement préscolaire et primaire est généralement favorable aux pauvres dans tous les pays, et en particulier en Afrique du Sud. L'enseignement secondaire est progressif dans tous les pays, et bénéficie aux pauvres pratiquement partout. Les dépenses d'éducation secondaire par habitant ont un effet neutre au Mexique, et augmentent avec le revenu en Indonésie. Dans tous les pays, les dépenses publiques d'enseignement supérieur par habitant s'accroissent avec le revenu (c'est-à-dire qu'elles sont favorables aux riches dans tous les pays), mais elles sont aussi régressives (et créatrices d'inégalités) en Indonésie seulement. Si on les compare à leurs niveaux respectifs d'inégalités de revenu marchand, c'est en Afrique du Sud que les dépenses d'enseignement supérieur sont les plus progressives, suivie de la Colombie et du Chili.

Les dépenses de santé publique sont progressives dans tous les pays, mais en Indonésie et au Pérou (et dans une moindre mesure au Mexique), les dépenses de santé par habitant ont tendance à augmenter avec le revenu des ménages (elles sont donc favorables aux riches). En revanche, ces dépenses sont bénéfiques aux pauvres au Brésil, en Colombie et en Afrique du Sud, et surtout au Chili.

Notes

1. Nora Lustig, de Tulane University, est l'auteur de la section 7.3 de ce chapitre et de ses annexes. Nora Lustig tient à remercier Luis Felipe Munguia et Rodrigo Aranda de l'avoir aidée dans ses recherches.
2. www.commitmentoequity.org, voir l'annexe 7.A1.
3. Les données générales sur lesquelles reposent les analyses proviennent des analyses suivantes de l'incidence fiscale : Afrique du Sud (Inchauste et al., 2015), Brésil (Higgins et Pereira, 2014), Chili (Ruiz-Tagle et Contreras, 2014), Colombie (Melendez, 2014), Indonésie (Jellema et al., 2014), Mexique (Scott, 2014) et Pérou (Jaramillo, 2014) ; et Lustig, Pessino et Scott (2014) et Lustig (2015a et b).
4. Source : SEDLAC, <http://sedlac.econo.unlp.edu.ar/eng/index.php>.
5. Source : BIT, http://laborsta.ilo.org/informal_economy_E.html.
6. Les données disponibles sur les dépenses sociales publiques en Inde et en Indonésie sous-estiment probablement l'effort social public car les dépenses des États et d'autres administrations locales sont sous-déclarées (OCDE, 2014a).
7. Pour une analyse du traitement des pensions dans le cadre comptable des revenus, voir les encadrés 7.2 et 7.3.
8. Les différences dans les recettes et dépenses des pays de l'OCDE et d'Amérique latine sont moindres si l'on prend en considération les ressources naturelles et les régimes de retraite privés (voir OECD/ECLAC/CIAT/IDB, 2015, Equivalent Fiscal Pressure).
9. Nora Lustig, de Tulane University, est l'auteur de cette section et de son annexe. Nora Lustig tient à remercier Luis Felipe Munguia et Rodrigo Aranda de l'avoir aidée dans ses recherches.
10. On peut trouver dans différentes études d'autres mesures de l'inégalité telles que l'indice de Theil ou le ratio 90/10. Prière de s'adresser directement aux auteurs à ce sujet.
11. Le modèle pour la Croatie est en cours d'élaboration dans le cadre du projet EUROMODupdate2 (www.iser.essex.ac.uk/euromod/developing-euromod/euromodupdate2).
12. Les pensions sont calculées ici à partir du revenu marchand et non pas à partir des prestations, car on ne dispose pas de résultats suivant les deux définitions.
13. OECD/CAF/ECLAC (2014) analyse en détail les indicateurs de qualité des systèmes d'enseignement dans les pays d'Amérique latine.
14. On ne peut pas tenir compte dans cette d'analyse de l'effet des avantages en nature des services d'éducation et de santé.

