Inégalités économiques

Rapports

Tony Atkinson, Michel Glaude et Lucile Olier Thomas Piketty

Commentaires Michel Dollé Mireille Elbaum Jacques Freyssinet Fiorella Kostoris Padoa Schioppa

Compléments

Olivier Bontout, Christine Chambaz, Valérie Champagne, Marc Fleurbaey, Denis Fougère, Dominique Goux, Francis Kramarz, Bertrand Lhommeau, Élisabeth Maurice, Éric Maurin, Antoine Parent, Pierre Ralle, Mercedes Sastre et Alain Trannoy

Réalisé en PAO au Conseil d'Analyse Économique par Christine Carl

$\ \, \mathbb{C}\,$ La Documentation française. Paris, 2001 - ISBN : 2-11-004897-2

« En application de la loi du 11 mars 1957 (article 41) et du Code de la propriété intellectuelle du 1er juillet 1992, toute reproduction partielle ou totale à usage collectif de la présente publication est strictement interdite sans l'autorisation expresse de l'éditeur.

Il est rappelé à cet égard que l'usage abusif de la photocopie met en danger l'équilibre économique des circuits du livre. >

La création du Conseil d'Analyse Économique « répond à la nécessité pour un gouvernement trop souvent confronté à l'urgence, de pouvoir se référer à une structure de réflexion qui lui permette d'éclairer ses choix dans le domaine économique. J'ai souhaité aussi créer un lien entre deux mondes qui trop souvent s'ignorent, celui de la décision économique publique et celui de la réflexion économique, universitaire ou non.

J'ai pris soin de composer ce Conseil de façon à tenir compte de toutes les sensibilités. Le Conseil d'Analyse Économique est pluraliste. C'est là un de ses atouts principaux, auquel je suis très attaché. Il doit être un lieu de confrontations sans a priori et les personnes qui le composent doivent pouvoir s'exprimer en toute indépendance. Cette indépendance — je le sais — vous y tenez, mais surtout je la souhaite moi-même.

Ces délibérations n'aboutiront pas toujours à des conclusions partagées par tous les membres ; l'essentiel à mes yeux est que tous les avis puissent s'exprimer, sans qu'il y ait nécessairement consensus.

...

La mission de ce Conseil est essentielle : il s'agit, par vos débats, d'analyser les problèmes économiques du pays et d'exposer les différentes options envisageables. »

Lionel Jospin, Premier Ministre Discours d'ouverture de la séance d'installation du Conseil d'Analyse Économique, le 24 juillet 1997. Salle du Conseil, Hôtel de Matignon.

Sommaire

| Introduction |
|---|
| Les inégalités économiques |
| Les inégalités dans le long terme |
| Commentaires |
| Michel Dollé205Mireille Elbaum213Jacques Freyssinet219Fiorella Kostoris Padoa Schioppa225 |
| Compléments |
| A. Quelques réflexions sur la mesure des inégalités et du bien-être social |
| B. Protection sociale, croissance et inégalités : vieux débats, nouvelles réponses |
| C. Vue d'ensemble des inégalités de revenu et de patrimoine |
| D. L'évolution des revenus et des patrimoines déclarés à l'impôt sur le revenu et à l'impôt sur la fortune dans les années quatre-vingt-dix |
| E. Les effets des prélèvements sociaux sur la dispersion des salaires au cours de la décennie quatre-vingt-dix |

| F. Une décomposition de l'évolution de l'inégalité en France avec une perspective internationale, 1985-1995 | | | | |
|---|-----|--|--|--|
| G. La mobilité salariale en France de 1967 à 1999 Denis Fougère et Francis Kramarz | 333 | | | |
| H. Les nouvelles technologies et l'évolution récente de la demande de travail par qualification | 355 | | | |
| Résumé | 373 | | | |
| Summary | 379 | | | |

Introduction

Parmi les sciences sociales, l'économie est facilement soupçonnée d'avoir des tentations impérialistes. S'il est un domaine où elle doit s'en garder, et qu'elle doit aborder avec précaution, c'est celui des inégalités. En y pénétrant, elle fait en effet face à une triple difficulté.

La première est méthodologique. Appréhender les inégalités suppose d'en définir la nature et d'en mesurer l'étendue. Ni l'une ni l'autre de ces démarches ne vont de soi. Parce qu'il existe différents types d'inégalités – de revenu, de patrimoine, de consommation, etc. – et parce qu'il existe plus d'une manière de mesurer une dispersion. Au contraire de ce qui se passe pour la croissance, l'emploi, l'inflation, nous ne disposons donc d'aucune mesure générale de l'inégalité. Chaque indicateur se définit par ce qu'il ignore autant que par ce qu'il évalue.

La deuxième difficulté est analytique. D'où viennent les inégalités, quels en sont les effets ? Ces questions sont de longue date au cœur de débats économiques – comme, d'ailleurs, philosophiques –, et elles n'ont reçu aucune réponse définitive. De nouveaux travaux ont ces dernières années tenté d'évaluer dans quelle mesure des facteurs généraux comme la mondialisation ou le changement technique pouvaient être à l'origine de modifications dans la répartition du revenu au sein de nos sociétés, comme entre elles. D'autres ont tenté de déterminer si le caractère égalitaire d'une société était favorable ou défavorable au développement économique. Ce domaine de recherche est actif, ce qui veut dire qu'il est aussi controversé.

La troisième difficulté est philosophique. La boîte à outils usuelle de l'économiste ne fournit que des outils très pauvres pour traiter des questions d'équité distributive. Elle ne leur permet ni de fixer des normes quant au degré d'égalité qu'il serait souhaitable d'atteindre ni, hormis des situations qui se rencontrent rarement, de dire quelles seraient à la marge les redistributions souhaitables.

Pour donner une idée de l'ampleur de ces difficultés, il suffit de s'interroger sur la signification d'une phrase aussi apparemment intelligible que « les inégalités se sont accrues ». Pour s'en tenir aux seuls revenus, veut-on dire que les pauvres sont devenus plus pauvres ? que les riches sont maintenant plus riches ? qu'il est désormais plus difficile (ou, d'ailleurs, plus facile) de s'enrichir dans le cours d'une vie ? que les jeunes d'aujourd'hui disposent, au même âge, d'un revenu plus faible que ceux d'hier ? ou en-

core qu'au sein d'une catégorie donnée, par exemple les détenteurs d'un certain diplôme, la dispersion des revenus s'est accrue? Chacune de ces assertions renvoie à une dimension des inégalités de revenu, chacune peut résulter d'une ou plusieurs causes spécifiques, chacune peut appeler des mesures correctrices ou ne pas les appeler.

Le Conseil d'analyse économique avait déjà abordé ces sujets à travers les rapports de Tony Atkinson sur la pauvreté et l'exclusion (n° 6), de François Bourguignon sur la redistribution (n° 11) et, dans un domaine voisin, de Béatrice Majnoni d'Intignano sur l'inégalité entre femmes et hommes (n° 15). C'est cependant la première fois que la question des inégalités économiques est traitée directement dans un rapport. Ou plutôt dans deux : celui de Tony Atkinson, Michel Glaude et Lucile Olier ; et celui de Thomas Piketty, qui sont publiés conjointement dans le présent volume.

Ces deux rapports n'ont pas le même objet. Le premier embrasse large : il vise à donner un tableau détaillé des inégalités économiques dans la France d'aujourd'hui, à analyser leurs origines, à évaluer l'incidence des mécanismes redistributifs, à indiquer quels sont les instruments appropriés d'une politique de lutte contre les inégalités. Il prend appui pour cela sur toute une gamme d'indicateurs, des plus frustes aux plus sophistiqués, et mobilise les résultats de nombreuses études empiriques, sur données françaises ou internationales, pour aboutir à une image complète de la situation et formuler des recommandations opérationnelles. L'objet du second rapport, celui de Thomas Piketty, est plus circonscrit : il porte sur la distribution des revenus fiscaux dans la France du XX° siècle. Mais il offre un tableau saisissant d'un siècle de partage du revenu, et formule une thèse de grande portée politique quant au rôle qu'a joué l'impôt sur le revenu pour empêcher la reconstitution de grandes fortunes après les sinistres économiques des années trente à cinquante.

Ces deux rapports sont donc très différents. Leurs convergences n'en sont que plus intéressantes. Trois d'entre elles méritent d'être soulignées.

Les deux rapports dépeignent d'abord l'un et l'autre une France objectivement moins inégalitaire que ne le suggèrent les discours et les perceptions. Plus exactement, ils ne relèvent de signes de décrochement prononcé et durable ni en bas, ni en haut de l'échelle des revenus disponibles. Pour faire court, Atkinson, Glaude et Olier nous disent qu'en dépit d'un environnement économique beaucoup plus heurté et de l'accroissement des inégalités de marché qu'il a entraîné, la France de 2001 est sensiblement moins inégalitaire que celle des années soixante. Piketty montre quant à lui qu'elle l'est beaucoup moins que celle des années trente.

Ce constat est troublant, parce qu'il ne correspond pas aux perceptions communes. D'où vient le divorce ? On peut en voir la cause dans le fait que s'il ne s'est pas inversé, le mouvement lent de resserrement de l'échelle des revenus qui avait marqué les années soixante et soixante-dix s'est bien arrêté il y a vingt ans ; mais il a sans doute des racines Moins visibles, comme la réduction de la mobilité salariale, l'accroissement de l'incertitude professionnelle ou, peut-être, l'augmentation des inégalités *au sein* des dif-

férentes catégories de salariés. Il est certain en tous cas que l'attention des économistes se porte naturellement sur les extrêmes de la distri-bution des revenus, en particulier du fait qu'ils se concentrent sur la pauvreté, et que les indicateurs les plus couramment utilisés ignorent les transformations qui affectent la partie médiane de cette distribution. Il serait certainement utile de mieux comprendre ce qui s'y passe, et comment cela affecte la perception des positions économiques relatives des individus.

Les deux rapports décrivent ensuite une France (et, plus largement, une Europe continentale) de plus en plus différente des États-Unis, où le creusement des inégalités est avéré. Le graphique 2 du rapport Atkinson, Glaude et Olier l'illustre en ce qui concerne les disparités de *salaires*: depuis vingt ans, les écarts entre les deux pays se sont accentués, et cela, aux deux extrêmes de la distribution. Leur graphique 9 montre que si la France est loin d'être aussi égalitaire que les pays d'Europe du Nord en ce qui concerne la distribution des *revenus disponibles*, c'est-à-dire après impôts et transferts, l'inégalité y est sensiblement moins forte qu'outre-Atlantique. Enfin Piketty montre que depuis le début des années quatre-vingt, la part des très hauts revenus dans la distribution des *revenus fiscaux* est restée stable en France alors qu'elle doublait aux États-Unis (graphique 22).

L'accentuation des écarts entre les deux rives de l'Atlantique est singulière, parce que la mondialisation laisserait, au contraire, attendre une évolution inverse. Sauf à admettre que les échanges extérieurs des États-Unis et la France reposent sur des dotations en facteurs profondément différentes, au sein d'une économie globalisée les mêmes causes devraient, en principe, produire les mêmes effets : si la montée de l'inégalité a des origines générales — que celles-ci, d'ailleurs, tiennent au changement technique ou à l'échange international — elles devraient s'observer partout. En outre, cette même mondialisation est supposée affaiblir la capacité qu'ont les États de conduire des politiques redistributives pour contrer l'augmentation des inégalités de marché. Or ces tendances ne s'observent ni dans l'évolution des revenus d'activité, ni dans celle des revenus disponibles. Même s'il peut être observé, à juste titre, que la dégradation de la situation des moins qualifiés a, en France, pris davantage la forme du chômage, il demeure que la mondialisation ne produit pas du tout la convergence que l'on aurait pu attendre.

Le troisième trait commun aux deux rapports est que l'un comme l'autre invitent à ne pas surestimer les conflits d'objectifs entre efficacité économique et justice sociale. Atkinson, Glaude et Olier soulignent qu'il « n'y a pas de relation simple entre protection sociale et efficacité économique ». Et Piketty voit dans les inégalités patrimoniales génératrices d'une « société des rentiers » un facteur de « sclérose économique et sociale ». Les deux rapports plaident donc pour des politiques de redistribution ambitieuses, que ce soit par le maintien d'une imposition suffisamment progressive des revenus (Piketty) ou par l'adaptation des instruments des poli-tiques publiques en vue de porter remède aux nouvelles formes d'inégalité (Atkinson, Glaude et Olier) : ces derniers proposent ainsi d'assigner des objectifs plus clairs au système redistributif et, simultanément, de le rendre plus lisible ; de prévenir la formation des inégalités de marché ; et de promouvoir à nouveau l'égalité des chances.

Cette position, commune aux deux rapports malgré les nuances qui peuvent exister quant au choix des instruments, tranche radicalement avec la tendance d'un certain nombre d'économistes à considérer l'accroissement des inégalités comme la contrepartie nécessaire du développement de la nouvelle économie. Atkinson, Glaude et Olier, qui discutent cette question, ne nient pas qu'elle se pose. Mais ils refusent qu'elle puisse être aujourd'hui tranchée de manière assurée.

Ces deux rapports livrent donc au total une vision encourageante quant à la capacité des sociétés européennes à maintenir leur cohésion sociale, à leur autonomie de décision, et aux coûts économiques éventuels que peut impliquer une préférence affirmée pour l'égalité.

Ces thèses, comme d'autres développements que comportent les deux rapports, prêtent évidemment à la discussion. Elles ont été, à des degrés divers, contestées par les quatre discutants auxquels le Conseil d'analyse économique a, comme à l'accoutumée, demandé de préparer des remarques sur les rapports : Michel Dollé regrette que malgré l'ambition de leur travail, les termes de l'arbitrage entre emploi et inégalités ne soient pas posés plus explicitement par Atkinson, Glaude et Olier, il reproche aussi aux auteurs de ne pas distinguer suffisamment, en pratique du moins, les inégalités de revenus qui résultent de capacités différentes de celles qui proviennent de choix individuels. Mireille Elbaum approuve les orientations du même rapport, mais regrette que les liens entre inégalités économiques et inégalités sociales n'aient pas été davantage explorés. Jacques Freyssinet adhère lui aussi à l'idée qu'il existe différents modèles possibles de répartition du revenu, mais il aurait souhaité qu'Atkinson, Glaude et Olier s'intéressent davantage à la répartition capital-travail et à la contribution des politiques de l'emploi à la lutte contre les inégalités. Fiorella Kostoris Padoa Schioppa, qui est la seule à commenter le rapport Piketty, en souligne le très grand intérêt, mais elle n'en partage ni le soubassement normatif – l'hypothèse implicite selon laquelle une réduction des inégalités est toujours souhaitable, quelles qu'en soient les modalités – ni les conclusions analytiques quant au rôle décisif qu'aurait eu l'impôt sur le revenu dans le freinage de l'accumulation patrimoniale.

Il aurait été surprenant que sur un sujet aussi ardu que propice à controverses, les travaux du Conseil d'analyse économique débouchent sur une appréciation consensuelle et des conclusions partagées. Tel n'était d'ailleurs pas leur objet. En cette matière plus encore qu'en d'autres, notre mission était de fournir au décideur politique, comme au débat social, des analyses rigoureuses et des propositions d'actions. C'est à quoi se sont employés les auteurs des deux rapports et des huit compléments qui sont réunis dans ce volume.

Les rapports ont été discutés en séance plénière du Conseil le 26 avril 2001 puis, en présence du Premier ministre, le 7 juin 2001.

Jean Pisani-Ferry Président délégué du Conseil d'analyse économique

Les inégalités économiques

Tony Atkinson

Nuffield College, Oxford (Royaume-Uni)

Michel Glaude

INSEE

Lucile Olier

Conseil d'analyse économique

Avant-propos

Le progrès social est depuis longtemps identifié à la réduction de la pauvreté et des inégalités économiques. À cette aune, les vingt dernières années sont perçues par beaucoup comme des années de régression ou à tout le moins de stagnation : le développement d'un chômage de masse et l'apparition de nouvelles formes de pauvreté ont semblé mettre un terme aux décennies de progrès économique et social des « Trente glorieuses ». Malgré l'amélioration de la situation économique depuis 1997, le sentiment perdure d'un approfondissement des inégalités. Paradoxalement, les indicateurs d'inégalités usuels renvoient de la société française une image beaucoup plus optimiste. Ils n'enregistrent pas de hausse marquée des inégalités dans les années quatre-vingt et quatre-vingt-dix ; ils indiquent que la France d'aujourd'hui est beaucoup moins inégalitaire que la France prospère des années soixante. Certains pays, comme ceux d'Europe du Nord font certes mieux que nous, mais la France n'est pas à la traîne du monde développé. Comment réconcilier les statistiques et les perceptions subjectives? Ce rapport s'efforce d'aller au-delà de la simple description de l'évolution des inégalités économiques et de remonter à leur source même : analyser les mécanismes de formation des inégalités et leur dynamique permet de mieux comprendre pourquoi les statistiques ont parfois – en apparence – tort.

Si un certain nombre d'indices indiquent que la situation matérielle de nos concitoyens s'améliore depuis 1997, il serait hasardeux de compter sur la seule conjoncture économique pour résorber spontanément certaines inégalités, et régler notamment la question de l'exclusion. Sans compter le fait que la

pérennité de la croissance n'est pas garantie, la question reste posée de savoir si la croissance est en elle-même un facteur de réduction de la pauvreté et des inégalités. Sans revenir en détail sur la nature même de cette croissance retrouvée, qui a été analysée dans un précédent rapport du CAE (Debonneuil et Cohen, 2000), on soulignera que nombreux sont ceux qui pensent que certains de ses facteurs, la mondialisation et les nouvelles technologies de l'information et de la communication, entraînent inévitablement une aggravation des inégalités économiques. L'actualité fournit il est vrai de quoi alimenter cette suspicion : les annonces de plans de licenciements voisinent quotidiennement dans les médias avec la chronique de telle fortune récente de la nouvelle économie ou le détail des rémunérations de tel cadre dirigeant. Alors que les innovations techniques de la fin du XX^e siècle sont sources de gains importants pour certains, d'autres voient au contraire leur revenu baisser. Les uns reçoivent des salaires plus élevés et des stock-options, d'autres se retrouvent socialement exclus. Ces tendances sont surtout patentes dans les pays anglo-saxons, mais la France n'échappe pas au jeu des forces économiques mondiales. Doit-on penser que l'inégalité ira croissant dans la première décennie du XXIe siècle? Notre rapport tente d'éclairer ces questions.

Enfin, il faut y insister, et c'est une limite de notre rapport, nous ne traitons ici que de l'inégalité économique, alors que les facteurs économiques s'inscrivent dans le contexte plus global de l'inégalité sociale. Celle-ci peut concerner d'autres dimensions, relatives par exemple aux conditions d'accès au logement, à l'éducation, à la santé, aux biens culturel, etc. sans que ces disparités aient nécessairement une traduction monétaire. Le « sentiment d'inégalité » embrasse à l'évidence toutes ces dimensions. Certaines ont d'ailleurs fait l'objet de précédents rapports du CAE comme l'égalité entre hommes et femmes. Inégalités économiques et inégalités sociales sont cependant étroitement imbriquées. Ainsi que le souligne le philosophe Michaël Walzer (1995): « ... tout bien ayant une signification sociale importante (comme par exemple l'argent dans nos sociétés) peut être aisément converti en tout autre bien, devenant ainsi un moyen de domination pour ceux qui en disposent. Les inégalités naissent toujours de tels moyens : la terre, l'argent, le pouvoir politique, l'identité raciale ou religieuse (ou un sous-ensemble de cette liste) deviennent les moyens d'accéder à la gamme complète des biens sociaux ». Comprendre les mécanismes de formation des revenus est donc essentiel pour lutter efficacement contre les inégalités, dans toutes les dimensions, et améliorer la situation des plus défavorisés.

L'inégalité économique est un phénomène très complexe. Nous avons tenté d'en présenter une analyse détaillée et exempte, autant que possible, de parti pris idéologique implicite. Le rapport s'organise en trois parties et six chapitres. La première partie s'efforce de préciser la différence entre inégalités et injustices et de clarifier un certain nombre de problèmes conceptuels posés par toute mesure de l'inégalité économique (chapitre 1). La deuxième partie est consacrée d'abord à l'analyse rétrospective de l'évo-

lution des inégalités de marché en France et ses déterminants (chapitre 2), ensuite à l'examen des effets des politiques redistributives (chapitre 3). Elle accorde une place toute particulière à la question de la pauvreté (chapitre 4) depuis près de trente ans, afin d'identifier les succès et les échecs de notre pays dans ce domaine. La troisième partie tente d'éclairer l'avenir. Elle examine les forces économiques à l'œuvre à l'échelle mondiale et l'impact possible du commerce international et des nouvelles technologies sur les inégalités, à la lumière notamment de ce qui se passe dans d'autres pays développés (chapitre 5). De cet ensemble d'analyses empiriques et théoriques, nous nous sommes efforcés de dégager des préconisations pour la définition des politiques publiques (chapitre 6). S'il n'appartient pas aux économistes de décider quelles sont les inégalités injustes et lesquelles compenser, car cela relève d'un choix collectif, il est en revanche de leur compétence d'éclairer le décideur politique sur les origines et les conséquences des inégalités, d'évaluer les politiques publiques qui se donnent comme objectif de les réduire, et de contribuer à leur élaboration avec les outils qui leur sont propres.

Notre rapport doit beaucoup à la qualité des travaux qui ont été présentés et discutés au sein d'un groupe de travail qui s'est réuni entre septembre 2000 et mars 2001 au Conseil d'analyse économique. Que les membres de ce groupe et les experts qui y ont participé et dont la liste figure en annexe soient ici remerciés. Notre reconnaissance va en particulier aux chercheurs qui ont participé avec rigueur et constance à nos débats : Philippe Askenazy, Marc Fleurbaey, Denis Fougère, Sébastien Jean, Francis Kramarz, Serge-Christophe Kolm, David Margolis, Michel Martinez, Éric Maurin, Alain Trannoy et Étienne Wasmer. Elle s'adresse également aux institutions et administrations, qui sans évidemment être engagées en rien par nos conclusions, ont largement contribué à la réflexion collective : le CERC, le CGP, la DARES, la DGI, la DP, la DPD, la DREES, l'INSEE et l'OCDE. Nous remercions les membres de la cellule permanente du CAE, Pierre-Alain Muet qui a été à l'initiative de ce rapport, Éric Dubois, Hélène de Largentaye, Joël Maurice et Jean Pisani-Ferry et Thomas Boisson, qui ont suivi de près le groupe de travail et dont les commentaires sagaces ont largement contribué, du moins nous l'espérons, à améliorer notre texte. Nous voulons aussi témoigner notre reconnaissance à nos quatre discutants, Mireille Elbaum, Michel Dollé, Jacques Freyssinet et Fiorella Kostoris Padoa Schioppa. Nous avons essayé de tenir compte dans toute la mesure du possible et de nos moyens de leurs commentaires sur les premières versions de ce rapport. Véronique Bouygues et Cécile Jochmans ont assuré avec efficacité le secrétariat du groupe de travail et Christine Carl a mis au monde la version finale de ce rapport. Il va de soi, bien sûr, que nous restons seuls responsables des opinions qui sont exprimées dans ce rapport et des erreurs qui pourraient y subsister.

Huit compléments sont également publiés dans ce volume, qui apportent un éclairage précis sur certains aspects des inégalités économiques.

PREMIÈRE PARTIE

ENJEUX ET MÉTHODES

Inégalité, justice et efficacité

Disons-le d'emblée : toutes les inégalités ne doivent pas forcément être interprétées en termes d'injustice. Ceci posé, le lecteur sortira peut-être déçu de la lecture de ce chapitre. En effet, nous n'entendons pas lui livrer un petit guide des inégalités justes et injustes. Pour ce faire, il nous aurait fallu – à supposer que nous en soyons capables – développer ici une théorie complète de la justice sociale, ce qui n'était pas notre objet (pour une introduction aux théories de la justice sociale voir, par exemple, Kolm, 2000).

Plus modestement, nous nous sommes efforcés de mettre en évidence les difficultés conceptuelles inhérentes à toute mesure des inégalités. Nous ne prétendons pas les résoudre et nous proposons une approche pragmatique, qui repose sur l'analyse des inégalités à partir d'une batterie d'indicateurs — dont nous examinons la portée et les limites — portant sur une série de grandeurs économiques : salaires, patrimoines, revenus, niveau de vie avant et après redistribution. Pour être pragmatique, cette approche n'en est d'ailleurs pas moins entachée de partialité : comme le souligne Fleurbaey, dans son complément à ce rapport, la pratique des statisticiens en matière de mesure des inégalités, que nous reprenons à notre compte, peut trouver des fondements et une certaine légitimité dans les théories rawlsiennes de la justice sociale : nous nous situons clairement dans leur filiation.

La société française opère, à travers notamment son système sociofiscal un certain nombre de redistributions et corrige donc certaines inégalités économiques. Notons au passage que nous aurions pu essayer d'en déduire quelles sont les inégalités qui sont *hic et nunc* considérées comme injustes (Gajdos et Lhommeau, 1999). Là encore, ce n'était pas notre objet. Nous ne discuterons pas de la légitimité des corrections opérées par le système redistributif. En revanche, nous pouvons poser la question de son efficacité d'abord en termes généraux, dans ce chapitre et en termes spécifiques, lorsque nous passerons en revue ses différentes composantes (chapitre 3).

Quelles inégalités ?

Toute mesure de l'inégalité implique des jugements de valeur et les indices utilisés ne sont jamais neutres. Or, les choix éthiques sous-jacents à toute définition de l'inégalité – et donc implicitement de l'équité – sont rarement explicités : les critères normatifs restent le plus souvent implicites.

Sur le plan théorique, la distinction entre inégalités justes et injustes renvoie à la distinction entre préférences et ressources (ou handicap). Si elle est claire en théorie, cette distinction est beaucoup plus délicate à opérer en pratique. Plutôt que de trancher au nom de critères normatifs, nous pensons qu'il est nécessaire de ne pas privilégier une dimension des inégalités économiques, mais d'analyser l'ensemble de ses composantes, en statique comme en dynamique.

Toutes les inégalités sont-elles injustes ?

D'emblée, il nous faut expliquer pourquoi nous nous sommes intéressés aux inégalités et pas seulement à la pauvreté. Pour illustrer les raisons de ce choix, on peut recourir à un exemple simple : supposons que les créateurs d'entreprises liées à l'Internet aient vu leurs revenus augmenter considérablement à la faveur du développement des nouvelles technologies, sans que le revenu des plus pauvres en soit affecté en aucune manière, à la hausse comme à la baisse. Un économiste rompu aux raisonnements de l'économie du bien-être considérera une telle évolution comme positive au sens de Pareto: le bien-être de certains agents économiques s'est accru sans que personne n'ait vu sa situation se détériorer. Certains économistes en resteraient là. D'autres, et parmi eux Sen (2000), considèrent que le critère de Pareto est une base insuffisante pour fonder des jugements sociaux. De leur point de vue, l'accroissement de la taille du gâteau doit être mis en balance avec l'augmentation de l'inégalité qu'enregistrent dans un tel cas de figure les indicateurs traditionnels comme l'indice de Gini ou le rapport interdécile (voir infra). La position d'un groupe d'individus ne peut être analysée indépendamment de ce qui se passe dans le reste du corps social. Des écarts trop grands entre les individus peuvent porter atteinte à la cohésion sociale. Ainsi que le soulignait déjà Platon⁽¹⁾ : « Si un État veut éviter la désintégration sociale, il doit veiller à ne tolérer aucune augmentation de l'extrême pauvreté comme de l'extrême richesse dans quelque partie que ce soit du corps social, parce que l'une comme l'autre conduisent au désastre. C'est pourquoi le législateur doit veiller à fixer clairement les limites acceptables de la richesse comme de la pauvreté » (cité par Cowell, 1977, page 26).

Il nous faut prendre également en compte la question fondamentale du choix entre égalité des revenus et égalité des chances. Faut-il se préoccuper des fortes disparités de revenu ou de l'accès inégal aux meilleurs emplois ? Si chaque individu avait les mêmes chances d'échapper à la pauvreté, faudrait-il s'en satisfaire ? Ceci nous renvoie à la théorie de l'équité exposée par Fleurbaey dans sa contribution (complément A), qui fait ressortir à la fois les questions essentielles et la difficulté de les résoudre. Il est clair que nous devons tenir compte des différences entre individus quand celles-ci

⁽¹⁾ Pour citer un théoricien contemporain de la justice sociale, notons que Kolm (1996) relie sa théorie de la super-équité efficace à la prescription platonicienne.

relèvent de capacités naturelles ou de handicaps, c'est-à-dire de facteurs incontrôlables. Il est tout aussi clair que nous ne devons pas chercher à compenser des disparités d'effort, elles-mêmes issues de différences de goûts ou de préférences (pour une analyse en termes d'égalité des chances, voir Roemer, 1998). Supposons, en effet, que dans un pays riche en pétrole, les revenus de son exploitation soient divisés également entre les citoyens, permettant ainsi à certains de ne pas travailler tandis que d'autres choisiraient quand même de le faire : on observerait une distribution inégale des revenus monétaires, mais sans que l'équité entre en jeu. Le problème est de bien distinguer entre ces deux sources d'inégalité économique : les préférences d'un côté, les capacités naturelles ou les handicaps de l'autre. Pour Fleurbaev, un moven d'y parvenir est de considérer la distribution des performances dans des sous-groupes définis par leur origine socio-économique. Un bon exemple est le niveau d'éducation des parents, dont le rôle est de plus en plus important via la transmission d'un capital culturel : non seulement des parents aisés peuvent transmettre à leurs enfants des avantages économiques, mais ils sont en mesure d'influencer leur attitude à l'égard de l'éducation et de l'acquisition de qualifications, comme l'a montré par exemple Bourdieu (1970). Ceci soulève d'ailleurs une difficulté supplémentaire : si les préférences des individus sont très largement socialement construites, la frontière entre préférences et capacités devient floue.

Second problème important soulevé par Fleurbaey, celui de la perspective temporelle à adopter. Aux photographies instantanées produites par les études empiriques (par exemple, la distribution du revenu dans la France de 2001), il oppose les évaluations faites sur la durée de la vie, voire sur plusieurs générations, qui pourraient paraître plus appropriées du point de vue de l'équité. Sur la photographie d'une seule année, des phénomènes temporaires peuvent jouer : ainsi, en 2001, telle personne peut-elle avoir connu une période d'inactivité entre deux emplois, et donc une réduction de son revenu annuel, accident qui ne reflète pas son statut économique habituel. C'est pour cette raison que certains économistes soutiennent qu'il est préférable, pour obtenir une estimation de l'inégalité de revenu, d'étudier les dépenses plutôt que les revenus, car les différences dans la consommation reflètent les disparités de revenu disponible permanent des ménages plutôt que les chocs transitoires sur le revenu. Mais le recours à l'observation des dépenses plutôt que des revenus pose lui-même le problème des biens d'équipement, et de la valeur à affecter à leur utilisation.

Il faut même aller plus loin, et considérer le cycle de vie des individus : quand ils planifient leur consommation sur tout le cours de leur existence, leur revenu courant reflète l'accumulation d'un patrimoine au fur et à mesure qu'ils prennent de l'âge. La dispersion du patrimoine à un moment donné associe à la fois ces facteurs d'âge et la distribution des revenus, et il faut donc se demander s'il est justifié de mélanger dans une même analyse tous les groupes d'âge. La situation d'un individu de 60 ans en 2001 n'est pas comparable à celle d'un individu de 25 ans. Il peut y avoir entre eux

inégalité de revenu en cette année précise, mais cette inégalité est parfaitement artificielle, si, 35 ans plus tard, l'individu qui a aujourd'hui 25 ans bénéficie du même revenu réel que celui qui en a actuellement 60. Dès lors que l'on prend en compte la durée totale de la vie, il est tentant de vouloir mesurer la valeur actualisée des revenus futurs et non pas les seuls revenus courants. En ce sens, il semble naturel de pondérer l'actuelle pauvreté des étudiants par les futurs hauts salaires qui les attendent. Mais il est moins évident que la même démarche s'impose dans le cas du passé : Pouvonsnous ignorer la pauvreté d'un retraité malade et dépendant, exigeant des soins coûteux, au seul motif qu'il vivait à son aise dans les années soixante? Si les perspectives d'évolution des individus peuvent amener à nuancer l'évaluation de leur situation à un moment donné, le « ici et maintenant » réclame donc de notre part une attention particulière, surtout quand on considère la pauvreté monétaire. Lorsqu'on se penche sur l'inégalité, il faut adopter à la fois les approches en coupe instantanée et en dynamique tout au long de la vie : elles sont complémentaires. La France d'aujourd'hui compte à la fois des jeunes et des vieux, et une photographie instantanée nous renseigne sur leurs situations respectives. Mais nous ne saurions oublier que les jeunes d'aujourd'hui ont peut-être devant eux un avenir moins souriant que ceux de 1960, et que les perspectives d'évolution comptent autant que la situation présente.

Inégalités de quoi entre qui ?

Les jugements de valeur sont inévitables quand il nous faut donner une réponse plus précise à la question : inégalité *de quoi* entre *qui* ? Plusieurs réponses sont possibles. Jusqu'ici, nous avons parlé de salaires et de revenus, nous référant à des individus, des familles, des ménages. Mais selon les cas, les conclusions sur l'étendue de l'inégalité et son évolution peuvent être différentes. Tel observateur dira que l'inégalité augmente, parce qu'il s'intéresse avant tout aux hauts salaires, un autre soutiendra que la distribution s'améliore parce que le nombre des familles dont le revenu disponible est au-dessous du seuil de pauvreté diminue : les deux affirmations peuvent être vraies l'une comme l'autre parce qu'elles n'approchent pas la question de l'équité sous le même angle. Comme nous le verrons dans la partie suivante, la situation est effectivement différente selon que l'on étudie la distribution des salaires nets des travailleurs à plein temps ou qu'on élargit le champ de l'enquête au travail à temps partiel ou aux revenus du capital.

Pour qui cherche à savoir ce qu'il en est à cet égard de sa situation personnelle, le point de départ naturel est ce qu'il gagne. Le salaire total annuel est reporté dans les DADS (Déclarations annuelles de données sociales) et apparaît dans les statistiques sur les salaires étudiées ici et dans les compléments. C'est la distribution des salaires qui polarise le plus souvent l'attention. Mais chaque individu est forcé de reconnaître que sa situation économique dépend aussi des revenus des autres membres de sa famille. Quand on cherche à mesurer le niveau de bien-être économique, la pre-

mière étape (voir encadré 1) est d'additionner les gains des différents membres de la famille. La mesure de l'inégalité dépend de la corrélation des gains des membres de la famille (qui peut très bien avoir évolué dans le temps, voir Burtless, 1999, sur la situation américaine) et des modèles de participation au marché du travail. Dans les sociétés industrielles, de plus en plus, le cas représentatif est celui des ménages à deux salaires, et c'est sur lui que les analyses se concentrent. Et quand le foyer abrite encore des enfants adultes, le nombre d'apporteurs de ressources peut être trois ou plus. Ceci a de nombreuses implications. La présence des enfants adultes au sein du fover parental a diminué ces dernières décennies, si bien que leur contribution aux revenus de la famille doit être considérée comme temporaire. D'autre part, si nous centrons nos études sur le couple, force est de reconnaître que la mesure du revenu exclut la contribution du travail de la femme au foyer, si bien que les situations respectives des ménages à deux salaires et des ménages à un seul salaire ne sont pas correctement prises en compte. En outre, le fait que l'emploi soit partiel ou à plein temps peut aussi bien venir d'une contrainte que d'un choix. Un couple où l'épouse travaille à temps partiel peut avoir un niveau de vie égal à celui d'un couple dont les deux membres travaillent à temps complet, si l'on tient compte de la production domestique de l'épouse, mais il est également possible que celle-ci préférerait travailler à temps plein si elle en avait la possibilité. L'inégalité peut être un effet de la « polarisation de l'emploi », ce qui a des implications à la fois pour la politique macroéconomique et pour les mesures destinées à faciliter l'accès au marché du travail. Une baisse du chômage peut transformer un couple à un seul salaire en un couple à deux salaires au lieu de bénéficier à un ménage où personne n'a d'emploi.

1.Des gains de l'individu au revenu disponible du ménage

Gains de l'indidu n° 1

- + Gains de l'individu n° 2
- + Revenu du capital
- + Transferts privés
- + Transferts sociaux
- Impôts directs
- = Revenu disponible/Nombre d'adultes équivalents (ou unités de consommation)
- = Revenu disponible équivalent (ou par unités de consommation)

Mesurer les inégalités

Jusqu'ici, nous n'avons implicitement ou explicitement considéré que les seuls salaires. S'ils constituent la part principale des revenus des ménages, d'autres sources de revenu n'en sont pas moins importantes : on peut même dire que la part des revenus du capital joue un rôle accru, et c'est là l'étape suivante dans le calcul des revenus des ménages. Ces revenus du capital sont doubles : à côté des rentes, dividendes, intérêts, gains en capital (ou pertes), il faut aussi prendre en compte ceux qui sont perçus indirectement à travers les pensions de retraite privée ou les assurances-vie, etc. Dans les études portant sur la situation des ménages, les revenus du capital sont, le plus souvent, tout à la fois sous-estimés et surestimés : sousestimés, parce que la plupart des études omettent de prendre en compte l'appréciation du capital, du fait, qu'en moyenne, la valeur des actions et autres placements mobiliers augmente avec le temps (mais peut aussi baisser, tout comme la valeur des biens immobiliers); de même, les revenus du capital sont souvent surestimés, dans la mesure où l'inflation érode la valeur des actifs monétaires. C'est le taux de rendement réel, une fois l'inflation déduite, qu'il faut prendre en compte. Or, les taux de rendement réels du capital ont considérablement varié avec les années, et leurs effets sur l'évolution des inégalités de revenu tendent à être négligés.

La plupart des données disponibles concernent les revenus monétaires perçus par les individus ou les ménages. Mais il est probable que dans certains cas, notamment lorsque l'épouse est au foyer, le niveau de vie réel du ménage serait plus élevé si l'on prenait en compte sa production domestique, comme les produits de son jardin et non son seul revenu monétaire. Les revenus en nature comprennent également les loyers fictifs que sont censés se verser à eux-mêmes les propriétaires de leur logement. Ces deux exemples soulignent le fait que le revenu monétaire ne donne qu'une mesure partielle du bien-être.

Aux revenus du capital et aux transferts privés (familiaux), il faut ajouter les transferts publics, et déduire le montant des impôts directs et des cotisations sociales pour arriver au revenu disponible. Enfin, il faut tenir compte des différences dans la taille des familles. Un revenu de 3 000 euros par mois ne représente pas la même chose pour un couple avec deux enfants et pour un célibataire. Dans beaucoup d'études empiriques, on a recours à une échelle d'équivalence pour diviser le revenu total et obtenir un revenu équivalent par unité de consommation (uc). Le choix de cette échelle destinée à compenser les différences tenant à la taille du ménage dépend en partie de l'estimation faite des coûts additionnels qu'induit la présence au foyer de tout membre supplémentaire, mais aussi de jugements de valeur. Certains considèrent que le coût de l'enfant ne devrait pas être compensé dans la mesure où, de nos jours, la taille de la famille reflète simplement les préférences des parents et que ces différences ne sauraient être interprétées comme des injustices. Selon le point de vue adopté, l'échelle d'équivalence retenue sera très différente. Or, les transferts sociaux apparaissent plus ou moins progressifs selon que l'on adopte une échelle d'équivalence plutôt qu'une autre.

Y-a-t-il un bon indicateur d'inégalité?

Les données sur la distribution des revenus peuvent être présentées de plusieurs manières (le lecteur intéressé trouvera dans le complément C une illustration des différents indicateurs que nous passons maintenant en revue). Traditionnellement, les données sur les individus sont classées par ordre croissant et regroupées en tranches de revenus : dans le cas de la population active, on obtient alors une courbe en cloche asymétrique à gauche avec une longue « queue » correspondant aux hauts revenus. On peut aussi produire une courbe de distribution donnant la proportion de la population dont les revenus sont inférieurs à un certain seuil. La division de la population en dix groupes de taille égale donne les déciles : le décile inférieur est le niveau de revenu en dessous duquel se situe un dixième de la population, tandis que le décile supérieur est celui à partir duquel on figure parmi le dixième le plus riche. Le ratio de ces deux déciles donne une mesure de la dispersion de la distribution.

Quant à la répartition du revenu total, elle fait l'objet d'une troisième représentation, la courbe de Lorenz, qui additionne la population par ordre croissant de revenus et donne les parts cumulées du revenu total. Les courbes de Lorenz sont souvent utilisées pour des études comparées de la distribution, par exemple, celle de l'année 1996 par rapport à celle de 1975, ou la distribution avant et après impôt, ou encore entre la France et les États-Unis. Cette méthode repose sur le résultat suivant : avec des distributions ayant la même moyenne et la même population totale, si la courbe de Lorenz pour une distribution se situe n'importe où au-dessus de celle d'une autre (critère de « dominance de Lorenz »), on peut la considérer comme plus équitable du point de vue d'un large éventail de critères sociaux. Ce critère permet de classer deux distributions en dehors de tout accord général sur ce qu'il faut appeler inégalité.

Dans les cas où deux courbes de Lorenz se croisent, la situation est ambiguë, et c'est une des raisons pour lesquelles de nombreux économistes préfèrent s'appuyer sur des mesures scalaires de l'inégalité qui résument l'ensemble de la distribution par un seul chiffre : l'indice de Gini a longtemps été le plus en vogue. Les raisons de cette faveur ne sont pas tout à fait claires, elles tiennent probablement à son interprétation graphique simple, comme proportionnel à la surface comprise entre la courbe de Lorenz et la première bissectrice. Mais s'en remettre exclusivement à l'indice de Gini peut être très trompeur : comme nous le verrons, la distribution est susceptible de changer de différentes manières à différents points. La courbe de Lorenz peut se rapprocher de la diagonale (amélioration) dans sa partie basse mais s'en éloigner (détérioration) dans sa partie haute. Un seul indice ne saurait rendre compte du fait que les pauvres aussi bien que les riches ont vu leur revenu s'accroître dans les années quatre-vingt-dix. C'est pourquoi dans la partie empirique de ce rapport nous avons tenté chaque fois que c'était possible de présenter l'information la plus complète possible, en donnant par exemple l'évolution des seuils et de la part des déciles.

Ouand on considère la large gamme des indicateurs synthétiques d'inégalité, il faut s'intéresser à la façon dont ils prennent en compte le degré d'aversion à l'inégalité d'une société. Une personne indifférente à la distribution des revenus ne s'intéressera qu'au revenu total; à l'opposé en termes de degré d'aversion collective à l'inégalité, on trouvera une société qui ne s'intéresse qu'au groupe disposant des revenus les plus bas (position « rawlsienne »). Il en va de même pour la mesure de la pauvreté. La plus répandue est le simple comptage des individus ou des ménages qui se situent en dessous d'un seuil de pauvreté déterminé, mais elle est peu satisfaisante à bien des égards : si une politique sociale comble 90 % de l'écart de revenu des pauvres au seuil de pauvreté, mais les maintient quand même en dessous, aucune amélioration n'apparaîtra à travers cet indicateur. Inversement, toute amélioration sera enregistrée si on utilise des mesures reflétant l'intensité de la pauvreté : la plus simple est celle du « déficit de pauvreté » moyen, soit le supplément de revenu moyen qui permettrait aux pauvres de franchir le seuil. Il existe encore d'autres mesures qui donnent plus de poids aux « déficits de pauvreté ».

Il faut aussi s'intéresser au degré de décomposition que les différentes mesures autorisent. Sastre et Trannoy (complément C) posent la question de savoir si l'on peut identifier la contribution des composantes du revenu individuel à l'inégalité globale. Différentes façons de faire sont envisageables: l'une consiste à sortir telle composante du revenu du calcul de l'inégalité et à observer la différence en termes d'indice de Gini par exemple; on peut aussi affecter à chacun le revenu moyen de cette composante. Dans les deux cas, si le revenu total a plusieurs composantes, le calcul de la contribution à l'inégalité de l'une d'entre elles peut dépendre de la séquence de décomposition du revenu suivie. Pouvons-nous être sûrs que le total des contributions individuelles correspond au total général? Dans leur complément, Sastre et Trannoy présentent une méthode qui comporte bien des avantages et donnent un exemple de son application.

L'étude des indicateurs d'inégalité synthétiques permet de mettre au jour les jugements de valeur qui les sous-tendent. Mais il faut aussi reconnaître que certaines considérations leur échappent : ainsi, par exemple, d'aucuns peuvent souhaiter voir pris en compte des critères sociaux s'appuyant sur la notion de « distance ». C'est sans doute ce qui explique la vogue permanente de mesures comme le ratio décile supérieur/décile inférieur (rapport interdécile).

Dans ce rapport, nous nous sommes efforcés de présenter plusieurs indicateurs d'inégalité chaque fois que c'était possible sans nuire à la clarté d'exposition. Au lecteur de garder présent à l'esprit leurs limites.

Comment mesurer la redistribution ?

L'analyse des inégalités ne saurait s'en tenir aux inégalités monétaires qui se forment sur le marché du travail. Les transferts sociaux représentent également une fraction importante du revenu de certains individus ou ménages placés dans des situations particulières.

Les transferts sont majoritairement la contrepartie de contributions payées par les bénéficiaires à des stades antérieurs de leur vie pour s'assurer euxmêmes contre des accidents éventuels comme le chômage ou l'invalidité, ou encore pour préparer leur retraite. Du point de vue conceptuel, les pensions de retraite du système de Sécurité sociale ne devraient pas être considérées comme différentes des revenus du capital ou des rentes annuelles percus par des retraités qui vivraient partiellement ou complètement de leur épargne, même si les deux types de revenu ne sont pas déterminés de la même manière. Dans la deuxième partie de ce rapport, nous avons donc pris le parti, suivant en cela Bureau et Bourguignon (1999), de traiter les revenus de remplacement correspondant à la redistribution assurantielle (chômage, retraite) en amont, au niveau des revenus primaires individuels (chapitre 2) et non au niveau de la redistribution pure (chapitre 3). Inversement, des transferts comme les allocations familiales ou les aides sociales attribuées à des familles démunies sur une base non contributive s'inscrivent dans le processus de la redistribution. En théorie, ces revenus issus d'un transfert public devraient également inclure la valeur imputée à des biens de consommation fournis par l'État, tels l'éducation ou la santé publique.

Le revenu disponible est généralement défini comme la somme des revenus « primaires » et de transfert, diminuée du total des impôts directs (cotisations sociales comprises). Mais l'on devrait également en retirer les impôts indirects, comme l'ont fait certaines études sur la distribution du revenu. Sans doute peut-on objecter que ces études doivent s'en remettre à des hypothèses quant à l'impact de la fiscalité indirecte, dont on suppose qu'elle est intégralement répercutée sur le consommateur par les prix. Mais ces hypothèses sur l'impact de la fiscalité indirecte sont implicites dans toute étude sur les incidences de la politique budgétaire : quand on compare les revenus avant et après fiscalité directe, on suppose de fait que la distribution du revenu de marché (revenus du travail et du capital) n'est pas affectée par l'impôt. Les études sur la distribution ne sont pas une simple affaire d'arithmétique, elles demandent toujours des hypothèses économiques. Quand le rapport, après avoir considéré la question du revenu de marché, aborde ensuite celle de l'impact redistributif de la politique sociofiscale, nous devons garder présent à l'esprit le fait que la distribution du revenu de marché est elle-même affectée par l'existence de la fiscalité et des transferts.

Le conflit entre équité et croissance ne doit pas être surestimé

La recherche de l'équité est-elle nécessairement une entrave à la croissance rapide de la production et de l'emploi ? Lorsque l'on s'interroge sur les déterminants de la performance économique à long terme, plusieurs facteurs sont susceptibles d'entrer en ligne de compte. Selon le mécanisme considéré, la réponse à la question de l'impact des inégalités sur la croissance sera différente.

Un facteur important, et qui a fait l'objet d'une attention particulière, est la formation du capital humain. Dans la mesure où l'intégration sociale favorise l'investissement dans le capital humain par le biais de l'acquisition et de l'entretien des compétences, alors de telles opportunités de formation augmentent les capacités de chacun à franchir le seuil de pauvreté et contribuent à résorber la pénurie de savoir-faire. Toutefois, l'investissement dans le capital humain n'est et ne peut pas être l'unique instrument de la lutte contre les inégalités ; la protection sociale joue également un rôle important. La pauvreté de la population active peut être réduite par des réformes sur le marché du travail, mais la réduction de la pauvreté des personnes âgées et d'autres groupes d'inactifs requiert des transferts sociaux. Y-a-t-il pour autant conflit entre les objectifs d'équité et d'efficacité ?

Pour répondre à cette question, on ne peut se fonder uniquement sur les résultats empiriques obtenus à un niveau très agrégé. De nombreuses études ont étudié l'impact du total des dépenses sur les transferts sociaux - exprimé en pourcentage du PIB - sur la croissance des pays de l'OCDE. Leurs résultats sont mitigés. Sur les dix études analysées par Atkinson (1999), deux concluent que l'impact de l'ensemble des transferts sur le taux de croissance annuel n'est pas significatif, quatre concluent que les transferts sont corrélés négativement avec la croissance moyenne, et quatre autres concluent qu'il existe une corrélation positive. Cette comptabilisation sommaire des résultats des différentes études peut bien entendu aboutir à des conclusions trompeuses. Il y a plusieurs explications possibles à la divergence de résultats constatée. A commencer par le fait que certaines études s'intéressent aux déterminants de la croissance, tandis que d'autres cherchent à expliquer l'évolution de la productivité des facteurs; mais on peut souligner également les problèmes d'ordre statistique ou économétrique, ainsi que les différentes façons de spécifier le lien entre la protection sociale et la croissance. Le problème économétrique le plus évident concerne le sens de la causalité : la croissance et les dépenses de protection sociale sont déterminées simultanément. Différentes méthodes ont été appliquées dans ces études afin de déterminer le sens de la causalité. De plus, le total des dépenses de protection sociale n'est peut-être pas la bonne variable, dans la mesure où il peut refléter un ratio de dépendance élevé plus que la générosité de la protection sociale au niveau individuel. Si le comportement individuel est affecté, alors il l'est par le niveau du taux de remplacement, et non du total des dépenses exprimé en points de PIB.

Pour comprendre le lien entre protection sociale et croissance économique, il est nécessaire de revenir aux mécanismes sous-jacents. En matière d'investissement en capital humain, par exemple, les décisions peuvent être affectées par l'existence de transferts sociaux (voir complément B). Par exemple, on avance parfois que des taux d'imposition ou de cotisations sociales élevés sur les emplois les plus qualifiés risqueraient de décourager l'investissement dans l'éducation. *A contrario*, les prestations sociales sont une garantie contre le risque de ne pas trouver d'emploi à l'issue de sa formation, et elles peuvent donc jouer un rôle moteur. La protection sociale peut réduire les risques associés à la création d'entreprise. On entend souvent dire que les salariés sont réticents à quitter leur travail pour s'installer à leur compte. Là encore, leur décision peut être influencée, en partie du moins, par l'existence d'un filet de sécurité réduisant les coûts en cas d'échec.

Le taux d'épargne individuel – à travers la relation entre stock d'épargne nationale et besoins d'investissements – affecte également de façon cruciale la croissance économique. D'un côté, on peut avancer que l'existence d'un système de retraite public réduit l'incitation à l'épargne privée. Les indisvidus lissent leur consommation sur l'ensemble du cycle de vie afin de s'assurer un revenu pendant la retraite, et leurs plans de consommation tiennent compte de la pension de retraite qu'ils reçoivent de l'État. L'impact de la retraite publique sur l'épargne privée devient ainsi une question empirique, et là encore, les preuves sont loin d'être concluantes. L'OCDE soulignait dans sa revue de la littérature sur l'impact des systèmes de retraite publique sur l'épargne des ménages qu' « au vu des différents éléments disponibles, il est difficile d'être certain de la façon dont les systèmes de retraite de l'État affectent l'épargne privée. L'orientation et l'ampleur de cet impact sont discutables » (OCDE, 1994, page 37).

Lorsque l'on examine le lien entre protection sociale et performance économique, il est important de prendre compte l'architecture du système socio-fiscal. Ce n'est pas le total des dépenses sociales qui influence les décisions des individus et des entreprises mais plutôt le niveau de la taxe ou de l'allocation qui change la contrainte budgétaire des acteurs économiques. L'impact sur l'accumulation du capital dépend de la taxation marginale. La taxation peut être implicite, par exemple lorsque la possession d'un patrimoine ferme l'accès aux allocations sous condition de ressources. La structure institutionnelle des transferts joue donc un rôle important.

Il n'y a pas de relation simple entre protection sociale et performance économique. L'architecture des prélèvements et des transferts sociaux est cruciale. Elle doit viser à limiter les effets négatifs et maximiser les effets positifs que la politique sociale peut avoir sur la croissance économique, afin que performance économique et solidarité puissent aller de pair.

DEUXIÈME PARTIE

ANALYSES

Les inégalités de marché en France

Le chapitre 1 a souligné la difficulté d'interpréter en termes d'injustices les inégalités qui se forment sur le marché du travail. Dans un monde imparfait comme le nôtre, les différences de salaire ne reflètent pas seulement les efforts différents accomplis par les individus en fonction de leurs préférences. Elles reflètent également l'inégalité des chances devant l'école, l'accès à l'emploi et à la formation permanente.

Ce chapitre analyse d'abord l'évolution sur longue période des disparités de salaires dans le secteur privé et semi-public (15 millions de personnes, deux tiers des actifs). Mais une succession de photographies sur une trentaine d'années ne renseigne que de manière très imparfaite sur le degré d'inégalité réelle de notre société. En effet, si les inégalités de position sont importantes, les opportunités d'évolution le sont tout autant. Ainsi, il est très différent d'avoir un salaire modeste – ou un emploi précaire – mais une perspective raisonnable d'améliorer sa situation à l'avenir, ou de savoir que les chances de gravir l'échelle sont quasiment nulles. Le degré d'inégalité des opportunités offertes aux individus peut modifier considérablement la perception du poids des positions actuelles. C'est pourquoi nous avons accordé une attention particulière aux trajectoires des individus sur le marché du travail, trajectoires qui on le verra sont aujourd'hui beaucoup plus heurtées que par le passé. Or, l'assurance chômage n'a qu'imparfaitement rempli son rôle de filet de sécurité.

Les inégalités de salaires des fonctionnaires et des revenus d'activité des indépendants ont fait l'objet d'une analyse séparée. En effet, les déterminants de l'évolution des salaires dans le secteur privé et semi-public diffèrent de ceux des salaires du secteur public ou des revenus d'activité des indépendants.

Le patrimoine est en partie le fruit de l'épargne accumulée et reflète donc à ce titre la chronique des revenus d'activité passés. Mais il est aussi en grande partie hérité. Par le passé, les débats sur la justice sociale se sont d'ailleurs focalisés sur les inégalités de patrimoine, bien plus que sur les inégalités de revenus du travail : que la disposition d'un patrimoine donne droit *de facto* à une part de la richesse produite semble en effet contredire les principes élémentaires de la justice sociale ; le rôle que le patrimoine (comme d'ailleurs les autres formes de capital) joue dans la reproduction

des inégalités socio-économiques⁽²⁾ a également été souvent souligné (voir également Thomas Piketty). L'inégale répartition du patrimoine soulève donc à la fois des questions d'équité et d'efficacité, que nous ne prétendons pas trancher ici, mais que nous essaierons de d'éclairer autant que l'information statistique actuellement disponible le permet.

Ce chapitre privilégie l'analyse des tendances longues afin de mettre au jour les déterminants des inégalités économiques. Avec la reprise économique depuis 1997, un certain nombre d'indicateurs d'inégalité semble s'infléchir. La croissance économique retrouvée change-t- elle la donne ? Ces évolutions récentes sont présentées et analysées dans le chapitre 6.

Des disparités salariales stables dans le secteur privé et semi-public

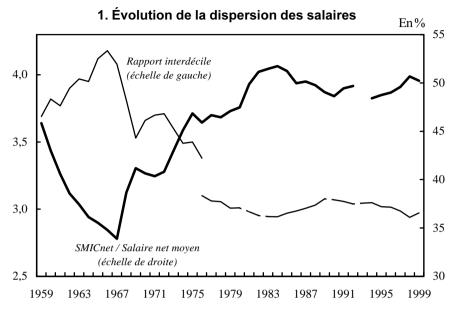
Une certaine stabilité de l'éventail des rémunérations offertes

Contrairement à une idée répandue, les inégalités de salaires nets à temps plein sont beaucoup plus faibles dans la France des années quatre-vingt-dix, encore marquée par l'une des récessions les plus longues et les plus sévères de son histoire, que dans la France prospère du début des années soixante. Ce résultat est l'aboutissement d'un long processus. Après avoir fortement baissé à la fin des années soixante et pendant la plus grande partie des années soixante-dix, les inégalités de salaire net se sont stabilisées.

Le rapport interdécile des salariés à temps complet du secteur privé et semi-public est ainsi passé de 4,2 en 1966 à 3,4 en 1976 pour se stabiliser par la suite. Depuis la fin des années soixante-dix jusqu'à nos jours, il a fluctué légèrement autour d'une valeur de 3 (graphique 1) : l'éventail s'est resserré du milieu des années soixante-dix au milieu des années quatrevingt, puis s'est rouvert jusqu'en 1989, avant de se resserrer à nouveau légèrement depuis.

Cette stabilité des écarts de salaires nets depuis une vingtaine d'années contraste fortement avec l'ouverture de l'éventail des rémunérations qui a caractérisé les États-Unis et le Royaume-Uni au cours de la même période, mais correspond dans ses grandes lignes aux évolutions d'autres pays européens. Le graphique 2 retrace l'évolution depuis 1976 du premier et du dernier décile de salaire relativement à la médiane pour la France, le Royaume-Uni et les États-Unis. Dans les années quatre-vingt, alors que le premier décile voyait sa position relative se dégrader aux Etats-Unis et au Royaume-Uni, la situation des moins bien payés s'améliorait en France. Dans les années quatre-vingt-dix, la situation relative du premier décile s'est améliorée aux États-Unis, tandis qu'elle restait stable en France. À l'autre extrémité de l'échelle des salaires, le dernier décile a considérablement augmenté, relativement à la médiane aux États-Unis et au Royaume-Uni sur l'ensemble de la période, alors qu'en France, après une amélioration modeste dans les années quatre-vingt, la position relative des salariés les mieux payés est restée stable dans les années quatre-vingt-dix.

⁽²⁾ Le capital hérité peut conditionner les choix du statut d'activité (activité salariée ou indépendante) et donc la structure occupationnelle (Holtz-Eakin, Joulfaian et Rosen, 1994) et le développement économique à long terme.



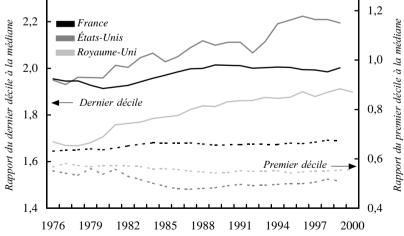
Champ: Salariés à temps complet du secteur privé et semi-public.

Lecture: Évolution du rapport interdécile (axe de gauche): en 1960, le salaire net perçu par le moins rémunéré des 10 % de salariés du haut de la distribution des salaires était 3,8 fois supérieur au salaire perçu par le plus rémunéré des 10 % de salariés du bas de la distribution des salaires.

Note: À partir de 1976, la suppression des « faux bas salaires » ne rend pas les données totalement comparables avec les années précédentes ; par ailleurs, les points correspondant aux années 1981, 1983, 1990 et 1993 ont été obtenus par interpolation.

Source: INSEE, Déclarations annuelles de données sociales (DADS).

2. Évolution des inégalités de salaire



Sources: Données américaines tirées du Economic Policy Institute Datazone (2001). Salaire horaire de l'ensemble des salariés; Données britanniques tirées de Atkinson et Micklewright (1990) et Department of Employment (2001). Rémunérations brutes hebdomadaires de tous les employés à temps complet; Données françaises: DADS. Salaires nets imposables des salariés à temps complet dans les secteurs privé et semi-public.

met en évidence le rôle majeur qu'a joué le SMIC dans la réduction des inégalités salariales. Toutes choses égales par ailleurs, on observe en effet, sur la période 1967-1999 :

- l'effet de resserrement des augmentations du SMIC sur l'éventail des salaires (différents travaux conduisent à penser que les hausses du SMIC se propagent jusqu'à environ une fois et demi le SMIC);
- le caractère plutôt contra cyclique des inégalités salariales : lorsque la croissance du PIB (par tête) s'accélère, les inégalités de salaires (à temps plein) ont tendance à diminuer.

Le ralentissement marqué de la croissance dans les années quatre-vingt et quatre-vingt-dix aurait donc dû se traduire par un creusement des inégalités de salaires à temps plein : le SMIC a permis que les écarts ne se creusent pas. Il faut noter cependant qu'à ce stade de l'analyse, nous ne prenons pas en compte les effets qu'ont pu avoir les hausses du SMIC sur la probabilité des smicards de se retrouver au chômage.

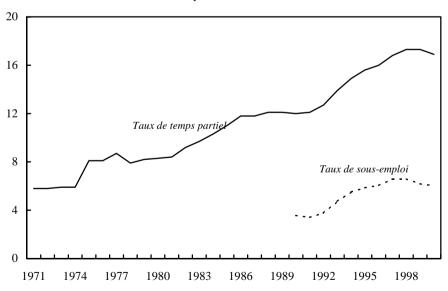
... mais un développement des bas salaires lié à l'extension du temps partiel

Si l'éventail des salaires horaires est resté relativement stable, en revanche, la dispersion des durées travaillées et donc des salaires mensuels s'est accrue au sein de l'ensemble des salariés. Cela tient essentiellement au développement du temps partiel depuis une vingtaine d'années : le pourcentage de salariés travaillant à temps partiel est passé de 7 % en 1980 à 17,5 % en 2000. Or, la dispersion des salaires du privé et du semi-public est beaucoup plus élevée pour les seuls temps partiels que pour les temps complets : mesurée par le rapport interdécile, elle atteint 5 pour les seuls temps partiels alors qu'elle n'est que de 3,1 pour les seuls temps complets. Les salariés à temps partiel sont plus fréquemment payés au voisinage du SMIC compte tenu de leur qualification et de leur secteur d'activité (12,8 % des temps partiels contre 5,1 % des temps complets étaient payés au voisinage du SMIC dans le secteur privé et semi-public en 1996). Il est toutefois important de noter que toutes choses égales d'ailleurs, les rémunérations horaires des salariés à temps partiel sont équivalentes à celles des temps complets, contrairement à une idée reçue (Rasolofoarison, 2000)(3).

⁽³⁾ Plus précisément, le salaire horaire des temps partiels est, toutes choses égales par ailleurs, plus faible (– 3 points) pour les cadres supérieurs, mais plus élevé pour les professions intermédiaires (+ 4 points); plus faible pour les 50-60 ans)mais plus fort pour les 20-30 ans (+ 4 points) et les moins de 20 ans, montrant par là même que l'accumulation de capital humain liée à l'expérience professionnelle est plus réduite sur les emplois à temps partiel.

La proportion des salariés percevant un bas salaire – moins de deux tiers du salaire mensuel net médian soit environ 1.1 SMIC – est passée d'environ 13 % au début des années quatre-vingt à 18,4 % au milieu des années quatre-vingt-dix, pour retomber à 16,5 % en mars 2000. Cette augmentation des bas salaires est liée au développement du temps partiel. Faut-il s'en inquiéter? Elle ne peut évidemment s'analyser comme une croissance des inégalités salariales lorsque le temps partiel est choisi. C'est le cas de deux salariés à temps partiel – essentiellement des femmes – sur trois. Mais un peu plus d'un tiers des salariés à temps partiel souhaiterait travailler davantage. Le temps partiel contraint n'a cessé de se développer jusqu'en 1997 et particulièrement dans les années quatre-vingt-dix : durant ces années-là, l'essentiel de la croissance du temps partiel a résulté du développement de cette forme de sous-emploi (Cette, 1999). Il est d'autant plus fréquent que la rémunération perçue est faible : 50 % des salariés à bas salaires à temps partiel souhaiteraient travailler davantage contre 20 % pour ceux dont le salaire mensuel est au-dessus des deux tiers du salaire net médian. Il a cependant régressé depuis 1997 au fur et à mesure de l'amélioration du marché du travail.

3. Évolution du travail à temps partiel et du sous-emploi depuis trente ans



Note: Les personnes à temps partiel en situation de sous-emploi regroupent deux situations:

- celles qui recherchent un emploi pour travailler davantage ;
- celles qui, à défaut de rechercher une emploi, souhaiteraient travailler davantage et sont immédiatement disponibles.

Source: Enquêtes Emploi de 1971 à 2000, INSEE.

Une position moyenne dans l'Europe quant à l'importance des « bas salaires »

Une étude communautaire (Marlier et Ponthieux, 2000) menée sur le panel européen des ménages permet de comparer la situation française à celle de ses partenaires européens. En 1996, avec un taux de bas salaires⁽⁴⁾ de 13 %, la France se situe dans une position intermédiaire au sein de l'Europe (15 %). La proportion de « bas salaires » atteint 21 % au Royaume-Uni, 18 % en Irlande et 17 % en Allemagne et en Grèce. En revanche, elle est très basse au Portugal (6 %) et au Danemark (7 %)⁽⁵⁾.

Percevoir un bas salaire peut tenir à la faiblesse de la rémunération horaire et/ou à la faiblesse de la durée du travail (temps partiel). C'est l'importance du temps partiel au Royaume-Uni qui explique que les bas salaires y soient aussi nombreux alors qu'en Irlande et en Grèce c'est l'ouverture de l'éventail des salaires qui est en cause (malgré un faible taux de temps partiel en Grèce). À l'inverse, c'est la bonne tenue des rémunérations horaires du temps partiel qui explique le faible pourcentage de bas salaires au Danemark et au Portugal (où le temps partiel mais aussi l'activité féminine sont peu développés). Aux Pays-Bas, le temps partiel s'est considérablement développé mais l'éventail des salaires s'est plutôt resserré : leur taux de bas salaires est dans la moyenne européenne. Sur ces deux indicateurs, ouverture de l'éventail des salaires et développement du temps partiel, la France se situe dans la moyenne communautaire, même si le temps partiel féminin y est plus souvent contraint.

Stabilité relative des « très hauts salaires »

Du côté des hauts salaires⁽⁶⁾, c'est un diagnostic global de stabilité de la distribution qui prédomine pour les vingt-cinq dernières années (graphique 4).