Bibliographie

- Abrahão de Castro, J., J. Aparecido Carlos Ribeiro, J. Valente Chaves et B. Carvalho Duarte (2012), *Gasto Social Federal: prioridade macroeconômica no período 1995-2010*, n° 9, Brasília, septembre.
- Afkar, R., J. Jellema et M. Wai-Poi (2015), « The Distributional Impact of Fiscal Policy in Indonesia », Background document, Tulane University et Banque mondiale.
- Almeida, R. et P. Carneiro (2011), « Enforcement of Labor Regulation and Informality », IZA Discussion Papers, n° 5902, Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn.
- Atkinson, A.B. et S. Morelli (2014), « Chartbook of Economic Inequality », ECINEQ Working Paper, vol. 324.
- Barrera-Osorio, F., M. Bertrand, L. Linden et F. Perez-Calle (2011), « Improving the Design of Conditional Transfer Programs: Evidence from a Randomized Education Experiment in Colombia », *American Economic Journal: Applied Economics*, vol. 3, n° 2, pp. 167-195.
- BIT – Bureau international du travail (2015), « Rapport mondial sur les salaires 2014/15 – Salaires et inégalités de revenus », Genève.
- Daude, C., Gutiérrez, H. et Á. Melguizo (2012), « What Drives Tax Morale? », *Documents de travail du Centre de développement de l'OCDE*, n° 315, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5k8zk8m61kzq-en>.
- Deininger, K. and L. Squire (1996), « A New Data Set Measuring Income Inequality », *World Bank Economic Review*, vol. 10, n° 3, pp. 565–591.
- Del Valle Suarez, A. (2014), « From Caring to Work: The Labor Market Effects of Non-Contributory Health Insurance », manuscrit non publié.
- Delgado, G., A.C. Querino, A. Campos, F. Vaz, L. Rangel et M. Stivali (2007), « Avaliação do Simples: Implicações à formalização previdenciária », Texto para Discussão, n° 1277, IPEA.
- Ebrill, L., M. Keen, J.P. Boudin et V. Summers (2001), *The Modern VAT*, Fonds monétaire international, Washington, DC.
- Elias, V., F. Ruiz-Nuñez, R. Cossa et D. Bravo (2004), « An Econometric Cost-Benefit Analysis of Argentina's Youth Training Program », Research Network Working Paper, n° R-482, Banque interaméricaine de développement, Washington, DC.
- Engel, E., A. Galetovic et C. Raddatz (1999), « Taxes and Income Distribution in Chile: Some Unpleasant Redistributive Arithmetic », *Journal of Development Economics*, vol. 59, n° 1, pp. 155-192.
- EIU – Economist Intelligence Unit (2015), « Universal Healthcare Coverage in Indonesia – One Year On », Londres.
- EUROMOD Statistics on Distribution and Decomposition of Disposable Income, consulté à www.iser.essex.ac.uk/euromod/statistics/ à l'aide de la version EUROMOD n° G2.0.

- Ferreira, F.H.G., N. Lustig et D. Teles (dir. pub.) (2015), « Appraising Cross-National Income Inequality Databases », *Journal of Economic Inequality*, numéro spécial, à paraître.
- Ferreira, F.H.G., J. Messina, J. Rigolini, L.F. Lopez-Calva, M.A. Lugo et R. Vakis, (2013), *Economic Mobility and the Rise of Latin American Middle Class*, Banque mondiale, Washington, DC.
- Finn, A. et Leibbrandt, M. (2013), « Mobility and Inequality in the First Three Waves of NIDS », *SALDRU Working Paper*, N. 120, *NIDS Discussion Paper*, n° 2013/2 for 2012, SALDRU, Le Cap, University of Cape Town.
- Förster, M. et I. György Tóth (2015), « Cross-Country Evidence of the Multiple Causes of Inequality Changes in the OECD Area », Chapter 19 in *Handbook of Income Distribution*, vol. 2B.
- Gandullia, L., N. Iacobone et A. Thomas (2012), « Modelling the Tax Burden on Labour Income in Brazil, China, India, Indonesia and South Africa », *Documents de travail de l'OCDE sur la fiscalité*, n° 14, Éditions OCDE, Paris, www.oecd-ilibrary.org/taxation/modelling-the-tax-burden-on-labour-income-in-brazil-china-india-indonesia-and-south-africa_5k8x9b1sw437-en.
- Higgins, S. et C. Pereira (2014), « The Effects of Brazil's Taxation and Social Spending on the Distribution of Household Income », in N. Lustig, C. Pessino et J. Scott (dir. pub.), *The Redistributive Impact of Taxes and Social Spending in Latin America*, Special Issue, *Public Finance Review*, mai, vol. 42, n° 3 et CEQ Master Workbook: Brazil, 4 novembre.
- Higgins, S., N. Lustig, W. Ruble et T. Smeeding (2015), « Comparing the Incidence of Taxes and Social Spending in Brazil and the United States », *Review of Income and Wealth*, à paraître.
- Immervoll, H. et C. O'Donoghue (2001), « Imputation of Gross Amounts from Net Incomes in Household Surveys: An Application using EUROMOD », *EUROMOD Working Paper EM1/01*, University of Essex, www.iser.essex.ac.uk/research/publications/working-papers/euromod/em1-01.pdf.
- Immervoll, H. et L. Richardson (2011), « Redistribution Policy and Inequality Reduction in OECD Countries: What Has Changed in Two Decades? », IZA Discussion Paper n° 6030, Bonn, octobre.
- Inchauste, G., N. Lustig, M. Maboshe, C. Purfield et I. Wolland (2015), « The Distributional Impact of Fiscal Policy in South Africa », *Policy Research Working Paper*, n° 7194, Banque mondiale, février.
- Jaramillo, M. (2014), « The Incidence of Social Spending and Taxes in Peru », in N. Lustig, C. Pessino and J. Scott (dir. pub.), *The Redistributive Impact of Taxes and Social Spending in Latin America*, Special Issue, *Public Finance Review*, mai, vol. 42, n° 3 et CEQ Master Workbook: Peru, 21 juin 2013.
- Journal of Economic Inequality* (2015, à paraître), « Special Issue: A Review of International Inequality Indicator Datasets ».
- Kakwani, N.C. (1977), « Measurement of Tax Progressivity: An International Comparison », *Economic Journal*, pp. 71-80.
- Kapsos, S., A. Silberman et E. Bourmpoula (2014), « Why Is Female Labour Force Participation Declining So Sharply in India? », *ILO Research Paper*, n° 10, Bureau international du travail.