Plusieurs sous périodes peuvent toutefois être clairement dégagées qui confirment le caractère plutôt procyclique de l'ouverture de l'éventail des salaires vers le haut, bien qu'elles ne coïncident qu'approximativement avec les cycles économiques :

• la fin des années soixante-dix (1976 à 1980) où l'éventail des hauts salaires se resserre (à partir du 9e décile et de façon plus sensible pour le 99e centile);

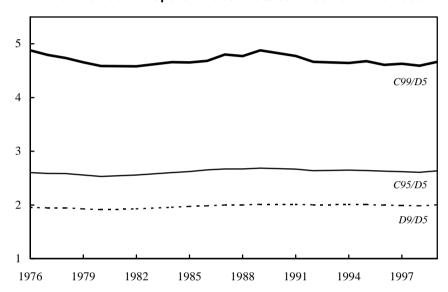
⁽⁴⁾ Le champ de l'étude a ici été restreint aux salariés travaillant au moins 15 heures par semaine, ce qui explique que les chiffres soient différents de ceux avancés dans le paragraphe précédent.

⁽⁵⁾ Rappelons toujours que ces comparaisons européennes sont fondées sur des seuils nationaux (60 % du salaire mensuel médian) et non sur un seuil communautaire unique qui alors projetterait une toute autre image.

⁽⁶⁾ Les salaires mesurés dans les DADS sont nets de cotisations sociales, et ne comprennent ni l'intéressement, ni la participation, ni les stocks options. Si les premières formes de participation sont accessibles à de nombreux salariés et leurs montants plafonnés, rappelons toutefois qu'une étude de la Dares (Fagnot, 1999) chiffrait les bénéficiaires des « plans d'options sur actions » à environ 30 000 en août 1998 parmi les entreprises françaises cotées en bourse. Un centile de la distribution des salaires nets à temps complet des salariés des secteurs privé et semi-public correspond à environ 110 000 salariés.

- les années quatre-vingt (1980 à 1989) au cours desquelles l'éventail a tendance à s'ouvrir ;
- les années quatre-vingt-dix (1989 à 1998) pour lesquelles on assiste à un nouveau resserrement de l'éventail des hauts salaires (et de façon plus sensible pour le 99^e centile).

4. Évolution de la dispersion des hauts salaires de 1976 à 1999



Définitions: C99/D5 désigne le rapport du salaire dépassé par un centième des salariés à temps complet les mieux payés au salaire médian. C95/D5 désigne le rapport du salaire dépassé par cinq pour cent des salariés à temps complet les mieux payés au salaire médian. D9/D5 désigne le rapport du salaire dépassé par un dixième des salariés à temps complet les mieux payés au salaire médian.

Source: DADS.

Un développement limité des inégalités fractales

Si la distribution globale des salaires est plutôt stable, qu'en est-il de la dispersion des salaires à l'intérieur des catégories socioprofessionnelles ou par grand niveau de diplôme (ces inégalités sont souvent qualifiées de fractales, à l'image de ces courbes mathématiques dont la forme est similaire quelle que soit l'échelle choisie)? Les facteurs traditionnels déterminant les disparités salariales ont-ils perdu de leur pouvoir explicatif pour faire place à de nouveaux facteurs de différentiation générant de nouvelles inégalités plus inquiétantes car moins identifiables et donc moins maîtrisables?

Là aussi, le constat global, effectué à partir des données de l'enquête sur l'emploi de 1990 à 2000 concernant les salariés à temps complet des sec-

teurs privé et public, renvoie une image de relative stabilité des dispersions (mesurée par D9/D1) internes aux catégories à deux exceptions près :

- une augmentation de la dispersion interne aux catégories non qualifiées (hommes ouvriers non qualifiés et femmes employées non qualifiées) qui peut être reliée à l'arrivée récente de nombreux jeunes au sein de ces catégories en expansion, en lien avec les mesures « bas salaires » ;
- une augmentation de la dispersion des salaires nets des diplômés du supérieur (> Bac), hommes ou femmes, qui contraste avec la légère réduction de la dispersion des salaires des « cadres supérieurs », et qui s'analyse comme la conséquence de l'expansion quantitative du nombre de diplômés du supérieur et de la dévalorisation relative de leurs titres.

En étendant l'analyse à l'ensemble des salariés (y compris temps partiels), on constate de plus une croissance de la dispersion des salaires mensuels des peu diplômés (BEPC, CEP ou sans diplôme) due au développement du temps partiel dans ces catégories.

Enfin une dernière approche permet de valider un diagnostic plutôt mesuré de l'importance des nouvelles inégalités sur le marché du travail. Elle consiste à mesurer l'évolution du pouvoir explicatif d'un ensemble de critères (niveau de scolarité, expérience sur le marché du travail, ancienneté dans l'entreprise, nationalité, région) sur la détermination des salaires. Ainsi, il s'avère que l'influence de ces déterminants ne s'est pas dégradée pour les hommes au cours des années quatre-vingt-dix : elle a même crû de 1990 à 1997 pour décroître légèrement par la suite⁽⁷⁾.

Ouverture de l'éventail des coûts salariaux et effet des mesures « bas salaires »

Contrairement à la relative stagnation de l'éventail des salaires nets offerts, l'éventail des coûts salariaux s'est progressivement ouvert depuis une quinzaine d'années (cf. également complément E). Il faut y voir l'effet conjugué du déplafonnement progressif des cotisations patronales⁽⁸⁾ au cours des années quatre-vingt et des mesures sur les bas salaires⁽⁹⁾ consécutives à la loi quinquennale sur l'emploi de 1993.

Les allégements de charges sur les bas salaires ont conduit à un redressement spectaculaire de l'emploi non qualifié. À partir de 1995, celui-ci a

⁽⁷⁾ L'étude a été limitée aux hommes dans un premier temps pour éviter les biais de sélection liés à l'offre de travail féminine. Ces analyses de variance des salaires montrent également que le rendement de l'éducation varie de manière plutôt contracyclique (comme la dispersion des salaires offerts). Sur le début des années quatre-vingt-dix, il aurait tendance à croître si on le mesure pour les salariés en emploi (et être stable si l'on tient compte de l'effet de sélection dû au chômage), pour décroître sur la période 1997-2000 (avec ou non prise en compte du biais de sélection lié au chômage).

⁽⁸⁾ Le taux de cotisations patronales pour la partie des salaires au-dessus de 4 fois le plafond de la Sécurité sociale est passé de 7,1 % en 1980 à 22,25 % du salaire brut en 1990.

⁽⁹⁾ Le taux de cotisations patronales au niveau du SMIC est passé de 36,5 % du salaire brut en 1993 à 21,77 % en 1996.

crû de plus de 2 % par an alors qu'il décroissait régulièrement au rythme de plus de 1,5 % par an depuis le début des années quatre-vingt. Pisani-Ferry (2000) recense les études disponibles qui chiffrent *ex ante* le nombre d'emplois créés grâce à ces mesures entre 1993 et 1999 de 200 000 à 400 000, Malinvaud (2001) de 300 000 à 500 000 ; Lerais (2001) fait état d'un effet de 170 000 emplois sur la période 1993-1999. Selon une étude récente (Crépon, 2001), qui contrairement aux précédentes porte sur les évolutions observées, l'impact pourrait être plus important : 230 000 emplois (dont 120 000 peu qualifiés) auraient été créés en 1995 et 1996 grâce à la baisse des cotisations sociales sur les bas salaires qui a représenté environ 1 % du coût total moyen du travail. La création d'emplois se serait faite à la fois par le biais d'une substitution de travail peu qualifié au travail qualifié et au capital (facteurs complémentaires) et par une hausse de l'activité résultant des gains de compétitivité enregistrés par les entreprises fortement utilisatrices de main d'œuvre peu qualifiée.

L'évolution récente (de 1996 à 1998) de la distribution des salaires nets des temps complets se caractérise, on l'a vu, par une très grande stabilité. On remarque toutefois une légère augmentation du pouvoir d'achat des bas salaires entre 1995 et 1998 consécutive aux coups de pouce du SMIC (+2.2% en 1995 et +2.26% en 1997), ainsi qu'une petite augmentation du nombre de salariés payés au voisinage du SMIC. La création d'emplois peu qualifiés – les embauches à un salaire compris entre 1 et 1,1 SMIC ont crû de 10 % en trois ans – accroît en effet mécaniquement les inégalités de salaires, même si elle réduit les inégalités de revenus (par exemple quand dans un couple le conjoint au chômage reprend un emploi). Cet effet est-il temporaire ou permanent? Autrement dit, y-a-t-il ou non ouverture d'une « trappe à bas salaires »? Cette question est aujourd'hui en suspens. Notons toutefois que le surcroît d'embauches au niveau du SMIC ne représente que 1,3 pour mille de l'emploi salarié privé et semi-public total. Seule une analyse du devenir salarial de ces nouveaux embauchés permettra à terme d'éclairer le débat.

Une réduction significative de la mobilité salariale

L'analyse de la mobilité salariale met en évidence l'influence de la position initiale dans l'échelle des salaires sur la position future. Fougère et Kramarz (complément F) étudient, pour la période 1967-1999, l'évolution de la mobilité salariale des salariés à temps complet du secteur privé et semi-public sur un horizon de deux ans, à partir de six indicateurs de mobilité. Il ressort de leur étude que la mobilité salariale a décru de façon spectaculaire à partir du milieu des années soixante-dix : selon l'indicateur retenu, elle a *grosso modo* baissé de 20 à 50 %. Les degrés de liberté de mouvement au sein de la hiérarchie salariale se sont réduits et les positions apparaissent plus figées (que l'on soit en haut ou en bas de l'échelle). Malgré une légère reprise à la fin des années quatre-vingt-dix, la mobilité reste aujourd'hui significativement plus faible qu'elle ne l'était à la fin des

années soixante. Il ressort également de leur étude que les hausses du SMIC se sont accompagnées dans les années soixante-dix et quatre-vingt d'une baisse de la mobilité salariale. S'agit-il d'une simple concomitance ou d'un lien de causalité ? Ce résultat reste à approfondir.

Cette réduction de la mobilité peut sans doute contribuer à expliquer le divorce apparent entre le constat statistique d'une relative stabilité des inégalités de salaire à temps plein, et le sentiment d'une aggravation des inégalités qu'éprouvent beaucoup.

Les inégalités d'accès à l'emploi se sont creusées

Les inégalités de salaires ne sont qu'une facette de l'inégalité économique réelle dans notre société. la qualité et en particulier la stabilité de l'emploi occupé et les perspectives d'évolution qu'il autorise comptent tout autant que sa rémunération. Or, les salariés sont inégalement exposés au chômage et à la précarité de l'emploi, ce qui entraîne de profondes inégalités entre catégories d'actifs.

Les formes particulières d'emploi en France : un marche-pied vers l'emploi stable ?

En mars 2000, d'après l'enquête emploi, 2 millions de salariés (soit 9,5 %) étaient employés sous une forme particulière d'emploi : contrats à durée déterminée, intérim, stages et contrats aidés (hors apprentissage). Le développement de ces formes d'emplois, entamé depuis une quinzaine d'années (elles représentaient moins de 3 % des salariés en 1983), correspond à une forte demande des entreprises pour mieux ajuster leurs effectifs à leurs besoins dans un environnement devenu plus concurrentiel et plus cyclique. Instruments de flexibilité externe, de moins en moins coûteuses (le coût d'un ouvrier intérimaire ne serait pas supérieur de plus de 10 % au coût d'un ouvrier non intérimaire), ces formes particulières d'emploi permettent aux employeurs de sélectionner les salariés qu'ils souhaitent éventuellement retenir. En période de reprise, les entreprises ont généralement recours à l'intérim, puis elles recrutent sur des contrats à durée déterminée avant de procéder à des embauches fermes une fois la reprise suffisamment consolidée, générant ainsi une forte dynamique cyclique de ces emplois temporaires, qui s'inscrivent néanmoins sur une tendance continue à la hausse.

Bien que très divers, ces emplois temporaires concernent une population plus féminine, plus jeune, moins diplômée et moins qualifiée que la moyenne des salariés en emploi stable. De façon assez compréhensible, les titulaires de ces emplois sont plus d'un tiers à rechercher un autre emploi.

Au-delà de la question du devenir de ces diverses formes d'emploi et de leur nécessité pour le système productif, la question qui nous intéresse est de savoir si le passage par une de ces formes d'emploi ne correspond qu'à une situation d'attente, un emploi « faute de mieux » entre deux situations de chômage ou si elle peut permettre à certains de mettre le pied à l'étrier et

de déboucher sur une insertion de meilleure qualité. Dans le premier cas, Atkinson (1998) y voit le signe d'une société à deux vitesses voire d'exclusion sociale, dans le second cas la mobilité sociale reste possible à terme, et l'insertion peut se réaliser après quelques détours qui ont pu améliorer l'employabilité de certains salariés.

L'analyse des probabilités de transition entre inactivité, chômage, forme particulière d'emploi (FPE) et emploi stable des 15-60 ans à horizon d'un an délivre un bilan contrasté. Si les formes particulières d'emploi débouchent, en moyenne l'année suivante sur chacun des états (chômage, FPE, emploi stable) avec une chance à peu près égale⁽¹⁰⁾, la probabilité d'obtenir un emploi stable après une FPE atteint 40 % pour les jeunes en phase d'insertion (sortis depuis moins de 5 ans du système éducatif), moins de 35 % pour les autres salariés de moins de 50 ans et seulement 27 % pour les 50-59 ans en 2000 (Martin-Houssart, 2001). Le « handicap » de l'âge est aussi patent concernant les sorties du chômage. Si 53 % des jeunes chômeurs sont en emploi stable ou FPE au bout d'un an, c'est le cas de 40 % des moins de 50 ans et de seulement 21 % des plus de 50 ans⁽¹¹⁾.

1. Probabilité de sortie d'une forme particulière d'emploi ou du chômage

| | Jeunes en phase d'insertion ^(*) | | Adultes ^(**) | | 50-59 ans | |
|--------------------------------|---|------|-------------------------|------|-----------|------|
| | 1997 | 2000 | 1997 | 2000 | 1997 | 2000 |
| FPE | | | | | | |
| • Emploi stable | 34,0 | 39,8 | 26,2 | 34,6 | 24,8 | 26,9 |
| • FPE | 30,7 | 36,3 | 40,8 | 41,3 | 41,7 | 38,1 |
| • Chômage | 27,6 | 17,8 | 29,6 | 21,1 | 28,0 | 28,1 |
| Inactivité | 7,8 | 6,0 | 3,4 | 3,0 | _ | _ |
| Chômage | | | | | | |
| • Emploi stable | 20,2 | 28,2 | 16,8 | 21,4 | 9,1 | 12,8 |
| • FPE | 20,0 | 27,0 | 16,6 | 18,0 | 7,0 | 8,3 |
| • Chômage | 47,7 | 38,7 | 57,2 | 50,3 | 70,7 | 66,8 |
| Inactivité | 11,5 | 6,1 | 9,4 | 9,4 | 13,2 | 12,1 |

Lecture : En moyenne, pour les jeunes en phase d'insertion, la probabilité d'occuper un emploi stable un an après avoir été en FPE (forme particulière d'emploi) est de 34 % en 1997 et de 39,8 % en 2000.

Notes: (*) Jeunes sortis depuis moins de cinq ans du système scolaire; (**) Autres salariés de moins de 50 ans.

Source: Enquête Emploi, INSEE.

⁽¹⁰⁾ Avec toutefois une dégradation continue au cours des années 1990 à 1997, les sorties vers l'emploi stable se réduisant au profit des récurrences de formes temporaires d'emploi.

⁽¹¹⁾ Mais au-delà de 55 ans, certains chômeurs bénéficient d'une dispense de recherche d'emploi.

Il apparaît ainsi que le chômage en fin de vie active s'apparente plus à une situation d'exclusion, contrairement au processus d'insertion qui caractérise les jeunes en emploi temporaire ou au chômage (avec aussi tout un dégradé entre stages et contrats aidés, CDD et intérim au fur et à mesure que l'on se rapproche de l'emploi plus stable...).

Toutefois, ce constat doit aussi être nuancé selon le niveau de formation. Plus le diplôme est élevé, plus les changements de statut sont favorables aux individus. Près de la moitié des jeunes de 1999 en FPE titulaires d'un diplôme supérieur au bac sont en emploi stable l'année suivante, contre moins d'un quart des non diplômés. Pour les autres salariés de moins de 50 ans ces proportions sont respectivement de 40 et 25 %. Pour les sorties du chômage vers l'emploi stable, les écarts entre niveaux de formation sont encore plus forts : de 9 à 38 % pour les jeunes en insertion et de 13 à 27 % pour les autres salariés de moins de 50 ans selon qu'ils sont sans diplôme ou diplômés du supérieur.

Les jeunes en phase d'insertion particulièrement touchés

Avec quelques dix-neuf ans passés sur les bancs de l'école, les jeunes d'aujourd'hui achèvent leur formation initiale à 21,6 ans en moyenne soit trois ans plus tard qu'en 1975. En 25 ans, la part des diplômés de l'enseignement supérieur a doublé et le pourcentage de bacheliers est passé de 35 à 63 %. Actuellement environ 40 % d'une classe d'âge sont diplômés de l'enseignement supérieur, 40 % sortent du système scolaire avec au plus le bac ou un autre diplôme du second cycle (CAP, BEP) et 20 % sont titulaires du seul brevet des collèges ou n'ont pas de qualification (9 %).

Dans le même temps, les conditions d'insertion des jeunes sur le marché du travail se sont profondément modifiées. Malgré un niveau de diplôme plus élevé en moyenne que celui de leurs parents et des effectifs plus réduits, les jeunes générations qui sont entrées sur le marché du travail à partir du début des années quatre-vingt n'ont pas été épargnées par le chômage.

Alors qu'il n'était que de 6 % en 1975, le taux de chômage des jeunes actifs de 15 à 29 ans a atteint 19 % en 1985 et plus de 20 % au début des années quatre-vingt-dix (32 % pour les moins de 25 ans), pour stagner à ce niveau jusqu'à l'amélioration récente des dernières années (chapitre 6). Au-delà du taux de chômage, c'est tout le mode de transition entre l'école et l'emploi qui s'est profondément transformé. Les trajectoires d'insertion se sont complexifiées et allongées et l'alternance d'emplois temporaires et de périodes de chômage est devenue plus fréquente.

En théorie, le passage par le chômage en début de carrière n'a pas forcément un caractère dévalorisant, car il est, d'une part, très répandu et il s'accompagne, d'autre part, de l'acquisition d'une expérience diversifiée, au contact de milieux professionnels différents. En pratique, l'analyse détaillée

des parcours d'insertion des jeunes met en évidence une opposition forte entre les parcours des plus « employables » qui réussissent finalement à s'insérer dans l'emploi stable et les moins « employables » qui subissent une certaine exclusion (Lollivier, 2000). Les passages répétés par le chômage ne sont pas un atout, loin de là, et le fonctionnement actuel du marché du travail s'apparente à une colonne de distillation révélant progressivement les « qualités » et « l'employabilité » des entrants. Si la différence de statut entre emploi stable et emploi temporaire ne présente pas forcément un caractère définitif pour des jeunes diplômés en insertion — qui n'hésitent pas à quitter un CDI (contrat à durée indéterminée) pour bénéficier d'une meilleure opportunité d'expérience ou de carrière — cette opposition reste très structurante pour les non diplômés en recherche d'insertion durable.

Une étude récente (Le Minez et Roux, 2001) concernant l'impact du premier emploi sur les carrières professionnelles et salariales met en évidence l'importance du point de départ sur toute la suite de la carrière. Toutes choses égales par ailleurs, non seulement le fait de commencer à un salaire faible ou à un faible niveau de qualification est pénalisant au cours des premières années de carrière mais cet effet persiste sur toute la suite de la carrière salariale. De plus, le caractère déterministe du premier emploi se serait accentué pour les jeunes générations qui ont débuté sur le marché du travail entre 1988 et 1992 par rapport aux plus anciennes qui ont débuté entre 1976 et 1980.

La faiblesse française dans la relation école-entreprise

Si l'insertion des jeunes dans les autres pays européens présente des caractéristiques analogues à la situation française, en particulier concernant l'évolution du niveau de formation, la spécialisation sectorielle de leurs emplois et la mise en place de statuts spécifiques aux jeunes, de grandes divergences subsistent. Fondeur et Lefresne (1999) distinguent deux groupes de pays au regard de l'importance du chômage des jeunes. Dans les pays du Nord (Royaume-Uni, Suède, Allemagne), les taux de chômage des jeunes sont relativement bas. En France et dans les pays du Sud (Italie, Espagne), les taux de chômage sont en moyenne élevés et très différenciés selon l'âge, reflétant un processus d'insertion plus difficile et plus lent.

Un des arguments avancés pour rendre compte de cette différence marquée tient à l'existence de liens forts entre l'école et les entreprises dans les pays du Nord. En Allemagne, la formation en alternance et l'apprentissage sont très développés. Au Royaume-Uni, les stages ou « petits boulots » sont très répandus parallèlement aux études secondaires ou universitaires. À la fin de leur formation initiale, les jeunes ont acquis une certaine expérience du marché du travail. En France, les situations mixtes formation/emploi ne concernent pas plus d'un étudiant sur dix, contre trois sur dix en Allemagne, au Royaume-Uni, aux Pays-Bas ou en Suède et six sur dix au Danemark.

Chômage et inégalités de marché dans les années quatre-vingt-dix

Le développement du chômage a un double impact sur les inégalités de revenus de marché. Il a d'abord un impact instantané, mesuré par la perte de revenu que subissent les chômeurs, perte de revenu dont l'ampleur va dépendre des règles d'indemnisation. Il a également un impact dynamique : en effet, plus le passage par le chômage s'éternise – et de fait la durée moyenne du chômage n'a cessé de s'allonger pendant les années quatrevingt-dix – plus le capital de connaissance et de savoir-faire du chômeur se dégrade, obérant ses chances de retrouver un emploi bien rémunéré.

Le durcissement de l'indemnisation du chômage a augmenté l'inégalité des revenus de marché

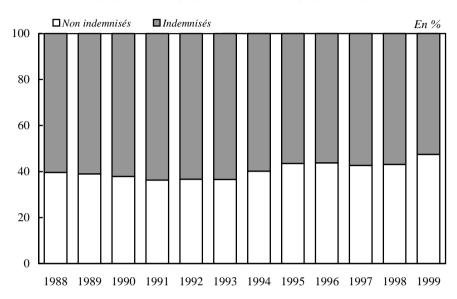
Dans les années quatre-vingt-dix, la montée du chômage et de l'incertitude macroéconomique et microéconomique a clairement affecté le bienêtre de nos concitovens. Au plus bas du cycle économique, entre 1993 et 1996, un actif sur cinq a connu une période de chômage, et près d'un sur trois chez les moins de 25 ans. Déstabilisé par l'afflux de demandeurs d'emploi, le système d'assurance chômage a cherché, à travers des réformes successives, pour ce qui concerne le régime d'assurance, à garantir son équilibre financier, parfois au détriment de certaines catégories de chômeurs. Bessot et Daniel (1999) ont mis en évidence sur cas-types la baisse de l'indemnisation des demandeurs d'emplois ayant de faibles durées d'activité préalable, le développement d'un avantage relatif pour les salariés ayant des salaires élevés, la fin de l'avantage spécifique dont bénéficiaient les salariés à temps partiel, une érosion de l'indemnisation des demandeurs d'emplois âgés de 50 à 59 ans à durées de cotisations courtes et une baisse importante de pouvoir d'achat pour les allocations du régime de solidarité(12). Ces modifications des règles d'indemnisation, associées aux profondes transformations du marché du travail ont été lourdes de conséquences financières pour les chômeurs. Le taux de couverture des chômeurs a baissé continûment (53 % des chômeurs inscrits en 1999 étaient indemnisés dont 41 % par le régime d'assurance contre 62 % en 1992 dont 52 % par l'assurance). La proportion de chômeurs faiblement indemnisés n'a cessé de croître (40 % des chômeurs indemnisés touchent moins d'un demi-SMIC en 1998 contre 12 % en 1992). De plus en plus de chômeurs ont basculé au RMI⁽¹³⁾. Ainsi, 10 % des chômeurs sont, de fait, indemnisés par le RMI et 42 % des 900 000 Rmistes de métropole de 1996, le sont à la suite d'une fin d'emploi ou d'une couverture chômage insuffisante. Les jeunes chômeurs

⁽¹²⁾ Alors que les minima AUD et ASS étaient identiques en 1984, l'ASS sans majoration d'âge ne représente plus que les trois quarts de l'AUD plancher en 1998.

⁽¹³⁾ Les chômeurs en fin de droits non éligibles à l'Allocation de solidarité spécifique, les jeunes en phase d'insertion avec des références d'activité préalable insuffisante, d'anciens travailleurs à temps partiel touchant une AUD très faible.

de moins de 25 ans sont de fait de moins en moins fréquemment indemnisés (un jeune sur trois) alors que leurs aînés de plus de 55 ans le sont de plus en plus (à 90 %).

5. Chômeurs indemnisés et non indemnisés de 1988 à 1999



Champ: Chômeurs de catégories 1 à 3 (personnes immédiatement disponibles, à la recherche d'un emploi à durée déterminée à temps plein ou à temps partiel ou d'un emploi temporaire ou saisonnier) et de catégories 6 à 8 (idem mais demandeurs non immédiatement disponibles) et dispensés de recherche d'emploi ; évaluations en milieu d'année.

Source: UNEDIC.

Le passage par le chômage affecte considérablement le niveau de vie. L'écart de revenu salarial entre le chômage (indemnités de chômage, RMI et aides sociales comprises, mais indemnités de licenciement et transferts familialisés exclus) et l'emploi dépend en premier lieu de la séquence emploichômage ou chômage-emploi observée. Ainsi, le niveau des ressources individuelles pendant la période de chômage s'établit en moyenne aux deux tiers⁽¹⁴⁾ du salaire si le chômage est postérieur à l'emploi mais à moins de la moitié si le chômage précède l'emploi (et à presque rien pour les primoentrants). Les écarts de revenus dépendent aussi de l'âge et du niveau de formation. Le revenu de chômage ne représente qu'un quart du revenu d'emploi chez les moins de 25 ans contre plus des deux tiers chez les plus de 50 ans. Il est d'autant plus faible que l'actif est peu diplômé ou que le niveau de salaire est bas.

⁽¹⁴⁾ Ce taux qui correspond en fait à la médiane des taux de remplacement est proche du taux de remplacement habituellement retenu dans les études sur cas types (OCDE).

Les réformes de l'assurance chômage ont cherché à favoriser le retour à l'emploi

En théorie, l'introduction de la dégressivité temporelle des niveaux d'indemnisation en 1992 (AUD) aurait pu fonctionner comme une incitation à la reprise d'emploi, le chômeur étant amené à abaisser ses prétentions salariales au fur et à mesure que l'indemnisation chômage se fait moins généreuse. Cependant, Dormont, Fougère et Prieto (2001) ont montré que le barème de dégressivité des allocations chômage mis en place en 1992 a plutôt ralenti le retour à l'emploi des chômeurs les mieux indemnisés, tout en pénalisant durement les moins bien indemnisés.

Depuis 1986, les partenaires sociaux ont autorisé le cumul emploi/chômage - formule dite de « l'intéressement » ou de « l'activité réduite » - de façon à ce que la reprise d'un emploi, parfois temporaire, ne s'accompagne pas d'une baisse éventuelle des ressources du chômeur, mais l'incite à reprendre un emploi. Cette formule visait notamment à améliorer l'employabilité de ceux qui s'étaient le plus éloignés du marché du travail. Actuellement, environ 20 % des allocataires indemnisés par l'assurance chômage bénéficient de ce dispositif (limité à dix-huit mois sous réserve d'un seuil mensuel inférieur à 136 heures et 70 % des revenus antérieurs, le cumul se faisant au taux de 50 % des revenus d'activité). Les emplois occupés dans le cadre de l'intéressement sont la plupart du temps des emplois temporaires. Toute la question est donc de savoir dans quelle mesure les bénéfices attendus seront bien au rendez-vous. Ceci nous ramène en partie à la question examinée précédemment de la place des emplois temporaires dans les trajectoires d'insertion durable sur le marché du travail. Différentes études concluent soit à une certaine neutralité du système des activités réduites, ni « piège à précarité », ni tremplin pour l'insertion (Gurgand et Letablier, 1999); soit, après modélisation plus poussée, à un effet bénéfique sur l'insertion, différent selon les sexes et plus important après une année de chômage (Granier et Joutard, 1999). Du côté des bénéficiaires de l'allocation de solidarité spécifique, la visibilité de ce type de dispositif mériterait d'être améliorée : en mars 2000, sur dix bénéficiaires du cumul quatre prétendaient ne pas connaître cette possibilité de cumul (Bernard et Canceil, 2001).

Les disparités de salaires sont moins marquées dans la fonction publique

La question des disparités salariales dans la fonction publique se pose en des termes sensiblement différents que pour le secteur privé, compte tenu du mode de détermination particulier des rémunérations dans ce secteur (structure des corps et grades, valeur du point, négociations centralisées ...).

La structure particulière des qualifications dans la fonction publique d'État (dont la moitié du 1,8 million d'agents civils sont des enseignants), la fonction publique hospitalière (850 000 agents essentiellement de catégorie B (infirmiers) et C (aides soignants)) et la fonction publique territo-

riale (1,5 million d'agents dont près de 80 % de catégorie C) rend les indicateurs de dispersion peu comparables avec ceux du privé et semi-public.

Ainsi le rapport interdécile n'est que de 1,8 (pour les temps pleins) dans la fonction publique hospitalière et de 2,5 dans la fonction publique d'État (contre 3 dans le privé et semi-public). Toutefois, la comparaison des rémunérations à niveaux de qualifications proches ou à capital humain donné (même niveau de diplôme) montre que la fonction publique rémunère mieux ses ouvriers et employés ou ses bas niveaux de qualification que le secteur privé et moins bien ses cadres et professions intermédiaires ou ses salariés les plus diplômés. À l'intérieur de chaque catégorie, la dispersion des salaires est plus forte dans le privé, ce qui se traduit par un éventail des rémunérations plus resserré dans la fonction publique que dans le secteur privé.

En détaillant ces écarts de salaire entre public et privé par diplôme, âge et sexe, il apparaît que le désavantage global des diplômés de la fonction publique n'est pas avéré pour les femmes : pour ces dernières, à pratiquement tous les âges et niveaux de diplôme les salaires du public dépassent ceux du privé, témoignant par là même d'une moindre discrimination salariale des femmes diplômées dans la fonction publique (Fournier, 2001).

La grande stabilité observée depuis une douzaine d'années dans l'ouverture de l'éventail des salaires dans la fonction publique d'État recouvre en fait différents mouvements dont les effets peuvent parfois se compenser : un accroissement prononcé de la qualification des emplois (plus de personnels de catégorie A pesant sur le haut de la distribution) et des mesures importantes de revalorisation des postes en bas de l'échelle (plans Durafour, Jospin, Lang...).

Les indépendants plus exposés à la pauvreté laborieuse

Les revenus d'activité indépendante représentent la source principale de revenus de près de 1,9 million de ménages (soit 5,8 millions de personnes). Les revenus des agriculteurs ou des artisans-commerçants sont les plus volatils et les plus dispersés. C'est plus particulièrement dans les cas d'échecs et de cessation d'activité d'une petite entreprise, dont le capital n'est guère valorisable, que se situent les situations financières les plus difficiles. Au total, les indépendants sont plus exposés à la pauvreté que les salariés : plus d'un ménage d'indépendants sur dix se situe sous le seuil de pauvreté (voir aussi chapitre 4).

Des inégalités de patrimoine qui se réduisent?

Les patrimoines sont moins bien connus que les revenus des ménages : leur mesure se heurte à de nombreuses difficultés tant en ce qui concerne la qualité des données disponibles que les concepts sous-jacents (voir Hourriez et Roux, complément C).

Le patrimoine brut des ménages est beaucoup plus concentré que leurs revenus. En 1997, un ménage sur deux possède plus de 500 000 francs, un sur quatre plus d'un million de francs et un sur 10 plus de 2 millions. Les 5 % les plus riches détiennent près de 30 % du patrimoine et le rapport interdécile est de l'ordre de 75.

Le patrimoine est composé en moyenne de 40 % d'actifs financiers, de 15 % d'actifs professionnels et de plus de 40 % de logements. Sa composition varie cependant fortement selon son importance. Les petits patrimoines (inférieurs à 100 000 francs) sont essentiellement liquides (comptes chèques et livrets). Les patrimoines compris entre 100 000 et 500 000 francs sont surtout composés d'épargne logement et d'assurance vie. Puis l'immobilier domine ensuite dans la tranche 0,5 à 1,5 million de francs. Le patrimoine de rapport (valeurs mobilières, assurance vie, immobilier de rapport, actifs professionnels...) prend de plus en plus d'importance au fur et à mesure que l'on s'élève dans l'échelle des patrimoines et les valeurs mobilières deviennent prépondérantes dans les grandes fortunes.

Différentes sources⁽¹⁵⁾ dessinent un portrait convergent des grandes fortunes. D'une part, la concentration reste très forte même au sein du centième des ménages les plus fortunés qui possèdent de 15 à 20 % du patrimoine total des ménages, les indépendants ou anciens indépendants y sont majoritaires, le rôle de l'héritage y est essentiel et plus-values et revenus des placements financiers procurent l'essentiel des ressources (voir également Piketty pour une analyse sur longue période et le complément de Champagne et Maurice pour une exploitation des fichiers de l'impôt sur la fortune).

Depuis une vingtaine d'années, la détention d'actifs financiers progresse régulièrement au sein des ménages par rapport à la part des autres actifs professionnels et immobiliers (l'accession à la propriété stagne globalement depuis le début des années quatre-vingt-dix et a diminué chez les ménages de moins de 40 ans). Compte tenu des performances de la bourse et de l'évolution des taux d'intérêt, l'achat d'actions a compensé la vente des SICAV monétaires, et en 2000, un ménage sur cinq détient des actions (y compris sous forme d'épargne salariale). L'assurance-vie et l'épargne retraite se développent, l'épargne logement stagne et les patrimoines se diversifient.

Évalués à l'aune des déclarations des ménages aux enquêtes, les disparités patrimoniales tendent à se réduire depuis une quinzaine d'années. Tous les indicateurs d'inégalité usuellement retenus convergent. Plus précisément, la valeur des déciles de patrimoine s'est accrue plus rapidement juste au-dessous de la moyenne, de sorte que les patrimoines modestes se sont un peu rapprochés des autres. Lorsque l'on recale les données d'en-

⁽¹⁵⁾ L'analyse des données de l'ISF 1996, le dernier centile des ménages de l'enquête « Patrimoine » 1992 ou les successions du centile le plus riche de l'enquête « Mutations à titre gratuit » 1994.

quête sur les données macroéconomiques disponibles⁽¹⁶⁾, l'éventail du patrimoine apparaît moins ouvert que dans les déclarations directes des ménages. Bien que les hauts patrimoines soient redressés de plus du tiers alors que les patrimoines moyens ne s'accroissent que d'un quart, ce sont les petits patrimoines composés de comptes chèques et livrets qui progressent fortement (le premier quartile augmente de 90 %).

Faut-il voir dans cette réduction des inégalités patrimoniales un effet mécanique du renouvellement des générations, les générations gâtées des « Trente glorieuses » remplaçant progressivement les générations plus anciennes au sein desquelles les inégalités patrimoniales demeuraient fortes ? Bien que fondée, cette hypothèse n'épuise pas le phénomène et il faut peut-être aussi y voir l'effet du développement de l'offre de produits financiers et la montée de l'épargne de précaution qui auraient incité les ménages modestes à se constituer un petit patrimoine financier, en attendant éventuellement de réaliser un investissement immobilier par l'accession à la propriété.

Les revenus du patrimoine de plus en plus inégalitaires

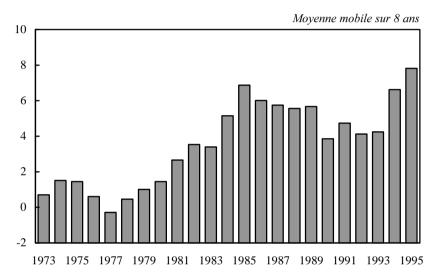
La prise en compte des revenus du patrimoine peut modifier sensiblement le diagnostic sur les inégalités de revenus. Elle passe par deux canaux. D'une part, les avantages que les propriétaires tirent des logements qu'ils habitent sont évalués sous la forme de « loyers fictifs » (40 % en moyenne des revenus du patrimoine de rapport). Lorsqu'on les ajoute aux revenus d'activité et de transferts, l'image que l'on a des inégalités de niveau de vie entre catégories d'âge en est sensiblement modifiée, dans la mesure où l'accession à la propriété se fait progressivement au cours du cycle de vie. En particulier, le taux de pauvreté des ménages de retraités baisse substantiellement. Cependant, il faut rappeler que les loyers fictifs ne constituent toutefois pas le même type de revenu et ne n'autorisent pas les mêmes arbitrages budgétaires. Ils ne seraient pas pris en compte dans la suite de l'analyse.

D'autre part, on peut appliquer au patrimoine de rapport des ménages des taux de rendement tirés de données financières, afin d'estimer les revenus courants (intérêts, dividendes, loyers) générés par leur patrimoine. Ces revenus du patrimoine représentent environ 24 000 francs annuels par ménage en 1998. Ils ont fortement progressé de 1984 à 1993 (de 18 000 francs à plus de 26 000 francs en francs 1997) pour baisser légèrement depuis. De fait, au cours des années quatre-vingt-dix, l'augmentation continue du patrimoine de rapport (au rythme de 5 % l'an) n'a pas entièrement réussi à con-

⁽¹⁶⁾ Les déclarations des ménages concernant leur patrimoine sont entachées de sousestimations caractéristiques de certains types d'actifs: très faibles pour l'immobilier, la sousdéclaration est élevée pour les actifs financiers, que ce soit pour les valeurs mobilières (sousestimées de l'ordre de 50 %) ou pour les comptes chèques et livrets, et elle est significative pour les actifs professionnels. Les données d'enquêtes sont donc recalées, sous l'hypothèse, relativement forte, que les sous-estimations ne dépendent que du type d'actif et sont proportionnellement identiques pour les ménages modestes et pour les ménages aisés.

trebalancer la chute des rendements (les taux des marchés monétaires et obligataires sont passés de plus de 10 % au début des années quatre-vingt-dix à 3 % fin 1999). Seuls les taux de rendement du capital foncier et immobilier sont restés stables. Globalement le taux de rendement du patrimoine de rapport de ménages a chuté de près de 2 points sur la période 1991-1997.

6. Performances du patrimoine de rapport



Lecture: 1995 correspond à la moyenne des performances des années 1991 à 1999. La performance d'un placement tient compte du taux de rendement (revenu courant/ valeur du bien), des plus-values latentes et est déflatée par l'indice du niveau général des prix.

Source: Calculs INSEE d'après données INSEE, BDF, SBF, SAFER et Notaires parisiens.

Les revenus du patrimoine tendent à se concentrer de plus en plus chez les hauts revenus, au fur et à mesure que disparaissent les anciens indépendants à la retraite, pauvres en revenus et riches en patrimoine. Ainsi, entre 1984 et 1994, la part des revenus du patrimoine perçus par le quart le plus aisé des ménages serait passé de 58 à 62 %. Le caractère inégalitaire des revenus du patrimoine aurait donc tendance à s'accroître (complément C). Nous en examinons dans le chapitre suivant les conséquences sur les inégalités de revenu entre ménages.

Enfin, les seuls revenus courants du patrimoine de rapport ne sauraient entièrement rendre compte des revenus économiques du patrimoine. Il faudrait également tenir compte des plus-values latentes réelles (encadré 2).

2. Les plus-values latentes

La performance exceptionnelle des actions en 1999 (+ 51 %) faisant suite à trois autres années de hausse (1996 à 1998) a généré des plus-values latentes considérables comme d'ailleurs à la fin des années quatre-vingt. En revanche, les prix de l'immobilier parisien ont accusé une forte baisse depuis le début des années quatre-vingt-dix qui n'a été stoppée qu'en 1998 avec une remontée sur les deux dernières années. Cette grande volatibilité associée à la non réalisation de la plupart des plus-values latentes, invite à apprécier les performances du patrimoine de rapport sur moyenne période (voir graphique 6 comportant un lissage sur huit années). Après les mauvaises performances des années soixante-dix, celles-ci s'élèvent à 5 à 6 % sur la fin des années quatre-vingt et remontent fortement en fin des années quatre-vingt-dix (8 %) après un rendement de l'ordre de 4 % au début de cette décennie(*). Hourriez (2000) évalue le montant de ces plus-values à quelques 200 milliards par an en moyenne sur la période 1988-1997, soit environ de 40 à 50 % des revenus courants du patrimoine de rapport des ménages. Si l'on admet que la concentration de ces plusvalues est identique à celle des actions, leur prise en compte accentuerait les disparités de revenus du patrimoine. En évolution temporelle, le diagnostic est plus complexe, mais opposerait les années soixante-dix et le début des années quatre-vingt aux quinze dernières années où le développement de ces plusvalues aurait accentué les disparités des revenus du patrimoine.

^(*) Estimées sur la dernière période triennale 1996-1999 les performances du patrimoine de rapport s'élèvent à 13 %!

Réussites et impasses dans la lutte contre les inégalités

Le niveau d'inégalité économique d'une société à un moment donné est la résultante de mouvements complexes : il dépend à la fois des facteurs économiques qui ont fait l'objet du chapitre précédent, de la structure des revenus de marché et leur dynamique individuelle, présente mais aussi passée – à travers le patrimoine, comme l'illustre le rapport de Thomas Piketty – mais également de facteurs sociologiques et démographiques comme l'évolution des comportements matrimoniaux, des choix de fécondité, ou de la structure par âge de la population. Enfin, les choix collectifs opérés à travers le système redistributif – son niveau mais aussi sa structure – peuvent aboutir à une correction plus ou moins marquée des inégalités de revenus initiaux des ménages, de façon statique mais également dynamique : les choix des ménages – en matière d'activité notamment – peuvent être influencés par la structure du système socio-fiscal.

Dans ce chapitre, nous explorons ces phénomènes d'agrégation et d'interaction (voir également le complément de Sastre et Trannoy). On verra que le niveau d'inégalité atteint en France au milieu des années quatrevingt-dix – qui la situe dans la moyenne européenne – est le fruit d'évolutions très différenciées selon l'âge et d'une profonde transformation du système socio-fiscal⁽¹⁷⁾. Nous commençons par analyser l'évolution des inégalités au sein des ménages d'actifs salariés ou chômeurs avant de voir comment elles se combinent avec l'évolution des inégalités au sein des retraités, puis nous évaluons le système socio-fiscal sous l'angle de l'équité et de l'efficacité, y compris en ce qui concerne les mesures les plus récentes, comme la prime pour l'emploi. Les données disponibles ne permettent malheureusement pas une analyse aussi fouillée de la période très récente, mais on trouvera dans le chapitre 6 les éléments de diagnostic aujourd'hui disponibles sur les tendances des dernières années.

⁽¹⁷⁾ C'est-à-dire en intégrant les cotisations sociales patronales et salariales, la CSG et la CRDS au couple impôts directs / transferts non contributifs étudié précédemment.

Légère hausse des inégalités de niveau de vie au sein des ménages salariés dans les années quatre-vingt-dix

L'analyse des inégalités de marché (revenus d'activité et de remplacement) a montré que la dégradation du marché du travail a concouru à faire croître l'inégalité des revenus *individuels* des salariés entre 1990 et 1996⁽¹⁸⁾. On va voir dans ce chapitre que l'évolution des structures familiales a amplifié ce mouvement. Au total, le mouvement de réduction marquée des disparités de revenus initiaux des *ménages salariés ou chômeurs*, qui avait caractérisé les années soixante-dix et plus faiblement les années quatre-vingt, s'est donc inversé et l'on observe un décrochage des ménages salariés les plus modestes au début des années quatre-vingt-dix. Les transferts ont gagné en efficacité redistributive tout au long de la période et l'accroissement des inégalités de marché ne s'est donc pas traduit par un développement parallèle des inégalités de revenu disponible entre ménages de salariés. Cependant, les transferts n'ont pas suffi à inverser totalement la tendance (Breuil, 2000).

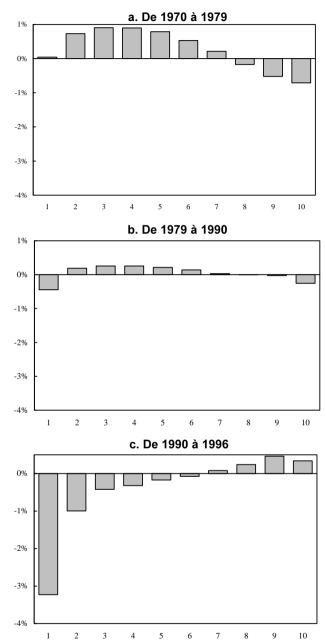
Décrochage des plus pauvres

Jusqu'à la fin des années quatre-vingt, le revenu de marché par unité de consommation des ménages de salariés⁽¹⁹⁾ a évolué comme le salaire net moyen : il a augmenté rapidement entre 1970 et 1975 (+ 4,8 % par an en francs constants) puis plus modérément entre 1975 et 1979 (+ 1,8 % par an) et assez faiblement entre 1979 et 1990 (+ 0,3 % par an). Toutefois, une hausse générale des revenus n'est pas forcément synonyme de réduction des inégalités : encore faut-il que les revenus les plus faibles augmentent plus rapidement que les revenus les plus élevés. C'est effectivement ce qui s'est produit dans les années soixante-dix, grâce notamment à la forte revalorisation du SMIC durant cette période. Les écarts de revenus entre les plus riches et les plus pauvres (déciles extrêmes) aussi bien qu'au sein de la « classe moyenne salariée » (déciles 2 à 9) se sont réduits (graphique 7).

⁽¹⁸⁾ L'année 1996 retenue à cause des données disponibles termine une phase descendante du cycle économique qui a certes un impact sur les résultats présentés bien que l'on puisse penser que l'amélioration de la situation économique de la fin des années quatre-vingt-dix ne remette pas en cause l'essentiel du diagnostic présenté ici (voir chapitre 6).

⁽¹⁹⁾ Les revenus de marché ou revenus initiaux sont définis ici comme les revenus d'activité ou de remplacement déclarés au fisc (c'est-à-dire salaires et revenus de redistribution dite « assurantielle » : chômage et retraite) par unité de consommation (u. c.). L'échelle d'équivalence utilisée attribue un poids de 1 au chef de ménage, de 0,5 à toutes les personnes de plus de 14 ans et de 0,3 aux moins de 14 ans vivant dans le ménage. Les revenus du patrimoine ont été écartés de l'analyse pour des raisons de comparabilité inter-temporelle. Les prendre en compte ne modifierait pas les principales conclusions. Les ménages considérés ici correspondent aux ménages dont le chef est actif salarié ou chômeur ; ils représentent 95 % des ménages dont le chef est actif et 54 % de l'ensemble des ménages.

7. Évolution annuelle relative du revenu initial par uc par décile pour les ménages de salariés



Champ: Ensemble des ménages dont le chef est salarié ou chômeur classés par décile de revenu initial (revenus d'activité et de remplacement hors revenus du patrimoine) par uc. Lecture: De 1990 à 1996, le revenu initial par uc des ménages du premier décile a perdu 3,2 % par an en moyenne par rapport au revenu initial moyen par uc des ménages de salariés. Source: Enquêtes Revenus fiscaux INSEE-DGI, 1970, 1979, 1990 et 1996.

Depuis le début des années quatre-vingt, le ralentissement de la croissance et la montée du chômage et du temps partiel se sont traduit par une stabilisation des inégalités au sein des classes moyennes. Surtout, l'écart s'est creusé entre les plus pauvres (le 1^{er} décile) et les autres – aussi bien par rapport aux « classes moyennes » qu'aux riches – modérément d'abord dans les années quatre-vingt, puis très fortement sur la période 1990-1996. Augmentation du chômage, durcissement de son indemnisation et montée du temps partiel sont sans conteste à l'origine de cette dégradation.

Polarisation croissante de l'emploi

La croissance du chômage et du temps partiel n'explique pas seule l'augmentation des inégalités observée au début des années quatre-vingt-dix. L'évolution des structures familiales a également joué en ce sens.

On observe en effet une polarisation croissante de l'emploi au sein des couples. Ainsi, la proportion de couples d'actifs où les deux conjoints sont en emploi (à temps plein ou partiel) est passée de 55 % en 1982 à 62 % en 1999; la proportion de couples où aucun des conjoints n'est en emploi (qu'il soit « chômeur » ou « inactif ») a également augmenté, passant de 3 % en 1982 à 5 % en 1999. En effet, les femmes sont toujours plus actives (et les couples bi-actifs sont donc devenus plus fréquents), mais, à l'inverse, la montée du chômage contribue mécaniquement à l'augmentation du nombre de couples sans emploi). L'homogamie sociale (les ouvriers épousent plutôt des employés et les cadres supérieurs des professions intermédiaires ou des enseignantes) contribue à renforcer la polarisation de l'emploi au sein des couples (une femme diplômée étant moins souvent au chômage qu'une femme non qualifiée).

On observe également une augmentation continue du nombre d'actifs vivant seuls ou de chefs de famille monoparentale, qui n'est d'ailleurs pas une tendance propre à la France : ils représentent aujourd'hui plus du tiers des ménages d'actifs contre un quart au début des années quatre-vingt. Or ces « isolés » sont particulièrement exposés au chômage et au sous-emploi. Le taux de non-emploi (chômage ou inactivité) parmi les chefs de ménage sans conjoint a crû de 17 % en 1982 à 23 % en 1999. Il semblerait que la tendance à vivre « en solo », que ce soit en début de vie active ou après une séparation, ait été plus forte que la tendance à absorber la dégradation de la situation sur le marché du travail en restant « en famille ». Solidarités publiques et solidarités familiales jouent aussi un rôle dans ce mouvement par le biais des aides publiques apportées aux familles monoparentales et par les transferts privés voire les possibilités de revenir dans la famille d'origine pour les jeunes salariés en difficulté. Piketty (1998) a montré que la création et l'extension des transferts sociaux ciblés (allocation de parent isolé, allocation parentale d'éducation notamment) avaient pu jouer leur rôle dans cette polarisation de l'emploi en raison de la sensibilité particulière aux incitations financières de l'offre de travail des femmes ayant des enfants à charge.

2. Répartition des ménages d'actifs selon le nombre d'emplois

| | 1982 | 1990 | 1999 | | | | | | |
|---|-----------------|------|------|--|--|--|--|--|--|
| Ménages dont la personne de référence vit en couple | | | | | | | | | |
| • 2 emplois | 55 | 60 | 62 | | | | | | |
| • 1 emploi | 32 | 36 | 33 | | | | | | |
| • 0 emploi | 3 | 4 | 5 | | | | | | |
| • ensemble des couples | 100 | 100 | 100 | | | | | | |
| Ménages dont la personne de référence ne | vit pas en coup | le | | | | | | | |
| • 1 emploi | 83 | 81 | 77 | | | | | | |
| • 0 emploi | 17 | 19 | 23 | | | | | | |
| • ensemble | 100 | 100 | 100 | | | | | | |
| Ensemble des ménages | | | | | | | | | |
| • Emploi saturé ^(*) | 63 | 66 | 67 | | | | | | |
| Emploi non saturé | 30 | 26 | 22 | | | | | | |
| • 0 emploi | 7 | 8 | 11 | | | | | | |
| • ensemble | 100 | 100 | 100 | | | | | | |
| Proportion des ménages dont la personne de référence ne vit pas en couple | | | | | | | | | |
| | 26 | 28 | 34 | | | | | | |

Champ: Ménages dont la personne de référence (ou son conjoint éventuel) est active (étudiants et retraités sont hors champ), seule la personne de référence et le conjoint éventuel sont pris en compte dans le décompte des emplois.

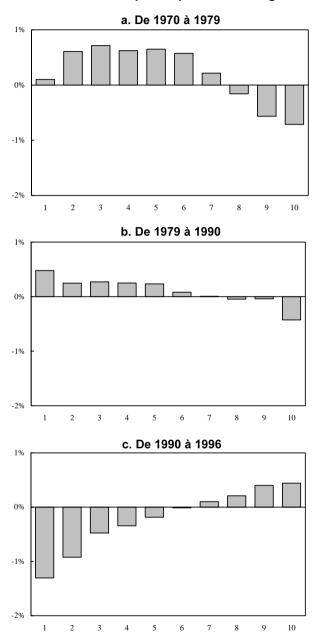
Note: Personne de référence et conjoint éventuel en emploi.

La polarisation de l'emploi – entendue plus largement en termes de proportions respectives de ménages où l'emploi est « saturé », c'est-à-dire où le chef de ménage et son conjoint éventuel sont en emploi, et de ménages sans emploi – a donc augmenté. La proportion de ménages dont l'emploi est saturé est passée de 63 % en 1982 à 67 % en 1999 et celle des ménages sans emploi est passée de 7 à 11 %. Il en est évidemment résulté un accroissement des inégalités de revenus au sein de la population des ménages d'âge actif.

Des transferts de plus en plus redistributifs

Tout au long des décennies soixante-dix et quatre-vingt, le système redistributif a accompagné, en l'amplifiant, le mouvement de réduction des inégalités de revenus initiaux. La redistribution opérée par les impôts directs et les différentes prestations permettait d'accroître le niveau de vie des ménages salariés les plus modestes (1^{er} décile) de près de 50 % dans les années soixante-dix, de 70 % en 1990 et de 90 % en 1996. Bien sûr, ces chiffres reflètent pour partie la dégradation progressive du revenu initial des salariés du 1^{er} décile dans un contexte de chômage élevé (les prestations prenant une place de plus en plus grande dans la formation du revenu des ménages de salariés les plus pauvres, au détriment des revenus d'acti-

8. Évolution annuelle relative du revenu disponible par uc par décile de revenu initial par uc pour les ménages de salariés



Champ: Ensemble des ménages dont le chef est salarié ou chômeur classés par décile de revenu initial (revenus d'activité et de remplacement hors revenus du patrimoine) par uc.

Lecture: De 1990 à 1996, le revenu disponible (après impôts directs et transferts) par uc des ménages du premier décile a perdu 1,3 % par an en moyenne par rapport au revenu disponible moyen par uc des ménages de salariés.

Source: Enquêtes Revenus fiscaux INSEE-DGI, 1970, 1979, 1990 et 1996

vité). Mais il faut y voir aussi l'impact positif de la création d'un certain nombre de minima sociaux (allocation de parent isolé (API) en 1976 et surtout du revenu minimum d'insertion (RMI) en 1988) et l'extension des aides au logement. En revanche, bien qu'il ait gagné en efficacité, le système redistributif n'a pu contrecarrer complètement la hausse des inégalités de marché dans les années quatre-vingt-dix (1990-1996).

Le poids des prestations déterminant dans la réduction des inégalités

Bien qu'il reste globalement moins redistributif que celui d'autres pays européens (Bourguignon, 1998), notre système socio-fiscal a gagné en efficacité redistributive, notamment grâce à des prestations de plus en plus ciblées (famille, logement, minima sociaux). Le couple impôt – prestations réduisait ainsi l'inégalité (mesurée par le rapport des revenus initiaux entre déciles extrêmes) de moitié en 1996, contre à peine un tiers en 1975. Mais alors que c'étaient les prestations familiales (20) qui contribuaient le plus fortement à cette redistribution en 1975, elles sont maintenant « dépassées » par les allocations logement, plus ciblées (elles sont attribuées sous conditions de ressources). La contribution des allocations logement à la réduction des inégalités est passée de 10 % en 1975 à 30 % en 1996 (voir tableau 3). De même, les minima sociaux, avec la création de l'API en 1976 et surtout du RMI en 1988, contribuent de plus en plus à la réduction des inégalités (pour 4 % seulement en 1975 contre 21 % en 1996)⁽²¹⁾. Notons toutefois que ces évaluations de l'impact redistributif de tel ou tel transfert recouvrent à la fois des effets de barèmes (de chaque prestation) et des modifications dans la structure de la population des bénéficiaires (diminution des familles nombreuses, développement des familles monoparentales...).

Baisse de l'efficacité redistributive des impôts directs

Même si l'impôt sur le revenu est, en comparaison internationale, fortement progressif, le fait qu'il soit très concentré (la moitié seulement des foyers français est imposable) et pèse relativement peu en masse, nuit à son efficacité redistributive. Les réformes successives ont progressivement réduit son poids depuis le milieu des années quatre-vingt, alors que dans les années 1970-1984, les revenus imposables croissaient plus vite que les tranches d'imposition. Son effet redistributif, mesuré sur la même base que celui des prestations, est ainsi passé de 13 % en 1970 à 18 % en 1984 pour revenir à 14 % en 1996 (suite également à la réforme du barème de 1994 dont le dernier décile des ménages salariés a amplement bénéficié).

⁽²⁰⁾ Allocations familiales, complément familial, allocation pour salaire unique, pour jeune enfant, de rentrée scolaire, APE, ASF, AES... selon leur existence à différentes périodes.

⁽²¹⁾ Sont pris en compte le RMI, l'API, le minimum vieillesse et l'AAH (pour 1996). L'allocation de solidarité spécifique (ASS) versée à certains chômeurs étant imposable, fait partie du revenu initial mais aurait dû en toute logique être analysée avec les minima sociaux.

Alors que la taxe d'habitation est globalement redistributive sur l'ensemble du champ des ménages (en raison des dégrèvements dont bénéficient les retraités à bas revenus), elle contribue plutôt à augmenter les inégalités au sein des seuls ménages de salariés (certes faiblement, compte tenu de son poids et sans préjudice des recours gracieux dont elle est l'objet). De plus, son alourdissement observé depuis 1990, malgré une augmentation du nombre de ménages exonérés dans le premier décile, a entraîné une hausse de 1 % de l'écart de revenus entre déciles extrêmes.

3. Évolution de la contribution des transferts à la réduction des écarts de revenu par unité de consommation entre déciles extrêmes des ménages salariés (ou chômeurs) entre 1975 et 1996^(*)

En %

| 1975 | 1996 |
|-------------|------------------------------------|
| - 25 | - 27 |
| - 10 | - 30 |
| -4 | - 21 |
| - 15 | – 14 |
| + 1 | + 2 |
| - 42 | - 58 |
| | - 25 - 10 - 4 - 15 + 1 |

Lecture: En 1975, avant transferts, le rapport des revenus initiaux moyens par uc du dernier décile au premier décile est égal à 9,5. Tenir compte (seulement) de l'impôt sur le revenu réduit ce rapport de 15 %... Tenir compte de l'ensemble des transferts le réduit de 42 % compte tenu d'un rapport interdécile des revenus disponibles par unité de consommation de 5,5 en 1975 (5,5 = 9,5 (1 – 0,42)). La contribution de chaque transfert étant estimée indépendamment à partir du rapport des revenus initiaux, la somme de ces contributions n'est pas égale à la contribution du total (voir Breuil, 2000).

Note : (*) Les ménages dont le chef est salarié sont classés en fonction de leur revenu initial par uc (revenu d'activité et de remplacement hors revenus du patrimoine).

Baisse marquée des inégalités au sein des retraités

Entre 1970 et 1996, les retraités ont vu leurs revenus initiaux (non compris revenus du patrimoine) augmenter deux fois plus vite que ceux des salariés : au rythme de 7 % par an au cours des années soixante-dix, de 1,8 % par an au cours des années quatre-vingt et de 2,3 % par an sur la période 1990-1996. Il faut y voir l'effet des fortes revalorisations des retraites à la fin des années soixante-dix, mais surtout de l'arrivée à maturité du système de retraite mis en place au lendemain de la Seconde Guerre mondiale : les générations anciennes de retraités sont progressivement remplacées par de jeunes retraités bénéficiant de droits complets donc plus élevés, notamment pour les femmes. Il faut souligner que cette évolution est en soi une petite révolution, qui s'est faite en douceur et passe peut-être un peu inaperçue aujourd'hui : pour la première fois, la vieillesse n'est pour une grande majorité plus synonyme de pauvreté (chapitre 4).

Aujourd'hui, le niveau de vie des retraités est à parité avec celui des actifs. Cela entraîne un véritable bouleversement des rapports et des échanges financiers entre les générations (cf. infra).

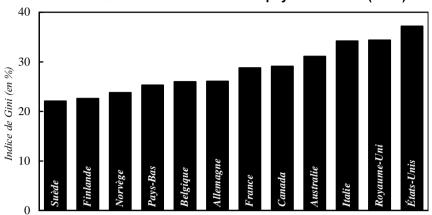
La hausse continue du niveau de vie des retraités par rapport aux actifs s'est aussi accompagnée d'une baisse continue des inégalités de revenu initial au sein des ménages de retraités. Ainsi le rapport interdécile du revenu initial par unité de consommation des retraités est passé de 8,7 en 1970 à 4,2 en 1996 (alors que celui de l'ensemble des actifs y compris les indépendants ne s'est réduit que de 6,5 en 1970 à 5,5 pour 1996). En revanche, en termes de revenu disponible par u. c. après impôts et transferts, la réduction de l'éventail des inégalités par la redistribution a été moins soutenue pour les ménages de retraités et semble même s'être interrompue depuis 1984. Cet effet moins marqué de la redistribution en fin de période tient essentiellement au renouvellement des générations, des jeunes retraités aisés se substituant progressivement aux allocataires âgés du minimum vieillesse. L'impôt sur le revenu contribue également de moins en moins à la réduction des inégalités.

La France dans la moyenne européenne

Au total, pour l'ensemble des ménages, les inégalités de niveau de vie après redistribution sont restées stables depuis 1990. Cette stagnation contraste avec la forte réduction observée dans les années soixante-dix et la réduction plus modérée dans les années quatre-vingt. L'efficacité du couple impôts-prestations a pourtant augmenté sur la dernière période, mais, il faut le rappeler, le contexte économique été particulièrement défavorable. Faut-il au total y voir un succès ou un échec ? La comparaison internationale permet d'apprécier la performance relative de la France.

Même si les comparaisons internationales sont difficiles, on peut s'y risquer à partir des données du Luxembourg Income Study, qui sont construites sur des bases comparables. La France occupe une position intermédiaire. L'inégalité de revenu globale est plus forte dans les pays anglo-saxons, et sensiblement plus faible dans les pays du Benelux et de la Scandinavie. Les données tirées du panel européen des ménages indiquent que l'indice de Gini (pour les niveaux de vie) s'établissait à 29 % en France, contre 26 % en Autriche et 23 % au Danemark. La Commission européenne a proposé un indice d'inégalité un peu différent (ratio de la part du revenu total détenue par les 20 % les plus riches sur la part détenue par les 20 % les plus pauvres). Pour la France, ce ratio s'établissait en 1996 à 4,4. En d'autres termes, le cinquième le plus riche de la population a, en France, un revenu moyen 4,4 plus élevé que le revenu moyen du cinquième le plus pauvre de la population. Ce ratio est proche de celui de l'Allemagne (4,5) et de la moyenne européenne (5,0) : la France occupe donc une position intermédiaire dans l'ensemble des pays de l'OCDE. C'est par rapport aux résultats des pays les plus performants en matière de lutte contre la pauvreté et les inégalités que tout accroissement de l'inégalité économique en France doit être jugé préoccupant.

9. Coefficients de Gini dans différents pays de l'OCDE (1995)



Lecture: Les chiffres se rapportent à la distribution du revenu disponible par unité de consommation, sur l'ensemble de la population. L'échelle d'équivalence utilisée est la racine carrée de la taille du ménage. Les données se rapportent à 1995, à l'exception du Canada et des États-Unis (1997), de la Belgique (1996), de l'Australie, de l'Allemagne, de la France et des Pays-Bas (1994).

Source: Luxembourg Income Study (LIS).

3. L'impact des revenus du patrimoine sur les inégalités

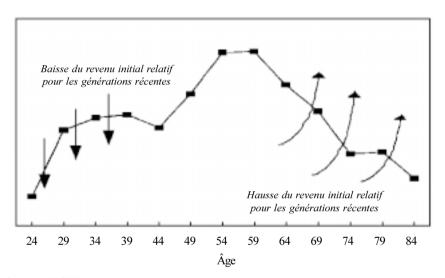
La prise en compte des revenus du patrimoine de rapport, plus concentrés que les revenus d'activité, conduirait à nuancer le constat de stabilité globale des inégalités de niveau de vie tout au moins sur la première partie des années quatre-vingt-dix. En particulier, les revenus du patrimoine de rapport représentent une fraction importante et croissante du revenu des retraités (en 1996 les revenus du patrimoine s'élèvent au cinquième du revenu primaire des retraités contre 8 % pour le reste de la population). Leur répartition inégale (9 % du revenu primaire pour le 1^{er} quartile, 27 % pour le dernier) tend à accroître les inégalités de niveau de vie entre retraités et a eu pour effet d'ouvrir l'éventail des niveaux de vie des retraités au cours de la dernière décennie.

En outre, si l'on prend en compte les plus-values latentes des valeurs mobilières, dont la concentration est très forte dans le haut de la distribution des revenus (le dernier décile des ménages, classés selon le revenu de référence par uc, en touche près de la moitié, le 9^e décile le cinquième...), l'éventail des niveaux de vie apparaît plus ouvert. Sous l'hypothèse que les plus-values latentes (estimées à 200 milliards par an en moyenne dans les années quatre-vingt-dix) sont distribuées comme les revenus des actions, une simulation montre que leur prise en compte relèverait le niveau de vie du dernier décile de 8 %, du 9e décile de 6 % par rapport aux premiers déciles qui ne bougent guère. L'effet des plus-values sur l'évolution de l'éventail des niveaux de vie est plus complexe. Seul les tendances de long terme peuvent être esquissées, compte tenu de la variabilité temporelle de ces plus-values (non réalisées...). Sachant que la corrélation entre revenus primaires et patrimoine de rapport s'est renforcée et que les performances du patrimoine de rapport se sont fortement redressées au cours des quinze dernières années par rapport aux années soixante-dix et début quatre-vingt, les plus-values latentes tireraient les inégalités vers le haut au début des années quatre-vingt-dix.

Le désavantage relatif des jeunes générations

Lorsque l'on trace les profils de revenu primaire par génération, on observe qu'ils enregistrent tous l'accélération des revenus observée au cours des années soixante-dix, puis leur relative stagnation : chacune des générations nées avant 1945 disposait, à l'entrée sur le marché du travail, de revenus supérieurs à ceux de la génération qui la précédait. Mais pour les générations suivantes, nées après 1950 et entrées sur le marché du travail à la fin des années soixante-dix, le « tapis roulant de la croissance » s'est arrêté : elles n'ont pas fait mieux que leurs aînées au même âge.

10. Profil d'évolution du revenu initial par uc au cours du cycle de vie



Source: INSEE.

Si on fait abstraction dans un deuxième temps des évolutions conjoncturelles de la croissance française, pour ne s'intéresser qu'aux positions relatives des différentes générations sur le « tapis roulant », en corrigeant les revenus de l'augmentation générale du pouvoir d'achat (qui enregistre les accélérations et ralentissements du « tapis roulant »), les profils par génération apparaissent beaucoup plus semblables et permettent de dégager deux conclusions (graphique 10). Les revenus primaires par unité de consommation au cours du cycle de vie ont toujours le même profil, fortement croissant de 25 à 60 ans, avec toutefois un pallier de 35 à 50 ans – période où les charges de famille sont les plus fortes – puis décroissant lors du

passage à la retraite et le veuvage. On observe un « basculement » temporel autour de ce profil moyen : les revenus de remplacement des générations récentes de retraités croissent, tandis que les revenus d'activité des jeunes générations subissent un décrochage relatif.

Ainsi, il apparaît le niveau de vie des jeunes générations aurait même baissé sensiblement sur la période 1990-1996, et les ménage jeunes (moins de 30 ans) étaient en 1996 plus exposés à la pauvreté (10,8 %) que la moyenne (7,4 %): 220 000 ménages (hors ménages étudiants)⁽²²⁾ vivaient sous le seuil de pauvreté. Les causes de cette dégradation relative du niveau de vie des jeunes générations ont déjà été analysées dans le chapitre précédent, et tiennent à leurs difficultés d'insertion sur le marché du travail. Toutefois les transferts sociaux ont permis d'atténuer, sans toutefois les effacer complètement, ces fortes inégalités de « revenus du travail ».

L'analyse de la situation des jeunes ménages en termes de niveaux de consommation et de bien-être amène cependant à relativiser la dégradation moyenne du niveau de vie des jeunes générations. Envisagés sous l'angle des dépenses de consommation grâce aux enquêtes sur les budgets familiaux, les niveaux de vie apparaissent plus plats au cours du cycle de vie, et le niveau de consommation des jeunes ménages est resté stable et comparable à celui des générations précédentes. De même, en termes de « bien-être subjectif », les jeunes ménages se différencient peu de leurs aînés, plus âgés (Lollivier, 1999).

En outre, la solidarité familiale joue au profit des jeunes ménages. Les parents aident financièrement leurs enfants, les grands-parents leurs petits-enfants. Lorsque l'on prend en compte ces aides financières, le niveau de vie moyen des ménages (non-étudiants) des moins de trente ans augmente de 7 %. Les transferts privés permettent ainsi de sortir de la pauvreté une bonne moitié des jeunes ménages. Ils ne sont cependant pas de la même signification que des revenus d'activité ou des prestations sociales. Une analyse plus approfondie montre que ce sont les ménages les plus aisés qui en bénéficient le plus : les relations familiales et sociales constituent une sorte de capital qui se cumule plutôt avec les autres formes de capital pour renforcer les inégalités.

⁽²²⁾ Les ménages dont la personne de référence est étudiante (10 à 20 % des ménages de jeunes de 20 à 25 ans) disposent de ressources propres modestes : allocation logement, salaires pour de petits travaux... Ils apparaissent donc fréquemment en deçà des seuils de pauvreté monétaire. Néanmoins, ces ménages ne doivent pas être considérés comme pauvres au sens habituel, compte tenu des différentes aides financières ou en nature dont ils bénéficient. Au total, même si certains d'entre eux demeurent néanmoins en deçà des seuils de pauvreté, il est préférable d'exclure la totalité de cette population pour analyser les inégalités.

Un système redistributif de plus en plus efficace?

L'analyse du couple impôts directs-prestations, menée dans les paragraphes précédents, reposait sur une définition du revenu – revenu initial – la plus « naturelle » pour les ménages. Le « revenu initial » est en effet proche du revenu déclaré au fisc (voir Hourriez et Roux, complément C) et les impôts directs et prestations sont bien identifiés par les ménages.

Toutefois, s'en tenir à ce niveau d'analyse ne rend pas entièrement justice au système socio-fiscal français qui a subi depuis une dizaine d'années des évolutions tout à fait sensibles et lourdes de conséquences en termes d'efficacité. Le changement le plus important a été la création et l'extension de la CSG puis la création de la CRDS, qui ont permis de financer les dépenses de solidarité générale et d'assurance maladie par un prélèvement proportionnel assis sur l'ensemble des revenus. Ces prélèvements « rapportent » aujourd'hui plus que l'impôt sur le revenu (IR).

Les sections suivantes visent à mieux saisir l'impact de ces grandes réformes (voir annexe). Le système redistributif est entendu cette fois dans un sens large, c'est-à-dire en partant du coût du travail pour aboutir au revenu disponible, y compris après impôts indirects. Pour mieux saisir l'effet des changements voulus par le législateur, on raisonnera maintenant à population constante pour mettre en évidence les effets de barème et plus particulièrement les effets de la prime pour l'emploi et des allégements fiscaux décidés en 2000.

Des travaux de microsimulation (Murat, Roth et Starzec, 2000 et encadré 4) permettent de prendre la mesure des changements législatifs et réglementaires et de leur incidence en termes d'inégalité : les évolutions sont appréciées par rapport à un revenu de référence (revenus de marché y compris revenus de remplacement et tenant compte des revenus du patrimoine)⁽²³⁾. L'analyse prend en compte les différentes cotisations sociales, la CSG et la CRDS et, en aval, les impôts indirects. Les prélèvements ont été distingués selon qu'ils relèvent de la « redistribution pure » ou de l'« assurance » (Bourguignon et Bureau, 1999). Plus précisément, les cotisations vieillesse et chômage sont classées du côté assurance, tandis que les cotisations et les prélèvements destinés à financer la maladie ont été classées du côté de la solidarité (prestations non liées au niveau des cotisations, système des ayants-droits…)⁽²⁴⁾. Enfin, la fiscalité indirecte, qui a vocation à financer des équipements collectifs locaux, a été isolée.

⁽²³⁾ Ce choix méthodologique diffère certes de la notion de « revenu de marché » (market income) souvent retenu en matière de comparaison internationale (OCDE) en ce sens que ce « revenu de référence » tient compte des transferts reçus au titre de l'assurance chômage et vieillesse. Pour les actifs, les deux notions ne s'éloignent guère en moyenne, contrairement aux inactifs dont le revenu de marché n'est constitué que de revenus du patrimoine. En revanche, il permet de rapporter le prélèvement socio-fiscal à une base plus réaliste.

⁽²⁴⁾ Dans ce sens, il aurait été important de bien distinguer l'AUD et l'ASS au sein des prestations chômage comme relevant de ces deux logiques différentes. Les données utilisées ne l'ont malheureusement pas permis.

4. Le modèle de microsimulation INES

Le modèle de microsimulation INES est fondé sur l'enquête Revenus fiscaux 1996. Le modèle calcule sur barème, en fonction des informations disponibles, les différents prélèvements et transferts que connaissent les ménages. Tenant compte de ces imputations, on peut définir quatre niveaux de revenus.

- Le « revenu net des facteurs et revenus de remplacement », après déduction des cotisations et contributions sociales ou revenu dit « de référence », représente les revenus perçus au titre des facteurs de production, travail ou capital, auxquels s'ajoutent les revenus de remplacement (pensions de retraites et indemnités de chômage).
- En aval de ce revenu, après déduction des impôts directs et prise en compte des prestations familiales (allocations familiales, complément familial, allocation pour jeune enfant, allocation parentale d'éducation, allocation de soutien familial, allocation d'éducation spécifique, allocation de rentrée scolaire, allocation pour parent isolé, bourses de collège) des minima sociaux (revenu minimum d'insertion, minimum vieillesse, minimum invalidité, allocation pour adulte handicapé) des allocations pour le logement (uniquement pour les locataires) et de la prime pour l'emploi, on peut calculer *le revenu disponible*.
- On arrive au concept de *revenu disponible net des impôts sur 'la consom-mation*, après soustraction de la TVA payée sur les produits et services consommés, ainsi que des accises sur le tabac et les produits pétroliers.
- On amont, on peut enfin calculer *le revenu superbrut*, incluant l'ensemble des cotisations, employeur ou employé, ainsi que les contributions sociales telles que la CSG ou la CRDS.

Un prélèvement accru destiné à financer des besoins en expansion

La croissance des dépenses sociales (d'assurance maladie, de retraites, d'assurance chômage, etc.) a nécessité un alourdissement des prélèvements au cours des années 1990 à 1998. Les cotisations assurantielles (chômage et retraites) ont progressé de 3,9 points tant du côté de la part patronale que de la part salariale et s'élèvent à près de 25 % du revenu de référence en 1998 (en tenant également compte de manière conventionnelle du secteur public). Les cotisations et contributions à vocation redistributive (santé, famille, logement, minima sociaux...) ont progressé de près de 3,4 points sur la période pour atteindre plus de 20 % du revenu de référence (création et extension de la CSG et de la CRDS, y compris prise en compte du transfert des cotisations salariales d'assurance maladie à la CSG). Les mesures « bas salaires » contribuent toutefois à un allégement de la part patronale des cotisations « redistributives ». Les impôts directs ont été allégés de l'ordre de 0,6 point et représentent 8,2 % du revenu de référence en 1998 (effet de barème évalué à population fixe), mais les impôts indirects ont crû de

1,4 point (13,5 % du revenu disponible par uc en 1998). Enfin, les prestations monétaires non contributives reçues (logement, famille, minima sociaux, donc hors santé, chômage et retraite) ont augmenté de 0,3 point et s'élèvent à 5,4 % du revenu de référence pour 1998 (voir tableau 4).

4. Structure des prélèvements et prestations 1990-1998

En % du revenu de référence et à structure de population 1996

| | Poids en 1990 | Poids en 1998 | Variation 1998-1990 |
|---|------------------|------------------|------------------------|
| Cotisations assurantielles ^(*) | 20,9 | 24,8 | 3,9 |
| • secteur public ^(**) | 5,6 | 7,2 | 1,6 |
| cotisations patronales | 7,5 | 9,4 | 1,9 |
| • cotisations salariales et autres ^(***) | 7,8 | 8,2 | 0,4 |
| Cotisations et contributions « redistributives » | 17 | 20,4 | 3,4 |
| cotisations patronales | 11,9 | 10,9 | - 1 |
| • cotisations salariales et autres ^(***) | 5 | 1,5 | - 3,5 |
| • CSG-CRDS ^(***) | 0 | 6,8 | 6,8 |
| • prélèvements soc. sur les revenus du patrimoines | 0,1 | 1,2 | 1,1 |
| Revenus de « référence »(****) | 100 | 100 | _ |
| Impôts directs | 8,8 | 8,2 | - 0,6 |
| • IRPP | 7,5 | 6,9 | -0,6 |
| • TH | 1,3 | 1,3 | 0 |
| Prestations reçues | 5,1 | 5,4 | 0,3 |
| Impôts indirects | 11,7 | 13 | 1,3 |

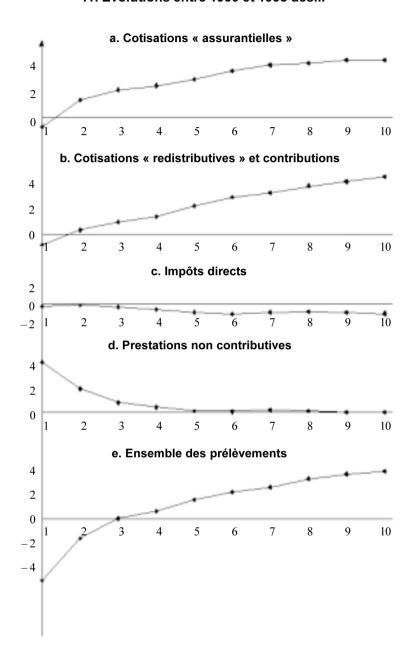
Notes:. (*) Les cotisations « assurantielles » correspondant à l'assurance vieillesse et chômage; (**) Estimation par différence entre les retraites servies aux fonctionnaires retraités et les retenues pour pension des actifs; (***) Il s'agit des cotisations ou contributions sur les revenus d'activité ou de remplacement payées par les salariés, indépendants, chômeurs et retraités; (****) Le revenu de référence correspond au revenu primaire encaissé par les ménages: revenus du travail, du capital et de remplacement (chômage et retraite) après déduction des cotisations et contributions sociales (CSG et CRDS), il représentait environ 4 100 milliards de francs en 1996.

Source: Murat, Roth et Starzec, 1996.

Une plus forte contribution du système de prélèvements et transferts à la réduction des inégalités

S'il s'est alourdi, le système de prélèvements a gagné en redistributivité : la hausse des prélèvements nets a touché plus fortement les déciles supérieurs de la distribution des revenus par uc (graphique 11). Cette plus grande contribution à la réduction des inégalités tient au caractère progressif des cotisations et contributions sociales, mais aussi au renforcement des prestations non contributives sous conditions de ressources.

11. Évolutions entre 1990 et 1998 des...



Lecture : Ce graphique présente les variations de taux de prélèvement entre 1990 et 1998, par décile de revenu de référence par uc (revenus d'activité, de remplacement (retraites et chômage) et du patrimoine net de cotisations et contributions sociales) supposé constant aux deux dates. Pour la définition des différentes cotisations et impôts voir tableau 2.

Source: Enquête Revenus fiscaux INSEE-DGI, Modèle INES, INSEE.

Ainsi le poids des cotisations assurancielles, dont les taux ne variaient guère le long de l'échelle des revenus de référence en 1990, a diminué de 1 point au niveau du premier décile alors qu'il a crû de 4,6 points au niveau des derniers (déplafonnement des cotisations de retraite complémentaire des cadres, hausse des cotisations AGIRC).

Le même constat peut être fait pour l'ensemble des cotisations sociales redistributives et contributions sociales (CSG et CRDS) qui, en 1990, ne présentaient pas de caractère redistributif marqué : baisse de 0,9 point au niveau du premier décile et augmentation de 4,8 points pour le dernier. Ici jouent les mesures d'allégement de cotisations sociales sur les bas salaires, l'impact différentiel de la CSG et CRDS (compte tenu des exonérations pour les revenus de remplacement des ménages non imposables ou des taux réduits pour ces revenus, dont le poids est plus élevé chez les ménages les plus pauvres) et l'extension de ces prélèvements aux revenus du patrimoine, plus fortement concentrés en haut de la distribution.

En revanche, comme on l'a déjà signalé précédemment, l'allégement du poids des impôts directs bénéficie davantage aux ménages plus aisés et, par nature, joue négativement dans la tendance générale à la réduction des inégalités (réduction du prélèvement de 0,1 point pour le premier décile, à cause des exonérations de taxe d'habitation et de 0,7 point pour le dernier décile). En 1998, les taux d'imposition directs moyens varient de 2 % pour le 1^{er} décile à 12 % pour le dernier.

Enfin, le développement des prestations sous conditions de ressources et le bouclage des aides au logement bénéficient préférentiellement aux ménages des premier et deuxième déciles (4,2 points de prestations supplémentaires pour le premier et 2 points pour le second) accentuant leur caractère redistributif marqué : le revenu de référence du premier décile a crû de plus de deux tiers⁽²⁵⁾.

Au total, les taux de prélèvements nets (prélèvements moins prestations) ont décru de 5,2 % pour les ménages les plus pauvres et se sont alourdis de 4 % pour les plus riches. Évalués par catégories de ménages les prélèvements nets ont crû pour les ménages de retraités (+ 4,1 %) et ont été allégés pour les ménages dont le chef est au chômage (– 0,9 point).

Compte tenu de leur assiette (ils sont assis sur la consommation), les impôts indirects ont été évalués en référence au revenu disponible par uc (c'est-à-dire revenu de référence – impôts directs + prestations non contributives). Dans ce cadre d'analyse, c'est surtout l'augmentation marquée des accises sur le tabac et les produits pétroliers qui a eu l'effet antiredistributif le plus marqué, compte tenu du poids relatif plus élevé de ces dépenses chez les ménages du bas de la distribution. L'évaluation d'une augmentation des taux de TVA, qui touche plus fortement les ménages peu

⁽²⁵⁾ Rappelons que ces chiffres couvrant la période 1990-1998 ne prennent pas en compte la création du RMI, ni son extension à des bénéficiaires de plus en plus nombreux (car on raisonne à population donnée), mais les seules modifications de barème.

aisés compte tenu de leur plus faible taux d'épargne, devrait toutefois tenir compte d'un certain nombre de bouclages : la répercussion d'une hausse des taux de TVA sur les prix à la consommation peut en effet être neutralisée si les mécanismes d'indexation des minima sociaux sur les prix fonctionnent bien.

Les réformes de notre système socio-fiscal tout au long des années quatrevingt-dix en ont profondément transformé la physionomie. Au total, si les prélèvements se sont alourdis, l'ensemble a cependant gagné en termes d'efficacité redistributive.

Des problèmes locaux d'efficacité

On l'a vu au chapitre 1, il n'y a pas *a priori* de dilemme insurmontable entre efficacité et redistributivité. Mais l'architecture des prélèvements et des prestations est cruciale. Le ciblage accru des prestations sociales, l'accroissement des prélèvements sociaux sur le travail se sont traduits par des dilemmes locaux entre efficacité et équité. Certains ont été partiellement résolus ces dernières années, via notamment les allégements de cotisations sociales comme on vient de le voir.

De nombreux débats ont eu lieu en France sur la question des incitations à la reprise du travail pour les bénéficiaires de différents minima sociaux. Ces questions ont été largement débattues à travers les rapports du CAE (Bourguignon et Bureau 1998, Pisani-Ferry 2000) mais aussi du CSERC-CERC (rapport Minima sociaux 1997, rapport Accès à l'emploi et protection sociale 2001) et d'autres (Castel et alii, 1999), nous n'y reviendrons donc pas dans le détail. Il en ressort que le RMI, s'il a bien rempli son rôle de filet de sécurité, présente dans son volet insertion quelques faiblesses. De plus, sa nature différentielle (au-delà de la période d'intéressement, tout franc supplémentaire de revenu sous le seuil réduit d'autant le montant du RMI) n'incite guère à la reprise d'emploi. Le mécanisme d'intéressement permettant de cumuler RMI et revenu d'activité supplémentaire (au taux de 50 %) reste limité dans le temps. Enfin différents effets de seuils et de barème (taxe d'habitation, allocation logement, etc.) conduisaient à des taux marginaux de prélèvements supérieurs à 100 % lors de la reprise d'une activité, créant de véritables « trappes à inactivité ». Les premières estimations des gains potentiels à la reprise d'un emploi, faites sur cas types, mettaient en évidence de très faibles incitations monétaires dans le cas du passage du RMI à un demi-SMIC (cas typique de l'obtention d'un CES) et dans le cas où les charges de famille sont importantes. D'autres études, fondées sur des données d'enquêtes et modélisant le type d'emploi que le Rmiste peut effectivement retrouver ont affiné, et dans une certaine mesure, nuancé ces premiers constats : selon Gurgand et Margolis (2001), trois quarts des ménages de Rmistes gagneraient financièrement à reprendre un emploi (à long terme, hors période d'intéressement). Le gain financier est cependant inférieur à 1300 francs mensuels dans la moitié des cas. C'est pour les mères isolées qu'il serait le plus faible.

Ces approches monétaires ont aussi leurs limites. D'un côté elles négligent souvent les coûts liés à la reprise d'un emploi, les aides locales dont peuvent bénéficier certains Rmistes et surtout la valeur du temps disponible (particulièrement dans le cas des mères de jeunes enfants)⁽²⁶⁾. À l'inverse, elles ne tiennent pas compte des gains à long terme que procure la reprise d'un emploi (amélioration de l'employabilité, lien social ...). D'ailleurs un tiers des sortants du RMI, qui ont effectivement retrouvé un emploi en 1998, déclarent n'y avoir eu aucun intérêt financier (Rioux, 2001). Des études sociologiques (Benarrosh, Mathey-Pierre et Waysand, 2000) ont établi que ces décisions d'activité relevaient d'une attitude plus globale de « position par rapport à l'emploi » et de « rapport au travail ». Dans nombre de cas, l'identité associée à l'emploi reste forte et s'accompagne d'un souhait d'aide à la concrétisation d'un projet professionnel bien défini, lié à des atouts (professionnels ou familiaux) non négligeables À l'inverse, certaines jeunes femmes confrontées à des charges familiales importantes s'accommodent de la vie « aux minima sociaux ». Entre ces extrêmes, les minima sociaux nourrissent une gamme de situations où dominent l'enchaînement d'emplois temporaires, le désintérêt pour les « petits boulots » et le retrait provisoire du marché du travail et où les incitations financières s'intègrent dans un environnement marqué par le travail au noir, le manque de formation permanente et l'opacité des politiques d'emploi. L'ensemble de ces éléments d'analyse n'infirme pas l'efficacité des incitations financières mais les replace dans un ensemble plus varié de situations familiales et professionnelles.

La prime pour l'emploi

La Prime Pour l'Emploi (PPE), mise en place par le Gouvernement en 2001 et qui devrait progressivement monter en charge jusqu'en 2003, vise à résoudre un certain nombre des dysfonctionnements du système sociofiscal. Cette prime⁽²⁷⁾, proportionnelle au revenu d'activité, est croissante de 0,3 SMIC jusqu'à un SMIC, puis décroissante au-delà et s'annule à 1,4 SMIC. Elle tient compte de la situation familiale (majoration pour conjoint inactif et enfants) et est versée sous condition de ressources totales (du foyer). Sa montée en charge se fera progressivement sur trois ans. Les deux dernières conditions en font bien une prime incitative à l'offre de

⁽²⁶⁾ Rappelons le succès qu'a eu l'extension de l'allocation parentale d'éducation aux mères de deux enfants (dont un de moins de 3 ans). Plus de 100 000 femmes en ont bénéficié faisant baisser le taux d'activité des femmes avec deux enfants dont un de moins de 3 ans de près de 15 points.

⁽²⁷⁾ La prime ne concerne que les foyers fiscaux dans lesquels une personne au moins exerce une activité. L'exercice de cette activité doit avoir été suffisant le revenu annuel d'activité doit être supérieur à 0,3 SMIC. L'aide maximale accordée au niveau du SMIC s'élève à 1 500 francs en 2001 (3 000 francs en 2002 et 4 500 francs en 2003 au terme de la montée en charge de la mesure) pour une personne isolée sans enfant. Elle diminue ensuite pour s'éteindre à 1,4 SMIC annuel à temps plein. Le revenu fiscal du foyer dont fait partie la personne considérée doit être inférieur à un plafond variable selon la taille du foyer. Pour une analyse détaillée de la PPE et de ses effets, voir CERC (2001) ou OFCE (2001).

5. Effet de la prime pour l'emploi sur les ménages « potentiellement actifs »

| 10 | le en % | 2001 | 0,5 | 1,1 | 1,8 | 1,6 | 1,4 | 6,0 | 9,0 | 0,4 | 0,2 | 0,1 | 0,0 |
|--------------------------------|-----------------------|------------|----------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| ponible par u | Ensemble en % | 2001 | 0,2 | 0,5 | 8,0 | 0,7 | 9,0 | 0,4 | 0,2 | 0,1 | 0,1 | 0,0 | 0,0 |
| Effet/revenu disponible par uc | iaire en % | 2003 | 1,7 | 3,0 | 2,3 | 2,2 | 2,0 | 1,5 | 1,3 | 1,1 | 6,0 | 0,7 | 0,4 |
| Ef | Par bénéficiaire en % | 2001 | 0,7 | 1,4 | 1,1 | 6,0 | 8,0 | 9,0 | 0,5 | 0,4 | 0,4 | 0,3 | 0,2 |
| 71.7 | dont | majoration | 352 | 673 | 525 | 364 | 292 | 273 | 226 | 180 | 158 | 120 | 158 |
| devious | moyem | 2003 | 2 314 | 2 750 | 2 245 | 2 374 | 2 480 | 2 209 | 2 248 | 2 081 | 2 019 | 2 048 | 1 770 |
| Montant moxan | MOIIIAII | 2001 | 1 011 | 1 368 | 1 103 | 1 038 | 1 023 | 926 | 905 | 819 | 794 | 781 | 869 |
| ion des | oar décile | 2003 | 100 | 11,0 | 17,4 | 17,3 | 17,2 | 13,3 | 7,6 | 7,3 | 3,7 | 2,2 | 8,0 |
| Répartition des | dépenses par décile | 2001 | 100 | 12,5 | 19,5 | 17,4 | 16,3 | 12,7 | 9,0 | 9,9 | 3,4 | 1,9 | 0,7 |
| Dánáfaiaire | Denencianes | CII 70 | 43 | 37 | 75 | 71 | 71 | 61 | 43 | 34 | 19 | 11 | S |
| Décile de revenu | de référence | par uc | Ensemble | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 9 | 7 | 8 | 6 | 10 |

Champ: Ménages dont la personne de référence a moins de 60 ans et terminé ses études (15 millions).

Note: Barème actualisé par les prix à la consommation.

Source: Modèle INES représentatif de la population de 1996, INSEE.

travail pour des isolés et au sein de couples de faibles revenus. Son barème, centré autour du SMIC, n'en fait pas une forte incitation au développement du temps partiel contrairement aux formules de type allocation compensatrice de revenu (ACR), dont plusieurs études ont souligné qu'elles risquaient de favoriser son extension (Laroque et Salanié, 2000). S'il est trop tôt pour se prononcer sur l'effet réel de ce dispositif en termes de retour à l'emploi, on peut essayer de donner des éléments d'appréciation de son impact redistributif. On verra que le jugement dépend pour partie du point de référence retenu : revenu disponible après transferts par uc (niveau de vie) ou revenu d'activité et de remplacement par uc avant redistribution.

Si l'on prend comme référence le niveau de vie atteint avant la PPE, la simulation de la prime pour l'emploi⁽²⁸⁾ confirme bien son caractère redistributif puisque ce sont les quatre premiers déciles de la population des ménages potentiellement actifs (dont la personne de référence a moins de 60 ans) dont le niveau de vie s'accroît le plus fortement (voir tableau 5). Toutefois, compte tenu de ses règles d'attribution, ce ne sont pas les ménages du premier décile qui en tirent le plus grand bénéfice. En effet elle ne bénéficierait qu'à 37 % des ménages du 1^{er} décile pour un montant moyen de 2 750 francs en 2003, alors que plus de 70 % des ménages des 2^e, 3^e et 4^e déciles la toucheraient, pour un montant moyen de 2 300 francs environ. Les effets de la PPE s'étendent à l'ensemble des ménages de la distribution des niveaux de vie bien que de plus en plus faiblement à mesure que l'on passe aux déciles supérieurs compte tenu du fait que la condition de ressources est déterminée au niveau du foyer fiscal et non du ménage.

Plus généralement, on a aussi simulé l'impact des mesures adoptées de 1998 à 2001 pour limiter les effets de seuil liés à la perception de l'allocation logement et des allégements fiscaux, combinés à la prime pour l'emploi. Ces mesures sont évaluées pour l'année 2003, horizon où elles feront pleinement sentir leurs effets. Il en ressort que le bilan global des transferts (prestations reçues moins imposition fiscale) qui s'était dégradé sur la période 1990-1998 pour financer des « besoins » en expansion s'améliorerait de 1,9 point sur la période 1998-2003. Ce sont les ménages du premier décile qui en tireraient le plus grand bénéfice (leur revenu de référence croît de plus de 8 % en moyenne), même si les ménages aisés du dernier décile, les mieux lotis, voient aussi croître leur revenu de 1,5 %(29) (tableau 6).

Il faut noter que dans cette simulation, qui évalue l'ensemble des transferts, la prime pour l'emploi bénéficie proportionnellement davantage aux ménages du premier décile puis, de moins en moins fortement, aux ménages des déciles supérieurs. Ce résultat n'est pas contradictoire avec la simu-

⁽²⁸⁾ Toujours sur la base de la structure de population 1996.

⁽²⁹⁾ Rappelons que ces estimations sont établies à structure de population constante (96) et ne mesurent que les effets mécaniques de barème des mesures envisagées sans tenir compte des modifications de revenus primaires (salaires, revenus du patrimoine) et de la structure démographique des différentes catégories de ménages.

lation précédente. Il tient simplement à la référence choisie : l'effet de la PPE est évalué sur l'ensemble des ménages et par rapport au revenu de référence par unité de consommation (revenu d'activité et de remplacement) alors qu'il était évalué précédemment sur une population plus réduite et par rapport au revenu disponible par uc, qui prend en compte le bilan des transferts redistributifs³⁰. Tenir compte des transferts améliore sensiblement le revenu des ménages du 1^{er} décile, minorant de ce fait l'impact de la PPE, mesuré alors de façon plus « marginaliste ».

6. Taux de redistribution (transferts – impôts sur le revenu) selon les déciles de revenu de référence par uc Écarts entre les législations 2003 et 1998

En % du revenu de référence

| | Ense mble | Déciles de revenu de référence | | | | | | | | | |
|---|--------------|--------------------------------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| | Ense | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
| Réforme de l'IRPP | 1,1 | 0,1 | 0 | 0,4 | 0,7 | 0,9 | 1,2 | 1,3 | 1,3 | 1,5 | 1,5 |
| PPE | 0,4 | 2,5 | 1,6 | 1,2 | 1 | 0,7 | 0,5 | 0,3 | 0,1 | 0,1 | 0 |
| Prestations familiales et aides au logement | 0,4 | 5,8 | 2,5 | 1,4 | 0,7 | 0,3 | 0,1 | 0,1 | 0 | 0 | 0 |
| Total | 1,9 | 8,4 | 4,1 | 3 | 2,4 | 1,9 | 1,8 | 1,7 | 1,4 | 1,6 | 1,5 |

Lecture: Évaluée à structure de population fixe (RF96), la Prime pour l'emploi se traduit en 2003 pour les ménages du 1er décile par un supplément de revenu de 2,5 % du revenu de référence par uc, la baisse du taux d'imposition à l'IRPP par un supplément de revenu de 1,5 % du revenu de référence par uc pour les ménages du 10e décile et les réformes des prestations (report de l'âge limite pour le complément familial et les aides au logement et modification du mode de calcul) par un supplément de revenu de 5,8 % pour les ménages du 1er décile.

Champ: Ensemble des ménages classés par décile de revenu de référence (revenu d'activité, du patrimoine et de remplacement) par uc.

Source: INSEE-DGI, enquête revenus fiscaux 1996, modèle INES, INSEE.

En revanche, il est trop tôt pour se prononcer sur les aspects incitatifs de la PPE et sur leur impact. On ne peut à ce stade que recommander un suivi et une évaluation rigoureuse de la mesure au terme de sa montée en charge. À cet égard, on peut regretter qu'en France, des mesures aussi lourdes de conséquences — en termes d'équité et d'efficacité — et aussi coûteuses à mettre en place soient très généralement prises sans évaluation préalable approfondie : les études de faisabilité s'en tiennent le plus souvent à des évaluations sur cas-types, utiles certes, mais qui sont bien sûr totalement inadaptées pour en saisir les conséquences dynamiques (modifications des comportements des individus notamment).

⁽³⁰⁾ Comme quoi le diagnostic dépend fondamentalement du point de vue que l'on retient!

Le recours à l'expérimentation contrôlée, dont les modalités sont maintenant bien maîtrisées, pourrait nous inspirer utilement : l'exemple le plus significatif d'évaluation par expérimentation d'un programme d'aide au retour à l'emploi est celui du « Self Sufficiency Project » au Canada. Dans le cadre de ce projet, 6 000 familles monoparentales ont été suivies pendant cinq ans, à partir de 1993. La moitié environ – choisie de facon aléatoire – a bénéficié des avantages du nouveau programme, dont l'architecture n'est pas sans rappeler celle de la PPE; l'autre moitié, qui a servi de groupe de contrôle, a continué à percevoir les prestations prévues dans l'ancien système. Cette expérience montre (Card et Robbins, 1998) que le nouveau programme a eu un effet très significatif sur le nombre d'heures de travail choisi par les individus : il est deux fois plus élevé que celui du groupe de contrôle. Comme l'avait déià suggéré le rapport Pisani-Ferry (2000), ces techniques pourraient être utilisées en France pour expérimenter sur base régionale ou locale, évidemment pour un temps déterminé, l'efficacité de dispositifs sociaux.

La contrepartie de telles expérimentations est évidemment que l'évaluation préalable peut retarder de manière importante la mise en place de mesures qui peuvent apparaître nécessaires. Lorsque ce n'est pas possible, il serait souhaitable que la mise en place de réformes s'accompagne de dispositions de nature à favoriser leur évaluation *ex post*.

Les nouvelles formes d'inégalités qui se sont développées dans les années quatre-vingt et quatre-vingt-dix en bas de la distribution des revenus ont affecté essentiellement les actifs. Elles ne tiennent pas à la formation des salaires, mais aux conditions d'accès à l'emploi. L'évolution des structures familiales a amplifié ce mouvement. Le système redistributif, pris dans son ensemble, a plutôt bien fonctionné et il a réussi a endiguer partiellement la montée des inégalités. Les profondes réformes dont il a fait l'objet, notamment dans la dernière décennie, ont amélioré son efficacité redistributive. Reste que sa performance en la matière est inférieure à ce qu'elle est dans d'autres pays développés : la France n'est pas le pays le plus inégalitaire, loin de là, mais doit-elle se contenter de n'être qu'un élève moyen?

La Pauvreté

Nous ne saurions conclure ce panorama des enseignements des analyses empiriques sans un chapitre consacré à la pauvreté sous un angle cependant différent. Le sujet a déjà été abordé dans un rapport précédent du CAE (Pauvreté et exclusion, 1998). Nous nous centrerons ici sur ses aspects monétaires. Certainement réductrice, cette approche met néanmoins en évidence la grande diversité des situations et des dynamiques de la pauvreté. Celle-ci a surtout changé de visage. Autrefois rurale et âgée, elle est devenue plus jeune et plus urbaine, et partant plus visible. Sans doute faut-il chercher là l'explication du divorce apparent entre le sentiment général d'une augmentation de la pauvreté et le constat statistique d'une baisse continue. Selon la dernière évaluation disponible (1997), la pauvreté monétaire touchait 4,2 millions de personnes (soit 7,4 % des personnes) appartenant à 1,6 million de ménages (7 % des ménages) en France métropolitaine. Le taux de pauvreté a été divisé par deux en l'espace de trente ans.

Le rapport tente d'éclairer la double dimension, à la fois conjoncturelle et structurelle de la pauvreté. Si le chômage est lié de près ou de loin à la moitié des situations de pauvreté, un nombre important de personnes pauvres ne le sont pas à cause de l'absence d'emploi, mais parce que leur revenu d'activité est trop faible pour leur permettre de faire face à des charges de famille élevées. Ce sont des « travailleurs pauvres ». Nous reviendrons dans le chapitre 6 sur les conséquences de l'embellie économique depuis 1997 sur la pauvreté.

Un phénomène multidimensionnel

Une définition conventionnelle

Le seuil de pauvreté monétaire est défini conventionnellement par la demi-médiane des niveaux de vie (revenu disponible après impôts directs et transferts par unité de consommation). Il correspond (en 1997) à environ 3 500 francs mensuels pour une personne seule, 5 250 francs pour un couple sans enfant, plus 1 050 francs par enfant supplémentaire de moins de 14 ans⁽³¹⁾.

⁽³¹⁾ Les enfants de plus de 14 ans « comptent » comme un adulte supplémentaire, 0,5 unité de consommation soit 1 750 francs mensuels (pour 1997).

Cette définition, comme toutes les approches de la pauvreté, est normative et conventionnelle (on « coupe » à un certain niveau dans la distribution des niveaux de vie). Elle est de plus relative : le pouvoir d'achat du seuil de pauvreté évolue comme le niveau de vie médian de l'ensemble de la population. Avec un seuil à 60 % de la médiane – utilisé par l'Union européenne⁽³²⁾ – le taux de pauvreté s'élève à 14 % ; en revanche avec un seuil fixé à 40 % de la médiane, le taux de pauvreté n'est plus que de 3 %. Ces chiffres donnent une idée de la relative concentration des niveaux de vie autour du seuil de pauvreté. Cela tient au niveau des différents minima sociaux et allocations complémentaires. Le revenu moyen par unité de consommation des ménages situés sous le seuil de pauvreté s'élève à environ 2 900 francs mensuels, soit 83 % du seuil : l'intensité de la pauvreté en France est donc de 17 %.

Ces estimations sont bien évidemment entachées de biais : à la baisse dans la mesure où elles ne tiennent pas compte des personnes vivant en collectivité (maisons de retraite, foyers de jeunes travailleurs...) ni des ménages étudiants ou des sans domicile ; à la hausse dans la mesure où elles ne prennent pas en compte certains éléments du niveau de vie, comme les loyers fictifs que les propriétaires de logement sont censés se verser à eux-mêmes, ou les transferts monétaires privés entre ménages⁽³³⁾.

Il est donc indispensable de les compléter par d'autres approches, comme celles fondées sur les conditions de vie (absence de biens d'usage ordinaire ou de consommations de base) ou sur la perception plus subjective que les personnes ont de leur propre situation (en référence au « minimum nécessaire »), voire sur le décompte des bénéficiaires des minima sociaux (approche dite « administrative »). Ainsi, 3,2 millions d'allocataires et au total 5,5 millions de personnes vivaient, fin 1999, dans un foyer allocataire d'un minimum social.

Si elles décrivent des populations aux contours très semblables, ces diverses approches sont loin de se recouvrir entièrement : en 1994, 25 % des ménages étaient exposés à au moins une forme de pauvreté (monétaire, subjective ou par les conditions de vie) mais 2 % seulement en cumulaient les trois formes, ce qui laisse transparaître à la fois le flou des observations statistiques et le caractère multidimensionnel de la pauvreté.

⁽³²⁾ L'Union européenne a changé de définition en passant du seuil de 50 % de la moyenne des niveaux de vie à 60 % de la médiane pour des raisons de robustesse de l'indicateur (la médiane est moins sensible aux valeurs extrêmes que la moyenne) et de continuité (relative) des séries (avec une distribution gausso-logarithmique, 60 % de la médiane n'est pas très éloigné de 50 % de la moyenne). La France, qui produisait déjà ses données en référence à la médiane mais avec le seuil de 50 %, n'a pas changé d'indicateur pour les mêmes raisons de continuité et pour éviter ainsi de « changer de thermomètre ». Toutefois la plupart des études mentionnent les chiffres correspondant aux différents seuils.

⁽³³⁾ C'est en particulier pour cette raison que les ménages d'étudiants (vivant dans un logement autonome) ont été exclus de l'analyse. Disposant d'un revenu monétaire très faible, ils sont très majoritairement aidés en nature ou en espèces par leur famille.

Une grande variété de situations et de dynamiques

Quelle que soit l'approche retenue, la pauvreté touche de nombreux milieux sociaux et n'épargne aucun âge de la vie. Ainsi, 40 % des ménages situés sous le seuil de pauvreté monétaire sont inactifs (retraités dans la plupart des cas). Les ménages pauvres d'actifs sont majoritairement des familles dont le chef est au chômage ou en emploi instable, mais les petits indépendants ne sont pas épargnés (tableau 7). Les familles monoparentales et les familles nombreuses, dont les charges familiales sont importantes, sont très exposées à la pauvreté, et avec elles leurs enfants : ils sont 750 000 enfants de moins de 14 ans à vivre dans la pauvreté.

7. Nombre de ménages et de personnes pauvres selon l'occupation de la personne de référence en 1997

| | Nombre dans la population totale | Taux de pauvreté en % | Ménages pauvres | Personnes pauvres |
|--|---|-----------------------------|--------------------|-------------------|
| Ensemble | 23 338 000 | 7,0 | 1 629 000 | 4 215 000 |
| Personne de référence active | | | | |
| • chômeurs | 1 271 000 | 28,8 | 365 000 | 1 073 000 |
| • salariés peu stables | 989 000 | 15,0 | 148 000 | 371 000 |
| salariés stables à temps plein | 9 750 000 | 2,1 | 200 000 | 676 000 |
| salariés stables à temps partiel | 579 000 | 13,1 | 76 000 | 165 000 |
| • indépendants | 1 875 000 | 12,0 | 226 000 | 678 000 |
| Personne de référence inactive | | | | |
| anciens salariés | 6 005 000 | 2,4 | 141 000 | 279 000 |
| anciens indépendants | 1 384 000 | 12,4 | 172 000 | 285 000 |
| Autres inactifs | | | | |
| • femmes de moins de 60 ans | 313 000 | 29,2 | 92 000 | 208 000 |
| • hommes de moins de 60 ans | 521 000 | 27,3 | 142 000 | 393 000 |
| • 60 ans ou plus | 650 000 | 10,3 | 67 000 | 87 000 |

Champ: Ménages dont le revenu fiscal est positif ou nul et le revenu disponible monétaire positif, hors ménages dont la personne de référence est étudiante ou militaire du contingent.

Notes : Le seuil de pauvreté est fixé à la moitié du revenu disponible médian par unité de consommation.

Source: Enquête Revenus fiscaux 1997, INSEE-DGI.

Une étude sur la probabilité de sortir de la pauvreté, toujours au sens monétaire, l'évalue à plus d'une chance sur trois à horizon d'une année⁽³⁴⁾. De même, près d'un allocataire du RMI sur trois ne perçoit plus l'allocation l'année suivante. Parmi ceux-ci, un sur deux travaille, éventuellement en CES ou en CEC et en fait, le taux de sortie par l'emploi s'élève au deux tiers si l'on prend en compte reprises d'emploi des autres membres du ménage Rmiste. Les autres sorties concernent essentiellement des allocataires âgés qui accèdent à un autre minimum social, plus élevé (allocation d'adulte handicapé, minimum vieillesse...) ou des raisons administratives. Plus le niveau d'études est élevé, plus on est jeune et en bonne santé, plus la probabilité de (re)trouver un emploi est forte et dans ces cas, le RMI a souvent servi, comme on l'a vu, de modalité d'indemnisation du chômage. En revanche, si 30 % des bénéficiaires du RMI à la fin de 1996 avaient moins d'un an d'ancienneté dans le dispositif, près de 10 % en relevaient depuis sa mise en œuvre en 1989, ce qui confirme là encore l'hétérogénéité des trajectoires (Afsa, 1999).

Lorsqu'on l'évalue sur une période de trois ans et sur les personnes de 17 ans et plus, le taux de pauvreté est réduit de plus de 2 points par rapport à une mesure en coupe instantanée. On obtient ainsi une estimation du noyau dur de la pauvreté. Ces personnes durablement pauvres sont plutôt d'âge médian – 40-60 ans – souvent appartiennent à des familles monoparentales ou nombreuses, ainsi qu'à des ménages dont le chef est ouvrier ou agriculteur. Notons enfin que les changements de nature démographique (dissolution ou formation du couple, arrivée ou départ d'enfants) qui touchent un tiers des personnes au cours des trois années considérées, induisent des variations de niveau de vie (et des entrées-sorties de la pauvreté) plus importantes que celles qui affectent les ménages stables, mais moins prononcées que celles résultant de changements professionnels.

La France dans la moyenne européenne

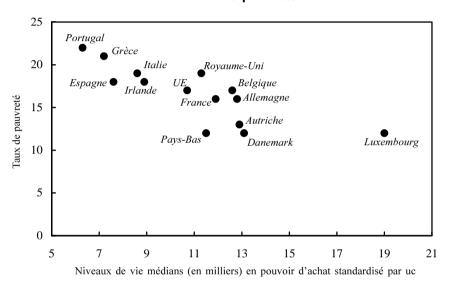
Fondées sur des enquêtes directes auprès des ménages (panel européen des ménages) et retenant un seuil plus élevé (60 % du revenu disponible médian par uc et par pays), les études communautaires évaluent le nombre de personnes pauvres à plus de 61 millions dans la Communauté en 1996, soit un taux de pauvreté de 17 %. Le taux de pauvreté des personnes varie de 12 % au Danemark, Pays-Bas et Luxembourg à 21 % en Grèce et 22 % au Portugal. Dans cet éventail, qui oppose globalement les pays du Sud, l'Irlande et le Royaume-Uni⁽³⁵⁾ aux pays du Nord de l'Europe, la France, avec un taux de pauvreté de 16 % occupe une place intermédiaire, proche de la moyenne communautaire (17 %). D'une façon générale, les pays les

⁽³⁴⁾ À l'inverse, la probabilité d'y entrer n'est que de 5 % mais la population des « non pauvres » est beaucoup plus importante.

⁽³⁵⁾ La position du Royaume-Uni dans l'échelle européenne est très sensible au seuil de pauvreté retenu. Avec un seuil plus faible (40 % de la médiane) il rejoint le groupe des pays intermédiaires.

plus riches ont un taux de pauvreté plus faible⁽³⁶⁾ (voir graphique 12). Si l'on considère le taux de pauvreté⁽³⁷⁾ avant prestations sociales (mais en tenant compte des pensions de retraite), la France, avec 27 % des personnes audessous du seuil de pauvreté, apparaît là encore dans la moyenne européenne (26 %). Les comparaisons internationales sont cependant délicates et les conclusions que l'on peut en tirer sont donc toujours partielles. Par exemple, la prise en compte de la production domestique, sans doute très variable d'un pays membre à l'autre, pourrait modifier le diagnostic.

12. Taux de pauvreté



Source: Eurostat (2000). Les chiffres sont obtenus à partir du Panel de ménages de la Communauté européenne. La pauvreté est définie comme le pourcentage de personnes vivant dans des ménages avec un revenu par uc inférieur à 60 % du niveau de vie national médian.

Contrairement à la plupart des pays de l'Union, où le taux de pauvreté des enfants est supérieur à la moyenne nationale, la France se caractérise par un risque de pauvreté des enfants de moins de 16 ans relativement faible. Cela tient à la fois à notre politique familiale relativement généreuse et au fait que les femmes à la tête des familles monoparentales sont plus souvent actives. Ainsi, du côté des ménages, la pauvreté frappe moins souvent les familles nombreuses et les familles monoparentales que chez la plupart de

⁽³⁶⁾ Rappelons que la définition des seuils de pauvreté est nationale! Si l'on considérait l'Europe comme un espace unique avec un seul seuil de pauvreté, les contrastes en seraient encore plus accentués avec des taux de pauvreté très réduits dans l'Europe du Nord et des taux approchant 50 % dans les pays du Sud...

⁽³⁷⁾ Marlier et Cohen-Solal (2000).

nos partenaires (ce qui n'empêche pas que ces familles connaissent des taux de pauvreté supérieurs à la moyenne en France). De même, l'intensité de la pauvreté (écart entre le revenu moyen des pauvres et le seuil de pauvreté) est plus faible en France – mais aussi en Irlande et au Royaume-Uni – que pour la moyenne européenne.

Une intéressante étude d'Eurostat sur la persistance de la pauvreté et de l'exclusion sociale (Linden et Meyer, 2000), qui retient comme indicateur le fait, pour une personne d'être restée trois années de suite (1994 à 1996) sous le seuil de pauvreté, conforte les analyses précédentes sur la position relative des différents pays. En France, 6 % des personnes seraient pauvres selon cette définition, contre 7 % en moyenne dans la communauté européenne. Les auteurs montrent aussi que les taux de sortie de la pauvreté sont importants puisque moins de la moitié des européens pauvres (42 et 40 % en France) vivent dans un ménage pauvre pour la troisième année consécutive.

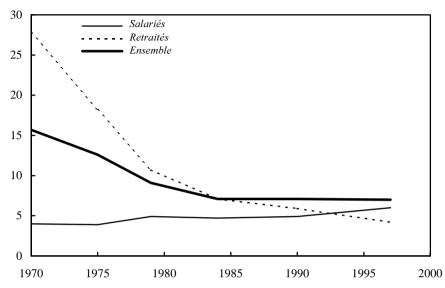
Cette persistance dans la pauvreté permet aussi d'approcher la notion plus dynamique d'exclusion (qui reste difficile à définir conceptuellement). Au niveau européen, ce sont les familles monoparentales, les familles nombreuses et plus généralement les enfants mais aussi les jeunes adultes, les personnes âgées vivant seules et les familles connaissant le chômage qui constituent ce noyau dur de la pauvreté. Comparativement à la moyenne européenne, la pauvreté persistante touche en France plus fréquemment les chômeurs et les personnes dont le niveau d'instruction est faible et moins fréquemment les familles nombreuses et les familles monoparentales.

Stabilisation de la pauvreté dans les années quatre-vingt-dix

Le taux de pauvreté des ménages, toujours selon la définition française, s'établissait à près de 16 % en 1970. Il a baissé régulièrement jusqu'au milieu des années quatre-vingt, où il atteint 7,1 %, et s'est stabilisé depuis (graphique 13). Le diagnostic est analogue en termes d'intensité de la pauvreté. Celle-ci est passée de 27 % en 1975 à 17 % en 1997, la réduction étant, contrairement au taux de pauvreté, plus particulièrement marquée chez les salariés⁽³⁸⁾. Notons que le seuil de pauvreté a constamment progressé sur la période (de 2 100 francs mensuels par uc en 1970 en francs 1996 à 3 100 francs en 1979 puis à 3 500 francs en 1996), témoignant par là même de la relativité de la notion de pauvreté monétaire ici envisagée. Les années quatre-vingt-dix contrastent donc fortement avec la fin des « Trente glorieuses », où le taux de pauvreté diminuait et le revenu des pauvres croissait.

⁽³⁸⁾ La croissance du taux de pauvreté chez les actifs au cours des années soixante-dix peut sembler contradictoire avec la forte baisse des inégalités au sein des ménages de salariés au cours des mêmes années. En fait ces deux constats sont bien compatibles compte tenu de la forte hausse du niveau de vie des retraités qui tire vers le haut le seuil de pauvreté et de la relativement faible progression du premier décile de niveau de vie des ménages de salariés observée sur la même période, les coups de pouce du SMIC bénéficiant surtout aux déciles supérieurs.

13. Taux de pauvreté des ménages de 1970 à 1997 selon l'occupation de la personne de référence



Notes: Définition du seuil de pauvreté: Demi niveau de vie médian (revenu disponible par uc) de l'ensemble des ménages. Les chômeurs ayant déjà travaillé sont inclus dans la catégorie des salariés. Outre les ménages de salariés et de retraités, l'ensemble comprend les indépendants et les autres actifs.

Source: Enquête Revenus fiscaux, INSEE-DGI, de 1970 à 1997.

Changement de visage de la pauvreté

La stabilisation de la pauvreté depuis une quinzaine d'années laisse sans doute l'observateur attentif quelque peu perplexe. On aurait plutôt attendu que les chiffres de la statistique officielle traduisent plus nettement la montée des inégalités, de la pauvreté et de l'exclusion qui fait souvent la une des médias. S'il y a perplexité, voire incompréhension et méfiance vis-à-vis des données statistiques, c'est qu'au-delà des difficiles problèmes de mesure des situations extrêmes (que la statistique ordinaire appréhende avec difficulté), la pauvreté a surtout changé de nature. Elle est devenue plus visible. Autrefois rurale et âgée, elle est maintenant plus jeune et plus urbaine. C'est bien sûr l'une des conséquences du chômage massif que la France a connu, mais aussi l'un des succès de notre système de retraite par répartition.

En 1970, 30 % des personnes âgées de plus de 65 ans étaient sous le seuil de pauvreté, contre moins de 5 % actuellement, et le taux de pauvreté augmentait avec l'âge alors que c'est maintenant l'inverse. C'est surtout la forte croissance du taux de pauvreté des jeunes qui est la plus spectaculaire et ce sont maintenant les 15-25 ans qui sont les plus exposés à la pauvreté (plus de 15 %), qu'ils vivent en logement indépendant ou dans leur famille.

5. La contribution des prestations sociales à la baisse de la pauvreté

En 1997, les prestations sociales (prestations familiales, aides au logement et minima sociaux) constituent près de 40 % du revenu des ménages pauvres et réduisent la pauvreté de moitié. Sans prestations sociales 8,5 % des ménages de retraités seraient pauvres, 4,2 % le sont après prestations sociales. Pour les ménages de salariés ou chômeurs, la pauvreté passe de 13,6 % sans prestations sociales à 6,6 % après prestations sociales.

En 1970 déjà, les prestations sociales – alors principalement constituées des allocations familiales – réduisaient de moitié la pauvreté des ménages de salariés ou chômeurs. Cette contribution s'est à peu près maintenue tout au long de la période considérée, les prestations sous conditions de ressources prenant le relais des allocations familiales. La proportion de salariés ou chômeurs dont les revenus avant prestations se situent sous le seuil a sensiblement augmenté à partir du milieu des années quatre-vingt, mais les prestations sociales ont contenu cette augmentation.

En revanche, en ce qui concerne les ménages de retraités, il faut attendre le milieu et même la fin des années soixante-dix, période de revalorisation du minimum-vieillesse, pour que les prestations sociales contribuent de manière importante à la réduction de la pauvreté.

8. Proportion de ménages à bas revenu avant et après prise en compte des prestations

En %

| | Ensemble des ménages ^(*) | | Ménages de salariés ^(**) | | Ménages de retraités | |
|------|--|-------|-------------------------------------|-------|----------------------|-------|
| | Avant | Après | Avant | Après | Avant | Après |
| 1970 | 20,3 | 15,7 | 9,5 | 4,0 | 30,4 | 27,8 |
| 1975 | 18,3 | 12,6 | 9,1 | 3,9 | 25,6 | 18,2 |
| 1979 | 16,5 | 9,1 | 10,5 | 4,9 | 21,2 | 10,7 |
| 1984 | 15,4 | 7,1 | 10,6 | 4,7 | 16,5 | 7,0 |
| 1990 | 14,5 | 7,1 | 12,0 | 4,9 | 13,0 | 5,9 |
| 1997 | 14,1 | 7,0 | 13,6 | 6,6 | 8,5 | 4,2 |

Champ: ménages ordinaires, non compris les ménages dont la personne de référence est étudiante, dont le revenu déclaré est positif ou nul et le revenu disponible positif.

Notes: (*) Outre les salariés et les retraités, l'ensemble comprend les indépendants et les autres inactifs; (**) Les chômeurs ayant déjà travaillé sont intégrés dans la catégorie des salariés

Source: INSEE-DGI, Enquêtes Revenus fiscaux 1970, 1975, 1979, 1984, 1990 et 1997.

Les travailleurs pauvres

Le chômage est clairement l'une des causes principales de pauvreté en France. Pour une personne d'âge actif, avoir été au chômage six mois ou plus au cours de l'année fait monter le risque d'appartenir à un ménage pauvre à 25 % en 1996 (contre 7 % en moyenne). Parmi le 1,8 million d'actifs résidant en France métropolitaine dans un ménage situé sous le seuil de pauvreté, 515 000 n'ont connu que le chômage et 355 000 ont été au chômage une partie de l'année (Lagarenne et Legendre, 2000)⁽³⁹⁾.

Si l'on excepte les 90 000 actifs ayant aussi connu une partie de l'année étudiée, une période d'inactivité due à l'entrée ou à la sortie de la vie professionnelle, on compte 860 000 actifs pauvres ayant travaillé toute l'année. Ainsi la moitié des actifs pauvres n'est pas directement touchée par le chômage (même si elle peut l'être indirectement par le chômage d'un membre de sa famille). Ces personnes constituent le cœur de ce qu'on a appelé les « travailleurs pauvres », c'est-à-dire ceux dont la pauvreté n'est pas liée directement à l'absence d'emploi. En partant de ce noyau dur et en y réintroduisant les actifs pauvres ayant au moins travaillé un mois au cours de l'année et ayant connu le reste du temps inactivité ou chômage, on comptait 1,3 million de « travailleurs pauvres » en 1996.

Parmi ce « noyau dur » des travailleurs pauvres, les petits indépendants représentent la plus grosse partie : 40 %. Certes, la pauvreté monétaire des indépendants doit s'apprécier sur plusieurs années, et l'on devrait aussi tenir compte des éléments de leur patrimoine. Néanmoins ce chiffre reste préoccupant. Ces indépendants sont agriculteurs ou aides familiaux dans la moitié des cas, et les femmes aides familiales sont à temps partiel dans sept cas sur dix.

Les autres travailleurs de ce noyau dur sont salariés. Ils sont 270 000 salariés en CDI à temps complet, 106 000 en CDI à temps partiel et 134 000 en CDD ou en emploi aidé. Ces derniers sont plutôt des jeunes, non diplômés, vivant seuls, en phase d'insertion prolongée. En revanche, les travailleurs pauvres à temps partiel en CDI sont des femmes dans trois cas sur quatre, à la tête d'une famille monoparentale dans trois cas sur dix, employées plus fréquemment dans la construction et les services aux particuliers. La moitié souhaiterait travailler à temps plein (contre 20 % des salariés en CDI à temps partiel non pauvres)⁽⁴⁰⁾.

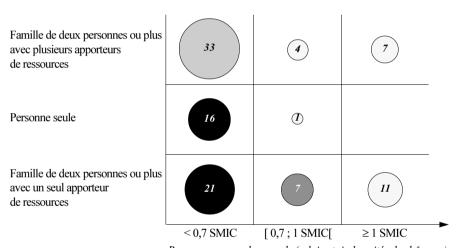
⁽³⁹⁾ Ces 870 000 pauvres, ayant connu le chômage tout ou partie de l'année, appartiennent à 670 000 ménages qui comptent aussi 670 000 autres personnes de 17 ans et plus et 640 000 enfants (de moins de 17 ans), ce qui fait qu'on peut évaluer à 2 180 000 le nombre de personnes dont la pauvreté est liée de près ou de loin au chômage, soit un peu moins de la moitié des 4,5 millions de pauvres de 1996.

⁽⁴⁰⁾ Notons toutefois que le temps partiel concerne aussi d'autres catégories de travailleurs pauvres, on l'a vu pour les indépendants, mais c'est aussi le cas de certains CDD et des situations mixtes avec chômage et emploi. Au total, un quart des travailleurs pauvres sont à temps partiel.

Enfin, les salariés pauvres en CDI à temps complet sont dans une situation stable vis-à-vis de l'emploi (deux tiers ont une ancienneté de cinq ans et plus dans leur entreprise), mais, non diplômés, à la tête d'une famille souvent nombreuse dans laquelle le conjoint ne travaille pas, ils se situent néanmoins sous le seuil de pauvreté monétaire.

En croisant pour les salariés pauvres, leurs revenus personnels (qui peuvent être inférieurs au SMIC annuel compte tenu de la durée et de l'intensité de l'emploi) et leurs situations familiales, on obtient une carte de la pauvreté des travailleurs où les risques de pauvreté sont plus forts quand les deux éléments (ressources personnelles faibles et charges de famille) se cumulent (voir graphique 14).

14. Répartition des salariés pauvres selon leurs revenus personnels et leur situation familiale



Revenus personnels annuels (salaire + indemnités de chômage)

Champ: Les travailleurs pauvres hors indépendants.

Note : Les pastilles sont proportionnelles à la part (au centre) des salariés pauvres dans chacune des configurations. La pastille est d'autant plus foncée que le risque de pauvreté est élevé (moins de 5 % pour le blanc, 12 % pour le gris clair, 32 % pour le gris foncé et de l'ordre de 60 % pour le noir).

Lecture : 21 % des salariés pauvres gagnent moins de 70 % du SMIC et sont l'unique apporteur de ressources d'une famille de deux personnes ou plus (situation familiale la plus propice à la pauvreté).

Source: Enquête Revenus fiscaux 1996, INSEE-DGI.

Une montée inéluctable de l'inégalité ?

Dans les chapitres précédents, nous nous sommes tournés vers le passé et nous sommes restés centrés sur la France. Nous allons tourner maintenant notre regard vers l'avenir et vers l'étranger.

La France à la remorque des États-Unis?

Ouand on cherche à prévoir ce que sera l'évolution de l'inégalité en France dans les décennies à venir, certains soutiennent qu'il faut regarder vers les États-Unis : l'Europe continentale étant soumise aux mêmes forces économiques mondiales que l'Amérique, on peut penser que la distribution du revenu suivra, avec un décalage temporel, le même chemin qu'outre-Atlantique (le Royaume-Uni étant déjà à mi-parcours). Il y a du vrai dans ce raisonnement : bien des forces à l'œuvre sont communes à tous les pays industrialisés et les États-Unis jouent souvent un rôle précurseur. Mais cette vision d'un avenir à l'américaine néglige d'importantes considérations. Elle oublie que la France a constamment suivi, historiquement, un autre chemin. Elle ne tient pas compte des différences en matière de régulation du marché du travail et de politique sociale. Elle néglige le fait que la montée de l'inégalité au Royaume-Uni est autant la conséquence d'un changement de politique redistributive que d'une évolution du marché du travail⁽⁴¹⁾. Il nous faut donc étudier de près les explications qui ont été avancées pour rendre compte de la montée de l'inégalité dans les pays anglo-saxons et voir jusqu'à quel point elles peuvent jouer dans le cas de la France et de l'Europe continentale.

Au cœur de la plupart des explications, on trouve l'idée que l'accroissement de l'inégalité des revenus en Amérique et le fort taux de chômage en Europe continentale s'expliquent tous deux par une baisse de la demande de main d'œuvre non qualifiée et une hausse de la demande de main d'œuvre qualifiée. Les causes de cette double évolution de la demande font encore débat (Dewatripont *et alii*, 1999). Pour les uns, elle serait due à la concurrence des pays récemment industrialisés (Wood, 1994); pour d'autres, elle

⁽⁴¹⁾ Elle reflète avant tout une réduction importante de la progressivité de l'impôt sur le revenu et un durcissement des conditions d'éligibilité aux prestations sociales assorti d'une baisse de leur montant.

serait la conséquence d'évolutions technologiques requérant un travail plus qualifié, à savoir l'apparition des nouvelles technologies de l'information et de la communication (NTIC); à moins qu'il ne s'agisse d'un déplacement de la demande vers des secteurs employant surtout une main d'œuvre qualifiée. Mais quelle que soit la cause, la réduction de la demande de main d'œuvre non qualifiée a deux conséquences : ou bien son niveau de rémunération baisse, ou bien c'est le chômage qui augmente là où il existe un salaire minimum légal ou un système de protection sociale empêchant les salaires de baisser. Nous sommes donc en présence d'une explication unificatrice : une cause unique entraînant des conséquences différentes aux États-Unis et en Europe continentale. Elle a aussi l'avantage d'expliquer pourquoi les pays européens n'ont pas tous été frappés de la même façon : ainsi les pays scandinaves, où la qualification de la main d'œuvre est plus homogène, ont été les moins affectés.

Cette explication par une évolution de la demande de main d'œuvre contient, à l'évidence, une bonne part de vérité, mais elle mérite d'être examinée de plus près.

Commerce et mondialisation engendrent-ils inéluctablement plus d'inégalités ?

L'idée selon laquelle c'est la concurrence accrue des pays récemment industrialisés qui a réduit la demande de main d'œuvre non qualifiée dans les pays de l'OCDE est presque un cas d'école de la théorie néoclassique du commerce international, qui veut que la liberté des échanges engendre une égalisation des prix des facteurs de production même en l'absence d'une mobilité de ces facteurs. Pour les pays industrialisés, une augmentation des importations des biens dont la production requiert avant tout une main d'œuvre non qualifiée a pour conséquence soit de réduire les salaires de ces travailleurs peu qualifiés dans les pays riches où les rémunérations sont flexibles (États-Unis); soit d'accroître le chômage dans les pays industrialisés où un salaire minimum légal et des aides sociales empêchent les rémunérations des moins qualifiés d'être tirées vers le bas. Néanmoins, on objectera à cette thèse qu'elle accorde une importance irréaliste à l'égalisation du prix des facteurs, et que l'analyse théorique ne peut être appliquée de cette façon, pour des raisons exposées par Davis (1998) : si l'Amérique et l'Europe continentale produisent toutes deux les biens qui doivent affronter la concurrence des pays récemment industrialisés, alors le salaire plancher en Europe empêche les prix relatifs de chuter et les États-Unis ne sont pas affectés par la concurrence asiatique : c'est l'Europe qui subit le plus gros du choc, qu'elle paie en chômage. D'un autre côté, si l'Europe a cessé de produire les biens en question, puisque son système de protection des salaires l'empêche d'être compétitive, elle n'est pas affectée par l'afflux des produits importés. Comme l'ont noté Cortes, Jean et Pisani-Ferry (1999), dans le cas de la France, « il devient de plus en difficile de perdre des emplois dans des secteurs comme l'habillement ou la chaussure, où les

ajustements appartiennent au passé ». Dans le « cas d'école », ou bien c'est le premier point qui ne peut pas s'appliquer, ou bien c'est le second. L'explication par les flux commerciaux n'est donc pas une simple application de la théorie classique du commerce international à la Heckscher-Ohlin. Même s'il y a des arguments théoriques en faveur de l'alternative baisse des salaires/chômage, le modèle doit être enrichi.

Beaucoup de travaux empiriques ont été effectués pour vérifier cette hypothèse d'un rôle décisif du commerce international (pour un « survey », voir Jean, 2001). Les interactions avec le progrès technique, ou avec les investissements directs à l'étranger peuvent avoir un impact mais, en ce qui concerne les exportations des pays en voie de développement, on ne trouve guère de preuves qu'elles aient eu un impact important sur les salaires et le chômage. Ceci est dû en partie à la taille relativement modeste de ces flux commerciaux. Empiriquement, l'hypothèse d'un effet du commerce international est confrontée à une autre difficulté : c'est en haut de la distribution que les écarts salariaux n'ont cessé de se creuser, ce qui nécessite d'envisager une autre hypothèse, elle aussi liée à la mondialisation, celle d'une mobilité différentielle : si les salariés en haut de la distribution des salaires sont internationalement mobiles, alors leurs salaires sont fixés sur un marché mondial du travail. Dans ce cas, pour les dirigeants d'entreprise français, le groupe de référence serait leurs homologues américains. On peut invoquer également des phénomènes de contagion salariale au sein des multinationales. Abowd et Kaplan, (1999) ont comparé les rémunérations totales des dirigeants d'entreprise (pour des sociétés dont le chiffre d'affaires est compris entre 200 et 500 millions de dollars) et leur évolution entre 1984 et 1996. En France, l'augmentation en huit années a été de 66 %, alors qu'aux États-Unis, leurs rémunérations ont plus que doublé. Certes, ces chiffres sont à considérer avec prudence. Les données sont partielles, leur comparabilité d'un pays à l'autre et dans le temps est sans doute fragile et surtout, elles ne permettent pas de situer ces dirigeants d'entreprise dans la distribution totale. Il se peut par exemple qu'ils se substituent progressivement à des professions en déclin, et que l'inégalité totale ne soit pas affectée. Quoiqu'il en soit, la question de la détermination des rémunérations des managers reste posée et l'on ne peut que regretter que la statistique publique ne s'y soit guère intéressée jusqu'à présent. Dans un article célèbre, Freeman (1995) demandait : « Vos salaires sont-ils fixés à Pékin ? » Mais, pour le haut de l'échelle, la bonne question serait sans doute : « Vos salaires sont-ils fixés à New York? ».

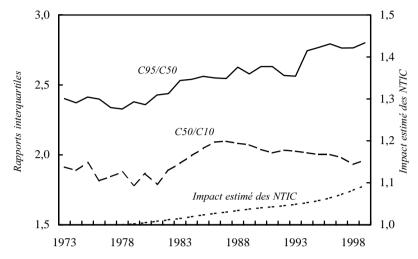
Faut-il avoir peur des nouvelles technologies et de la nouvelle économie ?