- Lambert, P. (2001), *The Distribution and Redistribution of Income*, troisième édition, Manchester University Press.
- Leibbrandt, M., I. Woolard, A. Finn et J. Argent (2010), « Trends in South African Income Distribution and Poverty since the Fall of Apartheid », *Documents de travail de l'OCDE sur les questions sociales, l'emploi et les migrations*, n° 101, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5kmms0t7p1ms-en>.
- Lopez-Calva, L. et N. Lustig (dir. pub.) (2010), *Declining Inequality in Latin America: A Decade of Progress*, Brookings Institution Press, Washington, DC.
- López-Calva, L.F. et E. Ortiz-Juárez (2014), « A Vulnerability Approach to the Definition of the Middle Class », *Journal of Economic Inequality*, vol. 12, n° 1, pp. 23-47.
- Lustig, N. (2015), « The Redistributive Impact of Government Spending on Education and Health: Evidence from 13 Developing Countries in the Commitment to Equity Project », chapitre 17 de B. Clements, R. de Mooij, S. Gupta et M. Keen (dir. pub.), *Inequality and the Role of Fiscal Policy: Trends and Policy Options*, Fonds monétaire international, Washington, à paraître.
- Lustig, N. (2015b), « Inequality and Fiscal Redistribution in Middle Income Countries: Brazil, Chile, Colombia, Indonesia, Mexico, Peru and South Africa. Evidence from Commitment to Equity Project (CEQ) », *CEQ Working Paper*, n° 31, Center for Inter-American Policy and Research et Department of Economics, Tulane University et Inter-American Dialogue.
- Lustig, N. et S. Higgins (2013), « Commitment to Equity Assessment (CEQ): Estimating the Incidence of Social Spending, Subsidies and Taxes. Handbook », *CEQ Working Paper*, n° 1, juillet 2011, révisé en janvier 2013, Nouvelle-Orléans, États-Unis.
- Lustig, N., A. Enami et R. Aranda (2015), « The Analytics of Fiscal Redistribution », Chapter in N. Lustig et S. Higgins (dir. pub.), *Commitment to Equity Handbook: Estimating the Redistributive Impact and Pro-poorness of Fiscal Policy*, à paraître.
- Lustig, N., L. Lopez-Calva et E. Ortiz-Juarez (2012), « Declining Inequality in Latin America in the 2000s: The Cases of Argentina, Brazil, and Mexico », *CGD Working Paper*, n° 307, Center for Global Development, Washington, DC.
- Lustig, N., C. Pessino et J. Scott (dir. pub.) (2014), « The Redistributive Impact of Taxes and Social Spending in Latin America », numéro spécial, *Public Finance Review*, mai, vol. 42, n° 3.
- Melendez, M. (2014), *CEQ Master Workbook: Colombia*, 21 novembre, Tulane University.
- Miranti, R., Y. Vidyattama, E. Hansnata, R. Cassells et A. Duncan (2013), « Trends in Poverty and Inequality in Decentralising Indonesia », *Documents de travail de l'OCDE sur les questions sociales, l'emploi et les migrations*, n° 148, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5k43bvt2dwjk-en>.
- Morelli, S., T. Smeeding et J. Thompson (2015), « Post-1970 Trends in Within-Country Inequality and Poverty: Rich and Middle-Income Countries », chapitre 8 de *Handbook of Income Distribution*, vol. 2B.
- Nations Unies (2011), *Canberra Group Handbook on Household Income Statistics*, deuxième édition, Nations Unies, Genève.
- OCDE (2015a), *Perspectives de l'emploi de l'OCDE 2015*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2015-fr.