Une autre explication, on l'a vu, veut que les inégalités croissantes de salaires soient dues aux récents progrès des NTIC, qui demandent avant tout une main d'œuvre qualifiée. Comme l'explication par le développement du commerce international, celle-ci a été renforcée par le caractère simultané des deux évolutions.

La première génération d'études (Bound et Johnson, 1992 par exemple) sur l'effet des NTIC concluait qu'il est difficile de rendre compte de la baisse du salaire relatif des moins qualifiés à l'aide de déterminants observables et avançait sur cette base que la plus grande part de cette baisse est imputable à un trend résiduel, que certains interprétaient comme un « biais technologique » en faveur du travail qualifié. Krusell, Ohanian, Rios-Rull et Violante (2000) montrent cependant qu'il n'est pas nécessaire de faire appel à l'hypothèse d'un biais technologique inéluctable (c'est-à-dire résiduel dans le modèle explicatif, donc non contrôlable) pour expliquer l'évolution du salaire relatif des non qualifiés aux États-Unis. La modification des prix relatifs des facteurs de production sous l'hypothèse de la complémentarité du travail qualifié au capital suffit à expliquer l'essentiel de la dégradation de la position relative des moins qualifiés. La baisse du coût du capital, qui est liée aux innovations, est favorable au développement du stock d'équipements productifs et donc de la demande de travail qualifié, qui lui est complémentaire. Mais cette tendance, qui transite par le rapport des prix relatifs, réduit au contraire la demande de travail peu qualifié.

Mais la plupart de ces modèles se heurtent immédiatement à une objection : l'augmentation des disparités salariales n'a pas coïncidé avec une croissance de la productivité agrégée mais avec son ralentissement (Aghion et alii, 1999). Une autre manière de formuler l'objection est celle du célèbre « paradoxe de Solow », qui constatait que « les ordinateurs sont partout sauf dans les statistiques de la productivité » : le plus important ici est la date (1987) à laquelle Solow a fait cette remarque. Alors qu'on admet aujourd'hui, et Solow lui-même, qu'il y a bel et bien eu un « saut » de la productivité aux États-Unis dans la seconde moitié des années quatre-vingtdix (Oliner et Sichel, 2000), la plupart des observateurs en doutaient fortement jusqu'à une date récente. Et pourtant, c'est dans les années quatrevingt (voire plus tôt) que les disparités de salaires commencent à croître en Amérique (depuis la fin des années quatre-vingt, l'accroissement des écarts salariaux ne s'observe plus qu'au sommet de l'échelle). Le graphique 15 donne les ratios des salaires américains et l'effet cumulatif de l'impact sur la production de l'informatique (matériels et logiciels) et des équipements de communication (Oliner et Sichel, 2000). Notons qu'à l'évidence, ces dépenses d'équipement ne partaient pas de zéro avec les NTIC : la moyenne pour les années 1974-1978 a été soustraite pour obtenir le total net en plus de ce qui aurait été attendu sans cela. En cherchant à identifier la part spécifiquement due aux nouvelles technologies, plutôt qu'à un effet de productivité agrégée, ce graphique renforce la crédibilité de l'explication par le progrès technique dans les années quatre-vingt, mais l'accélération de la fin des années quatre-vingt-dix n'est pas reflétée dans les chiffres sur les salaires. Le ratio 95° centile / médiane n'augmente pas plus rapidement et le ratio médiane / premier décile va dans la « mauvaise » direction.

15. Inégalités de salaire et impact cumulatif des NTIC aux États-Unis



Lecture : Contribution à la croissance de la production réelle estimée hors agriculture aux États-Unis (échelle de gauche), moins la moyenne pour 1974-1978, cumulée depuis 1979 (échelle de droite).

Sources: Oliner et Sichel, (2000) et Economic Policy Institute Datazone (2001). Les données sur les revenus se rapportent au salaire horaire de l'ensemble des salariés.

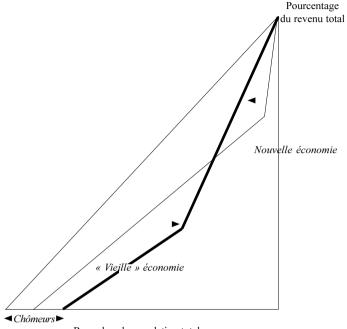
L'hypothèse d'un impact du progrès technologique, comme celle d'un effet du commerce international, doit être affinée, ce qui peut se faire de différentes façons (voir Aghion et alii, 1999). L'une d'elles, qui pose le problème en termes de « technologies d'utilité générale », montre que les entreprises ont dû expérimenter les nouvelles technologies avant d'en tirer des gains de productivité, et que l'introduction accélérée des innovations a, dans un premier temps, entraîné un ralentissement de la productivité. Les qualifications se trouvent soit dans des équipements soit dans la main d'œuvre, si bien que le transfert de celle-ci vers un secteur de pointe implique une perte des qualifications acquises dans les technologies antérieures. Il y a de bonnes raisons de penser que l'adoption des nouvelles technologies n'accroît pas à elle seule la productivité et qu'elle doit être complétée par des changements dans l'organisation du travail. Bresnahan *et alii* (1999) ont montré, dans le cas américain, au niveau de l'entreprise, qu'il y a une forte complémentarité entre les investissements dans les nouvelles technologies et les changements dans l'organisation du travail (flexibilité des tâches, travail d'équipe, réduction des hiérarchies).

Plusieurs des études consacrées à l'impact des nouvelles technologies mettent l'accent sur les changements structurels comme l'adoption d'une nouvelle technologie d'utilité générale ou la réorganisation du travail.

Quelles en sont les implications pour l'inégalité sur le marché du travail ? La question a été traitée par Lindbeck et Snower (1996), pour qui il y a eu passage d'une organisation « tayloriste » (où, dans les grandes entreprises, à forts coûts fixes, différents travailleurs effectuent des tâches différentes, dans un cadre hiérarchisé) à une organisation « holistique », où les travailleurs passent très souplement d'une tâche à l'autre, où la production se fait au sein d'une équipe, sans hiérarchie, et où les coûts fixes sont relativement peu importants. Conséquence des nouvelles technologies et de la formation du capital humain, cette seconde formule engendre des profits et des salaires plus élevés, si bien que lorsque la différence devient supérieure aux coûts de restructuration, les entreprises tayloristes s'y convertissent. À cette transformation s'en ajoute une autre, l'abandon des négociations collectives, ce qui explique aussi que la dispersion des salaires soit plus forte dans le secteur holistique que dans le secteur tayloriste. Pour Lindbeck et Snower (1999), ce sont ces changements dans l'organisation du travail qui expliquent l'accroissement de la disparité des salaires aux États-Unis dans les années quatre-vingt : la « révolution de l'organisation » aide à comprendre pourquoi la dispersion des salaires américains est restée raisonnablement stable entre le début des années cinquante et le milieu des années soixantedix, mais s'est nettement accrue par la suite (Snower, 1999, p. 111).

L'analyse de Lindbeck et Snower est, sur des points essentiels, proche de celle de Kuznets, puisqu'elle met en avant un changement structurel. Kuznets s'intéressait au passage de l'agriculture traditionnelle à l'industrie moderne, alors que Lindbeck et Snower parlent du passage d'une industrie « traditionnelle », dite tayloriste, à une forme d'entreprise nouvelle, qualifiée d'holistique (à quoi ils ajoutent un troisième secteur, composé de ceux qui ont été rejetés par les entreprises tayloristes et n'ont pas pu trouver d'emploi dans la nouvelle économie). Mais la découverte fondamentale du modèle de Kuznets était que l'impact distributionnel du changement structurel est ambigu: la même force peut, dans un premier temps, accroître l'inégalité, et, dans un second temps, la réduire (d'où sa fameuse courbe en cloche). La réorganisation progressive de la production peut donc finir par entraîner une diminution de l'inégalité. À n'importe quel moment, la courbe de Lorenz peut se déformer, traduisant une réduction des inégalités en certains point de la distribution et une augmentation en d'autres. Cette analyse apporte peut-être une solution à la dimension distributionnelle du paradoxe de Solow, puisque la distribution peut être affectée différemment à différents moments. La phase de « dégraissage » du secteur tayloriste peut entraîner dans un premier temps une hausse du chômage (ou de l'emploi à bas salaire) – voir graphique 16, qui montre une situation stylisée à la Lindbeck-Snower (1996). La pente de la courbe de Lorenz indique la relation entre le salaire et le revenu moyen. La croissance du secteur tayloriste après sa restructuration entraîne une hausse du revenu moyen et l'avantage relatif de ceux qui sont employés dans les entreprises holistes commence à se réduire. Comme dans le modèle de Kuznets, l'effet total est ambigu : ainsi que l'a souligné Askenazy (2000), nous sommes en présence de forces contradictoires.

16. Effet stylisé de la nouvelle économie sur la courbe de Lorenz



Rang dans la population totale

L'explication par la nouvelle organisation du travail met également en avant un changement dans la méthode utilisée pour fixer les salaires, et c'est à cette explication qu'il faut recourir pour rendre compte du fait que l'impact le plus fort s'observe au sommet de la distribution. Ce qui veut dire qu'il ne faut pas limiter l'analyse à la structure industrielle, mais considérer également le processus selon lequel les rémunérations sont fixées. La détermination du salaire s'opère dans un contexte institutionnel : Goux et Maurin (2000) considèrent que si l'impact du progrès technique est différent en France et aux États-Unis, c'est en raison de la réglementation du marché français du travail. Bien entendu, les régulations peuvent changer. Les changements dans les différentiels salariaux peuvent être le reflet de changements dans l'organisation du marché du travail et dans les accords sociaux qui le régulent. C'est là qu'on peut s'attendre à voir les pays diverger : au Royaume-Uni, les conventions collectives ont été remplacées par une individualisation du contrat de travail (Metcalf, Hansen et Charlwood, 2000), et l'Américain Paul Samuelson faisait observer il y a peu : « Aujourd'hui, à quatre-vingt ans, je retrouve la situation qui prévalait à l'époque de mes huit ans [1923] : peu de travailleurs syndiqués, et presque rien du pouvoir économique que donnent la syndicalisation et la négociation collective [...]. En matière de négociation, d'embauche et de licenciement, les employeurs américains ont les coudées bien plus franches que dans les décennies précédentes » (1997, p. 9 et 11).

D'une façon plus générale, offre et demande ne font que poser des limites aux possibles différentiels des salaires : à l'intérieur de ces limites, il y a place pour la négociation des partenaires sociaux, pour les accords collectifs ou la réglementation. Il est tout à fait possible qu'il y ait plus d'une formule économiquement viable et que les différentiels salariaux observés reflètent soit l'Histoire, soit les caractéristiques intrinsèques de tel marché national du travail. Supposons qu'il existe une norme sociale limitant la mesure dans laquelle les salaires individuels reflètent la productivité potentielle des différents salariés : dans ce cas, la rémunération de l'employé comprend une fraction de sa productivité et une somme forfaitaire versée à chacun. Un tel système étant fortement redistributif, il est clair que les travailleurs faiblement productifs seront favorables au maintien de cette norme, mais d'autres l'accepteront aussi, quand bien même ils pourraient gagner davantage si la norme était supprimée, car, s'ils ont été jusque-là convaincus que la norme était une bonne chose, exiger sa suppression engagerait leur réputation. La perte de salaire qu'ils consentent est d'autant plus élevée que la proportion de la population qui, à un moment donné, est convaincue des bienfaits de la norme, est grande. Les employeurs sont, eux aussi, soucieux de leur réputation : ils déterminent leur politique salariale (c'est-à-dire l'acceptation ou non de la norme sociale) en comparant les profits potentiels, ce qui dépend de la proportion et des caractéristiques des travailleurs qui acceptent ou non un système de salaires différenciés. Le processus ressemble à celui du basculement identifié par Schelling (1978). Les points d'équilibre intérieurs au domaine de solutions peuvent être instables, et, en fonction des conditions initiales, une société tend à converger soit vers un fort degré de soumission à cette norme, soit vers un refus presque général de l'accepter.

C'est ce type de norme salariale qui peut expliquer les inégalités des rémunérations entre différents pays. L'adhésion à des normes salariales dépend, par exemple, de l'importance des différences dans la productivité sous-jacente. Là où la population est relativement homogène, on a plus de chance d'observer une adhésion à des normes égalitaristes, si bien que les deux éléments, l'un exogène (les différences de productivité) et l'autre endogène (le degré d'adhésion à la norme) se combinent pour expliquer la faible dispersion des salaires. Le modèle aide aussi à expliquer des épisodes de croissance ou de diminution de la dispersion. Un choc exogène peut faire passer une société d'un équilibre dans la soumission aux normes salariales (où les salaires sont donc relativement peu dispersés) à une autre forme d'équilibre où chacun est rémunéré selon sa productivité. Ce choc exogène peut être le fait que les employeurs accordent moins d'importance à leur réputation; il peut aussi être un reflet de changements intervenus sur le marché des capitaux, poussant à rechercher des profits à plus court terme : on observera alors un élargissement de l'éventail des salaires, plus étroitement liés à la productivité individuelle. Osterman (1999), s'appuyant sur des études empiriques, conclut que, dans le cas des Etats-Unis, les considérations d'équité à l'intérieur de l'entreprise ont moins d'importance dans la fixation des salaires : c'est désormais la récompense de la performance individuelle qui est au premier plan.

Que retenir pour la France?

Plusieurs explications possibles à la hausse des inégalités observée aux États-Unis et au Royaume-Uni sont en concurrence, chacune avec ses forces et ses faiblesses. Celles qui ont été poussées le plus loin (les théories sur le rôle du commerce international et des nouvelles technologies) essayaient d'expliquer un phénomène (la baisse relative de la rémunération du travail non qualifié aux États-Unis) qui ne semble avoir été ni permanent ni universel. Nous l'avons vu, aucune des deux théories ne réussit, sous sa forme la plus simple, à expliquer les faits d'ensemble. Les théories plus élaborées, sur la restructuration de l'économie, la réorganisation du travail ou le changement dans les normes salariales soulignent la complexité des interrelations en jeu. Les effets sont ambigus et ne se prêtent pas à une formulation simple. Des forces variées sont à l'œuvre, qui affectent de façon différenciée le haut de la distribution des salaires et le bas de la distribution.

Concernant les très hauts salaires, on peut se risquer à une prédiction simple : si les hauts salaires sont vraiment gouvernés par le marché mondial, il semble alors peu probable que la France ne soit pas touchée à terme, par effet de contagion.

En ce qui concerne les moins qualifiés, si l'on peut identifier un certain nombre de facteurs de fragilisation de leur situation, rien n'autorise à en conclure que ces facteurs doivent conduire à un accroissement permanent de l'inégalité au sein de nos sociétés. Il est très important de considérer les aspects dynamiques de cette question. À court terme les évolutions commerciales, technologiques et organisationnelles et les mouvements de la demande et des prix relatifs des facteurs de production sont défavorables aux moins qualifiés, même s'il est difficile de quantifier leurs effets. À long terme, en théorie du moins, les individus devraient s'adapter à la nouvelle donne en changeant de secteur d'activité, en se formant, etc. et les inégalités devraient régresser. Certains auteurs (Welch, 2000) rappellent d'ailleurs que les salaires sont aussi des prix et que comme tout système de prix, ils véhiculent l'information qui permet aux individus d'optimiser leurs choix, notamment d'investissement individuel en capital humain : si le rendement des diplômes (mesuré par le salaire relatif des diplômés et des non diplômés) augmente, les individus sont incités à mieux se former.

De tels ajustements cependant requièrent du temps, dont ne disposent pas toujours les individus qui subissent par exemple les restructurations liées à l'introduction des NTIC ou à l'intensification de la concurrence dans leur secteur d'activité. Quelles sont alors les politiques publiques adaptées ? Augmenter les barrières commerciales pour protéger la main d'œuvre non qualifiée nationale serait en tout état de cause une stratégie inadaptée. Ce serait se priver des bénéfices liés à l'intensification des échanges et de la compétition internationale tout en étant insuffisant pour stabiliser la situation des moins qualifiés. En effet, le travail peu qualifié n'est pas seulement en compétition avec celui des pays en voie de développement, il est aussi en compétition avec un capital de plus en plus efficace et de moins en

moins cher. Taxer les équipements productifs n'est certainement pas la meilleure solution en termes d'efficacité de l'économie. Un des moyens possibles pour les pouvoirs publics à court terme est de jouer sur les prix relatifs des facteurs de production. Les politiques d'allégement du coût du travail au niveau du SMIC initiées en France vont dans ce sens, et comme l'a montré le chapitre 2, un faisceau d'éléments indique qu'elles ont eu un impact certain.

Il faut rappeler aussi que la loi de l'offre et de la demande détermine certes la fourchette dans laquelle doit s'établir le salaire relatif des moins qualifiés (ou plutôt le coût relatif de leur travail) pour garantir une efficacité suffisante de l'économie, mais que, dans ces limites, il y a place pour la négociation collective. L'évolution des salaires relatifs des moins qualifiés n'est pas le pur produit des forces du marché, mais reflète aussi le degré d'aversion à l'inégalité d'une société. Les partenaires sociaux ont leur rôle à jouer lors des négociations salariales. Le modèle salarial individualiste n'est pas le seul compatible avec les nouvelles technologies et les nouveaux modes d'organisation du travail et de la production.

La nouvelle économie ne nous entraîne donc pas fatalement vers plus d'inégalités.

TROISIÈME PARTIE

PERSPECTIVES

Lutter contre les inégalités économiques

Une amélioration spontanée ?

Comment la forte reprise initiée mi-1997 sur le marché du travail a-t-elle rejailli sur les inégalités et la pauvreté ? Compte tenu des délais de disponibilité des enquêtes habituellement utilisées, il n'est pas encore possible tracer un bilan détaillé des années récentes et il faut nous fonder sur des indicateurs partiels utilisant d'autres sources de données.

Les jeunes diplômés sont les premiers bénéficiaires de la reprise récente

L'amélioration de l'activité économique observée depuis le milieu de l'année 1997 a fortement fait reculer le chômage. En mars 2001, le nombre de chômeurs s'établissait à 2,3 millions de personnes soit 8,7 % de la population active alors qu'en juin 1997 le taux de chômage culminait à 12,6 %. C'est le taux le plus bas depuis août 1990. De plus, cette baisse du chômage a été beaucoup plus spectaculaire que celle qui a marqué la période de reprise économique de la fin des années quatre-vingt, et son rythme en 2000 a été deux fois plus élevé que le rythme moyen observé chez nos principaux partenaires européens.

Une conjoncture favorable et une politique de l'emploi volontariste ont entraîné une amélioration spectaculaire de l'emploi et notamment de l'emploi des jeunes. Cela a permis en outre d'absorber sans difficulté les entrées supplémentaires sur le marché du travail liées à la suppression du service national. Ainsi, le taux de chômage des jeunes tout juste sortis du système scolaire (depuis environ 9 mois) est retombé à 25 % contre 30 % en janvier 1999 et mars 1998, et 34 % en mars 1997. Plus de 60 % de ceux qui sont sortis de l'école en 1999 occupent un emploi en mars de l'année suivante, contre à peine 40 % pour les générations sorties au cours des années 1993-1997.

Alors que l'amélioration des trois dernières années a été pleinement engrangée par les jeunes diplômés en phase d'insertion, ce sont les moins diplômés qui en ont le moins tiré profit. Entre mars 1997 et mars 2000, le taux de chômage des jeunes sortis du système scolaire depuis moins de cinq ans a décru de 7 points pour les diplômés du supérieur (de 17 à 10 %) et de 9,5 points pour les bacheliers (de 28,5 à 19 %), contre à peine 4 points

pour les non diplômés ou titulaires du seul brevet, dont le niveau de chômage est pourtant beaucoup plus élevé (de 46 à 42 %). De même, le « déclassement » des jeunes s'est stabilisé au cours des dernières années, voire réduit pour les diplômés des grandes écoles et troisièmes cycles universitaires (Gautié et Nauze-Fichet, 2000).

La réforme du service national, qui touche d'abord les sortants les plus jeunes et a provoqué un afflux de non diplômés, et la montée en charge des emplois-jeunes (emplois qualifiés, plus souvent occupés par des jeunes diplômés) ont vraisemblablement pesé sur ces évolutions. Cependant l'influence du niveau de formation initiale sur l'insertion est si déterminante qu'il a souvent été écrit que le diplôme constituait « le meilleur rempart contre le chômage ». Pour les plus diplômés, le taux de chômage se stabilise au bout de trois à quatre années (aux environs de 7 %) contre plus de dix ans pour les non diplômés (à un niveau quatre fois supérieur!).

À l'autre extrémité du cycle de vie professionnel, les plus de cinquante ans n'ont bénéficié de la reprise de l'emploi que plus tardivement, à partir de l'automne 1999 (leur taux de chômage est retombé à 7,8 % fin 2000, soit une baisse d'un point en un an) comme si les employeurs, après avoir résisté à embaucher des seniors, s'y étaient résignés face aux difficultés de recrutement. Compte tenu du poids démographique important qu'a pris cette catégorie à partir du milieu des années quatre-vingt-dix, avec le début de la vague du « Baby-Boom » dont les effets devraient se poursuivre pendant encore une quinzaine d'années, une évolution dans l'attitude des employeurs face à l'embauche de travailleurs âgés est souhaitable (Gauron, 2000 et Pisani-Ferry, 2000).

Avec le recentrage de la politique de l'emploi vers les publics prioritaires (chômeurs de longue durée, allocataires du RMI...), le nombre de chômeurs de longue durée a diminué de 200 000 personnes entre mars 1998 et mars 2000, avec même une décroissance légère de leur proportion parmi l'ensemble des chômeurs (de 41 à 40 %). Selon les statistiques de l'ANPE, ce mouvement se serait accéléré pendant l'année 2000, et le poids des chômeurs de longue durée parmi les demandeurs d'emploi des catégories 1, 2, 3, 6, 7 et 8 serait passé de 40,5 % en mars 1998 et mars 2000 à 37,6 % en mars 2001.

Quelle amélioration de la qualité des emplois créés ?

Les disparités de risque de chômage par catégorie socioprofessionnelle se sont réduites. Le taux de chômage des ouvriers, groupe le plus exposé au chômage, a également fortement régressé (de 3 points de mars 1997 à mars 2000) pour s'établir à 12,4 %, au même niveau que celui des employés. De même, le sous-emploi des personnes travaillant à temps partiel (personnes qui souhaiteraient travailler davantage dont le taux est particulièrement élevé en France) a baissé de 4 points depuis 1997 et s'établit actuellement à un tiers (36 %) des personnes travaillant à temps partiel.

En revanche, la part des emplois temporaires (intérim, CDD, emplois aidés) a continué de progresser pendant la période de forte croissance des dernières années : elle est passée de 8 à 9,6 % de mars 1997 à mars 2000 pour l'emploi salarié des secteurs privé et semi-public et les nouvelles formes d'emploi ont contribué à 27 % de la croissance de l'emploi salarié des trois dernières années. Parmi ces emplois, c'est la forte croissance du recours à l'intérim qui est déterminante, la proportion des contrats à durée déterminée étant restée stable. Faut-il en conclure que la croissance quantitative de l'emploi irait de pair avec une réduction de la qualité de ceux-ci? Les indicateurs conjoncturels de l'ANPE indiquent une progression sensible de la part des offres d'emploi en CDI depuis la mi-1999. De même, la part de l'intérim s'effrite depuis mars 2001. Il semble donc qu'au fur et à mesure que la croissance se consolide, les formes particulières d'emploi, qui ont tendance à se développer en début de cycle, amorcent leur décrue. Globalement, la phase ascendante du cycle conjoncturel des années 1997-1998 a semble-t-il moins sollicité le recours aux emplois temporaires que la phase de reprise de 1994-1995. Toutefois, Gubian et Ponthieux (2000) mettent en évidence la plus forte incidence mais aussi la plus forte progression de la part des emplois à durée limitée parmi les ouvriers et employés non qualifiés. Représentant 17 % des emplois non qualifiés contre 8 % parmi les emplois qualifiés en 2000, les emplois temporaires se sont développés au rythme de 11.4 % par an de 1994 à 2000 chez les non qualifiés contre 9.8 % chez les qualifiés.

La reprise économique s'est aussi accompagnée d'une baisse significative de la proportion de bas salaires, qui s'établit à 16,5 % en mars 2000 contre 18,4 % en 1995 selon l'enquête sur l'emploi. Plus précisément, le taux de bas salaire parmi les salariés à temps complet est passé de 8,3 % en 1995 à 6 % en 2000 et le pourcentage de bas salaires parmi les temps partiels a décru de 72,6 à 67,9 % sur la même période.

Stabilité des inégalités de salaires

Avec la forte reprise de la mi-1997, des tensions sont progressivement apparues sur le marché du travail concernant la main d'œuvre qualifiée, voire très qualifiée. On n'observe pas cependant d'augmentation des inégalités de salaires à temps plein (complément G), quel que soit l'indicateur d'inégalité utilisé. Tout au plus, si on affine l'analyse pour le haut de la distribution, observe-t-on depuis deux-trois ans une petite échappée des hauts salaires (dernier décile) et plus nettement des très hauts salaires (dernier centile) : de 1998 à 1999, le rapport D9/D5 passe de 2,61 à 2,63 et C99/D5 passe de 4,59 à 4,67. C'est au sein du centile le mieux payé de la population que l'on décèle une évolution un peu plus marquée : entre 1996 et 1999, l'écart s'est creusé entre les gros salaires (le bas du dernier centile) et les très gros salaires (les trois pour mille les mieux payés⁽⁴²⁾). Ainsi C99,7/C99

⁽⁴²⁾ Notons que précisément, les stocks-options non comprises dans les statistiques concernaient (en 1998) environ trois salariés sur mille.

passe de 1,46 en 1996 à 1,49 en 1999 et C99,9/C99 de 2 à 2,07 sur la même période⁽⁴³⁾. Ces évolutions récentes doivent être relativisées au regard du mouvement de long terme concernant les « hauts salaires » (chapitre 2).

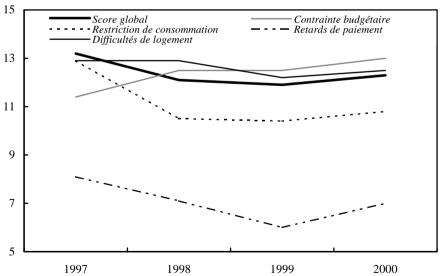
En ce qui concerne les autres revenus des ménages, les sources fiscales (complément D) confirment le décollage conjoncturel du revenu des 3 000 foyers fiscaux les plus riches (un sur dix mille) entre 1997 et 1999, décollage qui tient notamment à la réalisation des plus-values boursières latentes considérables engrangées sur la période récente. Mais on est là encore en présence d'un phénomène conjoncturel bien plus que structurel.

Premiers signes de décrue de la pauvreté

Les enquêtes permanentes sur les conditions de vie des ménages de l'INSEE donnent des indications sur l'évolution du revenu déclaré par les ménages. Entre 1996 et 2000, on ne décèle aucune évolution significative du taux de pauvreté monétaire, que ce soit sur l'ensemble de la population ou sur la population en âge de travailler. Tout au plus observe-t-on que la baisse structurelle de la pauvreté des retraités semble se poursuivre lentement.

En revanche, cette enquête recense un nombre significatif de difficultés de la vie quotidienne permettant d'élaborer différents « scores » de conditions de vie. Globalement, la pauvreté ainsi appréhendée comme la proportion des ménages cumulant un grand nombre de difficultés semble s'être réduite à partir de 1997 (voir encadré 6).

17. Taux de pauvreté d'après les conditions de vie (1997-2000)



Source: Enquêtes EPCV de mai.

⁽⁴³⁾ Rappelons que pour 1999, C99 s'élève à 512 000 francs nets par an et qu'un décile de centile correspond à environ 11 000 salariés.

6. Les conditions de vie des plus défavorisés s'améliorent depuis 1997

La mesure de la pauvreté à partir des conditions de vie se fonde sur une batterie d'indicateurs relevant les difficultés que rencontrent certains ménages: budget trop serré, retards de paiements, restrictions de consommation, mauvaises conditions de logement. Un ménage est considéré comme pauvre selon cette approche s'il cumule un grand nombre de difficultés. La mesure de la pauvreté à partir des conditions de vie est complémentaire de la mesure de la pauvreté à partir du revenu monétaire. Entre mai 1997 et mai 2000, la proportion de ménages cumulant un grand nombre de difficultés s'est réduite. L'amélioration est surtout perceptible dans le domaine des restrictions de consommation et des retards de paiement (graphique 17).

Définitions

Pauvreté en termes de conditions de vie : un score de déprivations est construit à partir des difficultés qu'exprime le ménage lorsqu'il est interrogé dans une enquête par sondage. Par exemple, dans les enquêtes PCV, vingt-huit indicateurs sont suivis. Ces vingt-huit indicateurs sont répartis en quatre groupes :

- indicateurs de contrainte budgétaire : difficulté à équilibrer les ressources et les dépenses du ménage ;
- indicateurs de retards de paiement : le ménage n'a pas pu payer à temps certaines échéances ;
- indicateurs de restrictions de consommation : privations en matière de consommation ;
- indicateurs de difficultés de logement : le ménage estime avoir un logement trop petit, trop sombre...

Le score global de déprivations est construit en comptabilisant simplement le nombre de réponses positives aux vingt-huit questions posées. Le ménage est considéré comme pauvre si le score dépasse un certain seuil, choisi de façon à retrouver environ 10 % de ménages pauvres. Dans l'étude réalisée d'après l'enquête PCV le seuil correspondait à au moins huit difficultés. Ce seuil est arbitraire : seules comptent les évolutions du taux de pauvreté, et non son niveau. Des scores partiels peuvent être construits pour chacun des quatre groupes d'indicateurs, ce qui permet de définir quatre taux de pauvreté.

Une autre manière d'apprécier indirectement l'évolution de la pauvreté est d'analyser les tendances observables parmi les allocataires de minima sociaux. Pour la première fois depuis sa création, le nombre de bénéficiaires du RMI en métropole a baissé au cours de l'année 2000 (de plus de 5 % contre des augmentations de + 2,5 % en 1999, + 3,8 % en 1998, + 5,8 % en 1997...). En fait, la stabilisation puis la décroissance du nombre de bénéficiaires seraient intervenues plus tôt, dès 1999, si les réformes de fin 1998 et début 1999 n'avaient étendu le champ des bénéficiaires potentiels (dévelop-

pement de l'intéressement, revalorisations...). Dès 1999, la part des jeunes de moins de 30 ans a décru ainsi que la part des hommes et des allocataires récents (moins d'un an), témoignant du recentrage progressif du RMI sur les populations les plus en difficulté, tendance confortée par les données rassemblées par les diverses associations de lutte contre l'exclusion. Cornilleau et *alii*, (2000) évaluent différentes élasticités du RMI : une hausse de 1 % de l'emploi devrait conduire à une baisse de 2 % des allocataires ; une augmentation du barème du RMI de 1 % conduirait à une hausse du nombre d'allocataires de 0,4 % et un point de taux de couverture supplémentaire du chômage ferait baisser de 0,8 % les effectifs de Rmistes. Compte tenu des effets démographiques, les auteurs estiment à 400 000 la création nette d'emplois nécessaire pour stabiliser le nombre d'allocataires en l'absence d'autres effets.

La baisse du chômage ne suffit pas

Il peut paraître surprenant que dans un contexte de baisse marquée du chômage, le recul de la pauvreté ne soit pas plus manifeste. Essayons de mieux comprendre les liens entre chômage et pauvreté.

Si, comme l'a montré le chapitre 4, le chômage est l'une des principales causes de pauvreté puisque 48 % des personnes pauvres vivent dans un ménage où au moins un actif a connu le chômage au cours des 12 derniers mois, chômage et pauvreté ne sont toutefois pas synonymes. En 1996, 80 % des ménages où au moins un actif était au chômage n'étaient pas pauvres au sens monétaire. Ainsi, une baisse du chômage ne concernera directement que 40 % des ménages pauvres (48 % des individus) et exercera ses effets bénéfiques sur de nombreux ménages (couples bi-actifs essentiellement) situés au-dessus du seuil de pauvreté, ce qui tirera vers le haut le niveau de vie médian, donc le seuil (relatif) de pauvreté et le nombre de pauvres.

Pour essayer d'appréhender statistiquement ces divers effets, on a procédé à différentes simulations. La première donne un majorant de l'effet de la baisse du chômage sur le taux de pauvreté. Entre mars 1997 et mars 2000 la baisse de 2,3 points du chômage a entraîné une baisse de 17 % du nombre de ménages comportant un chômeur. Les hypothèses favorables suivantes sont retenues :

- sortir du chômage fait sortir de la pauvreté (hypothèse forte car on sait bien que de nombreux ménages pauvres ne sont pas concernés par le chômage; c'est le cas des travailleurs pauvres);
- la baisse du chômage concerne autant les ménages pauvres que non pauvres (hypothèse optimiste compte tenu du fait que le chômage a plus décru pour les chômeurs diplômés, plus fréquemment au-dessus du seuil de pauvreté...);
- la situation des autres ménages pauvres n'évolue pas et le seuil de pauvreté n'a pas changé (alors qu'il devrait être tiré vers le haut par la croissance).

Sous ces hypothèses favorables, une baisse du taux de chômage de 2,3 points entraîne une baisse du taux de pauvreté des ménages de 0,45 point (100 000 ménages sortent de la pauvreté). Évalué sur le seul champ des ménages potentiellement actifs (dont la personne de référence a moins de 60 ans et terminé ses études), la baisse du taux de pauvreté est de 0,6 point. La baisse du chômage étant plus forte pour les jeunes ménages, la baisse du taux de pauvreté est aussi plus forte pour les ménages dont la personne de référence a moins de 25 ans (de 25 à 22,6 % soit – 2,4 points) ou de 25 à 29 ans (de 10,7 à 9,5 % soit – 1,2 point).

9. Nombre de ménages pauvres et non pauvres selon l'existence d'un chômeur au sein du ménage

En millions

| | Ménages non pauvres | Ménages pauvres | Ensemble |
|------------------------------------|------------------------|--------------------|----------|
| Hors champ (> 60 ans) | 7,63 | 0,36 | 8,00 |
| Pas de chômeur dans le ménage | 11,69 | 0,87 | 12,56 |
| Au moins un chômeur dans le ménage | 1,94 | 0,61 | 2,54 |
| Ensemble ^(*) | 21,13 | 1,84 | 23,11 |

Notes: Les hypothèses précédentes conduisent à faire sortir de la pauvreté 17 % des 610 000 ménages pauvres comportant au moins un chômeur, soit un peu plus de 100 000 ménages. (*) Les ménages « étudiants » ne sont pas pris en compte. Ces données de structure correspondent à l'année 1996. Dans ce cas, le taux de pauvreté est de 8,0 % car les revenus pris en compte intègrent des revenus du patrimoine redressés sur données macroéconomiques.

Source: Modèle INES, INSEE.

Dans la deuxième simulation, les hypothèses sont calées sur les évolutions observées entre mars 1997 et mars 2000 par catégories fines. Ainsi on tient compte du fait que la baisse du chômage profite davantage aux couples bi-actifs et du fait que le nombre de personnes d'âge actif vivant seules poursuit sa croissance régulière (et a donc tendance à faire croître le taux de pauvreté car les économies d'échelles au sein des ménages se réduisent). Avec un seuil de pauvreté intégrant l'évolution du niveau de vie médian, une baisse du chômage de 2,3 points entraîne une baisse du taux de pauvreté de 0,18 point (soit 40 000 ménages). Pour les seuls ménages dont le chef est potentiellement actif, cette baisse est de 0,25 point. Compte tenu du fait que le chômage touche plutôt des familles actives que des inactifs vivant seuls, le nombre de personnes pauvres décroît de quelque 100 000 personnes, ce qui correspond à une diminution de 0,35 point du taux de pauvreté individuel global et 0,6 point du taux de pauvreté individuel des personnes appartenant aux ménages potentiellement actifs.

Pour actualiser ces évaluations à la période récente (jusqu'au premier trimestre 2001), compte tenu d'une poursuite de la décrue du chômage, il y

aurait lieu de majorer les différents chiffres d'environ 50 %, soit un effet global de moins de 0,3 point sur le taux de pauvreté des ménages pour une décrue de 3,5 points du taux de chômage. Mesuré sur le taux de pauvreté des individus appartenant aux 15 millions de ménages dont le chef est potentiellement actif, cet effet s'élève à 0,9 point.

Ces estimations sont bien évidemment purement mécaniques mais elles ont le mérite de souligner que si la forte décrue du taux de chômage a bien un impact sur le taux de pauvreté, l'ampleur des effets attendus est plus faible que ce qu'on aurait pu spontanément penser. Et ce pour trois raisons essentielles :

- l'approche retenue pour la pauvreté est une approche relative (contrairement à celle du chômage) et l'amélioration de la situation de l'emploi profite à l'ensemble des actifs entraînant vers le haut tout l'éventail des revenus :
- les gains monétaires associés à la reprise d'emploi pour un chômeur non qualifié ne sont souvent pas considérables compte tenu de l'indemnisation du chômage et du caractère différentiel du RMI;
- de nombreux ménages situés sous le seuil de pauvreté ne sont pas touchés par le chômage (environ 60 %). Ce sont des retraités, de petits indépendants (agriculteurs surtout) et des travailleurs à temps complet à la tête d'une famille nombreuse ou à temps partiel contraint (travailleurs pauvres).

Il n'y a là aucune singularité de la France : Atkinson (1999) a montré que le problème de la pauvreté en Europe n'est pas lié mécaniquement à celui du chômage. Rappelons toutefois le rôle essentiel de celui-ci dans la dégradation relative de la situation des ménages salariés les plus modestes au début des années quatre-vingt-dix

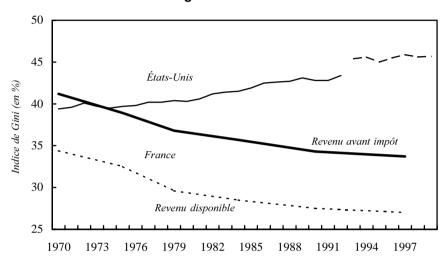
Un projet de société

L'inégalité économique est une question complexe, et tout résumé des données empiriques est nécessairement incomplet. Les agrégats statistiques laisseront inévitablement de côté des cas particuliers de richesse ou de pauvreté particulièrement frappant. Comme le montre Thomas Piketty, l'extrémité supérieure de la distribution peut avoir un comportement très différent de celui du reste de la population. En gardant ceci présent à l'esprit, on peut résumer ainsi la situation : la distribution des salaires nets chez les travailleurs à plein-temps est restée, ces dernières années, beaucoup plus stable qu'aux États-Unis ou au Royaume-Uni. La France a mieux préservé sa cohésion sociale. Elle est plus proche d'un pays comme l'Allemagne que du Royaume-Uni où les différentiels salariaux se sont nettement accrus.

Dans une perspective historique plus large, une telle stabilité pourrait cependant être considérée comme un échec relatif, puisque, dans un passé relativement récent, la France a connu une réduction marquée de l'inégalité économique (chapitre 2). C'est dans ce contexte qu'il faut apprécier la stabilité et la modeste poussée d'inégalité qui ont suivi. En ce qui concerne l'essentiel de la distribution (mais pas les hauts revenus, voir Piketty),

il faudrait une forte hausse de l'indice de Gini pour que la France retrouve le niveau d'inégalité de l'immédiat après-guerre. La différence est frappante avec les États-Unis, qui n'ont pas connu la même période de nivellement après la guerre et où l'inégalité globale est aujourd'hui beaucoup plus forte qu'en 1947 (graphique 18).

18. Évolution des inégalités en France et aux États-Unis



Sources: États-Unis: Bureau US Census Bureau, 2000, « Le profil changeant de la distribution des revenus dans la Nation », dernier *Rapport sur la population* P60-204. La rupture dans les séries en 1993 tient à l'introduction d'une nouvelle méthode de collecte des données. Pour la France: voir complément C.

Dans ces conditions, pourquoi s'inquiéter d'une montée de l'inégalité en France? De fait, il y a plusieurs raisons à cela. La première préoccupation concerne l'inégalité des chances sur le marché du travail : l'emploi en luimême ne garantit pas de sortir de la pauvreté. Il n'en reste pas moins que l'emploi est un enjeu majeur pour toute politique de lutte contre la pauvreté. S'il est vrai que la question de l'exclusion sociale en France, particulièrement des jeunes, a perdu un peu de son acuité à la fin des années quatre-vingt-dix, elle reste cependant préoccupante. En raison des changements qui ont affecté le marché du travail ces dernières années, toutes les générations n'ont pas eu les mêmes opportunités, certaines étant plus défavorisées que d'autres. Le bien-être de nos concitoyens a clairement été affecté par la montée de l'incertitude économique. C'est là peut-être qu'il faut chercher la source du divorce entre le constat statistique d'une stabilité relative des inégalités et le sentiment général d'une dégradation de la situation souvent exprimé dans les enquêtes d'opinion.

La deuxième préoccupation concerne le ralentissement avéré de la mobilité intra et inter-générationnelle qui nourrit le sentiment d'une diminution des opportunités de progrès individuel et collectif. La mobilité salariale est aujourd'hui beaucoup plus faible qu'elle ne l'était dans les années soixantedix. Les difficultés rencontrées par une fraction de la jeunesse ont mis fin en la croyance d'un progrès continu d'une génération à l'autre. Le retour de la croissance et la baisse du chômage sont des facteurs favorables à une reprise de la baisse des inégalités et au recul de la pauvreté. Mais la reprise de la croissance est trop récente et la baisse du chômage encore insuffisante pour effacer les séquelles du passé. C'est un véritable projet de société qui est en jeu.

La troisième préoccupation concerne les hauts revenus et le patrimoine. Pour expliquer l'accroissement des disparités salariales aux Etats-Unis, on a souvent soutenu qu'il était dû à la baisse de la rémunération du travail non qualifié, alors que les changements les plus marquants sont intervenus au sommet de l'échelle des salaires : même si, dans les années quatre-vingtdix, les bas salaires américains ont récupéré une bonne partie de ce qu'ils avaient perdu dans les années quatre-vingt, le décile supérieur et les 5 % supérieurs ont poursuivi leur croissance par rapport à la médiane. Tout au sommet de l'échelle, le phénomène a encore été renforcé par un développement marqué des éléments de rémunération non salariaux. Au Royaume-Uni, la croissance des rémunérations des dirigeants d'entreprise (salaires + stock options), couplée avec la privatisation et les substantielles indemnités de départ, a eu pour conséquence que les plus hauts revenus ont retrouvé la part du revenu total qu'ils détenaient au début des années cinquante. En France, la question des hauts revenus est moins souvent abordée : cela tient sans doute au fait que, pour des raisons éthiques et parce que les écarts entre le milieu et le haut de la distribution ne se sont pas accrus comme aux États-Unis, l'on s'y préoccupe davantage de la pauvreté que de la grande richesse. Pourtant, la question de la pauvreté et de l'exclusion ne peut être traitée indépendamment de celle de la richesse. Elles sont intimement liées, dans la mesure où pauvreté et richesse affectent conjointement et de façon dynamique le degré d'inégalité des opportunités. Schumpeter aimait à dire, sur le mode justificatif, « l'hôtel capitaliste est toujours complet, mais la liste des clients change constamment ». Mais la métaphore de Schumpeter est trompeuse, si le fait d'appartenir aux tranches supérieures de revenu, même momentanément, crée des avantages pour sa descendance. Autrement dit, l'égalité des chances est réduite, et non accrue, si l'accès aux revenus supérieurs permet d'accumuler rapidement un patrimoine important et de léguer à ses héritiers un capital économique et social conséquent. La troisième préoccupation concerne donc les risques que l'héritage, et plus généralement les différentes formes de transmissions intergénérationnelles font peser sur l'égalité des chances.

D'autres enfin considèrent que la « nouvelle économie » change radicalement la donne et donc la nature de l'inégalité : si les rémunérations y sont plus fortes, il en va de même des possibilités de réussite, car la flexibilité accrue du marché du travail favorise la mobilité ascendante, et les privilèges y sont moins faciles à défendre. En outre, les changements dans la nature du travail ouvrent de nouvelles possibilités de réussite à ceux qui n'ont pas été formés dans les institutions de l'élite. La légère reprise de la mobilité salariale en France à fin des années quatre-vingt et dans la décennie quatrevingt-dix pourrait s'interpréter en ce sens. Le mouvement est cependant d'ampleur beaucoup trop modeste pour autoriser une conclusion sûre. Il est encore trop tôt pour dire si la nouvelle économie engendre plus de mobilité salariale. Cette question est à suivre de près.

Un choix collectif

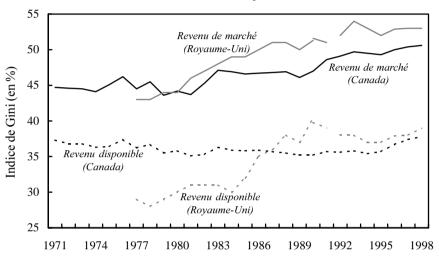
Si l'inégalité économique augmente, quelle qu'en soit la raison, les gouvernements sont-ils pour autant désarmés ? Portons de nouveau le regard outre-Atlantique, mais vers le Canada cette fois. On y observe qu'une inégalité des revenus de marché accrue n'entraîne pas nécessairement une inégalité accrue du revenu disponible : entre 1980 et le milieu des années quatrevingt-dix, l'indice de Gini pour les revenus de marché a augmenté de 5 % dans le cas canadien, alors que celui du revenu disponible (après fiscalité et transferts) n'était pas, en 1997, sensiblement plus élevé que vingt ans auparavant. Ce qui s'est passé au Canada est donc très différent de l'évolution observée aux États-Unis : voilà deux pays d'Amérique du Nord, partageant une très longue frontière, dont les échanges bilatéraux sont considérables, dont le degré d'intégration économique s'est encore accru avec l'ALENA, et où, pourtant, l'évolution de l'inégalité du revenu disponible a suivi des chemins nettement différents.

Ce qui s'est passé au Royaume-Uni, (voir graphique 19) est tout aussi instructif. Entre 1977 et 1984, l'indice de Gini a augmenté de quelque 5 % pour les revenus de marché, mais, comme au Canada, il est resté pratiquement stable pour le revenu disponible. L'impact redistributif des transferts monétaires, de l'aide sociale et de la fiscalité a suffisamment augmenté pour compenser l'inégalité accrue des revenus de marché. À partir de 1984, en revanche, l'inégalité dans les revenus de marché continue à croître, mais, entre 1984 et 1990, l'indice de Gini pour le revenu après impôt augmente beaucoup plus nettement. Conséquence directe d'un changement de politique, visant à réduire la contribution redistributive des transferts et de la fiscalité, le Royaume-Uni a connu une forte croissance de l'inégalité du revenu disponible.

Dans leur contribution au rapport, Sastre et Trannoy analysent pour six pays l'impact des transferts et de l'impôt sur les inégalités de revenus du marché. Ils soulignent ainsi le rôle central des choix gouvernementaux. Quelles que soient les évolutions affectant le marché du travail, l'inégalité économique globale n'est pas simplement déterminée par les forces à l'œuvre sur le marché.

Un accroissement des inégalités de marché ne se traduit donc pas inévitablement par une inégalité accrue du revenu disponible des ménages. Tout dépend des choix gouvernementaux, et avant tout des aides sociales accordées aux chômeurs ou aux bas salaires, ainsi que de l'étendue de la redistribution fiscale. Ces choix obéissent à des contraintes (la concurrence internationale limite de plus en plus la marge de manœuvre de chaque pays), mais l'Europe en tant qu'entité bénéficie d'une plus grande liberté d'action. C'est ce qui fait toute l'importance du second volet des objectifs fixés au sommet de Lisbonne : la cohésion sociale.

19. Inégalités de niveaux de vie avant et après transferts et impôts au Canada et au Royaume-Uni



Lecture : Distribution du revenu par unité de consommation avant et après transferts et impôts.

Sources: Royaume-Uni: Economic Trends (avril 1998, décembre 1994, janvier 1993 et avril 2000). Il y a des ruptures de séries en 1990, 1992 et 1996-1997; Canada: Statistics Canada, (1996 et 1999).

Quelles politiques publiques pour lutter contre les inégalités de marché ?

Compte tenu du poids des conditions initiales dans les trajectoires individuelles, les politiques publiques, si elles doivent viser une plus grande égalité des chances doivent aussi lutter contre une trop grande inégalité des réalisations. Comment faut-il envisager la réduction des inégalités en France et en Europe ? Nous rappelons ici encore une fois que l'objet de ce rapport concerne l'inégalité *économique* et que les facteurs économiques doivent être envisagés dans le contexte plus large de l'inégalité sociale. Nous rappelons également le point fondamental suivant : l'analyse des objectifs des politiques publiques implique toujours, au bout du compte, des jugements de valeur.

Assigner des objectifs clairs à notre système redistributif

Comme nous l'avons vu, la France se situe dans la moyenne, en termes d'inégalités, au sein de l'Union européenne, et une ambition réaliste serait que la France progresse pour se situer parmi les États membres les plus performants – Benelux ou Scandinavie – renouant ainsi, dans un contexte de croissance retrouvée, avec les progrès réalisés dans l'après-guerre, lorsque la croissance économique était également particulièrement dynamique. Les expériences étrangères peuvent être à cet égard instructives : les pays européens n'ont pas tous adopté la même stratégie pour réduire les inégalités. Les transferts sociaux ne sont pas le seul outil redistributif possible. Le niveau des dépenses sociales, selon les dernières statistiques de l'OCDE (2000), est ainsi moins élevé aux Pays-Bas, en Belgique ou en Finlande qu'en France.

Atteindre un tel objectif suppose de se donner des objectifs clairs, matérialisés par des indicateurs bien choisis. Soulignons à ce propos que l'Union européenne, dans le cadre de sa politique sociale, a demandé aux États membres de mettre en place d'ici juin 2001 un plan d'action national sur deux ans contre la pauvreté et l'exclusion sociale. Ces plans doivent faire état des objectifs visés par les politiques nationales et énumérer les indicateurs sur lesquels sera basée l'évaluation des progrès accomplis. Les objectifs à se donner, sur chaque indicateur relèvent d'un véritable choix collectif. Le choix des indicateurs pertinents, choix crucial s'il en est, appelle quelques recommandations, compte tenu des analyses qui ont été développées tout au long de ce rapport.

Les indicateurs structurels proposés par la Commission européenne en incluent trois particulièrement pertinents dans le cadre de ce rapport :

- distribution du revenu (ratio des 20 % plus riches par rapport aux 20 % les moins riches);
- population vivant en deçà du seuil de pauvreté avant et après les transferts sociaux :
- persistance de la pauvreté (pourcentage de la population vivant en deçà du seuil de pauvreté sur une période de trois ans).

Si l'accent est mis sur la lutte contre la pauvreté à travers les indicateurs 2 et 3, l'évolution du reste de la distribution des revenus et en particulier des plus hauts revenus ne saurait pour autant être négligée, au regard des questions de cohésion et de justice sociale, ce qui justifie le choix de l'indicateur 1.

Nous proposons également de compléter ces indicateurs, qui s'inspirent d'une notion relative de la pauvreté, par des indicateurs permettant de mieux mesurer la grande pauvreté, l'exclusion et la pauvreté absolue grâce à :

• des études spécifiques concernant le devenir de sous-populations particulières (situations de rupture conduisant à la perte du logement, devenir des Rmistes...); • des évaluations d'experts sur le minimum nécessaire pour « survivre » dans différentes situations particulières (jeunes, familles monoparentales...) ou le minimum de « confort domestique », etc.

Il nous semble indispensable de compléter les indicateurs fondés sur l'observation à un instant donné des situations par une appréciation des dynamiques sous-jacentes, indices de fluidité plus ou moins grande d'une société. Ainsi, par exemple, un taux de chômage de 9 % n'a pas la même signification en termes d'égalité des opportunités si la probabilité de transition chômage – emploi est très faible ou très élevée, si la durée du chômage est très longue ou courte. Cette approche nécessite de développer l'étude des transitions sur le marché du travail, de la mobilité salariale et les analyses sur les facteurs de formation ou d'éclatement des familles et des ménages qui jouent un rôle important sur les niveaux de vie (départ des jeunes, ruptures d'unions, familles recomposées). C'est pour prendre compte ces aspects dynamiques que nous proposons de retenir – comme le suggère la Commission – dans la liste des indicateurs structurels, la proportion des chômeurs de longue durée.

Une fois les objectifs fixés, quels sont les instruments que le législateur peut utiliser pour lutter plus efficacement contre les inégalités? L'intervention publique doit se faire à trois niveaux, avec des instruments spécifiques. Les deux premiers niveaux mettent en jeu le processus même de formation des inégalités. Le troisième niveau d'intervention publique, en aval des deux premiers, concerne les politiques redistributives.

Pévenir la formation des inégalités de marché

L'État dispose d'un certain nombre d'instruments pour lutter contre les inégalités de salaires à commencer par le salaire minimum et ses mécanismes d'indexation. Ces instruments ont prouvé leur efficacité pendant les « Trente glorieuses » et ont largement contribué à la baisse des inégalités. Mais dans un monde sans forte inflation et où l'emploi à plein temps et à durée indéterminée n'est plus la norme, ces instruments ont perdu de leur efficacité. Tant que le temps partiel contraint sera important, l'impact du SMIC sur les inégalités de salaires sera insuffisant. En outre, nombre de Smicards vivent dans des familles avec d'autres apporteurs de ressources et se situent donc tout au long de l'échelle des niveaux de vie⁽⁴⁴⁾ (c'est particulièrement vrai pour les jeunes dans les familles). Cela ne signifie certainement pas qu'il faudrait laisser le SMIC dépérir. On peut mettre en avant des arguments de justice sociale en faveur d'un niveau suffisant du SMIC mais aussi des arguments d'efficacité (incitation à former les salariés, voir Acemoglu et Pischke, 1999 par exemple). Mais il faut manier cet instrument avec prudence, surtout avec la contrainte actuelle du double SMIC.

⁽⁴⁴⁾ Voir sur ce point le rapport du CSERC sur le SMIC (1999) et Glaude et Lhéritier (1993).

Faire porter l'effort sur la qualité des emplois créés

Dans l'immédiat, il faut faire porter l'effort sur la qualité des emplois, notamment en termes de conditions de travail et de durée. Les incitations au développement du temps partiel (via les exonérations de cotisations sociales) par les entreprises ont été récemment corrigées, ce qui est une bonne chose. Avec la croissance et la baisse du chômage, le temps partiel contraint semble amorcer un recul et il faut profiter des conditions favorables créées par la croissance pour relancer (ou poursuivre) ce mouvement par la négociation collective. En mars 2000, on dénombrait 3,4 millions de salariés à temps partiel et 3,3 millions de salariés à bas salaire (salaire mensuel perçu inférieur au deux tiers du salaire médian). Parmi les 2,3 millions de salariés qui étaient à la fois à temps partiel et à bas salaires, un peu moins de la moitié soit, environ un million, souhaitaient travailler davantage et seraient disponibles pour le faire (définition du sous emploi du BIT). Certes un tiers de ceux-ci sont des jeunes en phase d'insertion, mais les temps partiels courts et les moins rémunérateurs sont ceux qui offrent le moins de chances d'accéder à un temps plein. Galtier (1999) évoque même un modèle de sélection et non de file d'attente pour ces personnes. Les temps partiels contraints les moins rémunérés sont concentrés sur certaines personnes (femmes à 80 % et non qualifiés pour 50 %), mais 70 % de ces emplois sont à durée indéterminée ou appartiennent au secteur public. C'est sur ces personnes que l'effort collectif doit être orienté en priorité. Plutôt que de subventionner ces formes d'emploi, il pourrait être préférable de proposer à leurs titulaires des opportunités de formation en alternance pour favoriser une mobilité à venir soit dans la même entreprise (avec une aide négociée), soit sur le marché externe.

Développer l'accompagnement personnalisé

Beaucoup a été fait, quantitativement pour favoriser le maintien et le retour à l'emploi des moins qualifiés (allégement de charges sociales sur les bas salaires, extension de l'intéressement, PPE plus récemment) et cela a porté des fruits. Mais il serait dangereux de relâcher l'effort de solidarité collectif. Beaucoup de salariés sont encore dans des situations fragiles et le retour de la croissance et la baisse du chômage ne suffiront pas à faire disparaître toutes ces difficultés (CERC, 2001), notamment parce qu'ils favorisent d'abord les mieux dotés et tardent à faire sentir leurs effets en termes d'emploi et de salaires pour les plus modestes. Il est plus que jamais nécessaire de cibler les efforts sur les moins qualifiés et les plus de cinquante ans. Les programmes d'accompagnement individualisé pour les publics en difficulté mis en place ces dernières années (programmes TRACE et Nouveau départ par exemple) doivent être poursuivis et intensifiés.

Un plan pour l'égalité des chances

Dans un monde parfait, les différences de salaire devraient refléter les efforts différents accomplis par les individus en fonction de leurs préférences, et il n'y aurait donc aucune raison de les compenser. Dans le monde

réel, cette position n'est pas soutenable. Les individus sont contraints sur l'acquisition de capital humain et sur leur offre de travail. La démocratisation de l'accès aux diplômes est indéniable (Thélot et Vallet, 2000) même si le lien entre origine sociale et destinée scolaire reste fort (Goux et Maurin, 1999) : la probabilité d'un fils d'ouvrier de faire des études supérieures et donc d'accéder au sommet de l'échelle des salaires a augmenté mais elle est toujours très inférieure à elle d'un fils de cadre. Or, tout indique que les talents sont distribués de façon aléatoire dans l'ensemble du corps social. De même, la mobilité salariale a considérablement diminué, notamment en bas de l'échelle des salaires. Il y a donc bien un problème de valorisation des talents des plus modestes par la formation initiale/continue.

Combattre ces blocages qui affectent les fondements du contrat social républicain, pour redonner sens à l'égalité des chances, devrait donc être une priorité de l'action publique. Cette ambition suppose de définir un véritable programme pour l'égalité des chances combinant efforts de formation initiale et développement de la formation permanente, qui pourrait faire l'objet d'une concertation avec un ensemble d'acteurs. Définir un tel programme excédait largement le champ de ce rapport et appelle des travaux d'évaluation spécifiques. Nous pouvons cependant tirer de notre analyse de la formation des inégalités un certain nombre de préconisations générales.

De nombreux éléments évoqués dans ce rapport soulignent en effet l'importance que le capital humain a pris dans la formation des inégalités économiques et en premier lieu sur le marché du travail. La qualité de l'insertion pour commencer, mais aussi la probabilité de réinsertion après un épisode de chômage, et plus généralement toute l'évolution de la carrière professionnelle sont fortement déterminés par le niveau de formation de la personne et plus particulièrement par le diplôme obtenu à l'issue de la formation initiale.

Mieux organiser la formation initiale

Les progrès continus enregistrés depuis le milieu des années quatrevingt sur le niveau d'études des générations sortant du système éducatif ne doivent pas cacher que l'effet bénéfique ne se fait sentir que progressivement sur le stock des actifs. Ainsi, si le niveau moyen à la sortie du système scolaire des jeunes français se situe maintenant dans la moyenne européenne, le niveau moyen de formation de la population active reste en France plus bas que chez nos principaux partenaires et les bons résultats enregistrés sur les flux ne constituent qu'un « rattrapage » au niveau du stock (Chauvel, 1998). Sans remettre en cause l'objectif d'une formation initiale poussée pour le plus grand nombre, l'enjeu est sans doute aujourd'hui de mieux organiser la formation initiale par la recherche d'un meilleur équilibre entre formation générale et formation professionnelle et de mieux l'orienter par une meilleure information des étudiants sur les opportunités d'emploi et de salaire associées aux filières et niveaux d'études.

Ouvrir davantage l'École sur le monde du travail

On peut être surpris par la place essentielle, et peut-être excessive, qu'occupe le diplôme de formation initiale dans les pratiques de recrutement des entreprises, et plus généralement dans l'accès aux positions sociales valorisées dans notre société. Cet effet « peau d'âne » qui renvoie en partie au fonctionnement méritocratique de notre société, et qui constitue aussi un moyen économique de présélection de nombreuses candidatures en situations d'offre excédentaire, comporte ses limites et ses effets pervers, souvent dénoncés.

Développer la formation permanente pour tous et en particulier pour les moins qualifiés et mieux organiser la transition école/université vers l'emploi en favorisant l'alternance et le cumul étude/emploi constituent des orientations permettant de relativiser l'effet de signalement du diplôme de formation initiale et de donner plusieurs chances à ceux qui en ont le plus besoin.

Passer à la formation tout au long de la vie

À moyen et long termes, et en théorie, la formation professionnelle est l'outil essentiel pour promouvoir l'égalité des chances en favorisant la mobilité professionnelle et salariale. Dans les faits, on constate que la mobilité salariale a fortement décru depuis le milieu des années soixante-dix. Le système actuel de financement et de gestion de la formation permanente ne remplit pas ses objectifs (Gauron, 2000) : ce ne sont pas ceux qui en ont le plus besoin – les moins qualifiés – qui bénéficient le plus de la formation permanente.

En outre, les individus sont aujourd'hui soumis à une incertitude beaucoup plus grande que par le passé, tout à la fois dans leur vie professionnelle et dans leur vie privée. Aujourd'hui, l'on entre de moins en moins souvent dans une entreprise pour y faire toute sa carrière. Dans la sphère privée, les unions sont moins durables et les ruptures conjugales plus fréquentes. Si l'État n'a pas à interférer avec les choix privés des individus et des familles, il est en revanche de sa responsabilité de donner à chacun les moyens d'affronter cette plus grande incertitude.

Une formation initiale et une formation continue adaptées, *tout au long de la vie* et pour tous, sont certainement là encore les meilleures garanties pour chacun de pouvoir subvenir à ses besoins et ceux de sa famille par son travail. C'est donc bien plus qu'un simple réaménagement de notre système de formation professionnelle qu'il faut viser, mais un changement même de sa logique.

Accompagner les plus fragiles

Comment réorienter le budget de la formation professionnelle davantage en faveur des moins qualifiés ? Quelles sont les bonnes incitations à mettre en place ? Donner un chèque formation d'un an (CERC, 2001) à ceux qui ont une formation initiale insuffisante est une bonne idée mais suppose que certains individus ne se forment pas actuellement en raison essentiellement d'une contrainte de liquidité. Or, ils sont confrontés aussi à un problème d'information insuffisante. Sans un accompagnement personnalisé ce type de mesure risque de s'avérer inefficace.

Mieux piloter les politiques redistributives en France et en Europe

L'accès à l'éducation, à la formation et à l'emploi est certainement la meilleure garantie contre la pauvreté et l'exclusion sociale, et à ce titre les politiques d'éducation et les réformes visant à améliorer le fonctionnement du marché du travail jouent un rôle essentiel. Pour autant, tant que le retour au plein emploi n'est pas assuré, elles ne sauraient suffire.

Réfléchir à de nouveaux instruments fiscaux

En outre, l'analyse de la situation des travailleurs pauvres met en évidence le rôle des facteurs conjugaux ou familiaux : cela soulève une question délicate. En principe, les individus sont responsables de leurs choix familiaux (choix de son conjoint, choix du nombre d'enfants). Faut-il les compenser si, choisissant de rompre leur union par exemple, ils se retrouvent par exemple avec un niveau de vie inférieur au seuil de pauvreté alors qu'avant la rupture ils étaient au-dessus? On peut mobiliser divers arguments en faveur d'une réponse positive, même s'il est plus difficile de se prononcer sur le niveau que devrait atteindre cette compensation (restaurer intégralement le niveau de vie antérieur ? Assurer un « minimum vital » ?). En présence d'enfants, la réponse est évidente : aucun enfant ne peut être tenu pour responsable d'être né et de vivre dans une famille pauvre. Lui garantir, à lui et donc aux autres membres du ménage dans lequel il vit un niveau de vie décent est une condition nécessaire de l'exercice de son droit à bénéficier des mêmes chances que les autres enfants. Faut-il aller vers un véritable droit de l'enfant et du jeune adulte ? L'exemple des pays nordiques où l'individualisation des droits et prestations est plus fortement établie constitue une bonne référence et le CAE devrait engager des travaux sur ce thème. Toutefois, même si cette individualisation pouvait être clairement affirmée au niveau des principes et constituer une cible à atteindre effectivement à moyen terme, la recherche d'efficacité (les efforts doivent porter en priorité sur les plus démunis) et les contraintes budgétaires amèneraient sans doute à suivre une démarche progressive fondée sur l'attribution de prestations tenant compte de la situation financière de la famille (quitte à relâcher cette contrainte au fur et à mesure des possibilités budgétaires). Cette approche cherchant à concilier universalité et efficacité pourrait aussi s'appliquer au cas des jeunes adultes : affirmation de leur autonomie (y compris fiscale) et de leurs droits (à la formation, à l'insertion professionnelle, à un minimum de ressources...) tout en conditionnant le montant des aides à leur situation financière et à celle de leur famille (compte tenu du fait que l'immense majorité des familles a plutôt un comportement « altruiste » vis-à-vis de ses enfants).

Deuxièmement, les choix des individus en matière d'activité, compte tenu du type de ménage dans lequel ils vivent, et donc leurs possibilités d'accès à un certain revenu, sont en partie contraints. Ainsi, la polarisation croissante de l'emploi que l'on observe au sein des couples serait en partie liée à la création et à l'extension des transferts sociaux sous condition comme le RMI, API, APE, etc. La bonne réponse est donc de corriger ces distorsions, car il est légitime que le travail et l'effort paient. Un certain nombre de dispositions récentes vont dans le bon sens (extension de la période d'intéressement, corrections des distorsions liées à la prise en compte de la taxe d'habitation et de l'aide personnalisée au logement, création de la prime pour l'emploi). Compte tenu des enjeux sociaux et économiques, il est urgent de développer des méthodes d'évaluation rigoureuse des mesures nouvelles et de réfléchir à la place que pourrait tenir à l'avenir l'expérimentation sociale dans la mise au point de nouveaux dispositifs qui concernent souvent une part importante de la population.

Pour un système redistributif plus lisible

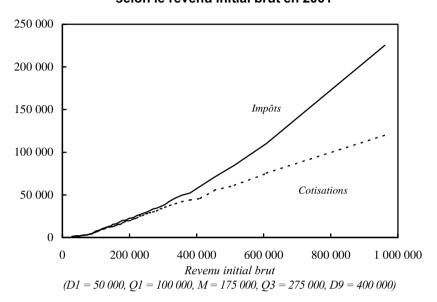
Les politiques redistributives sont cependant confrontées à leur acceptabilité par la majorité de la population. Or, en 2000, pour la première fois depuis 1989, les Français considèrent majoritairement (à 55 %) que le RMI risque « d'inciter les gens à s'en contenter et à ne pas rechercher du travail » au lieu d'être « un coup de pouce pour s'en sortir » alors qu'en 1989 cette dernière opinion rassemblait près de 70 % des suffrages (enquête barométrique CNAF-CREDOC citée dans le rapport 2001 de l'Observatoire de la pauvreté et de l'exclusion). Certes, la « suspicion » l'emporte d'autant plus sur la « compassion » que les répondants appartiennent aux milieux favorisés, mais cette évolution nous rappelle que toute mesure fortement redistributive doit être bien explicitée et surtout replacée dans le cadre d'objectifs de moyen terme clairement affichés.

La compréhension et la lisibilité du système redistributif par nos concitoyens sont un élément essentiel de l'acceptabilité et partant de l'évolution de celui-ci. Si on peut admettre que les personnes ont connaissance des prestations reçues (bien qu'elles ne soient pas toutes conscientes de l'ensemble de leurs droits...) elles ont probablement une vision plutôt confuse des diverses formes de prélèvements qu'elles supportent. En particulier l'impôt sur le revenu et les tranches du barème qui en constituent la partie émergée la plus visible, ne rendent pas suffisamment bien compte de la structure d'ensemble.

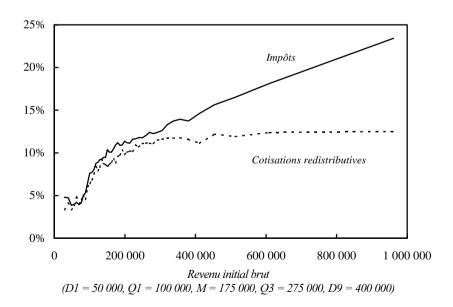
Il serait bon que chaque citoyen ait une perception plus claire des différents prélèvements que ses revenus d'activité ou du capital supportent, et des garanties individuelles ou collectives qu'ils financent.

En partant toujours de la distinction entre assurance et redistribution, on pourrait proposer que dans un premier temps chaque actif ait annuellement connaissance des sommes qui lui sont prélevées pour financer ses droits à l'assurance chômage et ses droits futurs à la retraite. Puis du côté redistributif,

20a. Montant des impôts et cotisations redistributives selon le revenu initial brut en 2001



20b. Taux des impôts et cotisations redistributives selon le revenu initial brut en 2001



Source: INSEE.

les montants et les taux de prélèvements opérés par le système de cotisations sociales à vocation redistributive (famille, maladie, logement...) d'une part et par l'impôt direct au sens large (i.e. incluant l'IR, la CSG, la CRDS, la taxe d'habitation et la nouvelle prime pour l'emploi) devraient lui être communiqués. Concernant ce dernier élément, ce pourrait être l'occasion d'aller vers un prélèvement à la source de l'IR (ce qui nous rapprocherait de nos partenaires européens), avec régularisation en fin d'année en même temps que serait donnée une information sur le taux de prélèvement global à « vocation de solidarité » opéré par l'impôt.

Pour illustrer cette démarche, on a calculé les montants et taux pour chaque centile de la distribution des « revenus d'activité, du capital et de remplacement » des ménages avant prélèvement à vocation redistributive (voir graphiques 20 intégrant la prime pour l'emploi en 2001). Ceux-ci s'élèvent pour les deux formes de prélèvement de 4 à 5 % pour les premiers centiles à environ 25 % pour l'impôt direct et 12,5 % pour les cotisations redistributives pour le dernier centile. Les montants varient de l'ordre de 2 000 francs pour chaque prélèvement au niveau du 10° centile à 60 000 francs d'impôt et 45 000 francs de cotisations sociales au niveau du 90° centile. Pour la médiane ces prélèvements s'élèvent à 18 000 et 15 000 francs respectivement représentant 11 et 9 % du revenu de départ.

La tonalité de notre rapport peut paraître trop optimiste. Nous pensons que l'augmentation des inégalités n'est pas inéluctable. Nous pensons que nous n'avons pas aujourd'hui à choisir entre une économie plus efficace et une société plus solidaire. Nous pensons que l'État a les moyens de réduire la pauvreté et les inégalités s'il veut s'en donner les moyens. Ces conclusions sont fondées sur une analyse approfondie de l'expérience française, de l'impact des politiques menées par le passé et des comparaisons internationales. D'autres feront peut-être une lecture différente des matériaux que nous avons rassemblés dans ce rapport. Quant à nous, nous restons optimistes : si elles n'échappent pas aux forces qui modèlent l'économie mondiale, la France et l'Union européenne ont une grande capacité d'autonomie.

Références bibliographiques

De nombreux éléments de diagnostic sont issus de la publication annuelle de l'INSEE concernant les « Revenus et patrimoine des ménages » dans la Collection *Synthèses* et plus particulièrement les éditions : 1995, *Synthèses*, n° 1 ; 1996, *Synthèses*, n° 6 ; 1997, *Synthèses*, n° 11 ; 1998, *Synthèses*, n° 19 ; 1999, *Synthèses*, n° 28 ; 2000-2001, *Synthèses*, n° 47.

- Abowd J.M. et D.S. Kaplan (1999): « Executive Compensation », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 13, n° 4, pp. 145-68.
- Acemoglu D. et J.-S. Pischke (1999) : « Minimum Wages and On-The-Job Training », *NBER Working Paper*, n° 7184, juin.
- Afsa C. (1999) : « Les allocataires du RMI : une population hétérogène », *France Portrait Social*, Édition 1990-2000, INSEE.
- Aghion P., E. Caroli et C. Garcia-Peñalosa (1999): « Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theories », *Journal of Economic Literature*, vol. 37, pp. 1615-660.
- Askenazy P. (2000): « Le développement des pratiques 'flexibles' de travail » in *Nouvelle économie*, Rapport du Conseil d'Analyse Économique, n° 28, Paris, La Documentation Française.
- Atkinson A.B. (1998): « La pauvreté et l'exclusion sociale en Europe » in *Pauvreté et exclusion*, Rapport du Conseil d'Analyse Économique, n° 6, La Documentation Française.
- Atkinson A.B. (1998): « Social Exclusion, Poverty and Unemployment » in *Exclusion, Employment and Opportunity,* Atkinson et Hills (eds), CASE, LSE.
- Atkinson A.B. (1999a): The Economic Consequences of Rolling Back the Welfare State, MIT Press.
- Atkinson A.B. (1999b): « Is Rising Inequality Inevitable? A Critique of the Transatlantic Consensus », *WIDER Annual Lecture* 3.
- Audric S. (2001): « La reprise de la croissance profite-t-elle aussi aux non diplômés ? », *Document de Travail de l'INSEE*, n° G 2001/02.
- Banchet N. (1999) : « Enquête sur les chômeurs de longue durée en fin de droits du régime d'assurance chômage » in *Famille et chômage*, Rapport du Haut Conseil de la Population et de la Famille.

- Benarrosh Y., C. Mathey-Pierre et E. Waysand (2000): *Les trappes à inactivité à l'épreuve des faits*, Rapport pour le Commissariat Général du Plan, CEE.
- Bernard S. et G. Canceil (2001): « Le travail occasionnel des bénéficiaires de l'Allocation de solidarité spécifique », *Premières Informations et Premières synthèses*, DARES, n° 20.1.
- Bessot G. et C. Daniel (1999): « L'indemnisation du chômage depuis 1979: une analyse par cas-types », *Document de Travail de l'IRES*, n° 9901.
- Bound J. et G. Johnson (1992): « Changes in the Structure of Wages in the 1980: An Evaluation of Alternative Perspective », *American Economic Review*, 82, n° 3, juin.
- Bourdieu P. (1970): La reproduction, Paris, Éditions de Minuit.
- Bourguignon F. et D. Bureau, D. (1999) : *L'architecture des prélèvements en France* : *état des lieux et voies de réforme*, Rapport du Conseil d'Analyse Économique, n° 17, La Documentation Française.
- Breuil P. (2000) : « Inégalités de revenus et redistribution : évolution 1970-1996 au sein des ménages salariés » in *France Portrait Social*, Édition 2000-2001, INSEE.
- Burtless G. (1999): « Effects of Growing Wage Disparities and Changing Family Composition on the US Income Distribution », *European Economic Review*, vol. 43, pp. 853-65.
- Canceill G. et A. Villeneuve (1990): « Les inégalités de revenus : quasi statu quo entre 1979 et 1984 pour les salariés et les inactifs », *Économie et Statistique*, n° 230, pp. 65-74.
- Card D. et P. Robbins (1998): « Do Financial Incentives Encourage Welfare Recipients to Work? », *Research in Labour Economics*, vol. 17, pp. 1-56.
- Castel R., R. Godino, M. Jalmain et T. Piketty (1999): « Pour une réforme du RMI », *Notes de la Fondation Saint-Simon*, février.
- CERC (2001): Accès à l'emploi et protection sociale, Rapport n° 1, La Documentation Française.
- Cette G. (1999): *Le temps partiel en France*, Rapport du Conseil d'Analyse Économique, n° 19, La Documentation Française.
- Chambaz C., Guillaumat-Tailliet F., Hourriez JM (1999) : « Le revenu et le patrimoine des ménages », *Données Sociales*, INSEE.
- Chauvel L. (1998): « Niveau d'éducation en Europe : le rattrapage français » in *France Portrait Social*, Édition 1998-1999, INSEE.
- Chauvel L. (2001) : « Un nouvel âge de la société américaine ? », Revue de l'OFCE, n° 76.
- Cohen D. et M. Debonneuil (2000) : « L'économie de la nouvelle économie » in *Nouvelle économie*, Rapport du Conseil d'Analyse Économique, n° 28, La Documentation Française.

- Concialdi P. (1997): « Income Distribution in France: The Mid-1990s Turning Point », *Mimeo*.
- Concialdi P. et S. Ponthieux (1997): « Les bas salaires en France, 1983-1997 », Document d'Études, n° 15, DARES.
- Cornilleau G. et *alii* (2000) : « Les évolutions récentes du RMI : un effet perceptible de la conjoncture économique », *Études et Résultats*, n° 86, DREES.
- Cortes O., S. Jean et J. Pisani-Ferry (1999): « Trade with Emerging Countries and the Labour Market: The French Case » in *Trade and Jobs in Europe*, Dewatripont, Sapir et Sekkhat, (dir.), Oxford University Press.
- Cowell F. A. (1977): Measuring Inequality, Philip Allen.
- Crépon B. (2001): « Réduction de charges au niveau des bas salaires », *Mimeo*, INSEE.
- CSERC (1997): *Minima sociaux, entre protection et insertion*, Rapport du Conseil Supérieur de l'Emploi, des Revenus et des Coûts, La Documentation Française.
- CSERC (1999) : *Le SMIC*, Rapport du Conseil Supérieur de l'Emploi, des Revenus et des Coûts, La Documentation Française.
- David P.A. (1990): « The Dynamo and the Computer: An Historical Perspective on the Modern Productivity Paradox », *American Economic Review*, Papers and Proceedings, vol. 80, pp. 355-61.
- Davis D.R. (1998): « Does European Unemployment Prop up American Wages? National Labor Markets and Global Trade », *American Economic Review*, vol. 88, pp. 478-94.
- Dewatripont M., A. Sapir et K. Sekkhat (dir.) (1999): *Trade and Jobs in Europe*, Oxford University Press.
- Dormont B., D. Fougère et A. Prieto, (2001) : « L'effet de l'allocation unique dégressive sur les taux de retour à l'emploi », *Économie et Statistique*, à paraître.
- Dupont G. et H. Sterdyniak (2001): « La prime pour l'emploi, un instrument ambigu », *Lettre de l'OFCE*, n° 203, février.
- Fagnot O. (1999) : « Les plans d'options sur actions : un complément de rétribution adopté par la moitié des entreprises françaises cotées en bourse », *Premières Synthèses*, n° 10.1 DARES.
- Fondeur Y. et S. Lefresne (1999) : « Les jeunes sur le marché du travail, une comparaison européenne », *La Revue de l'IRES*, n° 31.
- Förster M. et M. Pellizzari (2000): « Trends and Driving Factors in Income Distribution and Poverty in the OECD Area », *Labour Market and Social Policy Occasional Papers*, n° 42, OCDE, Paris.
- Fougère D. (2000): « Accompagnement des chômeurs et sanctions : leurs effets sur le retour à l'emploi » in *Plein emploi*, Rapport du Conseil d'Analyse Économique, n° 30, La Documentation Française.

- Fournier Y. (2001): « Comparaison des salaires des secteurs privé et public », *Mimeo*, INSEE.
- Freeman R. (1995): « Are your Wages Set in Beijing? », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, n° 3, pp. 15-32.
- Freyssinet J. (1998): « L'indemnisation du chômage en Europe. Entre l'activation des dépenses pour l'emploi et la garantie de minima sociaux » in *Pauvreté et exclusion*, Rapport du Conseil d'Analyse Économique, n° 6, La Documentation Française.
- Gajdos T. et B. Lhommeau (1999) : « L'attitude à l'égard des inégalités en France à la lumière du système de prélèvement socio-fiscal », *Document de Travail du CSERC*, n° 99-02.
- Galtier B. (1999): « Le temps partiel est-il une passerelle vers le temps plein ? », *Économie et Statistique*, n° 321-322.
- Gauron A. (2000): « Formation tout au long de la vie. Une prospective économique » in *Formation tout au long de la vie*, Rapport du Conseil d'Analyse Économique, n° 22, La Documentation Française.
- Gautié J. et E. Nauze-Fichet (2000): « Déclassement sur le marché du travail et retour au plein emploi » in *Plein emploi*, Rapport du Conseil d'Analyse Économique, n° 30, La Documentation Française.
- Glaude M. (1998): « La pauvreté, sa mesure et son évolution » in *Pauvreté* et exclusion, Rapport du Conseil d'Analyse Économique, n° 6, La Documentation Française.
- Glaude M. et J-L. Lhéritier (1993) : « Salaires et niveau de vie » in *Salaire minimum et bas salaires*, L'Harmattan, Paris.
- Goux D. et E. Maurin (1997) : « Démocratisation de l'école et persistance des inégalités », *Économie et Statistique*, n° 306.
- Goux D. et E. Maurin (2000): « The Decline in the Demand for Unskilled Labour: An Empirical Method and its Application to France », *Review of Economics and Statistics*.
- Granier P. et X. Joutard (1999) : « L'activité réduite favorise-t-elle la sortie du chômage ? », *Économie et Statistique*, n° 321-322.
- Gubian A. et S. Ponthieux S. (2000): « Emplois non qualifiés, emplois à bas salaires et mesures d'allégement du coût du travail », *Premières Synthèses*, n° 51.1, DARES.
- Gurgand M. et M-T. Letablier (1999) : « Travailler et être inscrit au chômage : emploi d'attente ou statut intermédiaire ? », *Le Quatre Pages du CEE*, n° 33.
- Gurgand M. et D. Margolis (2001): « Revenu minimum d'insertion et revenus du travail », Le Quatre Pages du CEE.
- Holtz-Eakin D., D. Joulfaian et H.S. Rosen (1994): « Sticking It out: Entrepreneurial Survival and Liquidity Constraints », *Journal of Political Economy*, vol. 102, n° 1.

- Hourriez J-M. (2000): *Des revenus économiques aux revenus imposés*, Rapport particulier pour le rapport du Conseil des Impôts sur l'imposition des revenus.
- Jean S. (2001): « Les effets de la mondialisation sur l'emploi dans les pays industrialisés: survol de la littérature existante », *Groupe de Travail Statistique*, Séance sur la globalisation, DSTI/EAS/IND/SWP2001(7), OCDE, Paris, mars.
- Kolm S.C. (1996): Modern Theories of Justice, MIT Press, Cambridge.
- Kolm S.C. (2000): « A Historical Introduction to Normative Economics », *Social Choice and Welfare*, vol. 17, pp. 707-738.
- Krussell P., L.E. Ohanian, J-V. Rios-Rull et G.L. Violante (2000): « Capital-Skill Complementarity and Inequality: A Macroeconomic Analysis », *Econometrica*, vol. 68, n° 5, septembre.
- Lagarenne C. et N. Legendre (2000) : « Les travailleurs pauvres », *INSEE Première*, n° 745.
- Laroque G. et B. Salanié (2000): « Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi », *Document de Travail de la DESE*, n° G2000/11, INSEE.
- Le Minez S. et S. Roux (2001) : « Quelles différenciations de trajectoire à partir du premier emploi ? », *Mimeo*, INSEE.
- Lindbeck A. et D.J. Snower (1996): « Reorganisation of Firms and Labour-Market Inequality », *American Economic Review*, Papers and Proceedings, vol. 86, pp. 315-21.
- Linden G. et L. Meyer (2000): « Pauvreté monétaire persistante et exclusion sociale dans l'Union européenne », *Statistiques en Bref, Population et Conditions Sociales*, n° 13/2000, Eurostat.
- Lollivier S. (1999) : « Inégalités de niveau de vie et générations », *Données Sociales* 1999, INSEE.
- Lollivier S. (2000): « Récurrence du chômage dans l'insertion des jeunes », Économie et Statistique, n° 334.
- Marlier E. et M. Cohen-Solal (2000): « Social Benefits and their Redistributive Effect in the EU », *Statistics in Focus*, Theme 3/9/2000, Eurostat.
- Marlier E. et S. Ponthieux (2000): « Les bas salaires dans les pays de l'UE », Statistiques en Bref, Population et Conditions Sociales, n° 11/2000, Eurostat.
- Martin-Houssart G. (2001): « De plus en plus de passages vers un emploi stable », *INSEE Première*, n° 741.
- Metcalf D., K. Hansen et A. Charlwood (2000): « Unions and the Sword of Justice: Unions and Pay Systems, Pay Inequality, Discrimination and Low Pay », *Center For Economic Performance*, Discussion Paper, 452.

- Murat F., N. Roth et C. Starzec (2000): « L'évolution de la redistributivité du système socio-fiscal entre 1990 et 1998 : une analyse à structure constante », France Portrait Social, Édition 2000-2001, INSEE.
- Observatoire National de la Pauvreté et de l'Exclusion (2000): Rapport 2000, La Documentation Française.
- OCDE (1994): Taxation and Household Saving, Paris.
- Oliner S.D. et D.E. Sichel (2000): « The Resurgence of Growth in the Late 1990s: Is Information Technology the Story? », Journal of Economic Perspectives, vol. 14, n° 4, pp. 3-22.
- Osterman P. (1999): Securing Prosperity, Princeton University Press.
- Piketty T. (1998): « L'impact des incitations financières au travail sur les comportements individuels: une estimation pour le cas français », Économie et Prévision, n° 132-133.
- Piketty T. (1999): L'économie des inégalités, Collection Repères, La Découverte, Paris.
- Pisani-Ferry J. (2000): « Les chemins du plein emploi » in *Plein emploi*, Rapport du Conseil d'Analyse Économique, n° 30, La Documentation Française.
- Rasolofoarison J. (2000): « Les écarts de salaires entre région s'expliquent surtout par la structure des emplois », INSEE Première, n° 738.
- Rioux L. (2001): « Les allocataires du RMI: une recherche d'emploi active qui débouche souvent sur un emploi aidé », INSEE Première, n° 720.
- Roemer J. (1998): Equality of Opportunity, Harvard University Press.
- Rosenvallon P. (1981): La crise de l'État-providence, Seuil.
- Samuelson P.A. (1997): « Wherein Do the European and American Models Differ? », Temi di Discussione, Banca d'Italia, n° 320.
- Sandoval V. (1991): « Income Distribution in France » in Trends and Distribution of Incomes, Wolleb et alii, European Federation for Economic Research, Luxembourg.
- Schelling T.C. (1978): Micromotives and Macrobehavior, New York, Norton.
- Seibel Cl. (1998): « Le chômage de longue durée et les politiques d'emploi » in *Pauvreté et exclusion*, Rapport du Conseil d'Analyse Économique, n° 6, La Documentation Française.
- Sen A.(2000): Repenser l'inégalité, Seuil, Paris.
- Snower D. (1999): « Causes of Changing Earnings Inequality » in *Income* Inequality: Issues and Policy Options, Federal Reserve Bank of Kansas City.

- Thélot C. et L.A. Vallet (2000) : « La réduction des inégalités sociales devant l'école depuis le début du siècle », *Économie et Statistique*, n° 384.
- Walzer M. (1995): « Exclusion, injustice et État démocratique » in *Pluralisme et équité. La justice sociale dans les démocraties*, Affichard et de Foucauld (eds), Commissariat général du Plan, Éditions Esprit.
- Walzer M. (1997): Sphères de justice. Une défense du pluralisme et de l'égalité, Seuil.
- Welch F. (1999): « In Defense of Inequality », *American Economic Association Papers and Proceedings*, vol. 89, n° 2, mai.
- Wood A. (1994): North-South Trade, Employment and Inequality, Oxford, Clarendon Press.

Annexe

Principales modifications des prélèvements et transferts entre 1990 et 2003

L'impôt sur le revenu (IRPP) et la taxe d'habitation

Sur la période 1990-1998, deux refontes importantes du barème ont eu lieu, en 1994 et 1997. Le nombre de tranches d'imposition est passé de 13 à 7 en 1994 (y compris celle à taux nul) et les taux marginaux ont été réduits en 1997 (de 56,8 à 54 % pour le taux maximal). Le mécanisme des minorations est intégré au barème. Le plafond du bénéfice du mécanisme du quotient familial est sensiblement réévalué en 1994 avant de baisser en 1998 en contrepartie de la suppression de la condition de ressources pour l'obtention des allocations familiales. En 1997, le plafond de la décote est ramené de 4 320 à 3 260 francs et la tranche d'imposition à taux nul est étendue de 22 610 à 25 610 francs. Pour les retraites, la période est marquée entre 1996 et 1998 par une forte réduction du plafond de l'abattement de 10 % sur les retraites (de 31 9000 à 20 000 francs par an).

En marge de ces modifications de barèmes, remarquons que le calcul du quotient familial a été modifié pour les concubins. À compter des revenus perçus en 1995, pour bénéficier d'une demi-part supplémentaire, le célibataire ou le divorcé doit élever seul son ou ses enfants.

Un grand nombre de réductions d'impôts ou de déductions du revenu imposable ont également subi des altérations durant la période considérée : réduction d'impôt sur les dépenses liées aux emplois à domicile ; réduction d'impôt au titre des primes des contrats d'assurance-vie ; réduction d'impôts pour les intérêts d'emprunts immobiliers, etc.

La législation en 2000 de l'impôt sur le revenu intègre la baisse appliquée aux deux premiers taux marginaux d'imposition (respectivement de 10,5 à 9,5 % et de 24 à 23 %). La principale mesure envisagée dans le domaine fiscal consiste à poursuivre cette baisse des taux jusqu'en 2003. Ainsi, en 2001, ils diminueraient de 1,25 point pour les quatre premiers taux et de 0,75 point pour les deux derniers (le premier taux non nul passe donc de 9,5 à 8,25 %, tandis que celui de la dernière tranche passe de 54 à 53,25 %). L'année suivante, ils connaîtront une nouvelle baisse, respectivement de 0,75 et 0,5 point et en 2003, une dernière réduction de 0,5 et 0,25

point (finalement, le premier taux non nul s'établira à 7 % contre 52,5 % pour le plus élevé).

La législation concernant la taxe d'habitation a été marquée par la mise en place de dégrèvements pour certaines catégories de ménages. La part régionale de la taxe d'habitation a été supprimé en 2000.

La prime pour l'emploi

La prime pour l'emploi a pour objectif de rendre plus attractif le travail aux environs du SMIC. Elle a pris la place de la ristourne de la CSG, réforme refusée par le Conseil constitutionnel. Elle est accordée à toute personne percevant entre 1 et 1,4 SMIC de revenu d'activité : elle est à son maximum pour un SMIC (1 500 francs pour un temps plein sur toute l'année en 2001, le triple en 2003) et décroît ensuite pour s'annuler à 1,4 SMIC. Elle est proratisée en fonction du nombre d'heures travaillées dans l'année. De plus, afin de ne pas encourager les emplois précaires, elle n'est pas accordée aux personnes ayant touché moins de 0,3 SMIC dans l'année. La prime est individuelle, par conséquent, les deux membres d'un couple peuvent y prétendre mais une condition de ressources est imposée sur les ressources globales du foyer. Enfin, pour mieux tenir compte de la capacité contributive du foyer, des majorations sont accordées pour les couples monoactifs (500 francs) et les familles (200 francs par enfant, le double pour le premier enfant des célibataires). Ces majorations sont d'ailleurs prolongées de façon forfaitaire entre 1,4 et 2 SMIC (alors que les couples monoactifs et les célibataires ne peuvent pas prétendre à la prime dans cette zone). Contrairement à la prime proprement dite, il n'est pas prévu que ces majorations soient triplés en 2003. La prime prendra la forme d'une réduction d'impôt pour les ménages imposables, alors que ceux qui ne payent pas d'impôt recevront un chèque.

La CSG et la CRDS

L'instauration de la Contribution sociale généralisée (CSG) par la loi du 28 décembre 1990 marque une évolution profonde dans le financement de la protection sociale, faisant porter le financement de certaines dépenses (prestations familiales, prestations maladie hors indemnités journalières, minima sociaux) sur un ensemble plus large de revenus que les seuls salaires. En fait, la CSG se présente comme un ensemble de trois contributions différentes, cette distinction provenant essentiellement du souhait de faciliter son recouvrement : la contribution portant sur les revenus d'activité et de remplacement prélevée comme les cotisations sociales ; la contribution portant sur les revenus du patrimoine prélevée comme l'impôt sur le revenu par voie de rôle ; enfin, la contribution sur les produits de placement prélevée comme le prélèvement libératoire.

Fixée initialement au taux de 1,1 % en 1991, la CSG passe ensuite à 2,4 % au 1^{er} juillet 1993. À la différence des cotisations sociales, ce nouveau prélèvement est non déductible des revenus imposables. Par ailleurs, si l'instauration en 1991 de la CSG avait été compensée par une baisse des cotisations sociales en 1991, les 1,3 % supplémentaires instaurés en 1993 n'ont pas donné lieu à compensation.

Les lois de financement de la sécurité sociale de 1997 et 1998 instaurent un transfert des cotisations maladie vers la CSG. En 1997, le taux de la CSG sur les revenus d'activité est porté à 3,4 % (avec une baisse des cotisations maladie de 1,3 point). En 1998, son taux passe à 7,5 % pour les revenus d'activité (compensé par une baisse des cotisations maladie de 4,75 points). Pour les revenus de remplacement (chômage, préretraites et retraites), le taux de la CSG passe à 6,2 % en 1998 (avec des mécanismes d'exonérations, notamment pour les retraités non imposables). Les montants des augmentations de CSG liés au basculement des cotisations maladie sont déductibles du revenu imposable, à la différence des 2,4 premiers points de CSG qui demeurent imposables.

Les augmentations de CSG de 1997 et 1998 se sont accompagnées d'un élargissement de l'assiette à de nombreux produits de placement, à l'exception des intérêts des livrets A et assimilés et des plus-values de valeurs mobilières sous seuil de cession.

La contribution pour le remboursement de la dette sociale (CRDS a été instaurée à compter du 1^{er} février 1996. Cette nouvelle contribution, affectée à la caisse d'amortissement de la dette sociale (CADES), est prélevée au taux uniforme de 0,5 % (avec comme pour la CSG un abattement de 5 % pour les frais professionnelles sur les revenus d'activité). Son assiette est quasi identique à celle de la CSG actuelle pour les revenus d'activité et du patrimoine et légèrement plus étendue pour les revenus de remplacement : les prestations familales et les aides au logement sont soumises à la CRDS (depuis 1997). Les minima sociaux ne sont soumis ni à la CSG ni à la CRDS.

Les cotisations sociales

Hors les effets liés au basculement de certaines cotisations vers la CSG décrits ci-dessus, les cotisations sociales ont augmenté a cours de la période, principalement du fait de l'accroissement des cotisations relatives aux régimes d'assurance vieillesse complémentaire et au régime d'indemnisation du chômage. Les taux de cotisations sociales vieillesse et de chômage ont ainsi été relevés à plusieurs reprises au cours de la période, qu'il s'agisse des cotisations salariales ou employeurs. En 1991, le plafond utilisé pour le calcul des cotisations de retraite complémentaire des cadres a été doublé, passant de quatre à huit fois le plafond de la Sécurité sociale et les cotisations vieillesse des employeurs ont été déplafonnées.

La période a également été marquée par le développement des mesures d'allégement de charges mises en place à partir de 1993 afin d'encourager l'emploi des travailleurs peu qualifiés : le dispositif d'allégement de charges s'est d'abord traduit par des exonérations partielles ou totales des cotisations familiales pour les bas salaires. Cette réduction des cotisations familiales est remplacée à partir du 1^{er} octobre 1996 par le dispositif de ristourne unique sur l'ensemble des cotisations patronales, correspondant à une baisse du coût du travail de 12,6 % au niveau du SMIC décroissant linéairement pour s'annuler à 1,33 SMIC. La ristourne était calculée en fonction de la rémunération mensuelle, quelle que soit la durée du travail. En 1998, le mode de calcul des allègements a été modifié afin de proratiser l'aide à la durée du travail (CDD, temps partiel) et le plafond de salaire ouvrant droit à l'allègement est passé à 1,3 SMIC.

Les impôts sur la consommation

Concernant la taxe sur la valeur ajoutée (TVA), le taux majoré de TVA a été progressivement réduit puis supprimé en 1993. En 1995, le taux normal a subi une augmentation de 2 points passant ainsi de 18,6 à 20,6 %. Les accises sur les tabacs ont sensiblement augmenté durant la période étudiée. À titre d'exemple, les droits de consommation sur les cigarettes sont passés de 51,14 % en 1990 à 58,30 % en 1998. Plus encore que les accises sur le tabac, les contributions indirectes sur les produits pétroliers ont considérablement augmenté depuis 1990. Ainsi, la taxe pour un hectolitre de super sans plomb est passé de 274,81 francs en 1990 à 386,66 francs en 1998 (pour le gazole, elle est passée de 160,05 francs en 1990 à 250,22 francs en 1998).

La TVA est passée de 20,6 à 5,5 % pour les travaux réalisés dans un logement début 2000. Le taux normal de TVA a baissé de 1 point en juillet de la même année et un mécanisme compensatoire a été mis en place pour limiter la hausse de la TVA en cas d'augmentation des produits pétroliers.

Prestations familiales et minima sociaux

L'âge limite de versement des prestations familiales est passé de 18 à 19 ans début 1998 puis de 19 à 20 ans début 2000. L'allocation pour jeune enfant accordée avant le quatrième mois et les majorations pour âge des allocations familiales sont devenues cumulables avec le RMI en 1999.

Allocations logement

Les allocations pour le logement vont connaître un changement important (du moins en ce qui concerne les allocations pour les locataires). Jusqu'en 2000, deux barèmes coexistaient : l'ALF et ALS, d'une part, et l'APL, d'autre part. Cette dernière aide avait subi en 1997 une réforme qui en modifiait sensiblement le calcul (éloignant d'ailleurs la logique de cette

aide de celle de l'ALF-ALS). La réforme mise en œuvre a deux objectifs : faire converger les deux aides vers un barème commun (proche du barème rénové de l'APL) et corriger le dispositif au niveau du RMI, pour le rendre moins désincitatif. En effet jusqu'à présent, les Rmistes bénéficiaient d'une neutralisation de leurs revenus d'activité qui leur permettait de recevoir l'aide maximale (c'est-à-dire comme s'ils n'avaient aucun revenu). Cette neutralisation disparaissait au sortir du RMI, si bien que les personnes quittant le RMI pour un « petit boulot » risquaient de voir leur allocation logement chuter de façon très sensible. Le nouveau système cherche à mieux gérer ces transitions, en procédant de façon systématique à un abattement égal au RMI sur les revenus du ménage. La mise en place de ce système se fera en deux étapes : en 2001, le forfait en question ne sera égal qu'à environ 75 % du RMI et un mécanisme de compensation sera mis en place pour les éventuels perdants ; en 2003, le forfait atteindra sa valeur maximale.

Membres du groupe de travail

Tony Atkinson

Nuffield College (Membre du CAE)

Christine Chambaz

DREES, ministère de l'Emploi et de la Solidarité

Valérie Champagne

DGI, ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie

Denis Clerc

Conseil de l'emploi, des revenus et de la cohésion sociale (CERC)

Jean-Richard Cytermann

DPD, ministère de l'Éducation nationale

Michèle Debonneuil

Commissariat général du Plan

Michel Dollé

Conseil de l'emploi, des revenus et de la cohésion sociale (CERC)

Marc-Antoine Estrade

DARES, ministère de l'Emploi et de la Solidarité

Michael Förster

OCDE

Marc Fleurbaey

Université de Pau

Denis Fougère

CREST-INSEE

Jacques Freyssinet

IRES (Membre du CAE)

Michel Glaude

INSEE

Véronique Hespel

Commissariat général du Plan

Jean-Michel Hourriez

INSEE

Serge-Christophe Kolm

Francis Kramarz

CREST-INSEE

Henri Lamotte

Direction de la prévision, ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie

Michel Martinez

Rexecode

Joël Maurice

Conseil d'analyse économique (Membre du CAE)

Éric Maurin

CREST-INSEE

Jacques Mistral

Ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie (Membre du CAE)

Lucile Olier

Conseil d'analyse économique

Antoine Parent

DARES, ministère de l'Emploi et de la Solidarité

Fiorella Padoa Schioppa Kostoris

Instituto di Studi e Analisi Economica (Italie) (Membre du CAE)

Thomas Piketty

EHESS et CEPREMAP (Membre du CAE)

Jean Pisani-Ferry

Conseil d'analyse économique

Pierre Ralle

DREES, ministère de l'Emploi et de la Solidarité

Jean-Luc Tavernier

Direction de la prévision, ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie

Alain Trannoy

Université de Cergy-Pontoise, THEMA

Pierre Vanlerenberghe

Commissariat général du Plan

Etienne Wasmer

Université libre de Bruxelles

Catherine Zaidman

Direction de la Sécurité sociale, ministère de l'Emploi et de la Solidarité

Autres experts ayant contribués aux travaux du groupe :

Philippe Askenazy

CEPREMAP

Olivier Bontout

DREES, ministère de l'Emploi et de la Solidarité

Isabelle Braun-Lemaire

INSEE

Gilbert Cette

Banque de France

Béatrice Colin-Sédillot

INSEE

Tai Thanh Dang

OCDE

Stéphane Grégoir

INSEE

Sébastien Jean

OCDE

Christine Lagarenne

INSEE

Sylvie Le Minez **INSEE**

Nadine Legendre

INSEE

Bertrand Lhommeau

DREES, ministère de l'Emploi et de la Solidarité

David Margolis

CNRS

Élisabeth Maurice

DGI, ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie

Annie Mesrine

INSEE

Mark Pearson

OCDE

Nicole Roth

INSEE

Sébastien Roux

INSEE

Peter Scherer

OCDE

Les inégalités dans le long terme

Thomas Piketty

Directeur d'études à l'EHESS et Chercheur au CEPREMAP

Introduction

Comment les inégalités de revenus, de salaires et de patrimoines ontelles évoluées sur longue période, et ces évolutions permettent-elles d'apporter un éclairage nouveau sur certains enjeux économiques et politiques du temps présent ? Telles sont les questions auxquelles ce rapport tente de répondre⁽¹⁾.

La principale leçon qui se dégage de cette analyse historique concerne sans doute l'impôt progressif sur le revenu. L'impôt progressif a un double impact sur les inégalités. L'impact le mieux connu est de nature statique : du fait même de la progressivité, l'impôt progressif permet de resserrer l'éventail des revenus, si bien que l'inégalité présente des revenus après impôt est plus réduite que l'inégalité présente des revenus avant impôt. Mais, outre cet impact statique, l'impôt progressif a également un impact dynamique sur les inégalités : l'impôt progressif limite les capacités d'accumulation du capital des personnes les plus fortunées, et il réduit ainsi la concentration future des patrimoines, et par là même la concentration future

⁽¹⁾ Ce rapport s'appuie notamment sur les résultats publiés dans un livre consacré à l'histoire des inégalités en France au XX° siècle (Piketty, 2001). Par comparaison au rapport Atkinson, Glaude et Olier, qui porte pour l'essentiel sur les années quatre-vingt et quatre-vingt-dix, la particularité de notre rapport est que nous intéressons aux évolutions observées sur l'ensemble du XX° siècle. Cette perspective plus longue a pour contrepartie que nous ne pouvons traiter que d'un nombre plus réduit de questions.

des revenus du capital, et donc l'inégalité future des revenus avant impôt. Cet effet sur les inégalités patrimoniales futures peut en outre avoir des conséquences positives pour le dynamisme social et la croissance économique : en limitant la concentration du capital et du pouvoir économique, l'impôt progressif peut favoriser l'émergence de nouvelles générations d'entrepreneurs et permettre un renouvellement plus rapide des élites économiques⁽²⁾.

L'existence de cet impact dynamique de l'impôt progressif sur les inégalités n'est pas une découverte : c'est ainsi, par exemple, que Roosevelt justifiait dans les années trente le fort relèvement de la progressivité qu'il venait de mettre en place aux États-Unis⁽³⁾. Mais le recul historique permet de mieux en mesurer l'ampleur. Tout laisse en effet à penser que cet impact dynamique de l'impôt progressif a joué un rôle fondamental au XX^e siècle, notamment en France : selon toute vraisemblance, c'est l'impôt progressif qui a permis, au moins pour une large part, d'éviter que la concentration des fortunes, fortement ébranlée par les chocs des années 1914-1945, ne retrouve après 1945 les niveaux astronomiques et économiquement stériles observés à la veille de la Première Guerre mondiale. Ce mécanisme est d'autant plus important que cette réduction de l'inégalité des patrimoines et des revenus qui en sont issus explique l'essentiel de la compression des inégalités de revenus qui a eu lieu en France au XX^e siècle. En particulier, contrairement à une idée recue, les inégalités salariales sont restées extrêmement stables sur longue période en France au cours du siècle passé : le pouvoir d'achat des salaires a été multiplié par cinq, mais la hiérarchie des rémunérations n'a pratiquement pas changé.

De notre point de vue, ces conclusions impliquent que les débats actuels concernant la baisse de l'impôt progressif sur le revenu, et en particulier la réduction des taux marginaux supérieurs, qui figurent pourtant parmi les plus bas appliqués en France depuis les années vingt, devraient prendre en compte le fait que de telles décisions auraient des conséquences à long terme sur les inégalités. Si la France décidait de mettre à mal sa fiscalité progressive avec la même vigueur que cela a été fait aux États-Unis, il serait fort étonnant que l'on n'observe pas dans les décennies à venir un

⁽²⁾ L'impôt progressif sur les successions et l'impôt progressif sur la fortune contribuent également à limiter la concentration future des patrimoines. Nous reviendrons plus loin sur la complémentarité entre l'impôt progressif sur le revenu et les autres impôts progressifs du point de vue des effets sur les inégalités patrimoniales futures.

⁽³⁾ Selon les termes même employés par Roosevelt, l'accumulation du capital conduit en l'absence d'impôt progressif à une « great and undesirable concentration of control in relatively few individuals », et l'objectif de la forte progressivité fiscale instituée par son gouvernement était « not to destroy wealth, but to create a broader range of opportunity, to restrain the growth of unwholesome and sterile accumulations » (citations reproduites par Brownlee, 2000, p. 52). En termes économiques modernes, le fait qu'une trop forte concentration du capital puisse avoir un impact négatif sur l'efficacité économique s'explique par l'existence de contraintes de crédit (les entrepreneurs talentueux mais peu fortunés ont plus de mal à investir que les héritiers peu talentueux mais fortunés).

fort mouvement de retour aux inégalités patrimoniales du début du XX^e siècle, avec à la clé un risque de sclérose économique et sociale. Il serait évidemment naïf de prétendre pouvoir démontrer de telles prédictions avec une totale certitude, mais il nous semble que ces hypothèses sont suffisamment étayées pour être prises en considération.

Dans la suite de ce rapport, nous exposons les faits qui nous ont conduit à formuler ces conclusions et hypothèses, ainsi que les autres leçons qu'une perspective de long terme sur les inégalités permet de dégager. De façon générale, cette perspective nous permet de constater l'importance des ruptures politiques dans l'histoire des inégalités, ainsi que de rejeter la théorie de la « courbe de Kuznets », selon laquelle la réduction des inégalités au XXe siècle serait la conséquence d'un processus économique « naturel » et « spontané ».

Nous commencerons par présenter les principales évolutions qui caractérisent la dynamique des inégalités en France au XX° siècle. Puis nous tenterons d'évaluer l'importance de l'impact dynamique de l'impôt progressif sur les inégalités, en nous fondant sur des simulations. Nous verrons ensuite quels enseignements peuvent nous apporter les expériences étrangères, et en particulier l'expérience des États-Unis. Enfin, en conclusion, nous insisterons sur le fait que la qualité et l'accessibilité des statistiques publiques issues des déclarations de revenus, des déclarations de salaires et des déclarations de patrimoines se sont fortement dégradées en France au cours du XX° siècle, et que cette triste dégradation risque de limiter considérablement les capacités de la société française à connaître et à mesurer les évolutions à venir, notamment en cas de retour aux inégalités patrimoniales du passé.

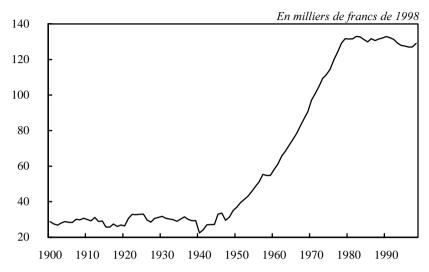
Un siècle d'inégalités en France

Dans cette partie, nous présentons de façon synthétique les principales évolutions qui caractérisent la dynamique des inégalités de revenus, de salaires et de patrimoines en France au XX^e siècle⁽⁴⁾.

Commençons par rappeler quelles sont les grandes caractéristiques de l'évolution générale des revenus sur un siècle. Exprimé en francs de 1998, le revenu moyen par foyer (tous foyers confondus) est passé d'environ 25 000-30 000 francs par an (moins de 2 500 francs par mois) à la veille de la Première Guerre mondiale à environ 130 000 francs par an (près de 11 000 francs par mois) à la fin des années quatre-vingt-dix, soit une multi-

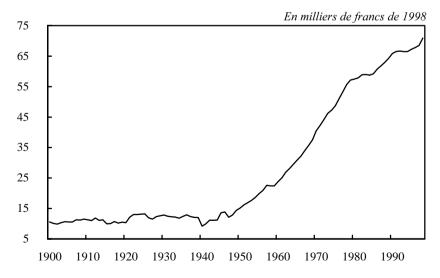
⁽⁴⁾ Cette partie reprend un certain nombre de résultats et de séries publiés dans notre livre (Piketty, 2001), et nous invitons les éventuels lecteurs intéressés par une analyse historique plus détaillée et/ou une description précise des caractéristiques techniques des estimations réalisées à se reporter à cet ouvrage.

1. Revenu annuel moyen par foyer en France de 1900 à 1998



Source: Piketty, 2001, colonne 7 du tableau G2, annexe G.

2. Revenu annuel moyen par habitant en France de 1900 à 1998



Source: Piketty, 2001, colonne 9 du tableau G2, annexe G.

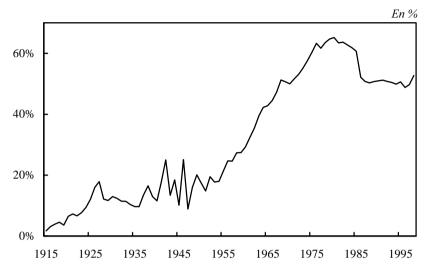
plication par un coefficient de l'ordre de 4,5 (cf. graphique 1)⁽⁵⁾. Mais cette croissance considérable du pouvoir d'achat ne s'est pas faite à un rythme constant, loin s'en faut. En particulier, le graphique 1 montre à quel point les « Trente glorieuses » méritent bien leur nom : le quasi-quintuplement du pouvoir d'achat est dû pour l'essentiel à la très forte croissance enregistrée durant la période 1948-1978, alors que les périodes 1900-1948 et 1978-1998 apparaissent comme des périodes de quasi-stagnation. Le fait que le pouvoir d'achat n'ait pratiquement pas progressé en France au cours de la première moitié du XX^e siècle s'explique bien sûr par l'ampleur des chocs subis lors des années 1914-1945 (Première Guerre mondiale, crise économique des années trente, Seconde Guerre mondiale). Précisons également que le fait de raisonner en termes de revenu moven par fover conduit à exagérer quelque peu l'ampleur de la rupture de la fin des années soixante-dix : la taille moyenne des foyers diminue régulièrement au cours du temps, et ce à un rythme particulièrement rapide dans les années quatrevingt et quatre-vingt-dix (vieillissement de la population, baisse de la nuptialité et de la natalité), si bien que le revenu moyen par foyer est artificiellement tiré vers le bas⁽⁶⁾. Si l'on examine l'évolution du revenu moyen par habitant, et si l'on excepte deux années où même le pouvoir d'achat par habitant diminue (1984 et 1993), on constate que le pouvoir d'achat a continué de progresser chaque année entre 1978 et 1998 (cf. graphique 2)(7). Ajoutons que les indices de prix à la consommation utilisés pour convertir les revenus en francs de 1998 ne prennent qu'imparfaitement en compte l'apparition de nouveaux biens et services : le pouvoir d'achat mesuré en termes d'ordinateurs ou de téléphones portables a évidemment beaucoup

⁽⁵⁾ Rappelons que le foyer est une unité plus étroite que le ménage : un ménage formé d'un couple non marié constitue deux foyers, de même qu'un ménage où cohabitent deux générations. En moyenne, chaque ménage comprend environ 1,3 foyer, ce qui signifie que le revenu moyen par ménage est de l'ordre de 30 % plus élevé que le revenu moyen par foyer, soit environ 170 000 francs par an (14 000 francs par mois) à la fin des années quatre-vingt-dix pour le revenu moyen par ménage, contre 130 000 francs par an (11 000 francs par mois) pour le revenu moyen par foyer (le nombre moyen de ménages par foyer a relativement peu changé au cours du XX° siècle, car la montée du concubinage a eu tendance à compenser la baisse de la cohabitation intergénérationnelle ; le revenu moyen par ménage a donc connu approximativement la même progression séculaire que le revenu moyen par foyer).

⁽⁶⁾ Compte tenu du fait que le nombre moyen de foyers par ménage a été approximativement constant au cours du siècle (cf. supra), il en irait de même si l'on raisonnait en termes de revenu moyen par ménage (la taille moyenne des ménages a toutefois légèrement moins diminué que la taille moyenne des foyers dans les années quatre-vingt et quatre-vingt-dix, si bien que le revenu moyen par ménage a connu une évolution légèrement plus favorable que le revenu moyen par foyer).

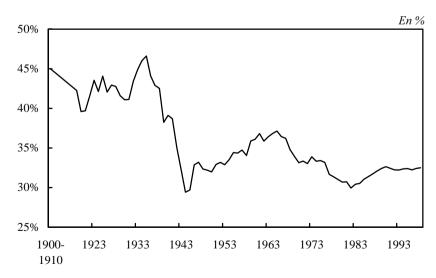
⁽⁷⁾ On observe ce même type d'effet pour la première moitié du XX° siècle : d'après nos estimations, le revenu moyen par foyer a progressé d'environ 20 % sur la période 1913-1949 (de 29 000 à 35 000 francs ; cf. graphique 1), alors que le revenu moyen par habitant a progressé d'environ 30 % (de 11 000 à plus de 14 000 francs ; cf. graphique 2) (par comparaison, la progression du PİB sur la période 1913-1949 a été de l'ordre de 30-40 %, suivant les séries disponibles ; le léger écart s'explique non pas par la croissance de la population, qui a été pratiquement nulle, mais par le fait que la part du revenu des ménages dans le PİB a légèrement baissé entre 1913 et 1949).

3. Proportion de foyers imposables au titre de l'impôt progressif sur le revenu en France de 1915 à 1998



Source: Piketty, 2001, colonne 3 du tableau A2, annexe A.

4. Part du décile supérieur dans le revenu total en France en 1900-1910 et de 1919 à 1998



Source: Piketty, 2001, colonne P90-100 du tableau B14, annexe B.

progressé entre 1978 et 1998⁽⁸⁾. Il reste que la décélération du rythme de croissance du niveau de vie par rapport à la période antérieure a été bien réelle, ce qui explique pourquoi elle a été si durement ressentie.

Voyons maintenant comment la hiérarchie des revenus a évolué au cours du siècle. En France, de même d'ailleurs que dans tous les autres pays, les déclarations de revenus constituent la seule source permettant d'étudier l'évolution des inégalités de revenus sur longue période. Cette source a évidemment certaines limites. En particulier, cette source permet uniquement de connaître l'évolution des revenus des foyers imposables, et ces derniers n'ont longtemps représenté qu'un faible pourcentage du nombre total de fovers: la proportion de fovers imposables était de l'ordre de 10-20 % dans l'entre-deux-guerres, et ce n'est qu'après la Seconde Guerre mondiale que cette proportion a progressivement atteint les niveaux d'environ 50-60 % que nous connaissons actuellement (cf. graphique 3). Sur longue période, les déclarations de revenus nous permettent uniquement d'étudier l'évolution des revenus du décile supérieur de la hiérarchie des revenus (les 10 % des foyers ayant les revenus les plus élevés), ainsi que l'évolution des inégalités séparant ces hauts revenus de la moyenne des revenus⁽⁹⁾. La source fiscale pose également d'autres problèmes, liés notamment à la fraude et aux revenus légalement exonérés de l'impôt sur le revenu, sur lesquels nous reviendrons plus loin.

Maniée avec précaution, cette source présente toutefois des avantages d'une valeur inestimable. Tout d'abord, il s'agit d'une source dont la continuité et l'homogénéité dans le temps sont tout à fait remarquables. L'impôt sur le revenu a été institué en France par la loi du 15 juillet 1914, quelques semaines avant la déclaration de guerre, et il s'est appliqué chaque année

⁽⁸⁾ Cette remarque vaut également pour la première moitié du XX° siècle (la très faible progression du revenu moyen exprimé en francs de 1998 ne doit pas faire oublier que les modes de consommation ont évolué de façon importante entre 1900 et 1948). Les évolutions générales indiquées sur les graphiques 1 et 2 permettent de se faire une idée des principaux ordres de grandeurs, mais un examen minutieux des revenus en francs courants et des différents prix en vigueur aux différentes époques serait nécessaire pour mieux comprendre la signification concrète de l'amélioration des conditions de vie sur longue période.

⁽⁹⁾ Les déclarations de revenus déposées par les foyers non imposables ne sont prises en compte dans les statistiques fiscales que depuis les revenus de 1985 (ce n'est d'ailleurs que depuis le début des années quatre-vingt que l'immense majorité des foyers non imposables déposent une déclaration), et ces statistiques ne sont donc pas utilisables sur longue période. Pour estimer la série de revenu moyen par foyer (tous foyers confondus, imposables et non imposables) indiquée sur le graphique 1, nous avons donc dû utiliser diverses séries issues des comptes nationaux, que nous avons corrigées et homogénéisées afin que le revenu moyen par foyer soit exprimé en termes de « revenu fiscal » (avant tout abattement ou déduction), de la même façon que les revenus du décile supérieur estimés à partir des déclarations de revenus (selon nos estimations, le revenu fiscal a représenté tout au long du XX^e siècle un pourcentage quasiment constant du revenu des ménages au sens de la comptabilité nationale qui a lui-même représenté tout au long du siècle un pourcentage quasiment constant du PIB), si bien que la croissance du revenu fiscal par foyer a été approximativement la même que celle du PIB par foyer; le nombre total de foyers (imposables et non imposables) a été calculé en utilisant notamment les résultats des recensements). D'autres sources, et en particulier des sources portant sur les salaires, nous permettront d'étudier l'évolution des inégalités séparant les bas revenus de la moyenne des revenus (cf. infra).

depuis l'imposition des revenus de 1915, sans aucune exception. De plus, chaque année depuis l'imposition des revenus de 1915, sans aucune exception, l'administration fiscale française a dépouillé l'intégralité des déclarations de revenus et a établi un certain nombre de tableaux statistiques indiquant en fonction d'un certain nombre de tranches de revenus le nombre de déclarations, le montant des différentes catégories de revenus déclarés. etc. Ces tableaux statistiques annuels constituent des documents publics : ils ont pour la plupart été publiés dans les bulletins statistiques diffusés par le ministère des Finances aux différentes époques, et, même s'ils ne sont plus publiés nulle part depuis le début des années quatre-vingt, toute personne intéressée peut toujours se les procurer en s'adressant au service concerné (en principe...)⁽¹⁰⁾. Ce sont ces matériaux bruts, largement tombés dans l'oubli, qui, au terme d'une exploitation statistique relativement longue et fastidieuse, nous ont permis d'estimer des séries annuelles portant sur l'évolution des revenus du décile supérieur de la hiérarchie des revenus au cours des années 1915-1998(11). Le fait de disposer de séries annuelles constitue un avantage certain : nous pouvons ainsi repérer les années au cours desquelles les inégalités se sont comprimées ou se sont élargies, et identifier précisément les facteurs économiques ou politiques en jeu. Par ailleurs, les statistiques fiscales annuelles reposant sur le dépouillement intégral de l'ensemble des déclarations de revenus, et l'administration ayant généralement utilisé un grand nombre de tranches de revenus très élevées pour réaliser ces dépouillements, nous avons pu décomposer de façon extrêmement fine le décile supérieur de la hiérarchie des revenus et examiner séparément les évolutions suivies par le décile supérieur, le demi-décile supérieur, le cen-

⁽¹⁰⁾ Les références précises des différents bulletins statistiques (« Bulletin de statistique et de législation comparée » jusqu'à la Seconde Guerre mondiale, « Bulletin de statistiques du ministère des Finances » dans l'immédiat après-guerre, et « Statistiques et études financières » de 1949 à 1985) où ces tableaux annuels ont été publiés sont indiquées dans notre livre (cf. Piketty, 2001, annexe A). Le fait que l'accès à ces documents publics se soit détérioré au cours du temps mérite d'être noté (nous reviendrons plus loin sur ce point ; cf. infra).

⁽¹¹⁾ Tous les détails techniques liés à ces estimations sont exposés de façon précise dans notre livre (cf. Piketty, 2001, annexes A et B). Contentons-nous de préciser ici que toutes nos estimations ont été corrigées et homogénéisées de façon à ce que les revenus soient toujours exprimés en termes de « revenu fiscal » (avant tout abattement ou déduction). Notons également que nous n'avons effectué aucune correction permettant de prendre en compte les variations de la taille des foyers, mais que les statistiques fiscales nous ont permis de constater que la baisse séculaire de la taille des foyers avait touché toutes les tranches de revenus dans des proportions comparables (de telles corrections ne seraient donc pas susceptibles d'altérer de façon importante les résultats présentés ici). Le fait que les statistiques fiscales annuelles n'avaient jusqu'ici jamais été exploitées s'explique sans doute en partie par le fait qu'elles ont été « cannibalisées » par les enquêtes « Revenus fiscaux » menées par l'INSEE depuis 1956. Ces enquêtes permettent certes d'étudier l'ensemble de la distribution des revenus (l'INSEE utilise des échantillons de déclarations de revenus transmis par la DGI comprenant aussi bien des foyers imposables que des foyers non imposables). Mais, outre qu'elles n'existent que depuis 1956, qu'elles n'ont été menées que pour quelques années isolées (1956, 1962, 1965, 1970, 1975, 1979, 1984, 1990 et 1996), et que les fichiers n'ont été conservés sous un format informatique exploitable que depuis l'enquête de 1970, ces enquêtes reposent sur un nombre trop faible de déclarations pour permettre des estimations fiables des revenus du décile supérieur.

tile supérieur, le millime supérieur, etc., ce qui là encore s'est avéré essentiel pour comprendre les mécanismes en jeu.

Examinons tout d'abord les résultats obtenus pour le décile supérieur (considéré dans son ensemble). La part du décile supérieur dans le revenu total est passée d'environ 45 % à la veille de la Première Guerre mondiale à environ 32-33 % à la fin des années quatre-vingt-dix, ce qui correspond à une compression significative des inégalités sur longue période (cf. graphique 4)⁽¹²⁾. Autrement dit, le revenu moyen des 10 % des foyers les mieux lotis était de l'ordre de 4,5 fois plus élevé que le revenu moyen de l'ensemble de la population au début du siècle, et cet écart est « seulement » de 3,2-3,3 à la fin du siècle⁽¹³⁾. On notera toutefois que l'histoire des inégalités dessinée par la part du décile supérieur ne s'apparente guère à un long fleuve tranquille : les écarts de revenus se compriment au cours de la Première Guerre mondiale, se redressent dans les années vingt, se réduisent très fortement au cours des années trente et de la Seconde Guerre mondiale, s'élargissent de 1945 à 1968, se compriment de 1968 à 1982-1983, puis s'élargissent de nouveau depuis 1982-1983. On remarquera également que la baisse bien connue des inégalités qui a eu lieu entre 1968 et 1982-1983 (qui s'explique notamment par les très fortes revalorisations du salaire minimum et la baisse de la part des profits dans la valeur ajoutée des entreprises qui caractérisent cette période), suivie par la légère hausse également bien connue des inégalités à l'œuvre depuis 1982-1983 (fin des fortes revalorisations du salaire minimum et redressement de la part des profits), ont pris place après le fort relèvement des inégalités des années 1945-1968, de telle façon que la part du décile supérieur dans le revenu total se situe à la fin des années quatrevingt-dix à un niveau quasiment identique à celui qui était le sien à l'issue de la Seconde Guerre mondiale : aucune compression de l'écart séparant les 10 % des foyers les mieux lotis de la moyenne des foyers n'a eu lieu au cours de la seconde moitié du XX^e siècle, et l'intégralité de la compression survenue entre les deux extrémités du siècle est due à la période 1914-1945.

⁽¹²⁾ Les déclarations de revenus ne nous ont permis d'estimer la part du décile supérieur qu'à partir de 1919 (la proportion de foyers imposables était trop faible en 1915-1918, et nous nous sommes contentés pour ces années-là d'estimer les revenus du centile supérieur), et nous avons complété nos séries par une estimation moyenne portant sur les années 1900-1910 obtenue en utilisant les évaluations de la répartition des revenus établies par l'administration fiscale du début du siècle dans le cadre des débats parlementaires sur la création de l'impôt sur le revenu (il est vraisemblable que les chiffres ainsi obtenus sous-estiment légèrement l'inégalité en vigueur en 1900-1910).

⁽¹³⁾ Exprimé en francs de 1998, le revenu annuel moyen du décile supérieur est passé d'environ 130 000 francs au début du siècle (contre 25 000-30 000 francs pour le revenu moyen de l'ensemble de la population) à environ 420 000 francs dans les années quatrevingt-dix (contre environ 130 000 francs pour le revenu moyen de l'ensemble de la population) (cf. tableau 1 infra). Le hasard des chiffres fait donc que le revenu moyen du décile supérieur du début du siècle est quasiment identique au revenu moyen de l'ensemble de la population à la fin du siècle. De telles comparaisons sont suggestives, mais il faut éviter d'accorder trop de poids à ce type de coïncidence, tant les prix relatifs et donc les modes de vie ont changé.

De plus et surtout, la décomposition du décile supérieur permet de constater que la baisse séculaire de la part du décile supérieur (de 45 % au début du siècle à 32-33 % à la fin du siècle) s'explique pour l'essentiel par l'effondrement de la part des strates supérieures du décile supérieur. En particulier, la part du fractile P90-95, qui par définition regroupe la moitié la moins riche du décile supérieur de la hiérarchie des revenus, est restée extrêmement stable sur longue période : par delà les multiples fluctuations de court terme et de moyen terme, cette part s'est toujours située aux alentours de 11-11,5 % du revenu total (cf. graphique 5). Autrement dit, le revenu moyen de ces foyers s'est toujours situé aux alentours de 2,2-2,3 fois le revenu moyen de l'ensemble de la population⁽¹⁴⁾. Les 4 % suivants (c'est-àdire le fractile P95-99) ont connu une baisse extrêmement modérée de leur part dans le revenu total : celle-ci est passée d'environ 15 % au début du siècle à environ 13-13,5 % à la fin du siècle (cf. graphique 5); ces foyers ont toujours disposé de revenus de l'ordre de 3,5 fois plus élevés que la moyenne⁽¹⁵⁾. Par comparaison, les foyers du centile supérieur ont connu une chute d'une ampleur considérable : les 1 % des foyers les mieux lotis s'appropriaient près de 20 % du revenu total au début du siècle (ce qui correspondait à des revenus moyens vingt fois plus élevés que la moyenne), et ils ne s'en approprient plus qu'environ 7-8 % à la fin du siècle (soit des revenus moyens 7-8 fois plus élevés que la moyenne) (cf. graphique 6)⁽¹⁶⁾. Au final, le centile supérieur explique à lui seul près de 90 % de la baisse séculaire de la part du décile supérieur (cf. tableaux 1 et 2). En outre, des décompositions supplémentaires permettent de constater que la chute a été d'autant plus marquée que l'on pénètre dans les strates supérieures du centile supérieur de la hiérarchie des revenus. La part des 0.01 % des fovers les mieux lotis est ainsi passée d'environ 3 % à la veille de la Première Guerre mondiale à environ 0,5-0,6 % à la fin des années quatre-vingt-dix (cf. graphique 7). Cela ne signifie certes pas que ces foyers aient été rattrapé par la moyenne : l'écart séparant le fractile P99,99-100 de la moyenne des revenus a toujours été un fossé béant. Simplement, d'après les déclarations de revenus, ce fossé était de l'ordre de 5 fois plus béant au début du siècle qu'à la fin du siècle : les 0,01 % des foyers les plus aisés disposaient à la veille de la Première Guerre mondiale de revenus de l'ordre de 300 fois plus élevés que la moyenne des revenus, alors que leurs revenus ne sont « que » 50-60 fois plus élevés que la movenne à la fin des années quatre-vingt-dix. Le revenu moven du fractile P99,99-100 de la fin du siècle est certes extrê-

⁽¹⁴⁾ Exprimé en francs de 1998, le revenu annuel moyen du fractile P90-95 est passé de près de 65 000 francs au début du siècle à près de 300 000 francs dans les années quatre-vingt-dix *(cf.* tableau 1).

⁽¹⁵⁾ Exprimé en francs de 1998, le revenu annuel moyen du fractile P95-99 est passé d'un peu moins de 110 000 francs au début du siècle à près de 430 000 francs dans les années quatre-vingt-dix (cf. tableau 1 infra).

⁽¹⁶⁾ Exprimé en francs de 1998, le revenu annuel moyen du centile supérieur est passé d'environ 550 000 francs au début du siècle à environ 1 million de francs dans les années quatre-vingt-dix (cf. tableau 1).

mement élevé (environ 7-8 millions de francs par an), mais le fait est que ce revenu, exprimé en francs de 1998, était encore plus élevé au début du siècle (environ 8-9 millions de francs), et ce bien que le revenu moyen de l'ensemble de la population ait été multiplié par 4,5 entre ces deux dates (cf. tableau 1). Précisons que les séries reproduites sur les graphiques 4 à 7 ont été calculées avant prise en compte de l'impôt sur le revenu : si l'on se plaçait en termes de revenu après impôt, l'effondrement de la part des très hauts revenus dans le revenu total serait plus considérable encore⁽¹⁷⁾.

1. L'évolution du pouvoir d'achat des différents fractiles de hauts revenus entre 1900-1910 et 1990-1998

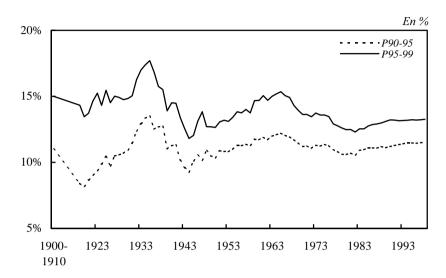
| | Revenu moyen e | Ratio | |
|-------------|----------------|---------------|---------|
| | 1900-1910 (a) | 1990-1998 (b) | (b)/(a) |
| P0-100 | 28 848 | 129 380 | 4,48 |
| P90-100 | 129 815 | 419 015 | 3,23 |
| P95-100 | 196 165 | 543 087 | 2,77 |
| P99-100 | 548 107 | 1 006 845 | 1,84 |
| P99,5-100 | 865 432 | 1 334 205 | 1,54 |
| P99,9-100 | 2 307 820 | 2 587 710 | 1,12 |
| P99,99-100 | 8 654 324 | 7 154 769 | 0,83 |
| P0-90 | 17 629 | 97 198 | 5,51 |
| P90-95 | 63 465 | 294 943 | 4,65 |
| P95-99 | 108 179 | 427 148 | 3,95 |
| P99-99,5 | 230 782 | 679 484 | 2,94 |
| P99,5-99,9 | 504 836 | 1 020 828 | 2,02 |
| P99,9-99,99 | 1 602 653 | 2 080 259 | 1,30 |
| P99,99-100 | 8 654 324 | 7 154 769 | 0,83 |

Lecture: Le revenu moyen par foyer de l'ensemble de la population (fractile P0-100), exprimé en francs de 1998, passe de 28 848 francs en moyenne sur la période 1900-1910 à 129 380 francs en moyenne sur la période 1990-1998, soit une multiplication par 4,48; le revenu moyen des 10 % des foyers ayant les revenus les plus élevés (fractile P90-100) passe de 129 815 francs en 1900-1910 à 419 015 francs en 1990-1998, soit une multiplication par 3,23; etc.; le revenu moyen des 0,01 % des foyers ayant les revenus les plus élevés (fractile P99,99-100) passe de 8 654 324 francs en 1900-1910 à 7 154 769 francs en 1990-1998, soit une multiplication par 0,83.

Sources: Calculs effectués à partir des séries de revenu moyen de l'ensemble de la population *(cf.* Piketty, 2001, annexe G, tableau G2, colonne 7) et des différents fractiles de hauts revenus *(cf.* Piketty, 2001, annexe B, tableaux B11 et B12).

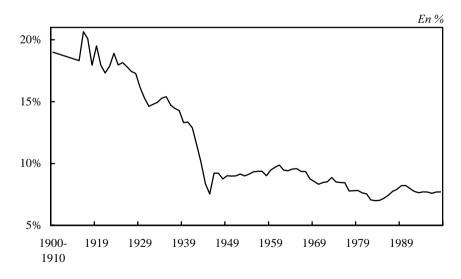
⁽¹⁷⁾ Nous reviendrons plus loin sur l'évolution des taux d'imposition auxquels ont été soumis les différents fractiles de hauts revenus aux différentes époques (cf. infra).

5. Part des « classes moyennes » (fractile P90-95) et des « classes moyennes supérieures » (fractile P95-99) dans le revenu total en France en 1900-1910 et de 1919 à 1998



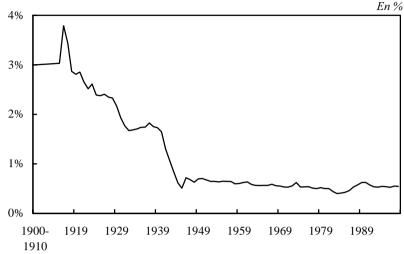
Source: Piketty, 2001, colonnes P90-95 et P95-99 du tableau B15, annexe B.

6. Part des « classes supérieures » (fractile P99-100) dans le revenu total en France en 1900-1910 et de 1915 à 1998



Source: Piketty, 2001, colonne P99-100 du tableau B14, annexe B.