- OCDE (2015b), *All on Board: Making Inclusive Growth Happen in China*, Éditions OCDE, Paris, à paraître.
- OCDE (2015c), *OECD Economic Surveys: Colombia 2015*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/eco_surveys-col-2015-en.
- OCDE (2015d), *OECD Economic Surveys: Mexico 2015*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/eco_surveys-mex-2015-en.
- OCDE (2015e), *OECD Economic Surveys: Indonesia 2015*, Éditions OCDE, Paris.
- OCDE (2015f), *Latin American Economic Outlook 2015*, Éditions OCDE, Paris.
- OCDE (2015g), *Études économiques de l'OCDE : Inde 2014*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/eco_surveys-ind-2014-fr.
- OCDE (2014a), « Social Expenditure Update – Social spending is falling in some countries, but in many others it remains at historically high levels », Éditions OCDE, Paris, www.oecd.org/fr/social/despenses.htm.
- OCDE (2014b), *Society at a Glance: Asia/Pacific 2014*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264220553-en>.
- OCDE (2014c), *Panorama de la société 2014 : Les indicateurs sociaux de l'OCDE*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/soc_glance-2014-fr.
- OCDE (2014d), « Principaux résultats de l'Enquête PISA 2012 : Ce que les élèves de 15 ans savent et ce qu'ils peuvent faire avec ce qu'ils savent », OCDE, Paris, www.oecd.org/pisa/keyfindings/pisa-2012-results-overview-FR.pdf.
- OCDE (2014e), *Études économiques de l'OCDE : Brésil 2013*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/eco_surveys-bra-2013-fr.
- OCDE (2012), *Toujours plus d'inégalité : Pourquoi les écarts de revenus se creusent*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264119550-fr>.
- OCDE (2011), *Perspectives de l'emploi de l'OCDE 2011*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2011-fr.
- OCDE (2010a), *Perspectives de l'emploi de l'OCDE 2010 : Sortir de la crise de l'emploi*, Éditions OCDE, Paris, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2010-fr.
- OCDE (2010b), *Tackling Inequalities in Brazil, China, India and South Africa – The Role of Labour Market and Social Policies*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264088368-en>.
- OCDE (2008), *Croissance et inégalités : Distribution des revenus et pauvreté dans les pays de l'OCDE*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264044210-fr>.
- OCDE-BIT (2011a), « Aider les jeunes à prendre un meilleur départ », Note de politique générale pour la Réunion des ministres du Travail et de l'Emploi du G20, Paris, 26-27 septembre.
- OCDE-BIT (2011b), « La politique nationale de développement des qualifications », Note de politique générale pour la Réunion des ministres du Travail et de l'Emploi du G20, Paris, 26-27 septembre.
- OCDE/Korea Institute of Public Finance (2014), « The Distributional Effects of Consumption Taxes in OECD Countries », *OECD Tax Policy Studies*, n° 22, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264224520-en>.