7. Part des « 200 familles » (fractile P99,99-100) dans le revenu total en France en 1900-1910 et de 1915 à 1998



Source: Piketty, 2001, colonne P99,99-100 du tableau B14, annexe B.

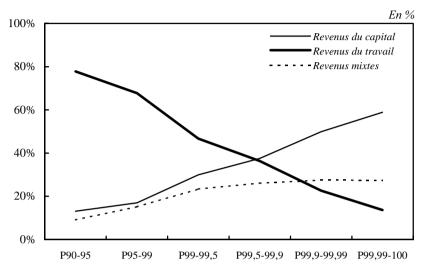
2. L'évolution de la part des différents fractiles de hauts revenus dans le revenu total entre 1900-1910 et 1990-1998

| | Part dans le revenu total (en %) | | Différence | | Part de la baisse totale correspon- dant à chaque |
|-------------|-------------------------------------|-----------|-------------|--------|--|
| | 1900-1910 | 1990-1998 | (en points) | (en %) | fractile |
| P90-100 | 45,00 | 32,39 | - 12,61 | - 28,0 | |
| P95-100 | 34,00 | 20,99 | - 13,01 | - 38,3 | 103,2 |
| P99-100 | 19,00 | 7,78 | - 11,22 | - 59,1 | 88,9 |
| P99,5-100 | 15,00 | 5,15 | - 9,85 | - 65,6 | 78,1 |
| P99,9-100 | 8,00 | 2,00 | - 6,00 | - 75,0 | 47,6 |
| P99,99-100 | 3,00 | 0,55 | - 2,45 | - 81,6 | 19,4 |
| P90-95 | 11,00 | 11,40 | 0,40 | 3,6 | - 3,2 |
| P95-99 | 15,00 | 13,21 | - 1,79 | - 12,0 | 14,2 |
| P99-99,5 | 4,00 | 2,63 | - 1,37 | - 34,4 | 10,9 |
| P99,5-99,9 | 7,00 | 3,16 | - 3,84 | - 54,9 | 30,5 |
| P99,9-99,99 | 5,00 | 1,45 | - 3,55 | - 71,1 | 28,2 |
| P99,99-100 | 3,00 | 0,55 | - 2,45 | - 81,6 | 19,4 |

Lecture: La part des 10 % des foyers ayant les revenus les plus élevés (fractile P90-100) dans le revenu total est passée de 45,00 % en 1900-1910 à 32,39 % en 1990-1998, soit une baisse totale de – 12,61 points, ou de – 28,0 %; etc.; la part des 0,01% des foyers ayant les revenus les plus élevés (fractile P99,99-100) est passée de 3,00 % en 1900-1910 à 0,55 % en 1990-1998, soit une baisse de 2,45 points (ou 81,6 %), correspondant à 19,4 % de la baisse totale de la part des 10 % des foyers ayant les revenus les plus élevés.

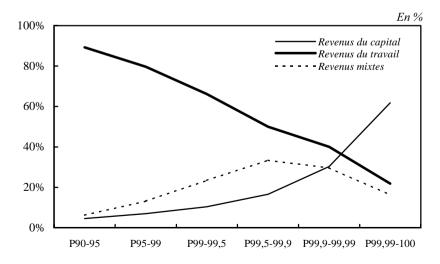
Sources : Calculs effectués à partir des séries de parts dans le revenu total des différents fractiles de hauts revenus *(cf. Piketty, 2001, annexe B, tableaux B14 et B15).*

8. Composition des hauts revenus en France en 1932 des « classes moyennes » (fractile P90-95) aux « 200 familles » (fractile P99,99-100)



Sources: Piketty, 2001, tableau B16, annexe B.

9. Composition des hauts revenus en France en 1998 des « classes moyennes » (fractile P90-95) aux « 200 familles » (fractile P99,99-100)



Sources: Piketty, 2001, tableau B16, annexe B.

Afin de comprendre pourquoi les différentes strates du décile supérieur ont connu des expériences aussi différentes au cours du XX^e siècle, il est important de prendre conscience du fait que le décile supérieur de la hiérarchie des revenus est véritablement un monde en soi, caractérisé par une extrême diversité économique et sociologique des groupes sociaux qui le composent (cf. graphiques 8 et 9)⁽¹⁸⁾. La moitié la moins riche du décile supérieur (fractile P90-95), de même d'ailleurs que les 90 % des foyers les plus pauvres (fractile P0-90), vit pour l'essentiel de revenus du travail (salaires et pensions de retraite): les autres revenus ne constituent pour ce groupe social que des revenus d'appoint. L'importance des revenus du travail décline régulièrement à mesure que l'on s'élève dans la hiérarchie des revenus et que les revenus du capital (dividendes, intérêts et loyers) gagnent en importance. Au niveau des 0,01 % des foyers les plus aisés, les revenus du capital sont largement majoritaires (essentiellement du fait des dividendes), et ce sont les revenus du travail qui constituent des revenus d'appoint⁽¹⁹⁾. Pour fixer les idées, on peut dire que le décile supérieur de la hiérarchie des revenus s'étend des « classes moyennes » (fractile P90-95) aux « 200 familles » (fractile P99,99-100)⁽²⁰⁾.

⁽¹⁸⁾ Nous avons représenté sur les graphiques 8 et 9 les chiffres de 1932 et de 1998, mais nos séries montrent que les principales caractéristiques indiquées sur ces deux graphiques (part des revenus du travail prédominante au niveau du fractile P90-95, part des revenus du capital prédominante au niveau du fractile P99,99-100, etc.) ont prévalu tout au long du siècle. La seule exception importante concerne l'immédiat après-guerre (cf. infra). La part des revenus du capital dans les revenus du fractile P99,99-100 atteignait sans doute des niveaux encore plus élevés à la veille de la Première Guerre mondiale (les déclarations de revenus n'existaient pas à cette époque, et il est donc impossible de préciser ce point).

⁽¹⁹⁾ On notera que les revenus mixtes (BA, BIC, BNC), ainsi nommés car ils rémunèrent à la fois le travail fourni et le capital investi par les travailleurs non salariés, occupent dans la hiérarchie des revenus une position intermédiaire entre revenus du travail et revenus du capital : les revenus mixtes prennent leur importance maximale au milieu du centile supérieur, avant de stabiliser pour les fractiles plus élevés (cf. graphique 8) ou même de décliner (cf. graphique 9). Remarquons également que la part des salaires dans les différents fractiles de hauts revenus est à peine plus élevée en 1998 qu'en 1932 : ce phénomène est amplifié par le cycle économique (les revenus mixtes sont particulièrement faibles pendant la crise des années trente), mais il s'explique pour l'essentiel par le fait que l'immense majorité des non salariés du début du siècle et de l'entre-deux-guerres étaient des « petits » non salariés (paysans, artisans, ouvriers travaillant à domicile, etc.), ce qui est d'ailleurs confirmé par les résultats des recensements de l'époque (seule une infime fraction des non salariés étaient des « gros » non salariés employant plus d'un ou deux salariés, et le trend de salarisation n'a donc eu qu'un impact limité au niveau du décile supérieur).

⁽²⁰⁾ Les expressions « classes moyennes » et « 200 familles » sont employées ici de façon purement symbolique, et elles ont pour seul mérite d'être relativement suggestives. En particulier, le fractile P99,99-100 (les « 200 familles ») regroupe toujours (par définition) 0,01 % du nombre total de foyers, soit environ 1 500 foyers sur 15 millions au début du siècle et environ 3 000 foyers sur 30 millions à la fin du siècle. Précisons également que nous ne cherchons aucunement à justifier le fait que l'on puisse qualifier de « classes moyennes » des groupes sociaux disposant de revenus sensiblement supérieurs aux revenus véritablement moyens : nous nous sommes contentés de reprendre une expression qui est souvent utilisée dans les débats publics (à tort ou à raison) pour désigner des niveaux de revenus voisins du fractile P90-95 (cf. par exemple les débats suscités par l'affaire du plafonnement des allocations familiales à 25 000 francs par mois).

Dès lors, le fait que les différentes composantes du décile supérieur aient connu des expériences aussi contrastées s'explique naturellement de la façon suivante. La forte chute de la part des fractiles les plus élevés dans le revenu total, d'autant plus forte que l'on monte haut dans la hiérarchie des fractiles, montre que ce sont les très hauts revenus du capital qui se sont effondrés. Inversement, la très grande stabilité à long terme de la position du fractile P90-95 vis-à-vis de la moyenne des revenus (et, à un degré très légèrement moindre, de la position du fractile P95-99) suggère que les inégalités salariales n'ont guère changé sur longue période.

Afin de confirmer cette interprétation, nous avons exploité les statistiques annuelles issues des déclarations de salaires des employeurs, qui existent depuis la création en 1917 d'un impôt cédulaire sur les salaires (loi du 31 juillet 1917), et qui étaient largement tombées dans l'oubli (de la même façon que les statistiques annuelles issues des déclarations de revenus), ce qui nous a permis d'estimer des séries portant sur l'évolution des inégalités salariales sur longue période⁽²¹⁾. On constate effectivement une très grande stabilité à long terme des hiérarchies salariales (cf. graphiques 10, 11 et 12). Tout au long du XX^e siècle, les 10 % des salariés les mieux payés se sont appropriés environ 25-26 % de masse salariale totale (ce qui correspond à un salaire moyen de l'ordre de 2,5-2,6 fois le salaire moyen de l'ensemble des salariés), les 5 % des salariés les mieux payés se sont toujours appropriés environ 17-18 % de la masse salariale totale (ce qui correspond à un salaire moyen de l'ordre de 3,4-3,6 fois le salaire moyen de l'ensemble des salariés), et les 1 % des salariés les mieux payés se sont toujours appropriés environ 6-7 % de la masse salariale totale (ce qui correspond à un salaire moyen de l'ordre de 6-7 fois le salaire moyen de l'ensemble des salariés). L'inégalité des salaires a certes connu d'importantes fluctuations dans le court terme et le moyen terme : les hiérarchies se sont comprimées au cours de la Première Guerre mondiale (conséquence de la forte inflation et de la faiblesse des revalorisations nominales applicables aux salaires les plus élevés), avant de se redresser fortement au cours des années vingt et au début des années trente, puis de se comprimer à la fin des années trente et pendant la Seconde Guerre mondiale (même processus qu'au cours de la Première Guerre mondiale), de se redresser de nouveau de 1945 à 1968, de se comprimer de nouveau de 1968 à 1982-1983, et enfin de stabiliser depuis 1982-1983⁽²²⁾. Mais le fait important est que chacune de ces phases de compression des hiérarchies salariales a été immédiatement compensée par

⁽²¹⁾ Tous les détails techniques liés à ces estimations sont décrits de façon précise dans notre livre (Piketty, 2001, annexe D). Contentons-nous de préciser ici que les déclarations de salaires ont été exploitées par l'INSEE depuis la Seconde Guerre mondiale et la disparition de l'impôt cédulaire sur les salaires ; auparavant, les statistiques issues des déclarations de salaires étaient établies par l'administration fiscale. Cette rupture explique sans doute pourquoi les statistiques des déclarations de salaires antérieures à la Seconde Guerre mondiale étaient tombées dans l'oubli.

⁽²²⁾ Les déclarations de salaires n'existaient pas avant 1917 (en outre, les statistiques des années 1917-1918 ne sont pas exploitables), mais de multiples séries catégorielles montrent qu'une forte compression des hiérarchies salariales a eu lieu pendant la Première Guerre

une phase d'élargissement (et inversement), si bien qu'aucune tendance de long terme n'est perceptible. Le pouvoir d'achat du salaire moyen (tous salariés confondus) a été multiplié par plus de cinq entre les deux extrémités du XX^e siècle⁽²³⁾, mais la hiérarchie des rémunérations n'a pratiquement pas changé sur longue période. Précisons que cette absence de tendance à long terme vaut non seulement pour ce qui concerne l'inégalité séparant les hauts salaires de la moyenne des salaires, mais également pour ce qui est de l'inégalité séparant la movenne des salaires des bas salaires. Les sources disponibles ne permettent certes pas de connaître les déciles inférieurs de la hiérarchie des salaires avec la même précision pour la première moitié du siècle que pour la seconde moitié, mais de multiples données catégorielles laissent à penser que la stabilité à long terme observée au cours de la période 1950-1998 (cf. graphiques 13 et 14) était également en vigueur lors des décennies antérieures : par exemple, les salaires les plus faibles percus par les ouvriers agricoles ou les domestiques, dont on peut légitimement considérer qu'ils correspondaient au décile inférieur de la hiérarchie des salaires au début du XX^e siècle ou dans l'entre-deux-guerres, se situaient à cette époque aux alentours de 40-50 % du salaire moyen (tous salariés confondus), c'est-à-dire à un niveau quasiment identique à celui occupé par le seuil P10 depuis 1950⁽²⁴⁾.

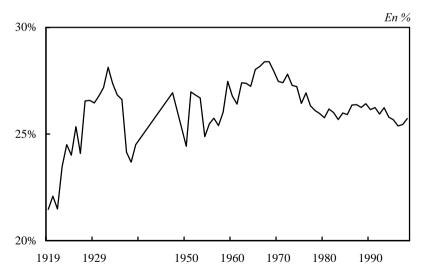
Comment rendre compte de ces résultats, qui bousculent un certain nombres d'idées reçues⁽²⁵⁾ ? D'un point de vue strictement économique, l'expli-

mondiale (les parts du décile supérieur, du demi-décile supérieur et du centile supérieur dans la masse salariale totale se situaient probablement à la veille de la guerre à un niveau très proche de celui estimé pour la fin des années vingt). De même, les déclarations de salaires n'ont malheureusement pas été dépouillées lors des années 1939-1946, mais les séries catégorielles permettent de s'assurer qu'une compression des hiérarchies salariales a eu lieu au cours de la Seconde Guerre mondiale (le redressement a été nettement plus rapide que dans les années vingt).

- (23) La croissance séculaire du salaire moyen par foyer a été légèrement plus forte que celle du revenu moyen par foyer.
- (24) Cette stabilité à long terme des écarts entre bas salaires et salaires moyens suggère également une certaine stabilité de l'écart entre bas revenus et revenus moyens. Le passage des bas salaires de la distribution des salaires individuels aux bas revenus de la distribution des revenus par foyer est toutefois relativement complexe, et il est possible que l'écart entre bas revenus et revenus moyens ait connu une baisse séculaire significative (par exemple du fait de la quasi-éradication de la grande pauvreté du 3° âge, via le développement de transferts tels que le minimum-vieillesse), quoique sans doute nettement moins forte que la baisse séculaire de l'écart entre très hauts revenus et revenus moyens (les sources disponibles ne permettent malheureusement pas de mesurer correctement l'évolution des bas revenus sur longue période et de préciser ce point).
- (25) Fourastié, dans ses multiples ouvrages, a défendu avec vigueur l'idée d'une forte compression séculaire des hiérarchies salariales en France, et ce en se fondant uniquement sur quelques ratios du type (salaire des conseillers d'État)/(salaire des manœuvres), comparés en quelques points du siècle. Nos estimations montrent clairement que, si l'on considère l'ensemble des salariés, alors la stabilité des hiérarchies salariales est de règle. Selon une autre idée reçue, diamétralement opposée à la première, les « salariés à haut salaire » (et en particulier les cadres) ne seraient apparues que tardivement au cours du siècle, ce qui impliquerait que les disparités salariales (tous salariés confondus) auraient dû progresser. Nos séries montrent que les « salariés à haut salaire » (relativement au salaire moyen de leur temps) ont toujours existé : l'effondrement des rentiers les a simplement rendus plus visibles.

cation la plus évidente pour l'inertie à long terme des hiérarchies salariales est la permanence des écarts de formations et de qualifications. Autrement dit, les salariés les moins qualifiés sont passés du certificat d'études au brevet des collèges, mais les salariés les plus qualifiés ayant progressé dans des proportions similaires (du baccalauréat aux formations d'enseignement supérieur), les écarts séparant les premiers des seconds sont restés plus ou moins les mêmes. Il faut également noter que l'inégalité des salaires n'a pas toujours des fondements « objectifs » incontestables en termes d'inégalités des qualifications et des productivités individuelles : ces dernières sont souvent très difficiles à mesurer (comment évaluer précisément la contribution d'un salarié donné à la production globale d'une grande entreprise?), et les perceptions sociales de ce qu'est une hiérarchie salariale « juste » jouent sans doute un grand rôle pour la détermination de l'inégalité effective des salaires. La très grande stabilité à long terme des inégalités salariales françaises est peut-être la conséquence du fait que ces dernières ont toujours fait l'objet d'un relatif consensus (aucun mouvement politique n'a jamais véritablement cherché à remettre radicalement en cause les hiérarchies salariales existantes), et que ce consensus n'a guère évolué dans la France du XX^e siècle⁽²⁶⁾.

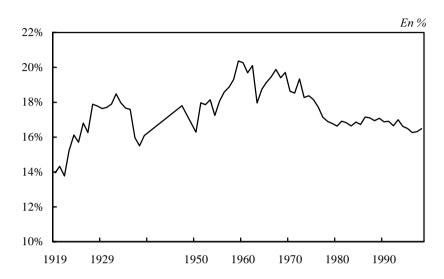
10. Part des 10 % des salariés les mieux payés dans la masse salariale totale en France de 1919 à 1938, en 1947 et de 1950 à 1998



Source: Piketty, 2001, colonnes P90-100 des tableaux D7 et D16, annexe D.

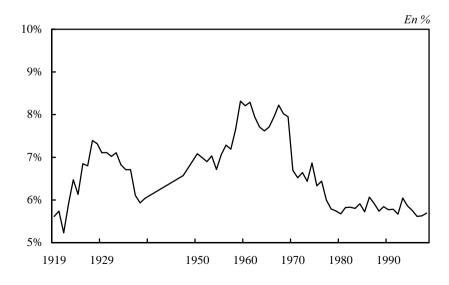
⁽²⁶⁾ Par exemple, l'analyse des programmes électoraux diffusés par les partis politiques depuis le début du XX° siècle montre que les hiérarchies salariales ont toujours été relativement bien acceptées (y compris par le PCF), et que seule la position des détenteurs de patrimoines importants a fait l'objet de remises en cause radicales.

11. Part des 5 % des salariés les mieux payés dans la masse salariale totale en France de 1919 à 1938, en 1947 et de 1950 à 1998



Source: Piketty, 2001, colonnes P95-100 des tableaux D7 et D16, annexe D.

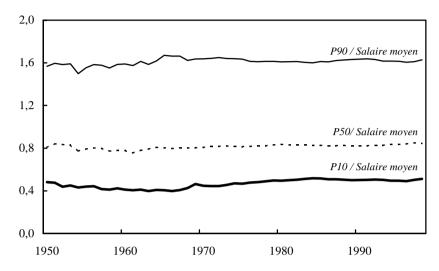
12. Part du 1 % des salariés les mieux payés dans la masse salariale totale en France de 1919 à 1938, en 1947 et de 1950 à 1998



Source: Piketty, 2001, colonnes P99-100 des tableaux D7 et D16, annexe D.

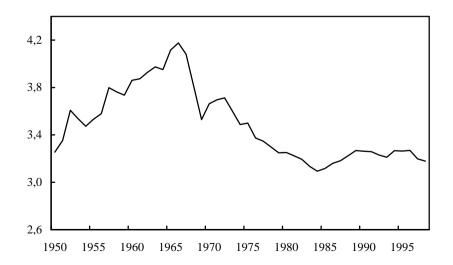
13. Position des seuils P10, P50 et P90 de la distribution des salaires vis-à-vis du salaire moyen en France de 1950 à 1998

Ratios P10/(salaire moyen), P50/(salaire moyen) et P90/(salaire moyen)



Source: Piketty, 2001.

14. Ratio P90/P10 de la distribution des salaires en France de 1950 à 1998



Source: Piketty, 2001, colonne 14 des tableaux D12, annexe D.

En tout état de cause, cette inertie à long terme des hiérarchies salariales montre clairement que la baisse séculaire de la part des hauts revenus dans le revenu total est un phénomène qui est intimement lié à l'effondrement des très hauts revenus du capital. Le contraste entre la chute de la part dans le revenu total du centile supérieur de la hiérarchie des revenus (graphique 6) et la stabilité de la part dans la masse salariale totale du centile supérieur de la hiérarchie des salaires (graphique 12) est particulièrement saisissant : si les très hauts revenus du capital ne s'étaient pas effondrés, l'écart séparant les 1 % des fovers les mieux lotis de la movenne des revenus n'aurait pas diminué en France au XX^e siècle. On remarquera également qu'il est tout à fait cohérent (voire trivial) que nous observions une forte chute des très hauts revenus du capital au cours de la période 1914-1945. Les détenteurs de patrimoines ont en effet subi des chocs d'une ampleur considérable lors des crises du « premier vingtième siècle », notamment du fait de l'inflation (les prix ont été multipliés par plus de 100, si bien que les détenteurs de valeurs non indexées sur l'inflation ont vu la valeur de leur patrimoine réduite à néant)(27), des faillites des années trente (de nombreuses entreprises ne se sont jamais remises de la crise économique mondiale) et des destructions physiques liées aux deux guerres mondiales (une partie substantielle du capital professionnel a été détruit, notamment lors des bombardements de la Seconde Guerre mondiale)(28). Compte tenu de l'importance prise par les dividendes à ces niveaux de revenus, la chute des revenus du fractile P99.99-100 observée dans les déclarations de revenus au cours des années trente et de la Seconde Guerre mondiale est qualitativement et quantitativement parfaitement cohérente avec l'effondrement des profits des entreprises et des dividendes versés par ces dernières, tel que nous le décrivent les diverses sources macroéconomiques disponibles pour cette période⁽²⁹⁾.

⁽²⁷⁾ Rappelons que l'inflation a atteint non seulement les valeurs mobilières non indexées (et en particulier les rentes sur l'État), mais également le capital foncier : compte tenu du blocage des loyers, le ratio (indice des loyers)/(indice général des prix) est tombé à l'issue de la Seconde Guerre mondiale à 10 % de son niveau de 1914.

⁽²⁸⁾ Mentionnons également le cas des nationalisations de 1945, qui dans bien des cas se sont apparentés à des expropriations pures et simples, et qui sont venues s'ajouter à la longue liste des malheurs des détenteurs de gros patrimoines.

⁽²⁹⁾ Notons également que le fait de distinguer au sein du décile supérieur les fractiles inférieurs vivant de salaires et les fractiles supérieurs dépendant des profits des entreprises permet de comprendre les mouvements complexes et contradictoires observés dans les années trente : les salariés à haut salaire des fractiles P90-95 et P95-99 sont les grands bénéficiaires de la déflation des années 1929-1935 (leurs salaires sont nominalement fixes, et ils ne sont soumis ni à la chute des profits frappant les détenteurs de patrimoines et les non salariés, ni au fort chômage frappant les salariés plus modestes, et notamment les ouvriers de l'industrie), si bien que leur part dans le revenu total augmente au cours de cette période (cf. graphique 5), alors que la part des très hauts revenus diminue (cf. graphiques 6 et 7) (au final, les premières années de la crise économique conduisent donc paradoxalement à une hausse de la part du décile supérieur (cf. graphique 4), et ce en dépit de l'effondrement des très hauts revenus; inversement, la dévaluation de 1936 conduit à une baisse de la part des fractiles P90-95 et P95-99, mais à un léger redressement de la part des très hauts revenus.

En fait, le phénomène qui demande une explication, bien davantage que la phase d'effondrement des très hauts revenus observée au cours des chocs de la période 1914-1945, est l'absence d'une véritable phase de rattrapage au cours des décennies qui ont suivi la Seconde Guerre mondiale : pourquoi la part des très hauts revenus dans le revenu total est-elle restée bloquée à son niveau de 1945 et n'a jamais retrouvé le niveau qui était le sien avant les chocs ? Il faut certes prendre en compte le fait que les patrimoines euxmêmes, et non seulement les revenus qui en sont issus, ont subi des amputations considérables : dans une très large mesure, les chocs des années 1914-1945 s'apparentent à une véritable « remise à zéro » des compteurs de l'accumulation du capital, et il est logique de s'attendre à ce que plusieurs décennies, ou peut-être même plusieurs générations, soient nécessaires pour que de nouvelles grandes fortunes se reconstituent⁽³⁰⁾. Il reste qu'il s'est écoulé plus d'un demi-siècle depuis 1945 : au minimum, une telle durée aurait dû permettre aux patrimoines importants et aux très hauts revenus qui en sont issus de parcourir une bonne partie du chemin séparant le niveau du début du début du siècle du niveau plancher de 1945. Ajoutons que ce ne sont pas les revenus du capital en tant que tels qui ont disparu, mais bien plutôt leur répartition qui semble s'être structurellement comprimée : à la fin du XX^e siècle, la part des revenus du capital dans le revenu total (tous foyers confondus) se situe à un niveau quasiment identique à celui observé à la veille de la Première Guerre mondiale⁽³¹⁾.

Il nous semble donc nécessaire de faire appel à l'idée selon laquelle les conditions de l'accumulation de très grosses fortunes sont devenues au cours du XX° siècle structurellement différentes de ce qu'elles étaient au XIX° siècle et jusqu'en 1914, essentiellement du fait de la création et du développement de l'impôt progressif sur le revenu (et de l'impôt progressif sur les successions). Autrement dit, la raison pour laquelle les grandes fortunes ne se sont jamais remises des crises et de la « remise à zéro » des années 1914-1945 serait qu'elles ont dû faire face dans leur phase de reconstitution à une importante ponction fiscale, prélevée chaque année sur leurs revenus du

⁽³⁰⁾ On notera d'ailleurs que dans l'immédiat après Seconde Guerre mondiale, les revenus les plus élevés sont exceptionnellement constitués de revenus mixtes et non pas de revenus du capital (les revenus du capital reprirent progressivement leur place au cours des années cinquante et soixante). Il s'agit de la seule et unique fois où la structure de la composition des hauts revenus s'écarte de façon importante de la forme générale représentée sur les graphiques 8 et 9.

⁽³¹⁾ La part des revenus du capital dans le revenu des ménages, telle que les comptes nationaux permettent de la mesurer, était d'environ 20 % au début du siècle, avant de s'effondrer aux alentours de 10 % au milieu du siècle, et finalement de retrouver un niveau de l'ordre de 20 % dans les années quatre-vingt et quatre-vingt-dix. La part du capital dans la valeur ajoutée des entreprises a été nettement plus stable sur longue période (si l'on excepte un effondrement très passager en 1944-1945). La différence tient notamment au fait que les profits non distribués se sont établis à des niveaux très élevés dans les années cinquante et soixante, ainsi qu'aux très fortes fluctuations du niveau des loyers reçus par les ménages (il faut attendre les années quatre-vingt et quatre-vingt-dix pour que l'indice des loyers retrouve son niveau du début du siècle – relativement à l'indice général des prix).

fait de l'impôt sur le revenu, et une fois par génération lors de la transmission du patrimoine accumulé à la génération suivante du fait de l'impôt sur les successions. Après un choc initial de nature « conjoncturelle » (inflation, crise des années trente, guerres mondiales), ce serait donc un facteur structurel (l'impôt progressif) qui aurait empêché les grandes fortunes et les très hauts revenus qu'elles génèrent de retrouver le niveau qui était le leur avant les chocs.

Cette explication semble a priori relativement convaincante. En particulier, il faut rappeler que les très grandes fortunes dont on observe les revenus au début du siècle sont le produit d'un siècle d'accumulation du capital sans perturbation majeure : au cours de la période 1815-1914, les fortunes pouvaient s'accumuler non seulement sans crainte de l'inflation. mais également et surtout sans crainte ni de l'impôt sur le revenu, ni de l'impôt sur les successions (les taux d'imposition les plus élevés atteignaient des niveaux dérisoires avant 1914). Après la Première Guerre mondiale, les données du problème changent radicalement : les taux d'impositions les plus élevés de l'impôt sur le revenu et de l'impôt sur les successions atteignent des niveaux de l'ordre de 30, 40, 50 %, voire davantage, niveaux qu'ils conserveront jusqu'à nos jours, et les foyers les mieux lotis se retrouvent donc à devoir payer chaque année 30, 40 ou 50 % de leur revenu au titre de l'impôt sur le revenu, et à devoir verser une fois par génération une proportion équivalente de leur patrimoine au titre de l'impôt sur les successions. Il devient matériellement impossible dans ces conditions d'accumuler des fortunes d'un même niveau (relativement au revenu moven) que celles qu'il était possible d'accumuler dans un monde sans impôt (ou presque), surtout si l'on souhaite, au moins dans un premier temps, maintenir un certain niveau de vie et ne pas se laisser totalement « prolétariser » par les crises des années 1914-1945. Nous présenterons dans la partie suivante un certain nombre de simulations permettant de se faire une idée de l'ampleur de ces effets et de la plausibilité de notre thèse (cf. infra).

Avant de présenter les résultats de ces simulations, il nous faut cependant écarter une autre explication, selon laquelle la non-reconstitution des très hauts revenus du capital ne serait qu'une « illusion fiscale ». Selon cette explication, le fait que la part des très hauts revenus dans le revenu total se soit stabilisée depuis 1945 et n'ait pas retrouvé son niveau du début du siècle et des années vingt serait entièrement dû au fait que nous avons mesuré le niveau des très hauts revenus à partir des revenus déclarés au fisc : pour les très hauts revenus, le ratio entre les « revenus réels » et les revenus déclarés aurait considérablement augmenté depuis 1945, si bien que la prise en compte des seuls revenus déclarés ne permettrait pas de voir que les « revenus réels » des strates supérieures du centile supérieur auraient en réalité atteint dans les années quatre-vingt-dix le niveau qui était le leur avant les crises (relativement au revenu moyen). Nous avons examiné de façon détaillée la portée et la pertinence de cette explication, et nous avons conclu qu'elle était peu plausible.

Tout d'abord, l'ampleur des évolutions observées semble tout simplement trop massive pour que des facteurs de cette nature puissent permettre d'en rendre compte. Les revenus déclarés dans les années quatre-vingt-dix par le fractile P99,99-100 sont de l'ordre de cinq fois plus faible que ce qu'ils « devraient » être (leur part dans le revenu total est cinq fois plus faible que ce qu'elle était au début du siècle), et il faudrait donc faire l'hypothèse qu'un franc de revenu déclaré par le fractile P99,99-100 dans les années quatre-vingt-dix corresponde à cinq francs de « revenu réel », alors qu'un franc de revenu déclaré lors des toutes premières années d'application de l'impôt sur le revenu et dans les années vingt ne correspondait qu'à un franc de « revenu réel ». Une telle hypothèse paraît d'autant moins réaliste que tout semble au contraire indiquer que la fraude n'a jamais été aussi importante que lors des premières décennies d'application de l'impôt progressif, compte tenu notamment des pouvoirs d'investigation très limités dont disposait l'administration fiscale de l'époque (les établissements financiers n'étaient même pas tenus de communiquer au fisc l'identité des personnes auxquels des intérêts ou dividendes étaient versés). Une prise en compte exhaustive de la fraude et de la dissimulation conduirait probablement à amplifier notre diagnostic, et non pas à l'atténuer. Ajoutons que les incitations à la fraude, et non seulement les opportunités de fraude, étaient plus fortes dans l'entre-deux-guerres, notamment pour ce qui concerne les dividendes: avant la création en 1965 de l'avoir fiscal, les dividendes faisaient l'objet d'une double imposition systématique (imposition au titre de l'impôt sur les bénéfices des sociétés, puis imposition au titre de l'impôt sur le revenu individuel des actionnaires)(32); depuis 1965, les dividendes font l'objet d'une imposition unique, et seule la déclaration des dividendes permet de se faire rembourser l'impôt payé par les sociétés.

Il faut certes reconnaître que la liste des revenus du capital légalement exonérés de l'impôt sur le revenu (et donc non pris en compte dans nos estimations) s'est considérablement allongée au cours du temps : en particulier, le prélèvement libératoire (qui permet aux intérêts d'échapper au barème progressif) et les livrets et plans d'épargne exonérés (livret A, PEL, PEP, PEA, etc.) n'existaient pas dans l'entre-deux-guerres. Mais le fait est que ces revenus, s'ils peuvent constituer un complément de revenu non négligeable pour les fractiles les moins élevés du décile supérieur, n'ont qu'une importance relativement limitée pour les fractiles les plus élevés : les très hauts revenus du capital ont toujours été constitués pour une part prépondérante de dividendes, et ces derniers n'ont jamais réussi à échapper au barème progressif⁽³³⁾. Ajoutons que les plus-values, qui contrairement aux intérêts et aux revenus des divers livrets et plans d'épargne exonérés

⁽³²⁾ Les dividendes de l'entre-deux-guerres faisaient même l'objet d'une « triple imposition », puisqu'ils étaient également soumis à l' « impôt sur le revenu des valeurs mobilières » (IRVM), impôt proportionnel prélevé à la source.

⁽³³⁾ Selon nos estimations, la prise en compte des intérêts soumis au prélèvement libératoire, des revenus des divers livrets et plans d'épargne exonérés et des intérêts crédités sur les contrats d'assurance-vie conduirait à un rehaussement maximal d'environ 20 % des revenus du fractile P99,99-100, soit vingt fois moins que le rehaussement de 400 % nécessaire pour valider la théorie de l'illusion fiscale.

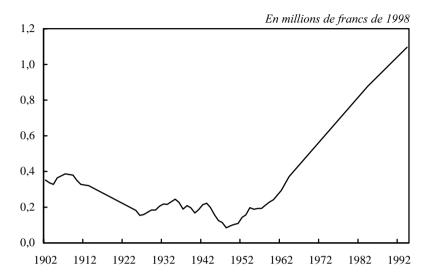
constituent une forme de revenu du capital particulièrement prisée par les foyers les plus aisés, ne sont entrées dans le champ les statistiques fiscales que dans les années quatre-vingt et quatre-vingt-dix (suite à la décision prise à la fin des années soixante-dix de les assujettir à une taxation à taux proportionnel): nous avons donc pu pour la période des années quatre-vingt et quatre-vingt-dix mesurer l'important complément de revenu représenté par les plus-values, alors qu'une telle opération est impossible pour les périodes antérieures (les plus-values mobilières étaient généralement non imposables, et aucune statistique à leur sujet n'est disponible)⁽³⁴⁾.

Afin de conforter notre diagnostic, nous avons également exploité les statistiques issues des déclarations de successions, établies régulièrement par l'administration depuis la création de l'impôt progressif sur les successions (loi du 25 février 1901) et également tombées dans l'oubli, ce qui nous a permis de mesurer l'évolution sur longue période de la concentration des patrimoines eux-mêmes (et non seulement des revenus qui en sont issus)⁽³⁵⁾. On constate que les différentes strates du décile supérieur de la hiérarchie des patrimoines au décès (les 10 % des décès annuels les plus riches en patrimoines), de la même façon que les différentes strates du décile supérieur de la hiérarchie des revenus, ont connu des évolutions extrêmement contrastées au cours du XXe siècle. Exprimée en francs de 1998, la succession moyenne léguée par le fractile P90-95 de la hiérarchie des décès par un coefficient de l'ordre de 3,2 entre les deux extrémités du siècle, passant d'à peine 350 000 francs à la veille de la Première Guerre mondiale à environ 1,1 million de francs dans les années quatre-vingt-dix (cf. graphique 15). À l'extrémité inverse du décile supérieur, on constate que la succession moyenne léguée par le fractile P99,99 de la hiérarchie des décès à été divisé par 4 au cours du XX^e siècle, passant d'environ 200-250 millions de francs au début du siècle à moins de 60 millions de francs à la fin du siècle, en dépit de l'enrichissement général (cf. graphique 16). Le ratio séparant le fractile P99,99-100 du fractile P90-95 est passé de 600-650 au début du siècle à 50-55 à la fin du siècle, soit une division par douze (cf. graphique 17).

⁽³⁴⁾ Dans les années quatre-vingt-dix, le complément de revenu représenté par les plus-values atteint 20-25 % du revenu hors plus-values au niveau du fractile P99,99-100. Les statistiques fiscales américaines, qui permettent de suivre l'évolution des plus-values depuis la Première Guerre mondiale, permettent de constater que les niveaux atteints dans les années vingt n'ont été égalés que lors du boom boursier de la fin des années quatre-vingt-dix, et il est fort possible que l'évolution française soit similaire. Afin de présenter des séries aussi homogènes que possible, et compte tenu du fait que les plus-values ne sont apparues dans les statistiques fiscales françaises que dans les années quatre-vingt et quatre-vingt-dix, les séries présentées sur les graphiques 4 à 9 ne prennent pas en compte les plus-values.

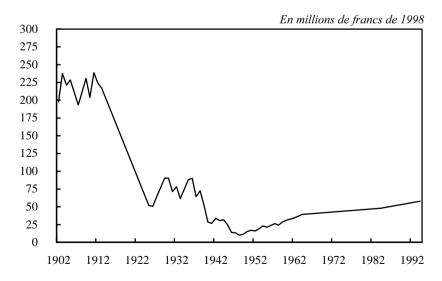
⁽³⁵⁾ Tous les détails techniques liés à ces estimations sont décrits de façon précise dans notre livre (Piketty, 2001, annexe J). Précisons simplement que les statistiques successorales, qui avaient été établies à un rythme quasiment annuel de 1902 à 1964, ont été interrompues en 1964 : depuis cette date, nous disposons de statistiques similaires uniquement pour quelques années isolées (1984 et 1994). Signalons également que les fractiles de la hiérarchie des patrimoines au décès en supposant un nombre annuel de décès égal à 500 000 (ce qui correspond approximativement au nombre de décès constaté en France tout au long du XX° siècle, si l'on exclut les décès en bas âge et les brèves poussées dues aux guerres) : le fractile P90-100 regroupe les 50 000 plus grosses successions annuelles, et le fractile P99,99-100 regroupe les cinquante plus grosses successions annuelles.

15. Succession moyenne des « classes moyennes » (fractile P90-95) de la hiérarchie des décès en France de 1902 à 1994



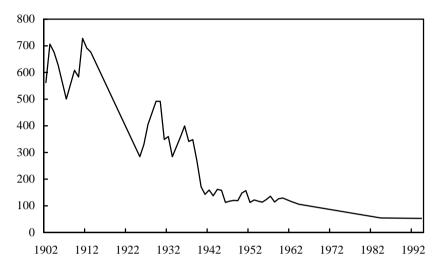
Source: Piketty, 2001, colonne P90-95 du tableau J9, annexe J.

16. Succession moyenne des « 200 familles » (fractile P99,99-100) de la hiérarchie des décès en France de 1902 à 1994



Source: Piketty, 2001, colonne P99,99-100 du tableau J9, annexe J.

17. Ratio entre la succession moyenne des « 200 familles » (fractile P99,99-100) et la succession moyenne des « classes moyennes » (fractile P90-95) en France de 1902 à 1994



Source: Piketty, 2001, colonne P99,99-100/P90-95 du tableau J9, annexe J

Ces résultats, qui confirment pleinement les résultats obtenus au niveau des revenus⁽³⁶⁾, et ce bien que ces deux sources (déclarations de revenus et déclarations de successions) soient très largement indépendantes, montrent le niveau phénoménal atteint par les grandes fortunes à la veille de la Première Guerre mondiale et l'ampleur de la compression des inégalités patrimoniales qui a eu lieu au cours du XX° siècle : les très grosses successions des années quatre-vingt-dix sont certes très importantes, mais elles sont douze fois moins grosses (relativement aux autres successions) que celles du début du siècle. L'ampleur des transformations observées semble là encore beaucoup trop massive pour qu'elles puissent s'expliquer par des phénomènes de fraude ou de dissimulation (de même que pour les revenus, il est probable que la fraude aux successions n'a jamais été aussi importante qu'au début du siècle et dans l'entre-deux-guerres)⁽³⁷⁾.

⁽³⁶⁾ Il est logique que le coefficient de progression séculaire soit plus faible pour les successions que pour les revenus, car il faut attendre que les décès en question se soient produits.

⁽³⁷⁾ Précisons en outre que les régimes d'imposition des successions et des donations n'ont été unifiés qu'en 1942 (loi du 14 mars 1942), si bien que ce n'est que depuis 1942 que nos estimations prennent en compte les donations antérieures au décès et rappelées lors de la succession (les successions du début du siècle et de l'entre-deux-guerres seraient encore plus importantes si ces donations avaient pu être prises en compte).

Ajoutons enfin que cette forte diminution de la concentration des patrimoines est un phénomène qui a profondément marqué l'évolution des représentations sociales de l'inégalité. Ce n'est pas par hasard si la figure du « rentier », si présente dans la société française du début du XX° siècle et de l'entre-deux-guerres, a laissé la place depuis 1945 à la figure du « cadre » : le fait est que les personnes vivant de leurs rentes étaient au début du siècle et dans l'entre-deux-guerres suffisamment nombreuses et opulentes pour constituer un type social connu de tous, ce qui n'est plus le cas depuis 1945. Outre qu'elles permettent de s'assurer que cette grande transformation des perceptions a certains fondements objectifs, un des principaux intérêts de nos estimations est qu'elles permettent de montrer que ce bouleversement n'est en aucune façon la conséquence d'un processus économique « spontané » et irréversible.

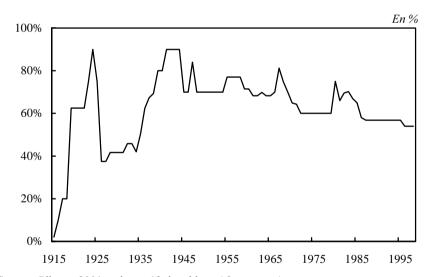
L'impact de l'impôt progressif sur la concentration future des patrimoines

Afin de juger de la plausibilité de notre thèse, il est nécessaire de présenter les résultats de quelques simulations simples. Le fait que l'impôt progressif ait un impact structurel sur la concentration future des patrimoines n'est en effet guère surprenant : par définition, l'impôt progressif a un effet limité sur les capacités d'épargne et d'accumulation des foyers disposant de revenus faibles ou moyennement élevés, et il a un effet beaucoup plus important sur les capacités d'épargne et d'accumulation des foyers disposant de revenus très élevés ; il est donc parfaitement logique que l'impôt progressif conduise à une certaine compression de l'inégalité future des patrimoines. La question n'est pas de savoir si cet impact existe, mais de savoir s'il est quantitativement suffisamment important pour expliquer les évolutions observées.

Or le fait est que l'introduction de l'impôt progressif a constitué pour les contribuables fortunés une rupture d'une rapidité et d'une ampleur tout à fait étonnantes. Avant 1914, il n'existait pas à proprement parler d'impôt sur le revenu, et les quatre « contributions directes » créées en 1792 par la Révolution française (les « quatre vieilles ») en tenaient lieu : l'impôt dépendait de divers indices censés mesurer la capacité contributive des contribuables (valeur locative de l'habitation, nombre de portes et fenêtres, etc.), et en pratique les taux effectifs d'imposition ne dépassaient jamais 3-4 % du revenu (au maximum), y compris pour les revenus les plus élevés. Très concrètement, cela signifie que les contribuables aisés, après avoir payé leurs impôts, disposaient pendant tout le XIX^e siècle et jusqu'en 1914 d'au moins 96-97 % de leurs revenus avant impôt pour consommer, rémunérer leurs domestiques, et surtout acquérir de nouvelles propriétés, élargir leur portefeuille de valeurs mobilières, financer de nouveaux investissements dans leurs entreprises. Il s'agissait donc de conditions idéales pour accumuler des fortunes considérables. La loi du 15 juillet 1914 ne changea pas radicalement cet état de fait : le taux marginal supérieur en vigueur lors de

la première année d'application de l'impôt sur le revenu n'était que de 2 %. Mais les taux supérieurs furent relevés à plusieurs reprises au cours de la Première Guerre mondiale, et plus encore à l'issue du conflit : le Bloc national, qui regroupaient pourtant des groupes parlementaires qui n'avaient guère soutenu l'impôt progressif avant la guerre, dut se résoudre à mettre en place une très forte progression des taux applicables aux revenus les plus élevés, tant la situation financière héritée de la guerre semblait désespérée. C'est ainsi que le taux marginal supérieur de l'impôt sur le revenu passa en moins de 10 ans de 2 à 90 % (2 % lors de l'imposition des revenus de 1915, 90 % lors de l'imposition des revenus de 1924). Le taux marginal supérieur fut abaissé aux alentours de 40-50 % à la fin des années vingt, mais il retrouva à la fin des années trente et pendant la Seconde Guerre mondiale les sommets atteints au début des années vingt, avant de se stabiliser aux alentours de 60-70 % depuis 1945 (cf. graphique 18)⁽³⁸⁾.

18. Taux marginal supérieur de l'impôt sur le revenu de 1915 à 1998

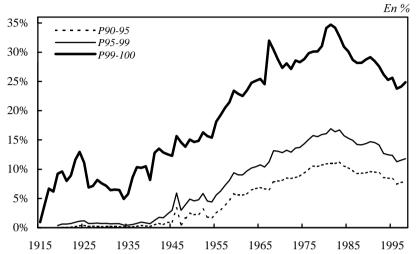


Source: Piketty, 2001, colonne 12 du tableau A2, annexe A.

Autrement dit, en première approximation, on peut considérer que les revenus les plus élevés ont été soumis à des taux d'imposition de l'ordre de 3-4 % pendant tout le XIX^e siècle et jusqu'à la Première Guerre mondiale, puis à des taux d'imposition de l'ordre de 60-70 % depuis la Première Guerre

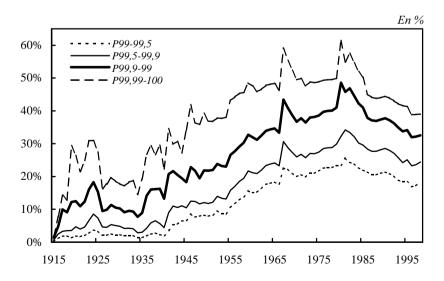
⁽³⁸⁾ Les taux marginaux supérieurs indiqués sur le graphique 8 incluent toutes les majorations d'impôt, et en particulier les majorations dites « exceptionnelles ». Nous reviendrons plus loin sur la baisse du taux marginal supérieur observée en fin de période.

19. Taux moyen effectif d'imposition au titre de l'impôt progressif sur le revenu des fractiles P90-95, P95-99 et P99-100 en France de 1915 à 1998



Source: Piketty, 2001, colonnes P90-95, P95-99 et P99-100 du tableau B20, annexe B.

20. Taux moyen effectif d'imposition au titre de l'impôt progressif sur le revenu des fractiles P99-99,5, P99,5-99,9, P99,9-99,99 et P99,99-100 en France de 1915 à 1998



Source: Piketty, 2001, colonnes P99-99,5, P99,5-99,9, P99,9-P99,99 et P99,99-100 du tableau B20, annexe B.

mondiale et pendant tout le reste du XXe siècle (50-60 % dans les bonnes années, 80-90 % dans les mauvaises années). On peut difficilement imaginer rupture plus brutale. Certes, les taux effectifs d'imposition sont toujours nettement inférieurs aux taux marginaux supérieurs, car ces derniers ne concernent généralement que les strates supérieures du centile supérieur de la hiérarchie des revenus. Les barèmes de l'impôt sur le revenu se sont en effet toujours caractérisés par une très rapide progressivité au sein même du décile supérieur : les taux effectifs d'imposition ont toujours été extrêmement modérés au niveau du fractile P90-95 (moins de 10 %), alors que les taux effectifs d'imposition du fractile P99,99-100 ont dépassé les 30 % dès l'entre-deux-guerres, avant de stabiliser aux alentours de 40-50 % depuis 1945 (cf. graphiques 19 et 20)(39). Mais le fait est que cette très rapide progressivité est précisément de nature à favoriser une compression spectaculaire des inégalités patrimoniales au sommet de la hiérarchie des fortunes : les stratégies d'épargne et d'accumulation des « classes moyennes » et autres « classes movennes supérieures » ne sont pratiquement pas affectées par l'impôt progressif, alors que les détenteurs de patrimoines importants voient leurs capacités d'épargne et d'accumulation réduites dans des proportions substantielles.

Commençons par essayer de comprendre la contribution de l'impôt sur le revenu à la phase d'effondrement des très hauts revenus du capital (1914-1945). Ainsi que nous l'avons déjà noté, cette phase d'effondrement s'explique au premier chef par des chocs non fiscaux (inflation, faillites des années trente, destructions liées aux guerres mondiales), et il n'est pas nécessaire de faire appel à l'impôt progressif pour en rendre compte. Cependant, compte tenu de l'ampleur de la rupture fiscale mise en place à l'issue du premier conflit mondial, il serait fort étonnant que l'impôt sur le revenu n'ait pas contribué à amplifier ces chocs. Considérons le cas d'un détenteur de patrimoine ayant accumulé une fortune suffisamment importante (ou ayant hérité d'une fortune suffisamment importante) pour pouvoir vivre des revenus produits par ce capital. Supposons que la phase d'accumulation de ce capital se soit déroulée dans un monde sans impôt, et que ce capitaliste ait pris l'habitude de consommer chaque année l'essentiel des revenus issus de son patrimoine, ce qui lui permet de s'offrir un train de vie enviable: hôtel particulier, domestiques, résidences secondaires, etc. Pour simplifier, allons jusqu'à supposer que ce capitaliste consomme l'intégralité des revenus de son capital : par exemple, supposons que sa fortune lui rapporte chaque année des revenus (nets des frais d'entretien de son patrimoine) égaux à 5 % de ladite fortune, et qu'il consomme chaque année ce

⁽³⁹⁾ L'écart particulièrement fort observé dans l'entre-deux-guerres entre taux marginal supérieur et taux effectif du fractile P99,99-100 s'explique notamment par le fait que l'impôt dû au titre de l'année précédente était à cette époque déductible du revenu imposable courant (cette disposition ne fut supprimée qu'à l'issue de la Seconde Guerre mondiale). Il faut toutefois noter que les taux effectifs de l'entre-deux-guerres seraient encore plus élevés si nous prenions en compte les impôts cédulaires (tous les taux donnés ici concernent uniquement l'impôt progressif sur le revenu *stricto sensu*).

rendement net de 5 %, de telle façon que son patrimoine est totalement stationnaire. Autrement dit, les générations antérieures, ou lui-même dans la première partie de son existence, ont accumulé pour assurer sa prospérité, et il se contente dorénavant de consommer ses rentes et de préserver la valeur de son patrimoine. Supposons qu'un État mal intentionné décide subitement de taxer ses revenus à un taux substantiel (par exemple à un taux moyen effectif de 30 %), et que notre capitaliste, persuadé qu'il s'agit d'une mauvaise passe, ou tout simplement peu désireux et peu préparé à réduire ses habitudes de consommation passées, décide, au moins dans un premier temps, de maintenir son train de vie initial, et non pas de le réduire de 30 %, comme cela aurait été nécessaire afin de préserver la valeur de son capital.

Le fait simple mais important sur lequel nous voudrions insister ici est qu'une telle attitude conduit dans des délais extrêmement brefs à une amputation considérable de la fortune en question. Supposons que la fortune initiale était de 100 millions de francs et le rendement net de 5 %, si bien que le capitaliste avait pris l'habitude de dépenser chaque année 5 millions de francs de revenus. Avec un taux d'imposition de 30 %, le capitaliste se retrouve avec un rendement net d'impôt de 3,5 %, soit 3,5 millions de francs de revenus au lieu de 5 millions. La première année, il est donc contraint d'amputer de 1,5 % la valeur de son capital : afin de préserver son train de vie, il vend pour 1,5 millions de francs de valeurs mobilières ou de propriétés foncières (ou omet de réaliser pour 1,5 millions de francs d'investissements nécessaires pour maintenir la valeur de son patrimoine, ce qui revient au même). Dès la seconde année, il est contraint d'amputer son capital dans des proportions plus importantes : il perçoit un revenu net d'impôt égal à 3,5 % de 98,5 millions de francs, soit 3,4475 millions de francs, et il doit donc amputer son capital de 1,5525 millions de francs supplémentaires. Et ainsi de suite au cours des années suivantes : on peut ainsi calculer que 18 % du capital a été dilapidé au bout de dix ans, 42 % au bout de vingt ans, etc., et qu'il ne reste plus rien de la fortune initiale au bout de 35 années (cf. tableau 3). Si le taux effectif d'imposition est de 50 % et non pas de 30 %, alors le processus de grignotage du capital accumulé est évidemment encore plus rapide: 28 % du capital a été détruit au bout de 10 ans, 64 % au bout de vingt ans, et il ne reste plus rien au bout de 28 années (cf. tableau 3). Et si notre capitaliste était habitué à vivre avec un rendement net de 10 % et non pas de 5 %, alors la rapidité du processus est telle qu'il n'a même pas le temps de réaliser qu'il court à sa perte : avec un taux d'imposition de seulement 30 %, le capital est entièrement détruit au bout de 18 années ; avec un taux effectif d'imposition de 50 %, le capital est entièrement détruit au bout de 14 années (cf. tableau 3).

Aussi théorique puisse-t-il sembler, ce processus dynamique et cumulatif d'amputation des fortunes nous semble décrire assez bien ce que nombre de capitalistes ont vécu au cours de l'entre-deux-guerres. Les détenteurs de patrimoines importants, déjà ébranlés par les chocs liés à la Première Guerre mondiale, durent faire face dès le début des années vingt à des taux effectifs dépassant les 30 %, sans commune mesure avec les taux appliqués avant

le conflit. Face à cette réduction de près d'un tiers de leur revenu disponible, les contribuables fortunés les plus fatalistes se résolurent sans doute à réduire immédiatement le niveau de leur consommation dans des proportions équivalentes. Mais ceux qui choisirent de conserver leur train de vie d'avant-guerre pendant quelques années supplémentaires durent en subir très vite les conséquences, et nous pensons que ce processus contribue à expliquer pourquoi les très hauts revenus ont connu une baisse tendancielle dès années vingt (la part du fractile P99,99-100 dans le revenu total passe de près de 3 % à l'issue de la guerre à moins de 2,5 % à la veille de la crise de 1929). On remarquera par exemple que cet effritement d'environ 20 % observé au cours des années vingt correspond à l'amputation théorique de 18 % que subirait le patrimoine (et donc les revenus, pour un rendement donné) d'un capitaliste choisissant de maintenir pendant dix ans son niveau de vie antérieur en dépit d'un taux d'imposition de 30 % frappant un rendement de 5 % (cf. tableau 3).

3. L'impact de l'impôt sur le revenu sur l'accumulation du capital. I

| | r = 5 % t = 30 % | r = 5 % t = 50 % | r = 10 % t = 30 % | r = 10 % t = 50 % |
|--------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| n = 5 | 8 % | 13 % | 17 % | 28 % |
| n = 10 | 18 % | 28 % | 41 % | 63 % |
| n = 15 | 29 % | 45 % | 75 % | _ |
| n = 20 | 42 % | 64 % | _ | _ |
| n = 25 | 58 % | 85 % | _ | _ |
| n = 30 | 77 % | _ | _ | _ |
| | n* = 35 | n* = 28 | n* = 18 | n* = 14 |

Lecture: En cas de taxation de ses revenus à un taux t = 30 %, le détenteur d'un capital rémunéré à un taux r = 5 % choisissant de maintenir son niveau de vie initial (avant introduction de l'impôt) aura détruit 8 % de son capital au bout de n = 5 années, 18 % de son capital au bout de n = 10 années, etc., et aura totalement épuisé son capital au bout de n = 35 années (avant l'introduction de l'impôt, le détenteur du capital consommait chaque année l'intégralité du rendement, et son capital était stationnaire).

Venons en maintenant à la question essentielle, à savoir l'impact de l'impôt sur le revenu sur la phase de reconstitution de nouvelles grandes fortunes ouverte en 1945. À la suite des destructions de la Première Guerre mondiale, de l'hyper-inflation, et surtout de la crise des années trente et des destructions de la Seconde Guerre mondiale, chocs dont nous venons de dire qu'ils furent probablement amplifiés par les premiers effets dynamiques de l'impôt sur le revenu, les foyers fortunés du fractile P99,99-100 se retrouvèrent en 1945 avec un revenu moyen avant impôt (exprimé en francs constants) et une part dans le revenu total avant impôt de l'ordre de 5 fois plus faibles qu'au début du siècle (cf. graphique 7 supra). Compte tenu de l'ampleur de cet effondrement, la question n'est pas de savoir s'il était possi-

ble en 1945 de maintenir le même train de vie qu'au début du siècle : les rares capitalistes qui s'étaient obstiné dans cette attitude au-delà des années vingt avaient totalement dilapidé leur capital à l'issue de la Seconde Guerre mondiale, et ils ne faisaient plus partie depuis longtemps du fractile P99,99-100 de la hiérarchie des revenus. Considérons donc maintenant le cas de capitalistes (ou d'apprentis capitalistes) avant compris qu'il était devenu nécessaire de restreindre leur train de vie pour espérer pouvoir retrouver un jour les fortunes du passé, et voyons quel est l'impact dynamique de l'impôt sur le revenu sur ce processus d'accumulation du capital et sur l'ampleur des fortunes qu'ils peuvent espérer atteindre. Plus ces détenteurs de patrimoines adoptent un train de vie « modeste », plus ils consacrent une part importante des revenus de leur capital à l'accumulation, et plus ils peuvent espérer reconstituer (ou constituer) une fortune importante. Dans un monde sans impôt, ce processus d'accumulation peut être extrêmement rapide. Considérons par exemple un capitaliste qui dispose en 1945 d'un patrimoine de taille « moyenne » (soit du fait d'une très forte amputation subie au cours des années 1914-1945, soit du fait qu'il s'agit d'une personne issue d'une nouvelle génération d'entrepreneurs, et qui n'a pas encore eu le temps d'accumuler une fortune importante), patrimoine qui lui rapporte un rendement annuel de 5 %. Ce capitaliste doit choisir un train de vie, et nous supposerons pour simplifier qu'il conserve ce même train de vie au cours des cinquante années suivantes⁽⁴⁰⁾. S'il choisit un train de vie égal à 100 % du rendement de son patrimoine initial, alors il n'aura par définition rien à épargner, et sa fortune sera totalement stationnaire. Mais pour peu qu'il adopte un train de vie égal à 80 % du rendement de son

⁽⁴⁰⁾ Cette hypothèse revient à supposer que les taux d'épargne ne cessent de progresser au cours du processus d'accumulation dynastique : une partie de plus en plus faible des revenus du patrimoine accumulé suffit à financer le train de vie fixé au début. Une telle hypothèse est cohérente avec les recherches les plus récentes portant sur ces questions, qui montrent les taux d'épargne progressent très fortement lorsque l'on pénètre dans les strates supérieures dans la hiérarchie des revenus, et que ces comportements sont mieux décrits par des modèles ad hoc (fondés par exemple sur l'idée que l'essentiel du revenu est consacré à l'épargne dès lors qu'une certaine norme de consommation a été atteinte) que par les modèles dynamiques traditionnels d'accumulation du capital (cf. Caroll, 2000, ainsi que Dynan, Skinner et Zeldes, 2000). Quoi qu'il en soit, notons que les modèles traditionnels nous conduiraient à des conclusions encore plus extrêmes. En particulier, le modèle Ramsey-Barro-Becker à horizon infini avec utilité dynastique suppose implicitement une élasticité infinie de l'épargne à long terme vis-à-vis du taux de rendement net du capital (ce dernier doit nécessairement être égal au taux de préférence pour le présent dans le long terme), et l'introduction d'un impôt progressif dans ce modèle conduit à la disparition pure et simple des gros patrimoines : les titulaires de gros patrimoines se mettent à dilapider leur capital jusqu'à ce que leur patrimoine et les revenus qui en sont issus passent au-dessous du seuil de déclenchement du taux supérieur de l'impôt (le capital moyen de l'économie reste inchangé, car les agents situés audessous de ce seuil compensent intégralement la dilapidation des agents situés au-dessus). En revanche, un modèle fondé sur un taux d'épargne fixe (hypothèse peu cohérente avec les recherches citées plus haut) conduirait à des résultats légèrement moins spectaculaires que ceux indiqués sur le tableau 4. Par exemple, avec un taux de rendement avant impôt de 10 % et un taux d'épargne fixe de 50 %, le capital accumulé au bout de cinquante ans est « seulement » 3,4 fois plus important dans un monde sans impôt (multiplication du capital par 11,5) que dans un monde avec un impôt de 50 % (multiplication du capital par 3,4); la formule appliquée est simplement $x_n = [1 + s(1 - t)r]^n$. Dans tous les cas de figure, l'impact dynamique de l'impôt progressif est donc très substantiel.

patrimoine initial, alors sa fortune aura été multipliée par 3,1 au bout de cinquante années ; avec un train de vie égal à 60 % du rendement de son patrimoine initial, sa fortune aura été multipliée par 5,2 au bout de cinquante années ; et ainsi de suite (cf. tableau 4).

4. L'impact de l'impôt sur le revenu sur l'accumulation du capital. Il

| | r = 5 % t = 0 % | r = 5 % t = 30 % | r = 5 % t = 50 % | r = 10 % t = 0 % | r = 10 % t = 30 % | r = 10 % t = 50 % |
|-----------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| c = 100 % | 1,0 | 0,0 | 0,0 | 1,0 | 0,0 | 0,0 |
| c = 80 % | 3,1 | 0,3 | 0,0 | 24,3 | 0,0 | 0,0 |
| c = 60 % | 5,2 | 1,7 | 0,5 | 47,6 | 5,1 | 0,0 |
| <i>c</i> = 40 % | 7,3 | 3,0 | 1,5 | 70,8 | 13,2 | 3,1 |
| c = 20 % | 9,4 | 4,3 | 2,5 | 94,1 | 21,3 | 7,3 |

Lecture: Dans un monde sans impôt (t=0%), le détenteur d'un capital rémunéré à un taux r=5% peut multiplier son capital par 9,4 au bout de cinquante années s'il accepte de réduire sa consommation à c=20% du revenu fourni par son patrimoine initial. Dans un monde avec un taux d'imposition t=50%, le détenteur d'un capital rémunéré à un taux r=5% peut multiplier son capital par 2,5 au bout de cinquante années s'il accepte de réduire sa consommation à c=20% du revenu (avant impôt) fourni par son patrimoine initial (les calculs ont été effectués en supposant que le détenteur du capital conserve le même niveau absolu de consommation pendant cinquante années).

Le fait important est que l'impôt sur le revenu limite très fortement ces possibilités d'accumulation du capital, y compris pour des capitalistes prêts à consacrer l'essentiel de leur revenu disponible à leur stratégie d'accumulation. Supposons par exemple que le fisc s'approprie chaque année 50 % des revenus du capitaliste en question, ce qui correspond au niveau autour duquel le taux moyen d'imposition du fractile P99,99-100 a gravité depuis la Seconde Guerre mondiale (cf. graphique 20). Par définition, notre capitaliste ne pourra accroître sa fortune que s'il adopte un train de vie inférieur à 50 % du rendement de son patrimoine initial (avant impôt) : s'il choisit un train de vie supérieur, alors il ne fera que dilapider sa fortune à brève échéance, ainsi que nous l'avons vu plus haut. S'il adopte un train de vie égal à 40 % du rendement de son patrimoine initial (avant impôt), alors sa fortune aura été multipliée par seulement 1,5 au bout de cinquante années, soit un coefficient de progression plus de deux fois plus faible que le coefficient obtenu dans un monde sans impôt par un capitaliste adoptant un niveau de vie deux fois plus élevé (3,1), plus de trois fois plus faible que le coefficient obtenu dans un monde sans impôt par un capitaliste adoptant un niveau de vie 1,5 fois plus élevé (5,2), et près de cinq fois plus faible que le coefficient obtenu dans un monde sans impôt par un capitaliste adoptant le même train de vie (7,3) (cf. tableau 4). Autrement dit, pour un train de vie donné, l'existence de l'impôt sur le revenu conduit à accumuler au bout de cinquante années des fortunes de l'ordre de cinq fois moins grandes que celles qu'il serait possible de constituer si cet impôt n'existait pas.

L'impact dynamique de l'impôt sur le revenu serait encore plus massif si l'on supposait que le processus d'accumulation est mené par un capitaliste parvenant à garantir un rendement particulièrement élevé à son capital (par exemple parce qu'il est à la tête d'entreprises en pleine expansion opérant dans de nouveaux secteurs d'activité). Avec un rendement annuel de 10 % (et non pas de 5 %), on peut calculer qu'un capitaliste acceptant un train de vie égal à 60 % du rendement initial de son capital aura multiplié son patrimoine par 47.6 au bout de cinquante années dans un monde sans impôt; par comparaison, avec un taux d'imposition de 50 %, un capitaliste bénéficiant du même rendement de 10 % et adoptant un train de vie égal à 20 % du rendement initial de son capital (avant impôt), c'est-à-dire un train de vie trois fois plus « modeste », ce qui représente un effort d'épargne bien supérieur, aura multiplié son patrimoine par seulement 7,3, soit un coefficient de progression plus de six fois plus faible (cf. tableau 4). L'idée selon laquelle l'existence de l'impôt sur le revenu pourrait expliquer pourquoi les fortunes accumulées depuis 1945 (et donc les très hauts revenus du capital observés depuis 1945) restent bloquées à des niveaux de l'ordre de cinq fois plus faibles que ceux atteints par les fortunes du début du siècle (relativement aux revenus moyens des différentes époques), fortunes qui étaient le produit d'un monde (presque) sans impôt, semble donc relativement réaliste d'un point de vue quantitatif.

Encore faut-il préciser que ces simulations ne tiennent pas compte de l'impôt progressif sur les successions, qui, de la même façon que l'impôt progressif sur le revenu, a pris à l'issue de la Première Guerre mondiale une importance tout à fait considérable pour les contribuables fortunés. Au XIX^e siècle, l'impôt sur les successions était strictement proportionnel, et son taux n'était que de 1 % : quoi qu'il arrive, quel que soit le niveau de leur fortune, les détenteurs de patrimoines pouvaient toujours transmettre à la génération suivante 99 % du capital qu'ils avaient constitué (ou dont ils avaient eux-mêmes hérité). Il est intéressant de noter que la mise en place par la loi du 25 février 1901 d'un impôt progressif sur les successions n'eut dans l'immédiat qu'un impact fort limité : le taux marginal supérieur applicable aux fortunes les plus élevées fut initialement fixé à 2,5 %, et, malgré plusieurs relèvements des taux décidés entre 1901 et 1914, le taux effectif d'imposition subi par le fractile P99,99-100 de la hiérarchie des patrimoines au décès était d'à peine 5 % à la veille de la déclaration de guerre. De la même façon que pour l'impôt sur le revenu, c'est à l'issue du premier conflit mondial que les taux supérieurs de l'impôt sur les successions furent portés à leurs niveaux « modernes » : le taux effectif d'imposition acquitté par le fractile P99,99-100 est subitement passé à environ 20-25 % dans l'entre-deux-guerres (voire 30-35 % au début des années vingt), avant de s'établir aux alentours de 30-35 % dans les années cinquante, 15-20 % dans les années soixante et soixante-dix, puis à nouveau 30-35 % dans les années quatre-vingt et quatre-vingt-dix⁽⁴¹⁾.

⁽⁴¹⁾ La hausse des années quatre-vingt et quatre-vingt-dix s'explique par la création au début des années quatre-vingt d'une tranche supérieure à 40 % applicable aux très grosses successions en ligne directe (loi du 29 décembre 1983).

Depuis la Première Guerre mondiale, pour qu'un capital résiste à l'épreuve du temps, et *a fortiori* pour en accroître la valeur, il ne suffit donc plus de ne pas le dilapider : chaque génération doit parvenir à transmettre un patrimoine significativement plus important que celui dont elle a ellemême hérité, faute de quoi l'impôt sur les successions et le passage des générations conduiront inexorablement à réduire à peu de choses la fortune familiale. Les coefficients d'accumulation du capital indiqués sur le tableau 4 sont donc surévalués, sans doute d'environ un tiers (en supposant qu'une dynastie capitaliste de 1945 accumulant pendant cinquante ans fait face au moins une fois à l'impôt sur les successions), et les écarts avec les coefficients obtenus dans le monde sans impôt de l'avant Première Guerre mondiale sont sous-évalués d'autant.

Il faut toutefois noter que l'impact dynamique de l'impôt sur les successions sur la concentration des patrimoines est probablement nettement moins massif que celui de l'impôt sur le revenu. La raison en est simple : l'impôt sur les successions ne s'applique qu'une fois par génération, alors que l'impôt sur le revenu s'applique chaque année, si bien que ses effets sont cumulatifs. Pour un train de vie donné (par exemple égal à 40 % du rendement initial du capital), un impôt sur le revenu de 50 % conduit à accumuler au bout de cinquante années un capital de l'ordre de cinq fois plus faible (7,3/1,5) ou de l'ordre de 23 fois plus faible (70,8/3,1) que dans un monde sans impôt (cf. tableau 4). Par comparaison, un impôt sur les successions de 50 % conduit par définition à un capital transmis deux fois plus faible que dans un monde sans impôt. En outre, les taux supérieurs de l'impôt sur les successions n'ont jamais atteint en France les niveaux de l'ordre 80-90 % observés pour les taux supérieurs de l'impôt sur le revenu (tout du moins pour ce qui concerne les successions en ligne directe). Ajoutons que, du point de vue de l'efficacité économique, l'impôt sur le revenu a le mérite de limiter la concentration des patrimoines au sein même d'une génération donnée, alors que l'impôt sur les successions n'agit par définition qu'au moment du passage des générations : cette taxe supplémentaire peut se justifier dans la mesure où la perpétuation intergénérationnelle de la fortune est particulièrement stérile économiquement (plus encore que la perpétuation intragénérationnelle), mais elle ne peut pas se substituer à l'impôt annuel sur le revenu.

La question de la complémentarité entre l'impôt sur le revenu et les impôts annuels sur la fortune, tels que ceux qui ont été appliqués en France dans les années quatre-vingt et quatre-vingt-dix (IGF puis ISF), se pose différemment : les impôts annuels sur la fortune ont également un impact cumulatif intra-générationnel, et ils peuvent parfois permettre de toucher des patrimoines dont les revenus sont dissimulés, mais ils impliquent que toutes les fortunes d'un montant donné sont taxées au même taux, quel que soit leur rendement, ce qui dans certains cas peut s'avérer problématique (un taux de 2 % sur la fortune peut être très élevé pour certains patrimoines, mais pratiquement insignifiant pour certains capitaux s'accumulant à un rythme très rapide). En tout état de cause, ces impôts annuels sur la fortune

n'ayant commencé à s'appliquer en France à compter des années quatrevingt et quatre-vingt-dix, il va de soi que l'impact dynamique de l'impôt sur le revenu sur l'ensemble du XX^e siècle a été incomparablement plus important.

Concluons en notant que les quelques simulations présentées dans cette partie ne permettent évidemment pas de démontrer avec une totale certitude que les choses se sont bien déroulées de cette façon. Pour cela, il faudrait disposer de sources permettant de savoir précisément comment les stratégies patrimoniales des différents groupes sociaux en jeu se sont adaptées aux nouvelles conditions fiscales, comment les taux d'épargne des différents fractiles ont évolué au cours du siècle, etc. Rien ne nous permet d'affirmer de façon certaine que d'autres facteurs n'ont pas également joué un rôle important. Deux faits semblent toutefois établis. D'une part, il est inévitable que l'introduction de l'impôt progressif ait conduit à terme à une diminution structurelle de la concentration des patrimoines (toutes autres choses égales par ailleurs). D'autre part, cet impact dynamique de l'impôt progressif semble suffisamment massif pour expliquer à lui seul le phénomène en jeu, sans qu'il soit nécessaire de faire appel à d'autres facteurs explicatifs.

Remarquons en outre qu'il n'est pas facile de trouver d'autres explications plausibles permettant de comprendre pourquoi le demi-siècle de croissance économique qui s'est écoulé depuis 1945 n'a pas permis la reconstitution de très hauts revenus du capital d'un niveau comparable à ceux qui existaient au début du siècle. En particulier, l'idée selon laquelle nous serions passés d'un capitalisme familial, riche en gros actionnaires individuels, à un capitalisme sans capitalistes, synonyme de très grandes entreprises à l'actionnariat émietté, ne constitue pas vraiment une explication. Toute la question est en effet de savoir pourquoi une telle évolution a eu lieu : de nombreux capitalistes à l'ancienne ont certes été laminés par les crises des années 1914-1945, mais on voit mal quelles forces économiques ou technologiques irrépressibles permettraient d'expliquer pourquoi de nouveaux capitalistes ne pourraient pas prendre leur place et pourquoi les gros actionnaires individuels du début du siècle auraient définitivement disparu. L'explication fondée sur l'impôt progressif sur le revenu (et sur l'impôt progressif sur les successions) a le mérite évident de reposer sur une rupture clairement identifiable : les capitalistes avaient pu tout au long du XIX^e siècle et jusqu'en 1914 « accumuler en paix », alors qu'ils ont du faire face par la suite à des impôts très substantiels.

Une autre explication consisterait à insister sur l'importance de l'inflation : le fait que l'inflation se soit établie depuis 1950 à des niveaux très sensiblement supérieurs à ceux en vigueur au cours des années 1815-1914 aurait empêché la reconstitution de fortunes aussi importantes que par le passé. Cette explication semble *a priori* peu plausible : ainsi que nous l'avons déjà noté, l'inflation n'a pas empêché les foyers du fractile P90-95 de faire progresser leur patrimoine dans les mêmes proportions que leur revenu

(à peu de choses près). Plus généralement, les explications fondées sur l'idée d'un (hypothétique) abaissement séculaire des taux de rendements des patrimoines devraient en principe concerner tous les patrimoines (42). Or le fait essentiel est que ce ne sont pas les patrimoines et leurs revenus (considérés dans leur globalité) qui ont disparu, mais bien plutôt leur concentration qui s'est fortement amoindri : seule une explication permettant de comprendre pourquoi l'accumulation est devenue moins aisée pour les très gros patrimoines (mais pas pour les patrimoines légèrement moins importants) peut rendre compte des faits observés.

Les enseignements des expériences étrangères

Voyons maintenant dans quelle mesure l'examen des expériences étrangères permet de confirmer, d'infirmer ou de compléter ce que nous avons appris en examinant la seule expérience française. Il est évidemment hors de question d'écrire ici une histoire comparative complète des inégalités de revenus, de salaires et de patrimoines au XX° siècle, d'autant plus que les matériaux nécessaires pour une telle entreprise n'ont pas encore été rassemblés : les travaux historiques sur les inégalités sont extrêmement rares, y compris aux États-Unis et au Royaume-Uni, où les recherches de ce type sont pourtant les plus nombreuses. Plus modestement, nous nous contenterons ici de mobiliser les expériences étrangères pour apporter un éclairage sur les deux points suivants. D'une part, l'expérience française de compression des inégalités au XX° siècle semble-t-elle globalement représentative ? D'autre part, comment la dynamique des différents pays développés permet-elle d'envisager la question de l'impôt progressif et de son évolution à l'aube du XXI° siècle ?

Commençons par le premier point. On constate tout d'abord qu'il n'existe aucun pays développé où la compression des inégalités au XX^e siècle s'apparente à un processus économique « naturel » et « spontané ». Dans tous les pays pour lesquels des données sont disponibles, sans aucune exception, la compression des inégalités au cours du siècle passé est pour une part prépondérante le fait de la période 1914-1945, et cette compression s'explique pour l'essentiel par l'effondrement des très hauts revenus, c'est-à-dire les revenus constitués majoritairement de revenus du capital. De plus, les variations entre pays sont parfaitement cohérentes avec l'idée selon laquelle cet effondrement serait la conséquence des chocs subis par les détenteurs

⁽⁴²⁾ On pourrait certes imaginer que les rendements des différentes catégories de patrimoines aient évolué de façon différente, et que ces variations, compte tenu du fait que la composition des patrimoines varie fortement avec le niveau de fortune, aient eu un impact sur la concentration des patrimoines. Cependant, outre que les évolutions séculaires des rendements vont vraisemblablement dans le « mauvais » sens (l'inflation est susceptible d'avoir affecté le rendement du capital mobilier et des obligations, bien davantage que celui des actions, et les fortunes importantes reposent sur les actions), on voit mal comment de telles variations des rendements relatifs pourraient expliquer que la succession moyenne du fractile P99,99-100 a été divisée par quatre entre les deux extrémités du XX° siècle, alors que la succession moyenne du fractile P90-95 a été multipliée par trois.

de patrimoines (inflation, faillites, destructions). Dans les pays fortement touchés, à commencer par l'Allemagne, la chute de la part des très hauts revenus a été encore plus marquée qu'en France. Inversement, au Royaume-Uni et aux États-Unis, peu ou pas concernés par les destructions (mais frappés de plein fouet par la crise des années trente), la chute de la part des très hauts revenus a été sensiblement moins forte qu'en France.

Certains auteurs américains, afin de soutenir la théorie de la « courbe de Kuznets », selon laquelle la diminution des inégalités observée au cours de la première moitié du XX^e siècle serait le fruit d'un processus économique « spontané » (et non pas d'un processus largement accidentel), ont défendu l'idée selon laquelle les chocs subis par les détenteurs de patrimoine au cours des années 1914-1945 ne seraient en quelque sorte que la face immergée de l'iceberg : la diminution des inégalités de revenus serait également et surtout la conséquence d'un phénomène continu et progressif de compression des inégalités salariales à l'œuvre entre 1900 et 1950(43). Le fait que la baisse des inégalités de revenus soit à ce point concentré parmi les très hauts revenus (et que la baisse se soit produite lors d'années bien spécifiques : crise des années trente, Seconde Guerre mondiale) invite à un certain scepticisme quant à la pertinence de cette thèse. Surtout, ces auteurs n'ont pas véritablement proposé d'estimations permettant de valider l'idée d'une compression tendancielle des inégalités salariales américaines, et nos séries françaises montrent qu'aucun phénomène de cette nature n'a eu lieu en France. Des estimations récentes, bien que très incomplètes, laissent à penser que seules les années de la Seconde Guerre mondiale entraînèrent une compression significative de la hiérarchie américaine des rémunérations, et qu'aucune tendance spontanée à la baisse n'était à l'œuvre dans l'entre-deux-guerres⁽⁴⁴⁾.

Ajoutons que les rares estimations disponibles pour la fin du XIX^e siècle et les premières années du XX^e siècle invalident la thèse selon laquelle la réduction des inégalités de revenus aurait commencé dès avant le déclenchement du premier conflit mondial. L'étude du cas allemand est de ce point de vue particulièrement intéressante, car l'introduction précoce de l'impôt progressif dans plusieurs États permet de disposer d'estimations de la concentration des revenus remontant jusqu'aux années 1870. Les résultats obtenus sont extrêmement clairs : ils indiquent qu'un accroissement tendanciel des inégalités de revenus a eu lieu en Allemagne au cours des décennies précédant le premier conflit mondial (avec peut-être une légère stabilisation en fin de période). Au Royaume-Uni, l'impôt progressif sur le revenu global s'appliqua pour la première fois lors de l'imposition des re-

⁽⁴³⁾ Cf. notamment Williamson et Lindert (1980). Cf. également Lindert (2000), qui adopte une position plus nuancée.

⁽⁴⁴⁾ Cf. Piketty et Saez (2001). La principale raison pour laquelle il est relativement plus facile de mesurer les inégalités salariales sur longue période en France qu'aux États-Unis (et que dans la plupart des autres pays) est liée à l'existence dans la France de l'entre-deux-guerres d'un impôt cédulaire sur les salaires.

venus de 1908, et les statistiques correspondantes permettent de constater que la concentration des revenus était extrêmement stable entre 1908 et 1914, et qu'il fallut attendre les évènements guerriers de 1914-1918 pour observer une baisse soudaine des inégalités, de la même façon qu'en Allemagne⁽⁴⁵⁾. Tous ces faits jettent un doute profond sur la théorie optimiste de la « courbe de Kuznets ».

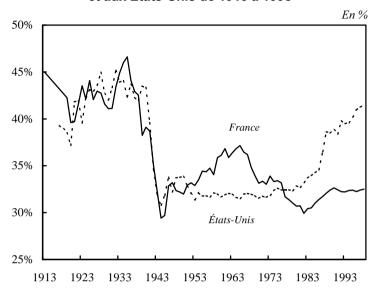
Si l'expérience française semble donc globalement représentative, plusieurs différences importantes méritent toutefois d'être signalées. Par exemple, il est possible que l'élargissement des hiérarchies salariales observé en France dans les années cinquante et soixante soit dans une certaine mesure une particularité hexagonale : dans les autres pays, il semblerait que la compression des inégalités salariales observée pendant les années de la Seconde Guerre mondiale (inflation, impératifs de l'économie de guerre), phénomène que l'on observe partout, ait eu des effets plus prolongés qu'en France.

De plus et surtout, les années quatre-vingt et quatre-vingt-dix se caractérisent par un accroissement très rapide des inégalités aux États-Unis, sans commune mesure avec la légère tendance à l'élargissement observée en France et dans la plupart des pays européens (à l'exception du Royaume-Uni, qui occupe une position intermédiaire). Pour expliquer cet accroissement subit des inégalités, les économistes américains ont souvent fait appel à l'idée du « skill-biased technical change » : le changement technique à l'œuvre depuis les années soixante-dix privilégierait de plus en plus la main d'œuvre hautement qualifié, d'où une tendance mécanique et inévitable au creusement des inégalités. Cette explication a le mérite d'insister sur le caractère « universel » de certaines évolutions en cours : dans tous les pays développés, et pas seulement aux États-Unis, la transformation des systèmes productifs observée depuis les années soixante-dix (déclin des secteurs industriels traditionnels, développement des services et des technologies de l'information) a conduit à un accroissement des inégalités face au travail, soit sous la forme d'un élargissement de l'inégalité des salaires, soit sous la forme d'un accroissement du chômage et du sous-emploi. Que le phénomène sous-jacent soit baptisé « skill-biased technical change » ou reçoive un autre nom, le fait est qu'aucun pays n'a réussi à échapper à cette tendance (sans les allocations chômage et les transferts, les inégalités de revenus aurait fortement progressé dans tous les pays européens).

Cette théorie est cependant insuffisante. L'accroissement des inégalités observé aux États-Unis repose en effet pour une part essentiel sur l'augmentation spectaculaire des très hauts revenus. La part du centile supérieur dans

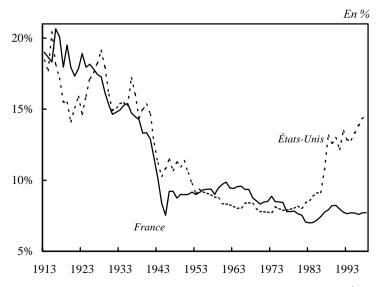
⁽⁴⁵⁾ Cf. Atkinson (2001). L'impôt sur le revenu ayant été institué en 1913 aux États-Unis et en 1914 en France, il est impossible dans ces deux pays de mesurer précisément quelle était la tendance « spontanée » des inégalités de revenus à la veille de la Première Guerre mondiale. Notons toutefois que les statistiques successorales suggèrent qu'aucune tendance à la baisse n'était à l'œuvre en France de 1902 à 1914 (cf. graphiques 14 à 16 supra) ; les statistiques des valeurs locatives issues du système des « quatre vieilles » semblent confirmer ce diagnostic (cf. Piketty, 2001, chapitre 7).

21. Part du décile supérieur dans le revenu total en France et aux États-Unis de 1913 à 1998



Sources: France: Piketty, 2001, colonne P90-100 du tableau B14, annexe B; États-Unis: Piketty et Saez, 2001, colonne P90-100 du tableau A1, annexe A.

22. Part du centile supérieur dans le revenu total en France et aux États-Unis de 1913 à 1998



Sources: France: Piketty, 2001, colonne P99-100 du tableau B14, annexe B; États-Unis: Piketty et Saez, 2001, colonne P99-100 du tableau A1, annexe A.

le revenu total, qui dans les années soixante-dix était de l'ordre de 7-8 %, a pratiquement atteint 15 % à la fin des années quatre-vingt-dix, soit un niveau proche de ceux observés au début du siècle (cf. graphiques 21 et 22)⁽⁴⁶⁾. Ce phénomène s'explique notamment par l'évolution des rémunérations des cadres dirigeants, qui ont littéralement explosé depuis les années soixante-dix. Il semble difficile d'expliquer un tel phénomène par la théorie du « skill-biased technical change »: on a du mal à croire que la « productivité » des cadres dirigeants ait aussi soudainement et aussi massivement progressé, d'autant plus qu'aucune évolution similaire n'est perceptible dans les pays européens (il faudrait faire l'hypothèse que seuls les super-cadres américains sont devenus soudainement et massivement plus productifs). Il paraît plus réaliste d'attribuer cette évolution à une transformation des normes sociales concernant les hiérarchies salariales : après plusieurs décennies de purgatoire, les très hautes rémunérations sont redevenues socialement acceptables dans les États-Unis des années quatre-vingt et quatrevingt-dix, à tel point que la part des hauts salaires dans la masse salariale totale a largement dépassé à la fin des années quatre-vingt-dix les niveaux observés dans l'entre-deux-guerres⁽⁴⁷⁾. Il s'agit là d'une différence importante entre la France et les États-Unis : alors que le consensus social français en matière de hiérarchies salariales se caractérise par une très grande stabilité à long terme (chaque phase de compression est rapidement annulée, et inversement), le consensus social américain a connu plusieurs perturbations majeures au cours du XX^e siècle. Cette perspective historique montre également que les hiérarchies américaines pourraient fort bien se retourner de nouveau, et qu'il n'y a rien d'inéluctable à ce que la France et les autres pays européens connaissent avec retard les évolutions observées aux États-Unis dans les années quatre-vingt et quatre-vingt-dix.

Cela nous conduit à la question de l'impôt progressif. La concentration croissante des revenus observée outre-Atlantique depuis les années soixante-dix s'explique à titre principal par l'explosion des rémunérations des cadres dirigeants, et non pas le retour en force des très hauts revenus du capital⁽⁴⁸⁾. Mais tout laisse à penser que l'abaissement massif des taux supérieurs de l'impôt sur le revenu mis en place par Reagan depuis le début des années quatre-vingt favorise la constitution à un rythme accéléré de fortunes extrêmement élevées, et que cette tendance à l'élargissement des inégalités patrimoniales prendra à l'avenir une importance déterminante, y compris en cas de stabilisation des hiérarchies salariales. Cette question est importante pour l'Europe, où les pressions pour suivre l'exemple fiscal américain sont devenues particulièrement fortes à l'aube du XXIe siècle. Le recul historique incite là encore à la plus extrême prudence vis-à-vis d'une telle perspective.

⁽⁴⁶⁾ Précisons que les séries américaines représentées sur les graphiques 21 et 22 ne tiennent pas compte des revenus perçus sous forme de plus-values. En prenant en compte les plus-values, on constate que la part du centile supérieur atteint 19 % aux États-Unis à la fin des années quatre-vingt-dix (cf. Piketty et Saez, 2001, tableau A3, annexe A).

⁽⁴⁷⁾ Cf. Piketty et Saez (2001).

⁽⁴⁸⁾ Les très hauts revenus du capital sont également en progression, mais ils sont encore très loin d'avoir retrouvé leur niveau du début du siècle et des années vingt.

Tout d'abord, il est important d'insister sur le fait que ce n'est que très récemment que les États-Unis (et, à un degré légèrement moindre, le Royaume-Uni) se sont signalés par des impôts moins lourdement progressifs que ceux appliqués en France et dans les autres pays européens. Dans tous les pays occidentaux, y compris dans les pays anglo-saxons, la première guerre mondiale a conduit à l'adoption pour la première fois de taux marginaux supérieurs de l'ordre de ceux adoptés en France (77 % aux États-Unis dès 1918), et les taux marginaux supérieurs se sont stabilisés à des niveaux très élevés à partir de la Seconde Guerre mondiale et pendant toute la période des « Trente glorieuses ». Dans tous les pays occidentaux, y compris dans les pays anglo-saxons, tout laisse à penser que c'est l'impôt progressif qui a permis de faire en sorte que la concentration des patrimoines ne retrouve pas les niveaux astronomiques observés au début du XXe siècle, favorisant ainsi le passage d'une « société de rentiers » à une « société de cadres » (49).

En fait, non seulement les pays anglo-saxons n'échappent pas à cette règle, mais ils se sont même situés pendant longtemps à la pointe de ce mouvement. Aux États-Unis, le taux marginal supérieur de l'impôt sur le revenu fut porté à 91 % en 1942, dans le cadre de la « Victory Tax » adoptée immédiatement après Pearl Harbor, et ce niveau fut conservé pendant plus de vingt ans, jusqu'en 1964(50). En France, jamais le taux marginal appliqué aux revenus les plus élevés n'a atteint des niveaux aussi élevés de façon durable (cf. graphique 17 supra). Le taux supérieur américain fut abaissé à 70 % en 1964, niveau officiel auquel il s'est maintenu jusqu'en 1981, mais qui fut fréquemment alourdi par des majorations « exceptionnelles » de 10 %, si bien que le taux supérieur était souvent de 77 % et non pas de 70 % au cours de la période 1964-1981. Puis le taux supérieur fut abaissé à 50 % en 1981 et 28 % en 1986 par l'Administration Reagan, avant d'être relevé à 39,6 % en 1992, à la suite de l'élection de Clinton. Au Royaume-Uni, l'évolution générale fut similaire : le taux marginal applicable aux revenus du capital les plus élevés fut porté jusqu'à 98 % à l'issue de la Seconde Guerre mondiale, et ce n'est qu'après l'élection de Margaret Thatcher que ce taux passa au-dessous de 80 % (le taux marginal supérieur fut abaissé de 83 à 75 % en 1979, puis à 60 % en 1984, et finalement à 40 % en 1988, niveau qui n'a plus été modifié depuis lors)⁽⁵¹⁾.

⁽⁴⁹⁾ Signalons d'ailleurs que les travaux anglo-saxons consacrés à l'évolution historique de la concentration des patrimoines ont toujours fait une large place à l'idée selon laquelle l'impôt progressif aurait fortement contribué à l'abaissement structurel du niveau des très grosses successions (cf. notamment Lampman, 1962 et Atkinson et Harrisson, 1978).

⁽⁵⁰⁾ Si l'on inclut toutes les majorations « exceptionnelles », le taux supérieur atteint même 94 % en 1942 (tout cela en prenant en compte uniquement l'impôt fédéral sur le revenu).

⁽⁵¹⁾ Au Royaume-Uni, les taux supérieurs appliqués aux revenus « gagnés » (« earned income ») ont pendant longtemps été inférieurs aux taux supérieurs appliqués aux revenus du capital (il s'agissait d'une survivance du système cédulaire), et ce n'est que depuis 1984 que le taux marginal supérieur est le même pour toutes les catégories de revenus.

D'une certaine façon, on peut dire que les pays anglo-saxons ont joué au yo-yo avec leur impôt progressif et avec leurs riches au cours du XX° siècle : ils ont été plus encore plus loin dans la voie de la redistribution fiscale que la France et que la plupart des pays européens à la suite de la crise des années trente et de la Seconde Guerre mondiale, puis ils sont repartis dans l'autre sens avec la même vigueur depuis les années soixante-dix. D'où la question : la France et les autres pays européens doivent-ils vraiment suivre le yo-yo anglo-saxon, sachant que ce dernier peut fort bien faire machine arrière en l'espace d'une décennie ?

Il est certes difficile pour un pays isolé de maintenir des taux supérieurs excessivement élevés. Mais il faut insister sur le fait que le maintien d'une fiscalité fortement progressive pose uniquement un problème de coordination entre pays, et non pas un problème économique en soi. Pendant toute la période des « Trente glorieuses », tous les pays développés appliquaient des taux supérieurs de l'ordre de 60-70 % (au minimum), et cela n'a pas empêché ces mêmes pays de connaître une croissance économique exceptionnellement forte. La question est donc politique et non pas économique : il s'agit de savoir si l'Europe est capable de décider collectivement de ne pas suivre le yo-yo anglo-saxon.

Rappelons en outre que la plupart des pays européens ont déjà fortement réduit le poids de leur impôt progressif, si bien que l'écart avec les États-Unis est à l'aube du XXI^e siècle nettement moins important qu'on ne le dit parfois. En France, le taux marginal supérieur de 54 % appliqué depuis l'imposition des revenus de 1996 est un des plus faibles jamais appliqués depuis les années vingt (cf. graphique 18 supra). L'actuel gouvernement a décidé de le réduire davantage encore : il est prévu que le taux supérieur passe à 53,25 % lors de l'imposition des revenus de 2000, 52,75 % lors de l'imposition des revenus de 2001, et 52,5 % lors de l'imposition des revenus de 2002. Il s'agit certes d'une baisse modeste, sans grande conséquence pratique. Mais, comme toujours en cas de course-poursuite, toute la question est de savoir jusqu'où ira-t-on en s'engageant dans cette voie : s'agit-il d'un léger ajustement, ou bien de l'amorce d'un mouvement plus profond, éventuellement mené par d'autres gouvernements, dont l'action serait d'avance légitimée par cette première esquisse⁽⁵²⁾ ? L'expérience américaine la plus récente suggère qu'une telle course-poursuite peut aller très, très loin : le nouveau Président Bush envisage d'abaisser de nouveau les taux supérieurs de l'impôt sur le revenu, ainsi que de supprimer purement et simplement l'impôt sur les successions. Si de telles mesures étaient adoptées, les États-Unis risqueraient fort de reconstituer à terme la « société des rentiers » du début du XX^e siècle. La France et l'Europe, qui dans d'autres domaines ont beaucoup à apprendre de l'Amérique, devraient éviter de suivre les États-Unis sur cette trajectoire-là.

⁽⁵²⁾ La baisse des taux supérieurs décidée en 2000 a ceci de particulier qu'il s'agit de la première fois dans l'histoire de l'impôt sur le revenu en France qu'un gouvernement socialiste prend l'initiative d'une telle mesure.

La fièvre et le thermomètre

En conclusion de ce rapport, il nous semble important de signaler que, si un mouvement de retour aux inégalités du XIXe siècle devait se produire, la société française serait statistiquement extrêmement démunie pour en prendre la mesure. Paradoxalement, l'appareil statistique public français de la fin du XXe siècle et du début du XXIe siècle est en effet par certains aspects beaucoup plus pauvre que ce qu'il était dans l'entre-deux-guerres et dans les années cinquante et soixante, et il est peut-être même encore plus pauvre que ce qu'il était dans les toutes premières années du XXe siècle. Cette triste dégradation de la statistique publique concerne l'ensemble des statistiques que l'administration fiscale devrait normalement produire et diffuser à partir des sources dont elle dispose : déclarations de revenus, déclarations de successions, déclarations de salaires, déclarations de fortunes.

Commençons par le cas des statistiques issues des déclarations de revenus. Ainsi que nous l'avons déjà noté, l'administration a dépouillé chaque année depuis l'imposition des revenus de 1915 (sans aucune exception) l'intégralité des déclarations de revenus, ce qui lui a permis d'établir un certain nombre de tableaux statistiques annuels indiquant, en fonction d'un certain nombre de tranches de revenus, le nombre de déclarations déposées, le montant des différentes catégories de revenus déclarées (salaires, dividendes, loyers, etc.), le montant des éventuelles réductions d'impôt, etc. Pendant près de soixante-dix ans, ces tableaux statistiques ont été publiés chaque année dans les différents bulletins statistiques diffusés par le ministère des Finances, et toute personne intéressée pouvait ainsi les consulter en se rendant dans n'importe quelle bibliothèque. Puis, subitement, au milieu des années quatre-vingt, ces tableaux statistiques ont cessé d'être publiés⁽⁵³⁾. Les tableaux en question sont toujours établis annuellement, et ils constituent toujours des documents publics : en principe, toute personne intéressée peut se les procurer en s'adressant au service concerné. Mais il s'agit évidemment d'une procédure qui limite considérablement l'accès à ces documents, qui, de fait, sont largement tombés dans l'oubli. On voit mal pourquoi ces statistiques ne seraient pas disponibles sur le site Internet du ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie.

Outre ce problème d'accès, la qualité de ces statistiques s'est également fortement dégradée au cours du temps. Pendant près d'un demi-siècle, l'administration avait pris soin de relever régulièrement le niveau des tranches de revenus utilisées pour dépouiller les déclarations, de façon à faire apparaître clairement les différents groupes de contribuables en jeu. Le niveau nominal de la tranche la plus élevée utilisée par l'administration n'a mal-

⁽⁵³⁾ Cette interruption s'est produite à l'occasion du remplacement de la publication « Statistiques et études financières » (qui publiait ce type de statistiques depuis la Seconde Guerre mondiale) par « Les Notes Bleues de Bercy » (publication au contenu statistique nettement plus léger).

heureusement jamais été relevé depuis le début des années soixante : la tranche la plus élevée utilisée pour dépouiller les déclarations concernait les revenus imposables supérieurs à 500 000 francs en 1961 (soit 363 contribuables), et elle concerne toujours les revenus imposables supérieurs à 500 000 francs en 1998 (soit 240 125 contribuables). La conséquence est qu'il est aujourd'hui beaucoup plus difficile que par le passé d'étudier l'évolution des hauts revenus⁽⁵⁴⁾. Cette évolution est d'autant plus regrettable que le coût administratif des dépouillements de déclarations de revenus ne serait vraisemblablement guère différent si l'administration utilisait quelques tranches supplémentaires.

Ajoutons qu'un accès simplifié à des statistiques de qualité ne heurterait en aucune façon le légitime respect du droit des personnes au secret fiscal : le fait de savoir qu'il existe 240 125 contribuables (ou même 363 contribuables) dont le revenu se situe dans telle ou telle tranche de revenu ne viole évidemment aucun secret fiscal. Il s'agit simplement de faire en sorte que l'État permette aux citoyens de savoir quels sont les différents groupes sociaux soumis à l'impôt sur le revenu, quel est le montant de leurs revenus, de leurs impôts, etc. (555).

Le cas des statistiques issues des déclarations de successions se pose de façon légèrement différente. De 1902 à 1964, l'administration a dépouillé pratiquement chaque année (avec quelques très rares interruptions, essentiellement pendant la Première Guerre mondiale et au début des années vingt) l'intégralité des déclarations de successions déposées au cours de l'année en question, ce qui lui a permis d'établir un certain nombre de tableaux statistiques indiquant, en fonction d'un certain nombre de tranches de successions, le nombre de déclarations, le montant des différentes catégories de patrimoine en jeu (immobilier, actions, etc.), ainsi que diverses caractéristiques de la succession (successions en ligne directe, entre non-parents, etc.). Pendant plus de soixante ans, ces tableaux statistiques furent

⁽⁵⁴⁾ Diverses procédures d'extrapolation permettent d'estimer le nombre et les caractéristiques des très hauts revenus à partir du nombre et des caractéristiques des hauts revenus (par exemple, le nombre et le niveau des revenus supérieurs à 5 millions de francs à partir du nombre et des niveaux des revenus supérieurs à 500 000 francs), mais seul l'accès aux fichiers informatiques de l'administration (tels que ceux que nous avons utilisés dans une étude récente ; *cf.* Piketty, 1999) permet de s'assurer que ces extrapolations sont valides et de mettre au point les corrections nécessaires.

⁽⁵⁵⁾ Dans le cadre de ce rapport, le ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie a accepté d'établir et de publier des séries statistiques issues des fichiers de déclarations de revenus des années quatre-vingt-dix et permettant de faire apparaître clairement les différents fractiles de hauts revenus (ces séries sont brièvement analysées dans l'annexe placée à la fin de notre rapport, ainsi que dans le complément D). Cette volonté de transparence mérite d'être saluée, mais il est bien évident que ces séries, qui s'interrompent avec les déclarations de revenus 1999 (les dernières disponibles à la date d'écriture de ce rapport) ne sauraient se substituer à la mise en place d'une procédure annuelle de publication de statistiques similaires issues des déclarations de revenus.

publiés chaque année dans les différents bulletins statistiques diffusés par le ministère des Finances (de la même façon que les statistiques issues des déclarations de revenus). Ces statis-tiques successorales furent soudainement interrompues : depuis 1964, l'administration se contente de constituer périodiquement des échantillons de déclarations de successions permettant de produire un certain nombre de statistiques, publiées de façon éparse et irrégulière (les deux dernières enquêtes de ce type ont été menées en 1984 et 1994). Il faut certes prendre en compte le fait que la confection de statistiques successorales annuelles représente un coût non négligeable pour l'administration. On a cependant du mal à croire que ce coût, supporté par l'administration pendant plus de soixante ans, soit subitement devenu exorbitant à la fin du XXe siècle.

Les statistiques issues des déclarations de salaires représentent un autre cas de figure. Dans l'entre-deux-guerres, les déclarations de salaires déposées chaque année par les employeurs (sur lesquelles ces derniers faisaient figurer la liste complète des salariés et des salaires individuels correspondants) servaient de base à l'établissement de l'impôt cédulaire sur les salaires, et c'est donc l'administration fiscale qui se chargeait d'établir et de publier chaque année des tableaux statistiques indiquant, en fonction d'un certain nombre de tranches de salaires, le nombre de salariés et le montant des salaires correspondants. Cette statistique annuelle fut interrompue en 1939, puis, à la suite de la suppression définitive de l'impôt cédulaire sur les salaires en 1948, l'exploitation statistique des déclarations de salaires fut confiée à l'INSEE, qui depuis 1950 a établi et publié pratiquement chaque année des tableaux statistiques issus de cette exploitation⁽⁵⁶⁾. On peut simplement regretter que l'INSEE, contrairement à l'administration fiscale de l'entre-deux-guerres, ne publie pas de statistiques permettant de distinguer plus finement les différentes strates de hauts salaires. Par exemple, la tranche de salaires la plus élevée utilisée dans les publications INSEE des années quatre-vingt-dix concerne les salaires annuels supérieurs à 300 000 francs (25 000 francs par mois), et ces statistiques ne permettent donc pas de s'intéresser précisément aux salaires des cadres supérieurs (et encore moins aux salaires des cadres dirigeants). À titre de comparaison, la tranche la plus élevée utilisée par l'administration fiscale des années trente concernait les salaires annuels supérieurs à 500 000 francs de l'époque, soit près de 2 millions de francs de 1998, à un moment où le salaire moyen était plus de quatre fois plus faible qu'aujourd'hui (la tranche la plus élevée ne concernait dans les années trente que quelques centaines de salariés chaque année). De la même façon que pour les

⁽⁵⁶⁾ Les déclarations de salaires sont souvent désignées aujourd'hui par le sigle « DADS » (Déclarations administratives de données sociales), mais il s'agit bien de la même source que les déclarations de salaires de l'entre-deux-guerres.

revenus, il est pourtant bien évident que la publication de telles statistiques n'entraînerait aucune violation du droit des personnes au secret fiscal et statistique⁽⁵⁷⁾.

Évoquons enfin le cas des déclarations de patrimoines déposées dans le cadre des impôts sur la fortune institués et appliqués depuis le début des années quatre-vingt (IGF puis ISF). D'un point de vue statistique, ces impôts sont arrivés trop tard : ils ont été créés à un moment où l'administration fiscale avait pratiquement abandonné son rôle de producteur de statistiques. De fait, ces déclarations de patrimoines n'ont jamais fait l'objet d'une exploitation statistique régulière : l'administration ne diffuse aucune statistique annuelle concernent les contribuables assujettis à l'impôt sur la fortune (autre que le montant global des patrimoines en jeu et le nombre total de contribuables...). Il est aujourd'hui impossible pour le simple citoyen de savoir comment évoluent le niveau et la répartition des patrimoines soumis à cet impôt. Cela est d'autant plus regrettable que l'administration dispose d'échantillons annuels de ces déclarations de patrimoine (ce qui n'est pas le cas pour les déclarations de successions). Il serait donc relativement peu coûteux pour l'administration de publier chaque année des tableaux indiquant, en fonction d'un certain nombre de tranches de patrimoine, le nombre de déclarations déposées, le montant des différentes catégories de patrimoines, le montant de l'impôt payé, etc. (58).

Ajoutons que cet appauvrissement statistique n'est pas seulement le fruit de la négligence administrative et de la volonté plus ou moins consciente de l'administration de monopoliser une certaine « expertise » (même si ces deux facteurs ont sans nul doute joué un rôle important). Cette évolution témoigne également d'une profonde transformation de la demande sociale de représentation de l'inégalité : à une vision centrée sur les inégalités patrimoniales et l'existence de très grandes fortunes s'est substitué depuis la Seconde Guerre mondiale une vision fondée sur les catégories socio-professionnelles et n'accordant qu'une place symbolique aux très hauts re

⁽⁵⁷⁾ Dans le cadre de ce rapport, l'INSEE a accepté d'établir et de publier des séries statistiques issues des fichiers de déclarations de salaires des années quatre-vingt-dix et permettant de faire apparaître clairement les différents fractiles de hauts salaires (ces séries sont brièvement analysées dans le rapport Atkinson, Glaude et Olier). De même que pour les déclarations de revenus, il va de soi que cette louable volonté de transparence ne saurait se substituer à la mise en place d'une procédure annuelle de publication de statistiques similaires issues des déclarations de salaires.

⁽⁵⁸⁾ Dans le cadre de ce rapport, le ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie a accepté d'établir et de publier des séries statistiques issues des fichiers de déclarations ISF des années quatre-vingt-dix et permettant de faire apparaître clairement les différents fractiles de hauts patrimoines (ces séries sont brièvement analysées dans l'annexe placée à la fin de notre rapport, ainsi que dans le complément D). Là encore, de la même façon que pour les déclarations de revenus et les déclarations de salaires, il est bien évident que cette louable volonté de transparence ne saurait se substituer à la mise en place d'une procédure annuelle de publication de statistiques similaires issues des déclarations de fortunes.

venus et aux détenteurs de patrimoine. De fait, les statistiques issues des déclarations de revenus et des déclarations de successions étaient fréquemment utilisées au début du siècle et dans l'entre-deux-guerres, par exemple dans les programmes politiques et les débats parlementaires. À la fin du XX^e siècle, il est devenu presque malsain de parler des très hauts revenus et des patrimoines importants. La figure du capitaliste ou du rentier, si présente dans la société du début du siècle et de l'entre-deux-guerres, a laissé la place depuis 1945 à celle du cadre. Cette évolution est la conséquence de la prise de conscience collective de l'effondrement subi par les gros patrimoines à la suite des crises des années 1914-1945 : les personnes vivant de leur patrimoine sont devenues nettement moins nombreuses et nettement moins opulentes que par le passé, et elles sont dans une large mesure sorties du paysage social. Le problème est que les pratiques statistiques que ces nouvelles représentations ont contribué à forger impliquent qu'il est devenu extrêmement difficile de prendre la mesure d'un éventuel retour aux réalités du passé : l'appauvrissement statistique, s'il s'explique en partie par l'évolution des représentations, finit par enfermer ces dernières dans un carcan et par les empêcher d'évoluer. L'État, en tant que producteur de statistiques fiscales, a un rôle essentiel à jouer pour permettre à la société française de connaître les évolutions qui la traversent.

Références bibliographiques

Cette bibliographie contient uniquement les références citées dans le texte de ce rapport. Pour une bibliographie plus complète sur l'évolution des inégalités sur longue période, *cf.* Piketty (2001).

- Atkinson A. (2001): « Top Incomes in the United Kingdom over the Twentieth Century », *Mimeo, Nuffield College*, 54 p.
- Atkinson A.B. et A.J. Harrison (1978): *Distribution of Personal Wealth in Britain*, Cambridge University Press, 330 p.
- Brownlee W.E. (2000): « Historical Perspectives on US Tax Policy Toward the Rich » in *Does Atlas Shrug? The Economic Consequences of Taxing the Rich*, Slemrod (ed.), Harvard University Press, pp. 29-73.
- Caroll C.D. (2000): « Why Do the Rich Save So Much? » in *Does Atlas Shrug? The Economic Consequences of Taxing the Rich*, Slemrod (ed.), Harvard University Press, pp. 465-485.
- Dynan K.E, J. Skinner et S.P. Zeldes (2000): « Do the Rich Save More? », *Mimeo, Federal Reserve Board, Dartmouth College* et *Columbia University*, 31 p.

- Kaelble H. (1986): *Industrialization and Social Inequality in 19th Century Europe*, Berg, 216 p.
- Kraus F. (1981): « The Historical Development of Income Inequality in Western Europe and the United States » in *The Development of Welfare States in Europe and America*, Flora et Heidenheimer (eds), Transaction Books, pp. 187-236.
- Kuznets S. (1953): *Shares of Upper Income Groups in Income and Savings*, National Bureau of Economic Research, 707 p.
- Kuznets S. (1955): « Economic Growth and Economic Inequality », *American Economic Review*, 45-1, mars, pp. 1-28.
- Lampman R.J. (1962): *The Share of Top Wealth-Holders in National Wealth.* 1922-1956, National Bureau of Economic Research/Princeton University Press, 286 p.
- Lindert P. (2000): « Three Centuries of Inequality in Britain and America » in *Handbook of Income Distribution*, Atkinson et Bourguignon (eds), North-Holland, pp. 167-216.
- Piketty T. (1999): « Les hauts revenus face aux modifications des taux marginaux supérieurs de l'impôt sur le revenu en France, 1970-1996 », *Économie et Prévision*, n° 138-139, pp. 25-60.
- Piketty T. (2001): Les hauts revenus en France au XX^e siècle. Inégalités et redistributions, 1901-1998, Éditions Grasset, 850 p.
- Piketty T. et E. Saez (2001): « Income Inequality in the United States, 1913-1998 », *Mimeo, CEPREMAP* et *Harvard University*, 92 p.
- Williamson J. et P. Lindert (1980): *American Inequality. A Macroeconomic History*, Academic Press, 362 p.

Annexe

Les séries DGI issues des fichiers IR et ISF des années quatre-vingt-dix

Dans le cadre de ce rapport, la Direction générale des impôts (DGI) du ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie a accepté d'établir et de diffuser des séries statistiques issues des fichiers de déclarations de revenus (IR) et de déclarations de fortunes (ISF) des années quatre-vingt-dix et permettant de faire apparaître clairement les différents fractiles de hauts revenus et de hauts patrimoines.

Sur le fond, ces séries DGI ne font que confirmer les résultats que nous avons déjà présentés dans notre rapport, et nous ne les avons donc pas utilisées dans le corps du rapport. Pour ce qui concerne les revenus, les séries DGI sont quasiment identiques à nos propres séries (établies par extrapolation à partir des statistiques publiques par tranches de revenus), et elles confirment la relative stabilité de la part des hauts revenus dans le revenu total en France dans les années quatre-vingt-dix. Pour ce qui concerne les fortunes, les séries DGI indiquent également une relative stabilité de la distribution des hauts patrimoines dans les années quatre-vingt-dix. Ces sources confirment donc la stabilité d'ensemble qui caractérise les années quatre-vingt-dix, surtout par comparaison à l'ampleur des évolutions séculaires étudiées dans notre rapport.

Il nous a toutefois semblé utile dans le cadre de cette annexe de reproduire *in extenso* ces séries DGI, ainsi que de les commenter brièvement. Il s'agit en effet de la première fois que le ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie accepte d'établir et de diffuser des séries de ce type. En particulier, les séries « fortunes » sont véritablement uniques en leur genre (nous n'avions pu établir de série de ce type, faute de statistiques publiques adéquates issues des déclarations de fortunes). Ces séries DGI aboutiront peut-être à la mise en place par le ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie d'une procédure annuelle de publication de statistiques similaires issues des déclarations de revenus et des déclarations de fortunes, ce qui permettrait de mettre fin à la grave détérioration de ce pan de la statistique publique depuis plusieurs décennies (*cf.* supra). Ces séries DGI sont également présentées sous forme de graphiques dans le complément D de ce rapport⁽¹⁾.

⁽¹⁾ Le complément D a été rédigé par Valérie Champagne et Élizabeth Maurice (DGI, Bureau des études statistiques, [bureau M2]), que je remercie chaleureusement pour le soin et la rigueur avec lesquels elles ont établi ces séries à partir des fichiers IR et ISF des années quatre-vingt-dix.

Les séries issues des fichiers IR (1991-1999) (tableaux A1 à A4)

Les tableaux A1 à A4 décrivent les séries établies par la DGI à partir des fichiers de déclarations de revenus. Les notations utilisées sur ces tableaux sont les mêmes que dans notre rapport : P90 désigne le seuil de revenu qu'il faut dépasser pour faire partie des 10 % des foyers avant déclaré les revenus les plus élevés, P95 désigne le seuil de revenu qu'il faut dépasser pour faire partie des 5 % des foyers ayant déclaré les revenus les plus élevés, etc.; P90-100 désigne le revenu moyen des 10 % des foyers ayant déclaré les revenus les plus élevés, P95-100 désigne le revenu moyen des 5 % des fovers avant déclaré les revenus les plus élevés, etc. : P90-95 désigne le revenu moyen des foyers compris entre les seuils P90 et P95, P95-99 désigne le revenu moyen des foyers compris entre les seuils P95 et P99, etc. (2). De même que dans notre rapport, les années désignent toujours les années des revenus : « 1991 » se réfère aux revenus de l'année 1991 (déclarés en 1992), etc., et « 1999 » se réfère aux revenus de l'année 1999 (déclarés en 2000). Enfin, de même que dans notre rapport, le concept de revenu utilisé est le concept de « revenu fiscal », c'est-à-dire de revenu déclaré au fisc, avant tout abattement ou déduction (et en particulier avant prise en compte des abattements de 10 et 20 % des salariés).

Le tableau A1 décrit les séries DGI exprimées en francs courants. Le tableau A2 reproduit les mêmes séries, converties en francs de 2000⁽³⁾. Enfin, le tableau A3 exprime ces mêmes séries en termes de part du revenu total⁽⁴⁾. On notera que les résultats reproduits sur le tableau A3 sont quasiment identiques à nos propres séries (*cf.* graphiques 4 à 7 supra) : dans la France des années quatre-vingt-dix, la part du décile supérieur dans le revenu total est de l'ordre de 32 %, la part du fractile P95-100 est de l'ordre de 11-11,5 %, la part du fractile P95-99 est de l'ordre de 13 %, la part du centile supérieur est de l'ordre de 7,5-8 %, et la part du fractile P99,99-100 est de l'ordre de 0,5-0,6 %⁽⁵⁾. Cela confirme la fiabilité de la procédure

⁽²⁾ Le nombre total de foyers est indiqué sur le tableau A10 infra : par exemple, pour ce qui concerne les revenus de 1999, le nombre total de foyers était d'environ 32,9 millions ; le fractile P90-100 comptait donc 3,29 millions de foyers, le fractile P99-100 comptait 329 000 foyers, le fractile P99,99-100 comptait 3290 foyers, etc.

⁽³⁾ L'indice INSEE des prix à la consommation que nous avons utilisé pour convertir les francs courants en francs de 2000 est le suivant : indice 100,0 en 1990, 103,2 en 1991, 105,7 en 1992, 107,9 en 1993, 109,7 en 1994, 111,6 en 1995, 113,8 en 1996, 115,2 en 1997, 116,0 en 1998, 116,6 en 1999 et 118,3 en 2000 (nous avons utilisé pour 1990-1998 l'indice INSEE établi en base 100 en 1990, que nous avons prolongé pour 1999-2000 à l'aide de l'indice INSEE établi en base 100 en 1998).

⁽⁴⁾ Les séries indiquées sur le tableau A3 peuvent être aisément recalculées à partir des séries du tableau A1 (ou des séries du tableau A2, ce qui revient au même). Par exemple, pour 1991, 378/118 = 3,209 (aux erreurs d'arrondis près), soit une part de 32,09 % du revenu total pour P90-100; 925/118 = 7,86 (aux erreurs d'arrondis près), soit une part de 7,86 % du revenu total pour P99-100; etc.

⁽⁵⁾ Les séries DGI confirment également la légère pro-cyclicité des hauts revenus : la part des hauts revenus diminue lors des périodes de récession et de ralentissement économique (1992-1993 et 1996) et augmente lors des périodes de reprise (1994-1995 et 1997-1999) (cela vaut surtout pour les très hauts revenus).

d'extrapolation par une loi de Pareto que nous avons mise en œuvre pour établir nos séries à partir des statistiques publiques par tranches de revenus⁽⁶⁾. Les (très) légers écarts entre les séries DGI et nos propres séries s'expliquent par de (très) légères différences de concepts : en particulier, la DGI a estimé des revenus avant prise en compte des éventuels déficits, alors que nous avons déduit les déficits. Précisons également que les séries DGI reproduites sur les tableaux A1 à A3 sont (très) légèrement différentes des séries DGI utilisées dans le complément D, ce qui s'explique par le fait que les séries du complément D incluent les plus-values taxées à taux proportionnel. alors que ces dernières ne sont pas prises en compte dans les tableaux A1 à A3. Nous avons en effet préféré traiter à part le cas des plus-values, en indiquant sur le tableau A4 l'importance du complément de revenu moven représenté par les plus-values pour chacun des fractiles de hauts revenus (les chiffres du tableau A4 permettent aisément de passer des séries « hors plus-values » indiquées sur les tableaux A1 à A3 à des séries « plus-values incluses »). Signalons que les chiffres du tableau A4 ont été établis par la DGI en ordonnant les foyers en fonction du revenu « hors plus-values », puis en calculant pour chacun des fractiles de revenu « hors plus-values » l'importance movenne des plus-values correspondantes. Cette facon de procéder est préférable à celle consistant à ordonner les foyers en fonction du revenu « plus-values incluses » et à calculer pour chacun des fractiles de revenu « plus-values incluses » l'importance movenne des plus-values correspondantes. En effet, compte tenu du fait que les plus-values sont souvent perçues de façon irrégulière dans le temps, cette seconde méthode conduirait à surestimer artificiellement l'importance des plus-values au sommet de la distribution⁽⁷⁾.

⁽⁶⁾ Il ne s'agit pas véritablement d'une surprise, puisque nous avions déjà eu recours aux fichiers DGI de déclarations de revenus afin de tester la fiabilité de notre procédure d'extrapolation par une loi de *Pareto (cf.* Piketty, 1999 et Piketty, 2001, annexe B, section 1).

⁽⁷⁾ En pratique, les deux méthodes conduisent à des résultats quasiment identiques pour l'immense majorité des foyers. Cette question de méthode est cependant très importante pour les très hauts revenus (fractile P99,99-100) : nous avons appliqué chacune de ces deux méthodes lors d'une étude récente sur les États-Únis, et nous avons constaté que le poids des plus-values dans les revenus du fractile P99,99-100 pouvait passer d'environ 15-20 % lorsque l'on ordonne les foyers en fonction du revenu « hors plus-values » à plus de 50 % lorsque l'on ordonne les foyers en fonction du revenu « plus-values incluses » (cf. Piketty et Saez, 2001, table A8). Ces mêmes ordres de grandeur semblent prévaloir en France : le poids des plus-values ne dépasse pas 15 % au niveau du fractile P99,99-100 lorsque l'on ordonne les foyers en fonction du revenu « hors plus-values » (cf. tableau A4) [notons toutefois que la DGI a établi les séries du tableau A4 en retranchant les moins-values des plusvalues; si l'on prenait en compte les seules plus-values, le poids de ces dernières atteindrait 20-25 % au niveau du fractile P99,99-100, (cf. Piketty, 2001, tableau A12)], alors qu'il dépasse les 50 % lorsque l'on ordonne les foyers en fonction du revenu « plus-values incluses » : cette seconde méthode a été retenue par la DGI pour établir les séries utilisées dans le complément D, et cela explique pourquoi le graphique 5 du complément D indique un ratio P99,99/P99 de l'ordre de 10 (ce ratio est en réalité de l'ordre de 6-7 si l'on exclut les plusvalues (cf. tableau A2 : en 1999, 4323/638 = 6,8), et la prise en compte des plus-values par la première méthode conduirait à le relever de moins de 15 %).

A1. Les fractiles de revenu fiscal 1991 à 1999

En milliers de francs courants

| | | | | | | Bn mu | | , | |
|----------------------|---------|-----------|---------|----------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 |
| Seuils des fractiles | de reve | nu fisca | 1 | | | | | | |
| • P50 | 88 | 91 | 91 | 93 | 94 | 95 | 96 | 99 | 101 |
| • P90 | 230 | 237 | 241 | 244 | 249 | 252 | 254 | 261 | 267 |
| • P95 | 303 | 310 | 314 | 319 | 325 | 328 | 332 | 342 | 348 |
| • P99 | 561 | 565 | 567 | 574 | 582 | 586 | 590 | 612 | 629 |
| • P99,5 | 732 | 734 | 729 | 742 | 750 | 754 | 762 | 792 | 821 |
| • P99,9 | 1 358 | 1 349 | 1 329 | 1 371 | 1 380 | 1 377 | 1 405 | 1 468 | 1 556 |
| • P99,99 | 3 595 | 3 466 | 3 476 | 3 574 | 3 615 | 3 645 | 3 773 | 3 945 | 4 261 |
| Revenus moyens p | our les | fractiles | de reve | nu fisca | l | | | | |
| • P0-100 | 118 | 120 | 121 | 123 | 125 | 126 | 127 | 131 | 135 |
| • P90-100 | 378 | 383 | 386 | 392 | 398 | 402 | 406 | 420 | 432 |
| • P95-100 | 494 | 498 | 500 | 507 | 515 | 520 | 525 | 544 | 561 |
| • P99-100 | 925 | 920 | 913 | 932 | 942 | 949 | 965 | 1 004 | 1 047 |
| • P99,5-100 | 1 220 | 1 204 | 1 191 | 1 219 | 1 229 | 1 240 | 1 268 | 1 319 | 1 387 |
| • P99,9-100 | 2 359 | 2 296 | 2 275 | 2 345 | 2 362 | 2 379 | 2 475 | 2 570 | 2 753 |
| • P99,99-100 | 6 473 | 6 227 | 6 131 | 6 364 | 6 458 | 6 466 | 6 927 | 7 077 | 7 720 |
| D O 00 | 00 | 0.1 | 0.2 | 0.2 | 0.5 | 0.6 | 0.6 | 00 | 100 |
| • P0-90 | 89 | 91 | 92 | 93 | 95 | 96 | 96 | 99 | 102 |
| • P90-95 | 262 | 268 | 272 | 276 | 282 | 285 | 288 | 296 | 303 |
| • P95-99 | 386 | 392 | 397 | 401 | 408 | 413 | 415 | 429 | 440 |
| • P99-99,5 | 631 | 636 | 636 | 645 | 654 | 657 | 663 | 689 | 708 |
| • P99,5-99,9 | 935 | 931 | 920 | 937 | 946 | 955 | 966 | 1 006 | 1 045 |
| • P99,9-99,99 | 1 902 | 1 859 | 1 846 | 1 898 | 1 907 | 1 925 | 1 981 | 2 069 | 2 201 |
| • P99,99-100 | 6 473 | 6 227 | 6 131 | 6 364 | 6 458 | 6 466 | 6 927 | 7 077 | 7 720 |

Source: DGI, Bureau des études statistiques (bureau M2).

A2. Les fractiles de revenu fiscal 1991 à 1999

En milliers de francs de 2000

| | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 |
|----------------------|---------|-----------|---------|----------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Seuils des fractiles | de reve | nu fisca | ıl | | | | | | |
| • P50 | 101 | 101 | 100 | 100 | 100 | 99 | 99 | 100 | 102 |
| • P90 | 264 | 265 | 264 | 263 | 264 | 262 | 261 | 267 | 271 |
| • P95 | 347 | 347 | 345 | 344 | 345 | 341 | 341 | 349 | 353 |
| • P99 | 643 | 632 | 622 | 619 | 617 | 609 | 606 | 624 | 638 |
| • P99,5 | 839 | 821 | 799 | 800 | 795 | 784 | 782 | 807 | 833 |
| • P99,9 | 1 557 | 1 509 | 1 457 | 1 478 | 1 462 | 1 431 | 1 442 | 1 497 | 1 579 |
| • P99,99 | 4 121 | 3 879 | 3 811 | 3 854 | 3 832 | 3 789 | 3 875 | 4 023 | 4 323 |
| Revenus moyens p | our les | fractiles | de reve | nu fisca | 1 | • | • | • | • |
| • P0-100 | 135 | 135 | 133 | 133 | 132 | 131 | 131 | 134 | 137 |
| • P90-100 | 433 | 429 | 424 | 423 | 422 | 418 | 417 | 428 | 438 |
| • P95-100 | 566 | 557 | 548 | 547 | 546 | 540 | 539 | 555 | 569 |
| • P99-100 | 1 060 | 1 029 | 1 001 | 1 005 | 998 | 986 | 991 | 1 024 | 1 063 |
| • P99,5-100 | 1 398 | 1 347 | 1 305 | 1 314 | 1 303 | 1 289 | 1 302 | 1 345 | 1 407 |
| • P99,9-100 | 2 704 | 2 570 | 2 494 | 2 529 | 2 504 | 2 474 | 2 542 | 2 621 | 2 793 |
| • P99,99-100 | 7 420 | 6 969 | 6 722 | 6 863 | 6 846 | 6 721 | 7 114 | 7 217 | 7 832 |
| | 100 | 100 | 101 | 100 | 100 | 100 | 00 | 101 | 100 |
| • P0-90 | 102 | 102 | 101 | 100 | 100 | 100 | 99 | 101 | 103 |
| • P90-95 | 300 | 300 | 299 | 298 | 299 | 296 | 295 | 301 | 307 |
| • P95-99 | 443 | 439 | 435 | 432 | 433 | 429 | 426 | 438 | 446 |
| • P99-99,5 | 723 | 711 | 697 | 695 | 693 | 683 | 681 | 702 | 718 |
| ,,- | 1 072 | 1 042 | 1 008 | 1 011 | 1 003 | 993 | 992 | 1 026 | 1 060 |
| • P99,9-99,99 | 2 180 | 2 081 | 2 024 | 2 047 | 2 021 | 2 002 | 2 034 | 2 110 | 2 233 |
| • P99,99-100 | 7 420 | 6 969 | 6 722 | 6 863 | 6 846 | 6 721 | 7 114 | 7 217 | 7 832 |

Source : Calculs de l'auteur à partir des séries du tableau A1.

A3. Les fractiles de revenu fiscal 1991 à 1999

En % du revenu total

| | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 |
|---------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| • P0-100 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 |
| • P90-100 | 32,09 | 31,84 | 31,81 | 31,86 | 31,88 | 31,82 | 31,92 | 31,99 | 32,03 |
| • P95-100 | 20,98 | 20,70 | 20,59 | 20,62 | 20,60 | 20,55 | 20,63 | 20,73 | 20,80 |
| • P99-100 | 7,86 | 7,65 | 7,52 | 7,58 | 7,53 | 7,50 | 7,58 | 7,65 | 7,76 |
| • P99,5-100 | 5,18 | 5,00 | 4,90 | 4,95 | 4,92 | 4,90 | 4,98 | 5,02 | 5,14 |
| • P99,9-100 | 2,00 | 1,91 | 1,87 | 1,91 | 1,89 | 1,88 | 1,94 | 1,96 | 2,04 |
| • P99,99-100 | 0,55 | 0,52 | 0,50 | 0,52 | 0,52 | 0,51 | 0,54 | 0,54 | 0,57 |
| | | | | | | | | | |
| • P0-90 | 67,91 | 68,16 | 68,19 | 68,14 | 68,12 | 68,18 | 68,08 | 68,01 | 67,97 |
| • P90-95 | 11,11 | 11,14 | 11,22 | 11,24 | 11,28 | 11,27 | 11,29 | 11,26 | 11,23 |
| • P95-99 | 13,12 | 13,05 | 13,07 | 13,04 | 13,06 | 13,05 | 13,04 | 13,08 | 13,04 |
| • P99-99,5 | 2,68 | 2,64 | 2,62 | 2,62 | 2,62 | 2,60 | 2,60 | 2,62 | 2,62 |
| • P99,5-99,9 | 3,18 | 3,10 | 3,03 | 3,05 | 3,03 | 3,02 | 3,03 | 3,07 | 3,10 |
| • P99,9-99,99 | 1,45 | 1,39 | 1,37 | 1,39 | 1,37 | 1,37 | 1,40 | 1,42 | 1,47 |
| • P99,99-100 | 0,55 | 0,52 | 0,50 | 0,52 | 0,52 | 0,51 | 0,54 | 0,54 | 0,57 |

Source : Calculs de l'auteur à partir des séries du tableau A1.

A4. Les plus-values des fractiles de revenu fiscal 1991 à 1999

En %

| | | | | | | | | | Ln / 0 |
|---|------|-------|----------|-----------|---------|--------|-------|------|--------|
| | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 |
| Part moyenne des par fractiles de re | | | ıx propo | ortionnel | dans le | revenu | total | | |
| • C90-100 | 0,6 | - 0,9 | 1,0 | 1,0 | 0,8 | 1,1 | 1,5 | 1,5 | 2,0 |
| • C95-100 | 0,9 | 1,2 | 1,5 | 1,8 | 1,4 | 1,7 | 2,2 | 2,2 | 3,0 |
| • C99-100 | 2,4 | 2,5 | 3,7 | 4,4 | 4,1 | 3,7 | 4,8 | 4,7 | 5,9 |
| • C99,5-100 | 3,1 | 3,4 | 4,9 | 7,1 | 6,4 | 4,9 | 6,1 | 5,9 | 7,3 |
| • C99,9-100 | 5,1 | 5,0 | 7,0 | 21,4 | 11,1 | 7,4 | 9,1 | 8,9 | 10,5 |
| • C99,99-100 | 8,5 | 14,2 | 9,3 | 11,7 | 9,9 | 10,9 | 12,7 | 12,7 | 14,2 |

Source: DGI, Bureau des études statistiques (bureau M2).

Les séries issues des fichiers ISF (1990-2000) (tableaux A5 à A12)

Les tableaux A5 à A9 décrivent les séries établies par la DGI à partir des fichiers de déclarations de fortunes, et les tableaux A10 à A12 décrivent les séries complémentaires que nous avons établies à partir des séries DGI. Les notations P90, P90-100, etc. utilisées sur ces tableaux sont les mêmes que pour les tableaux « revenus ». Cependant, compte tenu du fait que tous les foyers ne déposent pas une déclaration de fortune (alors que la quasi-totalité des foyers déposent une déclaration de revenus), la façon dont les différents fractiles de fortunes ont été définis mérite d'être exposée de façon précise.

Les séries DGI (tableaux A5 à A9) ont été établies en définissant les fractiles de fortunes par référence au nombre total de fovers déposant une déclaration de fortune au cours de l'année considérée⁽⁸⁾. Par exemple, au titre de 1990⁽⁹⁾, le nombre total de déclarations ISF était d'environ 133 000 déclarations; le fractile P90-100 indiqué sur les tableaux A5 à A9 pour l'année 1990 comprend donc environ 13 300 foyers, le fractile P99-100 comprend 1 330 foyers, le fractile P99,9-100 comprend 133 fovers, et le fractile P99,99-100 comprend 13 fovers. Le problème est que le nombre de fovers imposables au titre de l'ISF a très fortement progressé au cours des années quatre-vingt-dix: le seuil nominal d'imposition a été nettement moins revalorisé que la valeur des actifs, et le nombre de déclarations ISF est passé de 133 000 en 1990 à 247 000 en 2000, soit une progression une 85 % (cf. tableau A10). Le fractile P90-100 indiqué sur les tableaux A5 à A9 pour l'année 2000 comprend donc 24 700 foyers, le fractile P99-100 comprend 2 470 fovers, le fractile P99.9-100 comprend 247 fovers, et le fractile P99,99-100 comprend 25 fovers, soit des effectifs en progression de 85 % par rapport aux effectifs de 1990. Dans le même temps, le nombre total de foyers déposant une déclaration de revenus a progressé d'environ 20 %, si bien que le pourcentage de foyers imposables au titre de l'ISF est passé de 0,48 % en 1990 à 0,74 % en 2000, soit une progression de 55 % (cf. tableau A10)⁽¹⁰⁾.

⁽⁸⁾ Les séries « fortunes » utilisées dans le complément D sont les mêmes que celles indiquées sur les tableaux A5 à A9.

⁽⁹⁾ Signalons que les fortunes sont généralement évaluées au 1er janvier : les chiffres indiqués pour « 1990 » sont issus des déclarations de fortunes déposées en 1990 (la valeur des fortunes est évaluée au 1er janvier 1990), les chiffres indiqués pour « 1991 » sont issus des déclarations de fortunes déposées en 1991 (la valeur des fortunes est évaluée au 1er janvier 1991), etc., et les chiffres indiqués pour « 2000 » sont issus des déclarations de fortunes est évaluée au 1er janvier 2000). Dans le cas des valeurs mobilières, les contribuables ISF peuvent également utiliser les cours moyens du mois de décembre précédent le 1er janvier en question (les chiffres indiqués pour « 1990 » peuvent donc s'appuyer sur les cours moyens de décembre 1989, etc., et les chiffres indiqués pour « 2000 » peuvent donc s'appuyer sur les cours moyens de décembre 1999). Notons que les chiffres indiqués pour « 2000 » sont issus du fichier dit « anticipé », et qu'ils sont donc susceptibles d'être légèrement modifiés (seul le nombre total de contribuables ISF a été calé sur l'estimation définitive). Enfin, le fichier 1992 était inexploitable pour des raisons techniques, et nous avons indiqué pour « 1992 » la moyenne des chiffres obtenus pour « 1991 » et « 1993 » (cf. complément D).

⁽¹⁰⁾ Pour établir le tableau A10, nous avons utilisé les nombres totaux de contribuables ISF transmis par la DGI avec ces séries, et les nombres totaux de contribuables IR figurant dans les « États 1921 » établis au 31/12/[n+2] (les chiffres au 31/12/[n+2] n'étaient pas encore disponibles pour 1998-2000, et nous avons donc complété la série en supposant un taux de croissance annuel de 2,0 % pour le nombre total de foyers, conformément au trend moyen observé au cours des années précédentes).