- OCDE/CAF/ECLAC (2014), *Latin American Economic Outlook 2015: Education, Skills and Innovation for Development*, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/leo-2015-en>.
- OCDE/ECLAC/CIAT/IDB (2015), *Revenue Statistics in Latin America and the Caribbean*, Éditions OCDE, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/rev_lat-2015-en-fr.
- Ostry, J., A. Berg et C. Tsangarides (2014), « Redistribution, Inequality, and Growth », *IMF Staff Discussion Note*, SDN/14/02.
- Pagés-Serra, C., P. Gaelle et S. Scarpetta (2009), « Job Creation in Latin American and the Caribbean. Recent Trends and the Policy Challenges », Banque interaméricaine de développement, Washington, DC.
- Quintini, G. et T. Manfredi (2009), « Going Separate Ways? School-to-Work Transitions in the United States and Europe », *Documents de travail de l'OCDE sur les questions sociales, l'emploi et les migrations*, n° 90, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/221717700447>.
- Ruggles, P. et M. O'Higgins, (1981a), « The Distribution of Public Expenditure among Households in the United States », *Review of Income and Wealth*, vol. 27.
- Ruggles, P. et M. O'Higgins (1981b), « The Distribution of Public Expenditures and Taxes among Households in the United Kingdom », *Review of Income and Wealth*, vol. 27.
- Ruiz-Tagle, J. et D. Contreras (2014), *CEQ Master Workbook: Chile*, Commitment to Equity (CEQ), La Nouvelle-Orléans, août.
- Scott, J. (2014), « Redistributive Impact and Efficiency of Mexico's Fiscal System », in N. Lustig, C. Pessino et J. Scott (dir. pub.), *The Redistributive Impact of Taxes and Social Spending in Latin America*, Special Issue, *Public Finance Review*, mai, vol. 42, n° 3.
- Shorrocks, A.F. (2013), « Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based on the Shapley Value », *Journal of Economic Inequality*, pp. 1-28.
- Verbist, G., M.F. Förster et M. Vaalavuo (2012), « The Impact of Publicly Provided Services on the Distribution of Resources: Review of New Results and Methods », *Documents de travail de l'OCDE sur les questions sociales, l'emploi et les migrations*, n° 130, Éditions OCDE, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5k9h363c5szq-en>.

Bases de données

Base de données sur la distribution des revenus et la pauvreté,
www.oecd.org/fr/social/donnees-distribution-revenus.htm.

Base de données de l'OCDE sur les dépenses sociales,
www.oecd.org/fr/social/dépenses.htm.

*Annexe 7.A1***Le projet CEQ et les données d'enquêtes auprès des ménages sous-jacentes**

Dirigé par Nora Lustig depuis 2008, le projet CEQ a été conçu pour évaluer l'effet de la fiscalité et des dépenses sociales sur les inégalités et la pauvreté dans différents pays, et donner des orientations aux pouvoirs publics, aux institutions multilatérales et aux organisations non gouvernementales dans leurs efforts en vue de créer des sociétés plus équitables.

Le projet CEQ a pour principal objet d'informer les pouvoirs publics sur la façon dont leurs politiques fiscales influent sur leurs objectifs d'équité, de leur recommander des mesures pratiques et d'améliorer leur responsabilité et leur transparence grâce à de meilleurs systèmes de collecte et d'évaluation des données. À cet effet, les évaluations du CEQ utilisent une analyse d'incidence, ainsi qu'un questionnaire diagnostique spécialement conçu, afin de répondre aux trois questions suivantes :

- Dans quelle mesure la réduction des inégalités et de la pauvreté est obtenue grâce aux dépenses sociales, aux subventions et aux impôts ?
- Dans quelle mesure certains impôts et prestations favorisent l'égalité et réduisent la pauvreté ?
- Dans les limites de la prudence budgétaire, que peut-on faire pour accroître la redistribution et réduire davantage la pauvreté en modifiant la fiscalité et les dépenses ?

Les évaluations CEQ permettent de réaliser la première analyse globale de l'effet des impôts et des dépenses sociales (y compris les subventions et les impôts indirects et les dépenses d'éducation et de santé) sur les inégalités de revenu et la pauvreté dans un pays donné. Ces évaluations permettent de faire des comparaisons entre différents pays et dans le temps. Les études nationales examinent l'effet distributif de mesures et de programmes particuliers, ainsi que l'effet net de l'assortiment de mesures et de programmes de chaque pays. Leurs résultats fournissent aux décideurs, aux institutions multilatérales et aux organisations non gouvernementales les données et les analyses dont ils ont besoin pour déterminer quels changements des politiques en matière de fiscalité et de dépenses produiront le plus d'égalités et réduiront le plus la pauvreté.

Le questionnaire diagnostique du CEQ vérifie si les pouvoirs publics recueillent et allouent des ressources suffisantes pour assurer un niveau de vie minimum pour tous, s'ils rassemblent et redistribuent les ressources fiscales de manière progressive, si leurs dépenses sont financièrement viables et si leurs programmes sont de qualité raisonnable, enfin s'ils sont responsables et transparents, c'est-à-dire s'ils collectent et publient suffisamment d'informations et font l'objet d'évaluations indépendantes.

Le CEQ offre de nouvelles possibilités aux organisations de la société civile de suivre les effets redistributifs des impôts et des dépenses de l'État. Il est aussi une source

fondamentale d'informations et d'analyses pour les donneurs internationaux sur les ressources extérieures nécessaires pour atteindre des objectifs précis dans les pays à faible revenu. Enfin, les résultats du CEQ peuvent aussi servir à suivre la situation de minorités et d'autres populations exclues, par exemple les personnes d'ascendance africaine et les peuples autochtones, et à déterminer dans quelle mesure les impôts et les dépenses de l'État ont un effet sur leur revenu et leur bien-être.

Le projet CEQ est impulsé par le Center for Inter-American Policy and Research (CIPR) et le Département d'économie de Tulane University, le Center for Global Development et l'Inter-American Dialogue. Il produit principalement l'évaluation CEQ, cadre méthodologique conçu pour analyser l'effet de la fiscalité et des dépenses sociales sur les inégalités et la pauvreté dans différents pays.

Depuis sa création, le projet CEQ a reçu une aide financière de la Fondation Bill et Melinda Gates, de la Banque interaméricaine de développement (BID), de la Banque mondiale, du Bureau régional de l'Amérique latine et des Caraïbes du Programme des Nations Unies pour le développement (PNUD/BRALC), de la Banque africaine de développement, du Fonds international de développement agricole (FIDA), de la Banque de développement de l'Amérique latine (CAF), de l'Agence canadienne de développement international (ACDI), du ministère norvégien des Affaires étrangères et de la General Electric Foundation.

L'analyse de l'incidence fiscale a utilisé les enquêtes suivantes :

Pays	Enquête	Année	Données
Brésil	Pesquisa de Orçamentos Familiares	2009	Revenu
Chili	Encuesta de Caracterización Social (CASEN)	2009	Revenu
Colombie	Encuesta de Calidad de Vida	2010	Revenu
Indonésie	Survei Sosial-Ekonomi Nasional	2012	Consommation
Mexique	Encuesta Nacional de Ingreso y Gasto de los Hogares	2010	Revenu
Pérou	Encuesta Nacional de Hogares	2009	Revenu
Afrique du Sud	Income and Expenditure Survey and National Income Dynamics Study	2010-2011	Revenu

Annexe 7.A2

Le paradoxe de Lambert

(Passages tirés de Lustig et al., 2015, à paraître)

Supposons que l'on constate qu'une politique fiscale a un effet égalisateur. Peut-on mesurer l'effet d'impôts précis (impôts directs par comparaison aux impôts indirects, par exemple), ou de prestations (prestations directes par comparaison à des subventions indirectes ou des prestations en nature, par exemple) sur le résultat observé¹? La question fondamentale dans le débat sur la politique à mener est de savoir si une mesure fiscale particulière (ou un ensemble particulier de mesures fiscales) a un effet égalisateur ou non. Dans un monde où il n'y aurait qu'une seule mesure fiscale (et aucun reclassement), il suffirait de savoir si une mesure particulière est progressive ou régressive pour donner une réponse sans ambiguïté, à l'aide d'indicateurs classiques de la progressivité comme l'indice de Kakwani². Dans un monde où il y aurait plus d'une mesure fiscale (même sans reclassement), cette relation unique entre la progressivité d'une mesure particulière et son effet sur les inégalités se rompt. Comme Lambert (2001) l'a démontré avec éloquence, en fonction de certaines caractéristiques du système fiscal, un impôt régressif peut exercer un effet égalisateur indépendamment de ce qui se serait produit si cet impôt régressif n'existe pas³.

Un exemple emprunté chez Lambert (2001, tableau 11.1, p. 278) illustre cette question dans le cas d'un impôt régressif (tableau 7.A2.1). Le tableau ci-dessous montre que « (...) les impôts peuvent être régressifs si l'on considère le revenu initial (...) et pourtant en termes nets, le système peut afficher davantage de progressivité » que les avantages progressifs à eux seuls. L'effet redistributif pour les impôts *uniquement* dans cet exemple est égal à -0.0517, ce qui montre leur effet régressif⁴. Cependant, l'effet redistributif pour le système fiscal net est de 0.25, soit davantage que l'effet redistributif pour les avantages *uniquement*, qui est égal à 0.1972. Si les impôts ont un effet régressif par rapport au revenu initial, mais progressif par rapport au revenu après prestations, qui est moins inégalement réparti, les impôts régressifs *pourraient* exercer un effet égalisateur indépendamment de l'effet des prestations progressives⁵.

Tableau 7.A2.1. Le paradoxe de Lambert

	1	2	3	4	Total
Revenu initial x	10	20	30	40	100
Impôt exigible t(x)	6	9	12	15	42
Prestations b(x)	21	14	7	0	42
Revenu après prestations	31	34	37	40	142
Revenu final	25	25	25	25	100

Source : Lambert, P. (2001), *The Distribution and Redistribution of Income*, troisième édition, Manchester University Press, tableau 11.1, p. 278.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933209145>

Il faut relever que le paradoxe de Lambert n'est pas équivalent au résultat bien connu (et souvent répété) selon lequel des impôts régressifs efficents peuvent être satisfaisants à condition que lorsqu'on les conjugue aux prestations, le système fiscal net ait un effet égalisateur⁶. Ce qui est surprenant dans le paradoxe de Lambert, c'est qu'un système fiscal net *avec* un impôt régressif (par rapport au revenu marchand) est *plus* égalisateur qu'un système *sans* cet impôt régressif⁷.

Les conséquences du paradoxe de Lambert⁸ sur les systèmes fiscaux réels sont assez profondes. Ce paradoxe signifie que pour déterminer si une mesure particulière (ou un changement d'orientation particulier) accroît ou réduit les inégalités – et dans quelle mesure – il faut recourir à des calculs numériques qui portent sur *l'ensemble du système*. Comme l'indique Lambert, son exemple « n'est en rien exagéré »⁹. Deux études réputées des années 80 ont trouvé des résultats de ce type aux États-Unis et au Royaume-Uni¹⁰. Ces résultats se sont aussi présentés dans une étude sur le Chili réalisée dans les années 90¹¹. Dans la présente analyse, le paradoxe de Lambert apparaît dans le cas des impôts indirects au Chili, et dans une moindre mesure en Afrique du Sud. Ce résultat peu logique s'explique par la dépendance au sentier : un impôt donné peut être régressif par rapport au revenu marchand, mais progressif par rapport au revenu que l'on obtiendrait si toutes les autres mesures fiscales étaient déjà en place.

Notes

1. Il faut relever que l'effet de mesures particulières n'est pas nécessairement égalisateur, même si l'effet global du système fiscal net est égalisateur.
2. L'indice de Kakwani pour les impôts se définit comme la différence entre le coefficient de concentration de l'impôt et le coefficient de Gini du revenu marchand. Dans le cas des prestations, c'est la différence entre le coefficient de Gini du revenu marchand et le coefficient de concentration de la prestation. Voir par exemple Kakwani (1977).
3. Voir Lambert (2001), pp. 277 et 278. En outre, pour une dérivation de toutes les conditions mathématiques que l'on peut utiliser pour déterminer dans quels cas l'ajout d'un impôt régressif a un effet égalisateur ou l'ajout d'une prestation progressive crée des inégalités, voir Lustig et al. (2015, à paraître).
4. Comme il n'y a pas de reclassement, R-S est égal aux coefficients de Gini avant et après les mesures fiscales.
5. Il convient de noter que Lambert emploie les termes progressif et régressif dans un sens différent que d'autres auteurs qui réalisent des analyses d'incidence théoriques et empiriques. Il qualifie de « régressifs » les prestations qui ont un effet égalisateur. On trouvera des définitions dans les chapitres précédents de cet ouvrage.
6. Comme l'indiquent Higgins et Lustig (2015), « des impôts efficaces qui frappent les pauvres de façon disproportionnée tels que la taxe sur la valeur ajoutée sans exonération sont souvent justifiés en avançant l'argument selon lequel il existe des instruments de dépenses qui sont plus adaptés à la recherche de l'équité » (Keen et Lockwood, 2010, p. 141). De même, Engel et al. (1999, p. 186) affirme qu'« il est assez évident que les inconvénients d'un impôt proportionnel sont atténués par un bon ciblage » des prestations car « ce qu'un pauvre paye en impôts lui est回报 ». Ebrill et al. (2001, p. 105) avancent qu'« il n'est pas exclu qu'un impôt régressif soit le meilleur moyen de financer des dépenses en faveur des pauvres, son effet net étant de soulager la pauvreté ».
7. On peut aussi montrer que s'il y a un reclassement, caractéristique générale des systèmes fiscaux nets dans la réalité, en rendant un impôt (ou une prestation) plus progressif, on peut *accroître* les inégalités de revenu après impôts et prestations. Dans l'exemple de Lambert, les impôts régressifs non seulement augmentent l'effet égalisateur des prestations, mais aussi en rendant les impôts plus progressifs (c'est-à-dire plus disproportionnels d'après Kakwani) on créerait davantage (!) d'inégalités ; tout changement supplémentaire (vers plus de progressivité) des impôts ou des prestations ne ferait qu'entraîner une reclassification et un creusement des inégalités.
8. Ce sont les termes choisis par Lambert lui-même (p. 278).
9. Les citations sont tirées de Lambert (2001), p. 278.
10. Ruggles et O'Higgins (1981a) pour les États-Unis et Ruggles et O'Higgins (1981b) pour le Royaume-Uni.
11. Engel et al. (1999). Bien que les auteurs n'aient pas reconnu cette caractéristique du système chilien dans leur article, dans un échange récent avec l'auteur principal, on a conclu que le système chilien comportait des impôts indirects régressifs, tout en étant également égalisateurs.

ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES

L'OCDE est un forum unique en son genre où les gouvernements oeuvrent ensemble pour relever les défis économiques, sociaux et environnementaux que pose la mondialisation. L'OCDE est aussi à l'avant-garde des efforts entrepris pour comprendre les évolutions du monde actuel et les préoccupations qu'elles font naître. Elle aide les gouvernements à faire face à des situations nouvelles en examinant des thèmes tels que le gouvernement d'entreprise, l'économie de l'information et les défis posés par le vieillissement de la population. L'Organisation offre aux gouvernements un cadre leur permettant de comparer leurs expériences en matière de politiques, de chercher des réponses à des problèmes communs, d'identifier les bonnes pratiques et de travailler à la coordination des politiques nationales et internationales.

Les pays membres de l'OCDE sont : l'Allemagne, l'Australie, l'Autriche, la Belgique, le Canada, le Chili, la Corée, le Danemark, l'Espagne, l'Estonie, les États-Unis, la Finlande, la France, la Grèce, la Hongrie, l'Irlande, l'Islande, Israël, l'Italie, le Japon, le Luxembourg, le Mexique, la Norvège, la Nouvelle-Zélande, les Pays-Bas, la Pologne, le Portugal, la République slovaque, la République tchèque, le Royaume-Uni, la Slovénie, la Suède, la Suisse et la Turquie. La Commission européenne participe aux travaux de l'OCDE.

Les Éditions OCDE assurent une large diffusion aux travaux de l'Organisation. Ces derniers comprennent les résultats de l'activité de collecte de statistiques, les travaux de recherche menés sur des questions économiques, sociales et environnementales, ainsi que les conventions, les principes directeurs et les modèles développés par les pays membres.

Tous concernés

POURQUOI MOINS D'INÉGALITÉ PROFITE À TOUS

L'écart continue de se creuser entre riches et pauvres. Au cours des décennies ayant précédé la Grande récession, la croissance économique bénéficiait déjà de manière disproportionnée aux catégories à haut revenu, tandis que les ménages à bas revenu étaient laissés pour compte. Depuis la crise, les disparités se sont aggravées et, dans de nombreux pays de l'OCDE, les inégalités atteignent désormais leur plus haut niveau depuis que des données sont recueillies. Ce creusement de long terme des inégalités de revenu suscite non seulement des inquiétudes de nature sociale et politique, mais il engendre également des préoccupations d'ordre économique : les inégalités de revenu ont tendance à peser sur la croissance du PIB, sous l'effet de la distance toujours plus grande entre les 40 % les moins riches et le reste de la société. La question de savoir comment inverser cette tendance et promouvoir des opportunités pour tous figure désormais au premier rang des priorités des gouvernements dans de nombreux pays.

Sommaire

Chapitre 1. Vue générale de l'évolution des inégalités, principaux résultats et orientations pour les politiques à suivre

Chapitre 2. Impact des inégalités de revenu sur la croissance économique

Chapitre 3. Inégalités de revenu durant la crise et la période d'assainissement des finances publiques

Chapitre 4. Travail atypique, polarisation de l'emploi et inégalités

Chapitre 5. Les femmes, le travail et les inégalités de revenu

Chapitre 6. Les inégalités de patrimoine des ménages dans les pays de l'OCDE

Chapitre 7. Inégalités et redistribution par la fiscalité dans des pays émergents

www.oecd.org/fr/social/inegalite-et-pauvrete.htm

Veuillez consulter cet ouvrage en ligne : <http://dx.doi.org/10.1787/9789264235519-fr>.

Cet ouvrage est publié sur OECD iLibrary, la bibliothèque en ligne de l'OCDE, qui regroupe tous les livres, périodiques et bases de données statistiques de l'Organisation.

Rendez-vous sur le site www.oecd-ilibrary.org pour plus d'informations.