La conséquence est que les évolutions temporelles décrites par les séries DGI (tableaux A5 à A9) sont fortement biaisées. Par exemple, si l'on convertit en francs de 2000 les séries exprimées en francs courants indiquées sur les tableaux A5 et A6, on constate les niveaux de fortunes déclarés par les différents fractiles de grandes fortunes ont légèrement baissé en francs constants : le patrimoine net moyen du fractile P90-100 est ainsi passé de 18,7 millions de francs en 1990 à 18,3 millions de francs en 2000 (cf. tableaux A7 à A8)⁽¹¹⁾. Mais il est évidemment impossible de déduire de cette observation que les années quatre-vingt-dix auraient été une décennie de stagnation pour les patrimoines, puisque le fractile P90-100 ainsi défini représente une fraction de la population qui est de l'ordre de 55 % plus importante en 2000 qu'en 1990 (il est donc logique de s'attendre à ce que le patrimoine moyen de ce fractile soit tiré vers le bas).

Afin de corriger ce biais, nous avons utilisé les séries DGI pour établir des séries complémentaires (tableaux A11 et A12), qui ont été construites en définissant les fractiles de fortunes par référence au nombre total de foyers déposant une déclaration de revenus au cours de l'année considérée. Par exemple, au titre de 1990, le nombre total de foyers déposant une déclaration de revenus était d'environ 28,0 millions (cf. tableau A10); le fractile P99,9-100 indiqué sur les tableaux A11 et A12 comprend donc 28 000 foyers. le fractile P99,99-100 comprend 2 800 foyers, et le fractile P99,999-100 comprend 280 foyers. De même, au titre de 2000, le nombre de foyers déposant une déclaration de revenus était d'environ 33,6 millions de foyers (cf. tableau A10); le fractile P99,9-100 indiqué sur les tableaux A11 et A12 comprend donc 33 600 foyers, le fractile P99,99-100 comprend 3 360 fovers, et le fractile P99,999-100 comprend 336 fovers. Autrement dit, les effectifs des différents fractiles indiqués sur les tableaux A11 et A12 progressent uniquement en fonction de la croissance démographique générale du pays, et non pas en fonction des aléas du processus de revalorisation du seuil d'imposition à l'ISF et de croissance du prix des actifs. Nous avons établi ces séries complémentaires en utilisant les séries DGI et en appliquant la même technique d'extrapolation par une loi de Pareto que celle que nous avons utilisée pour établir les séries « revenus » présentées dans notre rapport(12). La courbe de répartition des patrimoines importants

⁽¹¹⁾ Toutes les conversions en francs de 2000 ont été effectuées en utilisant le même indice des prix à la consommation que pour les revenus (cf. supra). On notera que les ratios 2000/1990 sont sensiblement les mêmes pour tous les fractiles, à l'exception des fractiles les plus élevés (cf. tableaux A7 et A8). Les variations erratiques observées au niveau des fractiles les plus élevés doivent cependant être interprétées avec précaution : le fractile P99,99-100 des tableaux A7 et A8 comprend entre 13 et 25 contribuables (suivant les années), et il suffit qu'un contribuable voit son patrimoine varier de façon massive pour affecter de façon significative le patrimoine moyen d'un groupe aussi restreint. De même, le niveau anormalement élevé constaté en 1999 pour le patrimoine moyen P99,99-100 (cf. tableaux A7 et A8) est sans doute dû à une petite poignée de contribuables (en outre, si l'on corrige le biais induit par la croissance des effectifs, on constate que l'évolution 1999-2000 devient nettement plus « raisonnable » ; cf. tableau A12 infra).

⁽¹²⁾ Cette technique statistique d'extrapolation par une loi de Pareto est décrite de façon détaillée dans Piketty (2001, annexe B, section 1).

se caractérise par des coefficients de Pareto très stables, et tout laisse à penser que cette technique d'extrapolation est toute aussi fiable pour les fortunes que pour les revenus⁽¹³⁾.

Les résultats obtenus méritent quelques commentaires. Tout d'abord, on constate que les évolutions indiquées sur les tableaux A7 et A8 étaient effectivement tirées vers le bas de facon artificielle : nos séries corrigées indiquent que les patrimoines moyens des différents fractiles de hautes fortunes (exprimés en francs constants) ont progressé d'environ 20-25 % entre 1990 et 2000 (cf. tableau A12). Notons toutefois que cette progression, bien que significative, surtout par comparaison aux revenus movens des différents fractiles de hauts revenus, qui ont effectivement stagné (cf. tableau A2), reste d'une ampleur relativement limitée. Compte tenu de la très forte progression des cours boursiers observée au cours de la période 1990-2000, et notamment à la fin des années quatre-vingt-dix, on aurait pu s'attendre à une progression globale plus importante⁽¹⁴⁾. En particulier, il est frappant de constater que tous les fractiles de hautes fortunes, des plus faibles aux plus élevés, ont enregistré approximativement la même progression globale de 20-25 % entre 1990 et 2000 (les fractiles les plus élevés enregistrement même une progression légèrement plus faible que les fractiles moins élevés) (cf. tableau A12). Cela peut sembler étonnant, dans la mesure où les fractiles les plus élevés reposent davantage que les autres sur les valeurs mobilières (cf. tableau A9)(15), et où le prix des actifs mobiliers a progressé sensiblement plus vite que le prix des actifs immobiliers. Il est possible que cette progression plus faible que prévue des très grandes fortunes au cours des années quatre-vingt-dix s'explique par l'existence de départs à l'étranger. On pourrait également supposer que l'ISF et les autres impôts progressifs aient limité les possibilités d'accumulation de patrimoines très importants (indépendamment de tout phénomène de départ à l'étranger), suivant le mécanisme dynamique décrit dans notre rapport. Enfin, on peut imaginer que les très gros patrimoines français des années quatrevingt-dix se soient davantage tournés vers des valeurs « solides » que vers les valeurs technologiques les plus dynamiques de la cote (ce qui à terme était sans doute une bonne stratégie). Cette question mériterait d'être étudiée de façon approfondie, et les fichiers ISF des années à venir permettront sans doute d'apporter de nouveaux éléments d'informations.

⁽¹³⁾ Les coefficients de Pareto (ratios entre fortune moyenne au-delà d'un seuil donné et le seuil en question) sont de l'ordre de 2,3-2,4 pour les fortunes françaises des années quatrevingt-dix, contre environ 1,7-1,8 pour les revenus.

⁽¹⁴⁾ Rappelons que les chiffres indiqués pour « 2000 » se réfèrent à des patrimoines estimés au ler janvier 2000 (ou au cours du mois de décembre 1999), et que nos séries ne sont donc pas affectées par la baisse des cours des valeurs mobilières observée depuis le printemps 2000.

⁽¹⁵⁾ On notera que le tableau A9 indique également une forte progression de la part des actifs mobiliers (notamment pour les fractiles les moins élevés), ce qui est cohérent avec la forte croissance du prix des actifs mobiliers (le biais décrit plus haut ne peut que renforcer cette évolution, dans la mesure où le fractile P90-100 du tableau A9 représente une fraction de la population qui est sensiblement plus importante en 2000 qu'en 1990).

A5. Les fractiles de patrimoine net 1990 à 2000

| | 1990 | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 |
|---|---------------|---------------|-----------------------|-----------|---|-----------|-----------------------|-----------|
| | | | 1 | | | | | |
| Seuils des fractiles de patrimoine net | patrimoine r | iet | | | | | | |
| • P90 | 15 775 | 15 526 | 15 754 | 15 982 | 16 763 | 16 337 | 16 528 | 17 093 |
| • P95 | 22 432 | 22 077 | 22 386 | 22 696 | 23 786 | 23 215 | 23 414 | 24 365 |
| • P99 | 54 746 | 52 800 | 53 694 | 54 589 | 58 469 | 56 743 | 57 134 | 666 65 |
| • P99,5 | 85 857 | 81 855 | 83 401 | 84 946 | 90 938 | 88 158 | 88 528 | 92 819 |
| • P99,9 | 225 623 | 210 613 | 221 783 | 232 952 | 251 582 | 250 926 | 248 865 | 276 070 |
| • P99,99 | 763 891 | 734 398 | 783 081 | 831 764 | 820 689 | 841 682 | 864 732 | 968 804 |
| Patrimoine net moyen pour les fractiles de patrimoine net | pour les frac | tiles de pati | rimoine net | | | | | |
| • P90-100 | 35 303 | 33 999 | 34 741 | 35 482 | 37 531 | 36 721 | 36 757 | 38 767 |
| • P95-100 | 52 084 | 49 776 | 50 982 | 52 187 | 55 400 | 54 251 | 54 126 | 57 464 |
| • P99-100 | 133 258 | 125 035 | 128 706 | 132 377 | 140 889 | 139 234 | 137 613 | 148 344 |
| • P99,5-100 | 199 174 | 185 734 | 191 906 | 198 079 | 209 819 | 208 939 | 205 406 | 222 834 |
| • P99,9-100 | 482 327 | 448 505 | 462 200 | 475 895 | 495 766 | 502 530 | 485 327 | 536 486 |
| • P99,99-100 | 1 498 663 | 1 476 032 | 1 476 032 1 400 921 | 1 325 809 | 1 320 413 1 416 029 | 1 416 029 | 1 179 394 | 1 343 270 |
| • P90-95 | 18 522 | 18 222 | 18 499 | 18 777 | 19 662 | 19 191 | 19 387 | 20 069 |
| • P95-99 | 31 791 | 30 962 | 31 551 | 32 140 | 34 028 | 33 005 | 33 254 | 34 744 |
| • P99-99,5 | 67 341 | 64 336 | 65 505 | 66 675 | 71 960 | 69 528 | 69 821 | 73 855 |
| • P99,5-99,9 | 128 386 | 120 041 | 124 333 | 128 624 | 138 332 | 135 541 | 135 426 | 144 421 |
| • P99,9-99,99 | 369 400 | 334 336 | 357 898 | 381 460 | 404 139 | 401 030 | 408 208 | 446 843 |
| • P99,99-100 | 1 498 663 | 1 476 032 | 1 400 921 | 1 325 809 | 1 498 663 1 476 032 1 400 921 1 325 809 1 320 413 1 416 029 | 1 416 029 | 1 179 394 1 343 270 | 1 343 270 |

Note : Fractiles calculés à partir du nombre total de déclarations ISF.

Source: DGI, Bureau des études statistiques (bureau M2).

A6. Les fractiles de patrimoine brut 1990 à 2000

En milliers de francs courants

| | 1990 | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 |
|--------------------|--|---------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Seuils des fractil | Seuils des fractiles de patrimoine brut | brut | | | | | | | | | |
| • P90 | 16 841 | 16 733 | 16954 | 17 176 | 17 923 | 17 547 | 17 749 | 18 281 | 18 694 | 19 037 | 19 632 |
| • P95 | 24 052 | 23 810 | 24 140 | 24 469 | 25 452 | 25 006 | 25 193 | 26 106 | 26 665 | 27 029 | 27 984 |
| • P99 | 58 343 | 56 973 | 57 911 | 58 850 | 63 024 | 61 262 | 61 803 | 64 328 | 65 398 | 66 348 | 68 740 |
| • P99,5 | 91 471 | 88 182 | 89 995 | 91 807 | 000 86 | 94 576 | 95 701 | 99 845 | 101 590 | 102 935 | 105 282 |
| • P99,9 | 236 808 | 226 679 | 237 112 | 247 545 | 266 483 | 260 051 | 264 316 | 286 784 | 292 965 | 303 940 | 282 429 |
| • P99,99 | 805 385 | 772 857 | 815 381 | 857 905 | 839 624 | 872 975 | 933 776 | 1 019 438 | 1 042 529 | 1 110 814 | 1 036 064 |
| Patrimoine brut | Patrimoine brut moyen pour les fractiles de patrimoine | actiles de pa | trimoine | | | | | | | | |
| • P90-100 | 37 725 | 36 777 | 37 432 | 38 087 | 40 047 | 39 296 | 39 401 | 41 566 | 42 332 | 43 325 | 43 738 |
| • P95-100 | 55 611 | 53 864 | 54919 | 55 974 | 59 025 | 57 961 | 57 979 | 61 646 | 62 716 | 64 313 | 64 380 |
| • P99-100 | 141 650 | 135 176 | 138 225 | 141 274 | 149 057 | 147 421 | 146 660 | 158 855 | 161 511 | 167 065 | 162 739 |
| • P99,5-100 | 211 443 | 200 781 | 205 586 | 210 391 | 220 921 | 220 385 | 217 890 | 238 185 | 242 692 | 252 566 | 241 342 |
| • P99,9-100 | 510 701 | 483 190 | 493 455 | 503 720 | 517 542 | 525 772 | 512 371 | 575 916 | 588 893 | 644 297 | 587 316 |
| • P99,99-100 | 1 570 931 | 1 567 403 | 1 476 497 | 1 385 592 | 1 348 536 | 1 483 493 | 1 264 998 | 1 506 644 | 1 501 274 | 1 962 353 | 1 501 938 |
| • P90-95 | 19 838 | 19 689 | 19 944 | 20 199 | 21 068 | 20 632 | 20 822 | 21 486 | 21 947 | 22 337 | 23 096 |
| • P95-99 | 34 101 | 33 536 | 34 092 | 34 649 | 36 518 | 35 595 | 35 809 | 37 344 | 38 018 | 38 625 | 39 791 |
| • P99-99,5 | 71 858 | 69 571 | 70 864 | 72 158 | 77 193 | 74 458 | 75 429 | 79 525 | 80 330 | 81 565 | 84 136 |
| • P99,5-99,9 | 136 628 | 130 178 | 133 619 | 137 059 | 146 766 | 144 038 | 144 269 | 153 753 | 156 142 | 154 633 | 154 849 |
| • P99,9-99,99 | 392 898 | 362 722 | 384 228 | 405 734 | 425 209 | 419 359 | 428 745 | 472 502 | 487 517 | 497 846 | 485 692 |
| • P99,99-100 | 1 570 931 | 1 567 403 | 1 476 497 | 1 385 592 | 1 348 536 | 1 483 493 | 1 264 998 | 1 506 644 | 1 501 274 | 1 962 353 | 1 501 938 |
| | | 1 | | 101 | | | | | | | |

Note: Fractiles calculés à partir du nombre total de déclarations ISF.

Source: DGI, Bureau des études statistiques (bureau M2).

A7. Les fractiles de patrimoine net 1990 à 2000

En milliers de francs de 2000

Note: Fractiles calculés à partir du nombre total de déclarations ISF.

Source: Calculs de l'auteur à partir des séries du tableau A5.

A8. Les fractiles de patrimoine brut 1990 à 2000

En milliers de francs de 2000

| | | | | | | | | | | | 2 | |
|--|---------------|---------------|---------------------------------|---------------|---|-----------|-----------|-----------------------|---|-----------|-----------|--------------------|
| | 0661 | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | Ratio 2000/1990 |
| Seuils des fractiles de patrimoine brut | les de patrii | noine brut | | | | | | | | | | |
| • P90 | 19 923 | 19 181 | 18 975 | 18 832 | 19 328 | 18 601 | 18 451 | 18 773 | 19 064 | 19 314 | 19 632 | 0,99 |
| • P95 | 28 454 | 27 294 | 27 017 | 26 828 | 27 447 | 26 507 | 26 189 | 26 808 | 27 194 | 27 423 | 27 984 | 0,98 |
| • P99 | 69 020 | 65 309 | 64 815 | 64 522 | 962 29 | 64 940 | 64 247 | 690 99 | 66 694 | 67 315 | 68 740 | 1,00 |
| • P99,5 | 108 211 | 101 085 | 100 722 | 100 656 | 105 682 | 100 254 | 99 486 | 102 532 | 103 604 | 104 435 | 105 282 | 0,97 |
| • P99,9 | 280 144 | 259 846 | 265 377 | 271 405 | 287 374 | 275 663 | 274 768 | 294 501 | 298 774 | 308 372 | 282 429 | 1,01 |
| • P99,99 | 952 770 | 885 940 | 912 579 | 940 595 | 905 446 | 925 385 | 970 700 | 1 046 870 | 970 700 1 046 870 1 063 200 1 127 010 1 036 064 | 1 127 010 | 1 036 064 | 1,09 |
| Patrimoine brut moyen pour | moyen pou | | es fractiles de patrimoine brut | oine brut | | | | | | | | |
| • P90-100 | 44 628 | 42 158 | 41 894 | 41 758 | 43 186 | 41 655 | 40 959 | 42 685 | 43 171 | 43 957 | 43 738 | 0,98 |
| • P95-100 | 65 788 | 61 745 | 61 465 | 61 369 | 63 653 | 61 440 | 60 271 | 63 305 | 63 960 | 65 251 | 64 380 | 0,98 |
| • P99-100 | 167 572 | 154 955 | 154 702 | 154 891 | 160 743 | 156272 | 152 459 | 163 130 | 164 713 | 169 501 | 162 739 | 0,97 |
| • P99,5-100 | 250 137 | 230 159 | 230 093 | 230 670 | 238 240 | 233 616 | 226 506 | 244 595 | 247 504 | 256 248 | 241 342 | 96,0 |
| • P99,9-100 | 604 160 | 553 889 | 552 277 | 552 271 | 558 115 | 557 337 | 532 631 | 591 414 | 696 009 | 653 691 | 587 316 | 0,97 |
| • P99,99-100 | 1 858 411 1 | | 1 652 504 | 1 519 143 | 796 742 1 652 504 1 519 143 1 454 255 1 572 556 1 315 020 1 547 188 1 531 041 1 990 964 1 501 938 | 1 572 556 | 1 315 020 | 1 547 188 | 1 531 041 | 1 990 964 | 1 501 938 | 0,81 |
| • P90-95 | 23 469 | 22 570 | 22 322 | 22 146 | 22 720 | 21 870 | 21 646 | 22 064 | 22 382 | 22 663 | 23 096 | 86,0 |
| • P95-99 | 40 342 | 38 442 | 38 156 | 37 988 | 39 380 | 37 732 | 37 225 | 38 349 | 38 772 | 39 188 | 39 791 | 0,99 |
| • P99-99,5 | 85 008 | 79 751 | 79 312 | 79 113 | 83 245 | 78 928 | 78 412 | 81 665 | 81 923 | 82 754 | 84 136 | 0,99 |
| • P99,5-99,9 | 161 631 | 149 226 | 149 547 | 150 269 | 158 272 | 152 685 | 149 974 | 157 890 | 159 238 | 156 887 | 154 849 | 96,0 |
| • P99,9-99,99 | 464 798 | 415 794 | 430 030 | 444 841 | 458 544 | 444 535 | 445 699 | 485 216 | 497 183 | 505 105 | 485 692 | 1,04 |
| • P99,99-100 | 1 858 411 | $\overline{}$ | 796 742 1 652 504 1 519 143 | 1 519 143 | 1 454 255 | 1 572 556 | 1 315 020 | 1 547 188 1 531 041 | | 1 990 964 | 1 501 938 | 0,81 |
| Moto · Eractiles calicis à natir du nombre de déclarations ICE | alculés à na | rtir du nomb | re total de c | 1éc larations | ISE | | | | | | | |

Note: Fractiles calculés à partir du nombre total de déclarations ISF.

Source: Calculs de l'auteur à partir des séries du tableau A6.

A9. Composition du patrimoine brut par fractile (1990-2000)

| | | | | | | | | | | | En~% |
|----------------------------------|---------------|---|----------------|----------------|------|------|------|------|------|------|------|
| | 1990 | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 |
| Part des actifs mobiliers dans] | rs dans le pa | le patrimoine brut des différents fractiles | ıt des différe | ents fractiles | | | | | | | |
| • P90-100 | 60,7 | 59,7 | 61,5 | 63,2 | 66,2 | 65,6 | 9,89 | 71,3 | 73,3 | 74,4 | 76,8 |
| • P95-100 | 66,2 | 65,0 | 6,99 | 68,7 | 71,4 | 71,0 | 73,9 | 76,3 | 78,2 | 79,0 | 81,2 |
| • P99-100 | 79,4 | 78,3 | 79,8 | 81,3 | 83,9 | 83,7 | 85,5 | 87,5 | 6,78 | 88,3 | 2,68 |
| • P99,5-100 | 84,7 | 83,3 | 84,7 | 86,0 | 88,0 | 88,3 | 89,1 | 91,0 | 91,2 | 91,4 | 92,1 |
| • P99,9-100 | 8,16 | 89,1 | 91,1 | 93,1 | 94,1 | 94,2 | 6,46 | 0,96 | 96,1 | 96,2 | 0,96 |
| • P99,99-100 | 98,1 | 64.3 | 97,2 | 97,2 | 97,2 | 6,56 | 97,1 | 0,76 | 97,2 | 97,3 | 97,1 |
| 1 | | , | ļ | | i | 1 | (| 1 | , | , | |
| • P90-95 | 45,4 | 45,1 | 46,7 | 48,2 | 51,6 | 50,5 | 53,8 | 57,0 | 59,1 | 61,2 | 64,5 |
| • P95-99 | 52,5 | 51,7 | 53,7 | 55,8 | 58,7 | 57,8 | 62,0 | 64,4 | 8,79 | 0,69 | 72,4 |
| • P99-99,5 | 63,7 | 63,9 | 8,59 | 9,79 | 72,2 | 70,3 | 74,9 | 77,1 | 78,0 | 78,5 | 82,7 |
| • P99,5-99,9 | 78,0 | 6,77 | 78,7 | 79,4 | 82,6 | 82,9 | 84,0 | 86,3 | 86,7 | 86,4 | 88,5 |
| • P99,9-99,99 | 0,68 | 85,2 | 88,5 | 91,6 | 93,0 | 93,5 | 94,2 | 7,56 | 7,56 | 7,56 | 95,6 |
| • P99,99-100 | 98,1 | 97,3 | 97,2 | 97,2 | 97,2 | 6,56 | 97,1 | 97,0 | 97,2 | 97,3 | 97,1 |

Note: Fractiles calculés à partir du nombre total de déclarations ISF.

Source: DGI, Bureau des études statistiques (bureau M2).

A10. Évolution du nombre de déclarations ISF (1990-2000)

| | 1990 | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | Ratio 2000/1990 |
|------------------------------------|--------|--------|---------------|--------|--------|------------------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------------------|
| Nombre de déclarations en milliers | | | | | | | | | | | | |
| • IR | 28 029 | 28 607 | 28 607 29 052 | 29 558 | 30 038 | 30 038 30 585 31 134 31 538 32 251 | 31 134 | 31 538 | 32 251 | 32 896 | 33 554 | 1,20 |
| • ISF | 133 | 146 | 153 | 161 | 170 | 175 | 173 | 179 | 192 | 212 | 247 | 1,85 |
| Foyers imposables à l'ISF (en %) | 0,48 | 0,51 | 0,53 | 0,54 | 0,57 | 0,57 | 0,56 | 0,57 | 0,60 | 0,64 | 0,74 | 1,55 |
| 1.1.1.2 | | | | | | | | | | | | |

Source: Calculs de l'auteur.

A11. Les fractiles de patrimoine net 1990 à 2000

| , | S | |
|---|------------|---|
| | Z | |
| | couran | |
| | 2 | |
| | \ddot{c} | |
| | rancs | |
| | ž | |
| | ġ | |
| | | |
| ٠ | E | , |
| | | |
| | de 11 | |
| | | |
| | ae | |

| | | | | Ī | | | | | | | |
|---|--------------|----------------|-------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | 1990 | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 |
| Seuils des fractiles de patrimoine net | patrimoine r | net | | | | | | | | | |
| • P99,9 | 10 458 | 10 764 | 11 100 | 11 437 | 12 241 | 11 967 | 11 889 | 12 528 | 13 052 | 13 849 | 15 456 |
| • P99,95 | 15 345 | 15 686 | 16 213 | 16 741 | 17 963 | 17 583 | 17 411 | 18 459 | 19 202 | 20 418 | 22 627 |
| • P99,99 | 36 735 | 37 150 | 38 552 | 39 953 | 43 090 | 42 299 | 41 551 | 44 707 | 46 354 | 49 471 | 54 370 |
| • P99,995 | 53 158 | 53 381 | 55 373 | 57 365 | 62 903 | 61 374 | 60 383 | 65 118 | 67 495 | 71 892 | 78 828 |
| • P99,999 | 151 924 | 147 292 | 159 011 | 170 730 | 190 168 | 189 506 | 185 912 | 210 804 | 208 579 | 221 597 | 217 451 |
| Patrimoine net moyen pour les fractiles de patrimoine net | pour les fra | ctiles de pati | rimoine net | | | | | | | | |
| • P99,9-100 | 23 405 | 23 571 | 24 482 | 25 393 | 27 406 | 26 899 | 26 441 | 28 415 | 29 463 | 31 479 | 34 336 |
| • P99,95-100 | 34 341 | 34 351 | 35 759 | 37 167 | 40 218 | 39 522 | 38 721 | 41 864 | 43 347 | 46 411 | 50 266 |
| • P99,99-100 | 85 292 | 83 762 | 87 815 | 91 868 | 100 359 | 98 845 | 96 053 | 105 439 | 109 017 | 117 742 | 124 661 |
| • P99,995-100 | 129 394 | 126 411 | 132 761 | 139 110 | 151 573 | 150 598 | 145 440 | 161 001 | 166 364 | 181 416 | 189 570 |
| • P99,999-100 | 324 776 | 313 663 | 331 223 | 348 782 | 374 744 | 379 524 | 362 559 | 409 654 | 422 400 | 478 538 | 468 731 |
| | | | | | | | | | | | |
| • P99,9-99,95 | 12 468 | 12 791 | 13 205 | 13 619 | 14 594 | 14 276 | 14 161 | 14 965 | 15 580 | 16 548 | 18 406 |
| • P99,95-99,99 | 21 604 | 21 998 | 22 745 | 23 492 | 25 182 | 24 691 | 24 388 | 25 970 | 26930 | 28 578 | 31 667 |
| • P99,99-99,995 | 41 190 | 41 113 | 42 870 | 44 626 | 49 146 | 47 093 | 46 666 | 49 877 | 51670 | 54 068 | 59 753 |
| • P99,995-99,999 | 80 548 | 79 599 | 83 145 | 86 691 | 95 781 | 93 366 | 91 160 | 98 838 | 102 355 | 107 135 | 119 779 |
| • P99,999-100 | 324 776 | 313 663 | 331 223 | 348 782 | 374 744 | 379 524 | 362 559 | 409 654 | 422 400 | 478 538 | 468 731 |
| | | | | | | | | | | | |

Note: Fractiles calculés à partir du nombre total de déclarations IR. Source: Calculs de l'auteur à partir des séries du tableau A5.

En milliers de francs de 2000

A12. Les fractiles de patrimoine net 1990 à 2000

| | 1990 | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 19 |
|---|-------------|-----------|--------------------------|---------------------------------------|--------------------------|---------|--|---|-----|
| Seuils des fractiles de patrimoine net | | | | | | | | | |
| • P99,9 | 12 372 | 12338 | 12 424 | 12 540 | 13 200 | 12 686 | 12 360 | 12 372 12 338 12 424 12 540 13 200 12 686 12 360 12 866 | 13 |
| • P99,95 | 18 153 | 17 982 | 17 982 18 146 | | 18 354 19 371 | 18 639 | 18 100 | 18 955 | 19 |
| • P99,99 | 43 457 | 42 586 | 43 147 | 43 804 | 46 468 | 44 838 | 43 194 | 45 910 | 47 |
| • P99,995 | 62 886 | 61 191 | 62 886 61 191 61 974 | | 62 895 67 835 | 65 059 | 62 771 | 028 99 | 89 |
| • P99,999 | 179 726 | 168 844 | 177 966 | 187 186 | 205 076 | 200 883 | 193 263 | 179 726 168 844 177 966 187 186 205 076 200 883 193 263 216 476 212 | 212 |
| Patrimoine net moyen pour les fractiles de patrimoine net | les de patı | rimoine n | et | | | | | | |
| • P99,9-100 | 27 688 | 27 020 | 27 688 27 020 27 400 | 27 841 | 29 554 | 28 514 | 27 841 29 554 28 514 27 486 29 179 | 29 179 | 30 |
| • P99,95-100 | 40 626 | 39377 | 40 626 39 377 40 022 | | 40 750 43 371 | 41 895 | 40 252 | 42 991 | 4 |
| • P99,99-100 | 100 901 | 96018 | 98 283 | 96 018 98 283 100 723 108 227 104 780 | 108 227 | 104 780 | | 99 851 108 277 | 111 |
| • P99,995-100 | 153 073 | 144 908 | 148 586 | 152 518 | 163 456 | 159 639 | 151 191 | 153 073 144 908 148 586 152 518 163 456 159 639 151 191 165 334 169 | 169 |
| • P99,999-100 | 384 210 | 359 558 | 370 706 | 382 400 | 404 123 | 402 309 | 376 895 | 384 210 359 558 370 706 382 400 404 123 402 309 376 895 420 678 430 | 430 |
| | | | | | | | | | |
| • P99,9-99,95 | 14 749 | 14 662 | 14 749 14 662 14 779 | 14 932 | 14 932 15 738 15 133 | 15 133 | 14 721 | 15 368 | 15 |
| • P99,95-99,99 | 25 557 | 25 217 | 25 217 25 457 | | 25 757 27 156 26 173 | 26 173 | 25 352 | 26 669 | 27 |
| • P99,99-99,995 | 48 728 | 47 129 | 47 980 | 48 927 | 52 998 | 49 920 | 48 512 | 51 219 | 52 |
| • P99,995-99,999 | 95 289 | 91 245 | 91 245 93 056 | 95 047 | 95 047 103 289 | 98 972 | | 94 765 101 498 104 | 104 |
| • P99,999-100 | 384 210 | 359 558 | 370 706 | 382 400 | 404 123 | 402 309 | 376 895 | 384 210 359 558 370 706 382 400 404 123 402 309 376 895 420 678 | 430 |
| | | | | | | | | | |

Note: Fractiles calculés à partir du nombre total de déclarations IR. Source: Calculs de l'auteur à partir des séries du tableau A11.

Commentaire

Michel Dollé

Rapporteur général du Conseil de l'emploi, des revenus et de la cohésion sociale

Mes commentaires porteront sur le rapport de Tony Atkinson, Michel Glaude et Lucile Olier. Leur travail permet, tout d'abord, de mesurer les progrès importants que l'appareil statistique tant français qu'européen a réalisés, ces cinq à sept dernières années, dans l'observation et dans l'analyse des revenus et de l'emploi. Une telle synthèse n'aurait pu exister au début de la décennie précédente.

Le rapport traduit aussi la difficulté d'aborder, du point de vue des économistes, la question des inégalités, et de proposer des éléments au débat public, tant sont indissociables les choix éthiques et les instruments d'analyse ou, *a fortiori*, d'action.

Notre capacité à éclairer des choix politiques dans le domaine des inégalités est-elle suffisante ? Dans une phase d'intégration européenne, que beaucoup ne veulent pas réduire simplement à la création d'un marché unifié et d'une monnaie unique, la question est d'autant plus importante : la République française repose, en effet, sur un triptyque dont l'un des piliers est l'égalité, même si la référence à l'égalité ne s'y réduit pas au domaine économique et social et concernait initialement plutôt, je crois, le traitement identique des personnes au travers de règles formelles⁽¹⁾. Or les inégalités

⁽¹⁾ Ce qui peut induire une tension pour la lutte contre des inégalités provenant de capacités naturelles ou de handicaps; c'est la question posée par la légitimité des « discriminations positives » et les modalités qui peuvent être, ou non, acceptables en la matière.

face à l'emploi ou les inégalités de revenu ne semblent guère être moindres en France que chez nombre de ses voisins de niveau de développement comparable : le taux de sous-emploi, involontaire pour l'essentiel, est élevé et les inégalités de revenu, mesurées au travers des enquêtes communautaires harmonisées, placent la France dans une situation médiocre parmi les pays européens de niveau de revenu comparable.

Aborder, au Conseil d'analyse économique, le thème des inégalités est donc un défi important pour cette institution, d'autant plus que ce rapport se situe après des contributions majeures aux débats qu'ont pu constituer des productions antérieures du CAE. Je pense notamment au rapport sur le plein emploi rédigé par Jean Pisani-Ferry et à celui sur l'architecture des prélèvements sociaux de François Bourguignon et Dominique Bureau.

Sur quelques questions de méthode

Dans l'un et l'autre des rapports du CAE cités ci-dessus, un effort important de clarification conceptuelle avait été tenté pour permettre de mieux poser les termes du débat public et d'éclairer les propositions. Je regrette quelque peu que cet effort ne soit pas aussi développé dans le présent rapport. Il y a sans doute de grandes difficultés à passer de considérations éthiques à des conclusions directement opérationnelles, mais il me semble que l'on pourrait ouvrir davantage la discussion et proposer des paris aux politiques publiques pour qu'elles soient davantage inspirées par les considérations « claires » énoncées au chapitre 1. Dans la première partie des années quatre-vingt-dix, divers travaux avaient essayé de préciser le débat autour du thème des inégalités; je pense par exemple aux travaux réalisés sous l'égide du Commissariat général du Plan, notamment l'ouvrage « Justice sociale et inégalités » coordonné par Affichard et de Foucauld ainsi qu'au rapport de la Commission du Plan sur « La France de l'an 2000 » dit « rapport Minc » qui avait suscité un débat, même si le hourvari qu'il a provoqué (en raison d'une opposition entre deux termes « égalité et équité⁽²⁾ » insuffisamment définis et discutés) a, par la suite, stérilisé quelque peu la réflexion. Notons cependant l'effort réalisé par la DARES pour alimenter ce débat avec les trois volumes « Définir, mesurer, réduire les inégalités », qui rassemblent de nombreuses contributions utiles produites par divers milieux de recherche.

Inégalités « économiques » et inégalités sociales

Le rapport se concentre sur les inégalités de revenus, il évoque également les inégalités de patrimoine ; il traite aussi d'une certaine manière des disparités de situation d'emploi, comme facteur explicatif des inégalités de revenus d'activité. Il assimile explicitement inégalités économiques

⁽²⁾ Le présent rapport emploie lui aussi les termes d'inégalités « injustes » et d'équité, sans progresser nettement dans leur définition.

et inégalités de revenus, renvoyant d'autres domaines à *l'inégalité sociale*. Cette distinction me semble inadéquate car elle laisse supposer que d'autres inégalités dans l'accès aux droits fondamentaux ne font pas partie du champ de l'économie ou seraient sans influence sur les inégalités de revenu : inégalités dans l'accès à l'emploi, dans le domaine de la santé et de la mortalité, dans le domaine du logement, dans l'accès aux services publics ou plus généralement aux biens collectifs comme la sécurité, dans l'accès au droit⁽³⁾. Cette restriction à ce qu'Atkinson, Glaude et Olier appellent les « inégalités économiques » peut avoir plusieurs significations, la première étant l'hypothèse qu'une société suffisamment égalitaire sur le plan des revenus le serait de ce fait aussi dans les autres domaines, la seconde pouvant être, au contraire, que ces différentes dimensions sont suffisamment disjointes pour justifier qu'un rapport, qui ne peut être encyclopédique, se limite au seul aspect des inégalités monétaires.

Il eut peut-être été utile que ces choix soient davantage discutés. Il me semble, en effet, que ces « inégalités sociales » sont, en dynamique intergénérationnelle notamment, parmi les causes les plus fortes des inégalités de revenu : même en se limitant à l'objectif de réduire les inégalités de revenu, une politique publique doit s'attaquer à l'analyse et à la réduction des facteurs « sociaux » des inégalités, à défaut de quoi elle serait inopérante ou ne corrigerait que les symptômes sans s'attaquer aux causes les plus importantes. Les auteurs en sont, au demeurant, conscients lorsqu'ils évoquent la formation initiale et la formation permanente pour promouvoir l'égalité des chances.

Pour ma part, la première des inégalités « économiques » réside dans la non-réalisation du droit à l'emploi inscrit dans la Déclaration des droits de l'Homme, objectif qui s'est beaucoup éloigné depuis la fin des « Trente glorieuses » mais qui réapparaît à l'horizon des possibles comme l'évoque le rapport de Jean Pisani-Ferry. L'une des questions essentielles me semble alors de savoir quelles relations entretiennent les objectifs de réduction des inégalités devant l'emploi et de réduction des inégalités de revenu. Cette question apparaît fréquemment dans les débats actuels : par exemple, fautil relever significativement le niveau des minima sociaux, ce qui réduirait les inégalités de revenu et la pauvreté, ou faut-il aider de diverses manières l'accès à l'emploi de ceux qui en sont exclus ? Mais y a-t-il incompatibilité entre ces deux orientations ou au contraire peuvent-elles se renforcer ? J'aurais souhaité que les termes du débat entre politiques de réduction du sous-emploi et politiques de réduction des inégalités de revenus soient davantage explicités.

⁽³⁾ Le rapport n'aborde ni les inégalités spatiales, ni les phénomènes de discrimination.

Corriger les inégalités résultant des « capacités naturelles ou des handicaps »

Dans sa première partie, le rapport souligne qu' « il est indispensable de clarifier un certain nombre de problèmes conceptuels posés par toute mesure de l'inégalité économique ». Il ne s'agit pas simplement de questions « techniques », mais d'expliciter les choix éthiques sous-jacents. Par exemple, faisant référence au complément de Marc Fleurbaey, il souligne : « Il est *clair* que nous devons tenir compte des différences entre individus [sousentendu pour en corriger les effets] quand celles-ci relèvent de capacités naturelles ou de handicaps, c'est-à-dire de facteurs incontrôlables. Il est tout aussi *clair* que nous ne devons pas chercher à compenser des disparités d'effort, elles-mêmes issues de différences de goûts ou de préférences ».

Si ceci est tenu pour acquis par les auteurs, quelles conséquences doivent en être tirées à la fois dans l'analyse de l'état des inégalités et dans la recherche de leur origine ?

D'une certaine manière, l'observation statistique porte principalement sur les « réalisations ». En rester à ce stade ne permet pas de mesurer l'état des inégalités qu'il conviendrait de corriger dans l'optique retenue par les lecteurs ou de hiérarchiser l'influence des différents handicaps et au-delà d'inspirer une hiérarchie des politiques à mener. Ceci me semble avoir deux conséquences pour le travail demandé au statisticien.

La première concerne les choix à retenir dans la présentation des inégalités de revenu selon différentes dimensions : faut-il mettre en avant des inégalités selon une dimension que l'on ne considèrerait pas comme résultant d'un handicap mais plutôt d'un choix ?

Peut-on considérer l'âge comme un handicap et souligner les inégalités de revenu selon ce critère alors qu'il est l'un des facteurs les plus communs à l'ensemble des individus : chacun de nous aura été jeune, chacun de nous a une espérance d'être une personne âgée.

Les disparités de revenus entre jeunes et personnes plus âgées peuvent venir d'un effet de cycle de vie qui, en soi, n'a pas à donner lieu à des politiques correctrices (ce n'est pas au titre de la lutte contre les inégalités que l'on peut justifier, si l'on suit les auteurs du rapport, une allocation attribuée à tout jeune) ; elles peuvent aussi venir de chocs exogènes ayant affecté particulièrement une génération ou toutes les générations à compter d'une date donnée. Ces chocs peuvent être, ou non, considérés comme des « ressources naturelles ou des handicaps » dont il faudrait tenir compte. Ceci devrait être bien mis en évidence, car les questions posées interfèrent notamment avec les débats sur la réforme des régimes de retraite :

• la rupture durable du taux de croissance à la fin des « Trente glorieuses » induit que le profil de croissance, au cours du cycle de vie, des revenus des générations entrées sur le marché du travail depuis les années soixante-dix est plus faible que celui des générations antérieures. Ceci doit-il être cor-

rigé durant la phase de transition entre ces deux régimes de croissance par une modération de l'évolution des retraites des générations ayant bénéficié de la croissance rapide⁽⁴⁾?

- la diminution de la taille des générations récentes par rapport à celles du « baby-boom » est également une caractéristique qu'elles subissent. Est-ce un « handicap » ou au contraire une « capacité naturelle » ; handicap certainement par le poids que fera peser sur leur revenu d'activité la proportion croissante d'inactifs⁽⁵⁾, capacité ou handicap du point de vue de la probabilité d'avoir un emploi, selon que l'on considère que le chômage risque de moins frapper des générations moins nombreuses (dans une optique malthusienne) ou que l'on craigne qu'une économie au dynamisme démographique affaibli risque de générer plus de difficultés encore quant à l'emploi ;
- enfin, les générations qui sont entrées sur le marché du travail au début des années quatre-vingt-dix ont connu des difficultés d'insertion professionnelle et, fréquemment, un déclassement accentués. Ce handicap qui provient d'un choc conjoncturel particulièrement fort, n'affecte pas les générations entrées sur le marché du travail dans la phase de reprise de la fin des années quatre-vingt, ni celles ayant bénéficié de l'embellie de l'emploi depuis 1997. Il risque de provoquer des inégalités entre générations durables (et injustes) sur l'ensemble de la vie active, s'il n'est pas corrigé par un effort particulier de reclassement, au travers de la formation permanente notamment.

Revenant sur l'affirmation selon laquelle nous deviendrons tous vieux – ce qui conduirait à ne pas considérer l'âge comme un handicap – une inégalité majeure résulte cependant de la différence des espérances de vie selon les catégories socioprofessionnelles qui, elles, résultent partiellement d'effets d'héritage familial (et donc de capacités naturelles ou de handicaps). Peut-être aurait-il été utile de développer dans le constat statistique la question de l'espérance de vie dans ses effets « économiques » et d'en tirer des propositions de modulation des taux de cotisation retraites et des taux de remplacement des pensions.

Les mesures de politiques économiques et sociales visant à limiter les inégalités devraient pouvoir s'appuyer sur la connaissance des handicaps « catégoriels » comme le propose le complément de Marc Fleurbaey. Ceci nécessite, sans doute, que des efforts importants soient menés pour mesurer l'impact des handicaps sur les inégalités de réalisations. Un tel effort n'est pas hors de portée des techniques d'analyse mobilisant l'information individuelle. Le rapport aurait pu être l'occasion d'interpeller l'appareil statistique et les chercheurs sur les travaux à mener pour progresser en la matière. Cette tâche reste à accomplir.

⁽⁴⁾ En un sens l'amélioration des retraites des générations ayant travaillé avant guerre, par divers canaux, dont la forte revalorisation du minimum vieillesse ou l'indexation des retraites sur le pouvoir d'achat des salaires avait pendant un temps traduit la compensation inverse, les actifs des « Trente glorieuses », ayant bénéficié d'un « effet de capacités naturelles ».

⁽⁵⁾ En ce sens, l'allongement de l'âge de la retraite pour les générations présentes participerait de la correction d'une inégalité « injuste » entre générations.

Ainsi, l'un des premiers handicaps conduisant aux inégalités dans l'accès à l'emploi et dans les inégalités de « revenu de marché » est le niveau de formation initiale ou acquise durant l'ensemble de la vie. Certes ces inégalités résultent pour partie des efforts individuels, mais pour une large part aussi des « héritages », de l'origine familiale, de l'environnement social connu dans la période de formation initiale. La deuxième partie du rapport aurait pu évoquer les questions d'hérédité sociale (par exemple au travers de la différenciation des réussites scolaires et de l'insertion professionnelle en fonction du capital culturel et social et les facteurs qui peuvent contribuer à rétablir l'égalité des chances⁽⁶⁾).

De même, peu de place est réservée dans l'analyse aux inégalités entre hommes et femmes ou selon l'origine nationale ou géographique.

À se contenter d'une description même fine des inégalités de réalisation, on risque de conforter l'idée, dans le public et chez les politiques, que toute inégalité de réalisations doit être corrigée et de ne pas hiérarchiser les efforts à mener.

Quelques remarques sur le diagnostic

Dans la description des inégalités de revenu primaire et des facteurs explicatifs de leur évolution (début des deuxième et cinquième chapitres) une place faible est faite aux revenus des fonctions publiques (ou plus généralement des revenus dans les secteurs sous statut public) et aux revenus des indépendants. Ou plutôt, une question n'est guère abordée, celle de l'impact éventuel de la formation des revenus primaires dans ces deux sousensembles sur le revenu des salariés privés (qui ne représentent que les deux tiers de l'emploi). Cette question n'est pas sans importance compte tenu de la taille particulière du secteur public en France et de celle des secteurs aux prix largement administrés : professions libérales (santé par exemple), professions à *numerus clausus*, ou agriculture.

Le rapport met bien en évidence que les inégalités de revenu salarial ne dépendent pas seulement du taux de rémunération (salaire horaire ou salaire à temps plein) mais aussi du temps de travail. Il souligne de ce fait l'impact du développement du travail à temps partiel (par exemple en montrant l'ouverture l'éventail des salaires mensuels perçus). Par contre, il ne met pas assez en évidence l'impact du développement de l'alternance d'emploi et de chômage (cas des CDD, de l'intérim, etc.) qui font que l'emploi n'est pas saturé sur l'année. On sous-estime alors l'ouverture des salaires annuels⁽⁷⁾.

⁽⁶⁾ Ceci conduit à poser autrement la question du soutien aux bas revenus et de ses effets éventuellement incitateurs à l'emploi. Ainsi une mesure comme le WFTC (Working Family Tax Credit) est présentée au Royaume-Uni comme un élément essentiel pour le devenir des enfants : un meilleur niveau de revenu et une image de parents « en emploi » étant des facteurs importants du succès scolaire puis d'insertion future.

⁽⁷⁾ Il aurait peut-être fallu, pour ce faire, développer une analyse des calendriers d'activité repérés dans les enquêtes Emploi ou dans le Panel européen, ou utiliser les statistiques des DADS.

Quelle intensité de la politique redistributive?

Le rapport au CAE de François Bourguignon « Fiscalité et redistribution » avait évoqué deux caractéristiques du système français au regard de voisins européens: une masse plus importante de prélèvements et de transferts conduisant à un effet redistributif global comparable ou plus faible. Ceci pose la question du « ciblage » des politiques visant à réduire les inégalités. Une illustration en est donnée dans la conjoncture actuelle avec la prime pour l'emploi dont le rapport montre bien l'effet redistributif : il existe effectivement. mais les modalités retenues en font un instrument assez dilué, comme l'ont montré les rapports de François Bourguignon et Dominique Bureau et de Jean Pisani-Ferry, si on le compare avec les propositions alternatives qu'ils avaient évoquées dans la logique d'un impôt négatif comme avec l'allocation compensatrice de revenu suggérée par Roger Godino au début de 1999 ou avec la proposition plus récente du CERC (2001). Le rapport en donne d'ailleurs la démonstration lorsqu'il souligne que le SMIC a perdu de son efficacité dans la lutte contre les inégalités depuis les « Trente glorieuses », dès lors que les bas revenus salariaux tiennent beaucoup à l'insuffisance du temps de travail trouvé (à quoi s'ajoute la disparité des configurations de ménage dont l'un des membres est payé au SMIC) : si le SMIC a perdu de son efficacité redistributive, alors un instrument proportionnel au SMIC horaire (ce qu'était la ristourne de CSG-CRDS et ce qu'est demeurée pour l'essentiel la prime pour l'emploi) souffre des même faiblesses.

Références bibliographiques

- Affichard J. et J-B. de Foucauld (2000): *Justice sociale et inégalités*, Commissariat Général du Plan.
- Bourguignon F. (1998): « Fiscalité et redistribution. La France dans une perspective internationale » in *Fiscalité et redistribution*, Rapport du CAE, n° 11, La Documentation Française.
- Bourguignon F. et D. Bureau (1999) : L'architecture des prélèvements en France : état des lieux et voies de réforme » in *L'architecture des prélèvements en France*, Rapport du CAE, n° 17.
- CERC (2001): Accès à l'emploi et protection sociale, La Documentation Française.
- Minc A. (2000): La France de l'an 2000, Commissariat Général du Plan.
- Pisani-Ferry J. (2000): « Les chemins du plein emploi » in *Plein emploi*, Rapport du CAE, n° 30, La Documentation Française.

Commentaire

Mireille Elbaum

Directrice de la DREES au ministère de l'Emploi et de la Solidarité

Les deux rapports présentés apportent un ensemble d'informations et d'analyses très riches, tant par leur ampleur que par leur densité, avec des interprétations ou orientations que l'on ne peut pour l'essentiel que partager.

La difficulté à discuter ce vaste ensemble m'amènera à me centrer sur quelques points qui, soit me paraissent laissés un peu « de côté » par les rapports, soit au contraire me paraissent les plus essentiels pour l'action des pouvoirs publics.

Dans la première rubrique figure le choix fait par les rapports de se focaliser sur les inégalités économiques, sans les lier et aborder plus globalement la question des inégalités sociales.

Compréhensible compte tenu de l'ampleur des éléments de constat mobilisés, ce choix n'en est pas moins sans poser question. On sait par exemple qu'à revenu identique, l'accès à certaines ressources, privées ou collectives, diffère sensiblement selon l'origine ou le statut social : c'est par exemple le cas pour les biens culturels ou pour l'utilisation des possibilités offertes par le système scolaire.

De même, quand au plan de la théorie économique, on cherche à faire la part des inégalités dont les individus sont responsables et de celles qu'il faut chercher à compenser, on ne peut ignorer que les valeurs associées au travail (simple revenu ou valorisation personnelle) et l'horizon temporel dans lequel se placent les personnes sont largement liés à leur groupe social d'origine, et ne peuvent être très simplement classées dans le registre de

« l'effort » ou des « préférences individuelles » (Marc Fleurbaey en donne un exemple avec la consommation de tabac).

Cette question du lien entre inégalités économiques et inégalités sociales, traitées dans une approche globale, devient d'autant plus importante que l'on se place dans une perspective inter-temporelle, et encore plus intergénérationnelle.

Le rapport Atkinson, Glaude et Olier met l'accent, et c'est à mon avis essentiel, sur la réduction de la mobilité salariale intervenue depuis 1974, et sur le caractère plus « figé » qu'ont pris les positions dans la hiérarchie des salaires. Il mentionne également l'impact persistant des premières années sur l'ensemble de la carrière salariale, ces constats méritant sans doute d'être mis en regard de l'analyse des mobilités professionnelles au cours de la vie active.

Hormis l'évaluation par Thomas Piketty de l'impact de l'impôt sur le revenu sur les inégalités de patrimoine, les rapports laissent toutefois volontairement de côté la question de la transmission des inégalités entre générations et notamment celle de la mobilité sociale.

Or, cette question est extrêmement importante du point de vue même de l'analyse économique :

- d'abord parce que l'inégalité des chances ou des « opportunités » est, quelle que soit la théorie de la justice à laquelle on se réfère, à l'origine d'inefficacités économiques avérées et injustifiables, alors que l'on a plutôt l'habitude de débattre de l'impact économique des inégalités de résultats ;
- ensuite parce que l'analyse des liens entre redistribution et croissance fait désormais appel, comme le montre le complément d'Antoine Parent, à des modèles qui considèrent simultanément plusieurs générations et la façon dont l'entourage familial et la protection sociale prennent en charge les périodes où les individus dépendent de la société, notamment en début et en fin de cycle de vie.

Or, même sans se référer aux théories par ailleurs débattues de la reproduction, on ne peut dans ce contexte ignorer :

- qu'il existe pour le moins des relations fortes entre l'inégalité des chances telle qu'on peut l'observer à une période donnée et l'inégalité des situations à la génération précédente ;
- qu'à côté de la transmission du capital économique, sujet important traité par Thomas Piketty dans son rapport, le niveau éducatif et le statut social des parents jouent un rôle majeur dans la transmission des inégalités de diplôme, de carrière et de position, avec d'ailleurs l'existence de discussions intenses sur l'importance et l'évolution de leur impact respectif.

Et cet impact est sans doute encore majoré au niveau des ménages, si l'on tient compte des phénomènes d'endogamie qu'évoque le rapport Atkinson, Glaude et Olier, et dont l'effet se trouve amplifié par le développement de l'activité féminine.

De façon plus ponctuelle, un autre point qui mériterait sans doute de trouver davantage de place dans les rapports est celui du revenu des travailleurs indépendants :

- à la fois dans la perspective historique qui est celle de T. Piketty, dans la mesure où le nombre d'indépendants était élevé au début du siècle et où leurs revenus doivent être analysés de façon complémentaire aux revenus du patrimoine ;
- avec des enjeux plus actuels, dans la mesure où les travailleurs indépendants forment une fraction importante du « noyau dur » des travailleurs pauvres (40 % d'après l'INSEE) et nécessitent sans doute une approche spécifique.

Si l'on essaie d'un autre côté de tirer des rapports les points qui apparaissent les plus essentiels pour l'action des pouvoirs publics, et l'évolution du rôle de « l'État-providence », les orientations proposées par le rapport Atkinson, Glaude et Olier paraissent globalement judicieuses et « porteuses de sens ». Elles rejoignent pour partie les propositions publiées, à la fois dans un ouvrage de la Drees et dans la Revue Esprit, par Gosta Esping-Endersen sous le titre :« Quel État-providence pour le XXIe siècle ? ».

Pour moi, cinq points sont particulièrement importants, que je mentionnerai brièvement.

Le premier porte sur le rôle déterminant du nombre « d'apporteurs de revenu d'activité » par ménage, à côté du niveau même de ces revenus, dans la formation des inégalités et de la pauvreté.

Une des conclusions des rapports est à cet égard que les écarts de salaires à temps plein ne sont sans doute pas l'une des variables principales pour la lutte contre les inégalités, dans la mesure où ils semblent relativement stables sur longue période, et où, comme le montre de façon frappante le complément d'Olivier Bontout, Christine Chambaz, Bertrand Lhommeau et Pierre Ralle, il a été possible dans les années quatre-vingt-dix de réduire fortement le coût du travail non qualifié, sans augmenter la dispersion des salaires nets, qui font semble-t-il l'objet d'un relatif consensus implicite entre les acteurs sociaux.

Le développement de l'activité féminine, sur des emplois d'une durée conséquente, apparaît au contraire comme une variable de commande importante, ce qui conduit à privilégier un modèle social européen fondé, au niveau du couple, sur le « double breadwinner ». Ce modèle peut jouer un rôle d'autant plus protecteur que faible activité et ruptures familiales ont tendance à se cumuler pour les populations les plus fragiles, comme le souligne le rapport Atkinson, Glaude et Olier.

Ceci implique de réfléchir à des incitations à l'activité qui ne se focalisent pas forcément, comme cela a été le cas dans les débats récents, sur les personnes, notamment isolées, bénéficiaires de prestations ou de minima sociaux. Cela suppose une réflexion sur l'articulation et la cohérence d'ensemble de notre politique familiale. Au-delà de l'avenir d'allocations comme l'allocation parentale d'éducation (APE), il importe sans doute de se demander si les nouvelles missions de l'État-providence n'englobent pas de façon centrale la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle et le développement de l'offre de services, notamment collectifs, qui est nécessaire pour y contribuer.

Un deuxième point, d'ailleurs souligné par le rapport Atkinson, Glaude et Olier porte sur la priorité à donner à la « qualité des emplois » et à la nécessité d'assurer aux salariés des opportunités d'évolution au cours de leur vie professionnelle, ne les enfermant pas dans leurs « positions de départ ».

Les rapports montrent à cet égard clairement l'impact du travail à temps partiel contraint ou intermittent sur la formation des inégalités de revenu, et sur l'extension prise par le phénomène des « travailleurs pauvres ».

Une telle orientation implique pour les pouvoirs publics de ne pas s'en tenir à des actions de « redistribution statique » des revenus via les transferts sociaux, et encore moins à des incitations financières qui favoriseraient l'occupation permanente d'emplois à temps partiel et faiblement rémunérés.

L'élargissement, proposé par Gosta Esping Andersen, du rôle de l'Étatprovidence à la prévention du fait que les individus restent durablement cantonnés à de « mauvais » emplois peut à cet égard ouvrir de nouvelles voies pour l'action publique : incitations à des négociations au niveau des branches et des entreprises sur la qualité des emplois et les perspectives de carrière, droit à une « deuxième » chance, accompagnement personnalisé au cours de la vie professionnelle, étendu des chômeurs aux salariés peu qualifiés, « droit de tirage » en termes de formation continue.

Un troisième point concerne plus directement l'égalité des chances, même s'il ne peut être question d'en traiter ici les différents aspects.

Il est sans doute indispensable que le Conseil d'analyse économique s'intéresse dans l'avenir spécifiquement à l'école, dans un contexte où la démocratisation de l'enseignement a fait miroiter l'illusion de « l'égalité des chances », alors que la sélection par les filières et les modes d'acquisition scolaires ont au contraire contribué à la perpétuation des inégalités. L'école est à cet égard un objet d'autant plus important que la rémanence des inégalités dans un contexte de massification a, comme l'a souligné à plusieurs reprises un sociologue comme François Dubet, accru les tensions sociales en son sein, ainsi que les sentiments de frustrations ou d'injustice.

Plus ponctuellement ici, je voudrais insister sur l'intérêt, dans une perspective d'égalité des chances, de faire porter l'analyse sur les enfants, à travers plusieurs prismes : pauvreté des enfants, conditions de garde et activités sportives, culturelles ou technologiques auxquelles ils ont accès.

Cela implique aussi sans doute de réfléchir aux droits individuels des enfants dans notre société, et en termes de prestations, aux avantages et inconvénients d'une éventuelle individualisation de ceux-ci sur le modèle des pays scandinaves.

Les derniers points sur lesquels je voulais insister ont trait à notre système de prélèvements prestations.

Les rapports montrent à cet égard que celui-ci a eu tendance, pris globalement, à devenir plus redistributif au cours de la dernière décennie, mais essentiellement par le biais du développement des prestations sous conditions de ressources, alors même que le poids de l'impôt sur le revenu régressait.

Ceci m'amène à deux remarques.

La place prise par les prestations sous conditions de ressources ne peut dans l'avenir s'étendre sans limite, si l'on veut que perdure l'adhésion de l'ensemble de la population au système de protection sociale et de redistribution. La question de l'inclusion des couches moyennes de la population dans la redistribution est sans doute devenue aujourd'hui une question clé, qui explique par exemple que les pays où les transferts sont les mieux acceptés tout en étant élevés, sont ceux où la protection sociale est la plus universelle et la moins ciblée.

Si l'on pense en tout cas qu'une des cibles prioritaires de la redistribution doit être, non seulement les ménage les plus pauvres, mais les « petits salariés » des deuxième et troisième déciles de revenu, notre système fiscal a, on l'a vu avec les débats mettant en regard allègements de CSG et prime fiscale pour l'emploi, des difficultés techniques importantes à mettre en œuvre ce type de redistribution, autrement que par des mécanismes spécifiques, relativement lourds, forcément complexes, et sans doute à terme assez instables. La réflexion mise en avant il y a quelques années sur l'ensemble CSG + IR, sa cohérence, et la part souhaitable d'individualisation et de familialisation en son sein mériterait à cet égard sans doute d'être reprise.

Enfin, en conclusion, je souhaiterais revenir sur la question de l'adhésion de l'opinion et des agents économiques à nos systèmes de redistribution et de transferts, qui me semble être essentielle pour l'avenir.

Or les compléments d'Antoine Parent et Marc Fleurbaey montrent respectivement que cette adhésion est d'autant plus assurée qu'il y a un « contrat entre générations » autour de la permanence du système (l'auteur parle d'engagement mutuel irréversible) et que la réduction des inégalités s'accompagne d'une diminution des incertitudes pour les agents.

Cela implique pour les pouvoirs publics, d'une part bien sûr d'inscrire la protection sociale dans un cadre macroéconomique stable, mais aussi de garantir sa « crédibilité », ainsi que la pérennité de ses mécanismes institutionnels et de ses ressources financières.

Commentaire

Jacques Freyssinet

Directeur de l'IRES

L'ensemble constitué par les deux rapports et les compléments fournit une synthèse précise de l'état des connaissances et des débats sur la dimension monétaire des inégalités ainsi que des analyses originales sur plusieurs aspects majeurs du dossier. Il permet d'établir des liens avec certains rapports antérieurs du Conseil d'analyse économique et des rapports récents émanant d'autres institutions, en particulier du Conseil de l'emploi des revenus et de la cohésion sociale (Accès à l'emploi et protection sociale) et l'Observatoire national de la pauvreté et de l'exclusion sociale (Rapport 2000).

Nous nous limiterons à deux groupes de réflexions portant, en premier lieu, sur la problématique des rapports et, en second lieu, sur les champs d'approfondissement de l'analyse qu'ils conduisent à privilégier.

La problématique

Le rapport de Tony Atkinson, Michel Glaude et Lucile Olier réfute, à juste titre, la thèse selon laquelle il existerait une structure et une dynamique des inégalités qui seraient en même temps la condition et la conséquence nécessaires de l'efficacité économique dans les formes actuelles de la croissance (globalisation, NTIC, etc.). Il montre qu'il existe différents modèles possibles de répartition des richesses compatibles avec une croissance économique soutenue et que ces modèles sont le produit de choix économiques et sociétaux.

Ce faisant, il n'introduit pas une disjonction entre une sphère de la production, qui serait commandée par les seuls critères d'efficacité, et une sphère de la répartition où interviendraient, dans un second temps, des critères d'équité ou de justice sociale. Il montre que l'enjeu central est celui des conditions de cohérence entre les choix adoptés dans les deux domaines, compte tenu de systèmes de contraintes évolutifs. Plusieurs scénarios sont possibles selon la nature de la fonction de préférence collective et après élimination des scénarios incohérents.

Sous cet aspect, on ne peut qu'exprimer un complet accord avec deux des conclusions du rapport d'Atkinson, Glaude et Olier :

- « nous n'avons pas à choisir aujourd'hui entre une économie plus efficace et une société plus solidaire » ;
- « si elles n'échappent pas aux forces qui modèlent l'économie mondiale, la France et l'Union européenne ont une grande capacité d'autonomie ».

Un second apport est de souligner la complémentarité des interventions sur la formation des revenus primaires et sur les processus de redistribution des revenus.

La politique de redistribution, qui va des revenus de marché aux revenus disponibles des ménages, conserve, comme le montrent les deux rapports, toute son efficacité, réelle ou potentielle. Mais le rapport d'Atkinson, Glaude et Olier souligne que l'action sur les inégalités doit aussi, de manière nécessaire quoique non exclusive, porter sur la sphère de la production.

La question de l'inégalité dans les revenus primaires nés du travail constitue, sous cet aspect, un enjeu central. D'une part, à travers différents mécanismes, l'exclusion de l'emploi est aujourd'hui une source majeure des inégalités monétaires et de la pauvreté des ménages. D'autre part, l'accès à l'emploi n'est plus une condition suffisante pour échapper à la pauvreté, comme le montre l'accroissement des effectifs des « travailleurs pauvres ». Réduire les inégalités et la pauvreté ne se réduit donc pas à la réalisation du plein emploi mais requiert une action sur ce que le rapport appelle la « qualité des emplois». Dit d'une autre manière, ceci implique la reconnaissance concrète pour tous du droit à « l'emploi convenable » ou au « travail décent » (pour reprendre le vocabulaire de l'Organisation internationale du travail), c'est-à-dire une action conjointe sur la qualité de l'emploi et sur la qualité de la force de travail. Le rapport souligne, à juste titre, dans la suite du rapport d'André Gauron, le rôle de la formation qui demeure une source centrale de genèse et de reproduction des inégalités. Il faudrait, avec la même force, préconiser des formes d'organisation du travail qui fassent de tout emploi un emploi qualifiant. Or, comme le montre le rapport d'Atkinson, Glaude et Olier, il n'existe aucune évidence que les emplois précaires constituent un marche-pied vers l'emploi stable; le constat est plutôt qu'ils amplifient ou, au moins, reproduisent les inégalités de trajectoire.

Dès lors, il est nécessaire de clarifier le discours sur les objectifs de la politique de l'emploi selon l'horizon temporel de référence. En premier lieu, l'héritage légué par les insuffisances de l'appareil de formation ini-

tiale, par l'ampleur des restructurations des industries traditionnelles, par la persistance du chômage de longue durée, rend incontestablement nécessaires des dispositifs spécifiques qui permettent l'accès à l'emploi des populations victimes d'exclusion et le maintien dans l'emploi des populations menacées d'exclusion. Ces emplois doivent avoir un coût salarial pour l'employeur et des exigences de qualification compatibles avec la situation de départ. En revanche, on ne peut faire de la pérennisation de ces emplois un objectif de long terme en assurant leur acceptabilité sociale par une politique de transferts publics. Il faut donc, en second lieu, se donner une cible de long terme qui associe la lutte contre la « pauvreté laborieuse » à une politique globale de qualification des emplois (cohérente avec la position de notre pays dans la division internationale du travail) et qui fasse des dispositifs d'insertion ou de réinsertion professionnelle les instruments de trajectoires de qualification.

Si cette problématique n'est pas clairement affichée, il devient ambigu d'illustrer l'efficacité des politiques d'exonérations sociales sur les bas salaires par l'inversion de la tendance à la baisse des emplois non qualifiés ou de présenter le développement des services aux personnes comme une source durable d'emplois peu qualifiés. Ce serait valider des processus d'enfermement dans des segments inférieurs du marché du travail et renvoyer aux seules politiques de redistribution la gestion des inégalités qui en résultent. À nos yeux, le rapport d'Atkinson, Glaude et Olier fournit tous les éléments pour montrer l'inefficacité et l'inéquité d'une telle dynamique.

Si les préconisations du rapport d'Atkinson, Glaude et Olier en matière d'inégalités de revenu salarial sont explicites et cohérentes avec son analyse des sources d'inégalités, on peut s'étonner qu'à la différence du rapport Piketty, il ne tire aucun élément de préconisation sur la base des évolutions mises en évidence dans deux autres domaines :

- d'une part, l'évolution du partage entre revenus primaires du travail et du capital ;
- d'autre part, la diversification de la nature des patrimoines des ménages, et donc des sources de revenus correspondantes, selon leur position sociale et le fractile de revenu auquel ils appartiennent.

Les patrimoines constitués d'épargne de précaution ou d'accession à la propriété du logement et ceux issus de portefeuilles d'actions ne sont pas de même nature, en particulier quant au risque de croissance cumulative des inégalités.

Des champs d'analyse à privilégier

Il est essentiel de disposer d'informations homogènes et d'indicateurs de synthèse permettant de décrire l'ensemble de la distribution des revenus et des patrimoines, notamment pour caractériser les évolutions de longue période ou fonder des comparaisons internationales. Sur cette base, les deux rapports nous conduisent à accorder une attention particulière aux évolutions observées aux deux extrémités de la distribution.

Le « décrochage du premier décile »

Les graphiques 7 et 8 du rapport d'Atkinson, Glaude et Olier sont d'une importance centrale pour une réflexion sur les inégalités monétaires. D'une part, en série chronologique, ils montrent une inversion brutale des évolutions concernant le premier décile : d'une amélioration relative, entre 1970 et 1990, à une détérioration forte entre 1990 et 1996, malgré l'effet correctif de la redistribution (selon le rapport, l'évolution depuis 1996 n'assurerait qu'une stabilisation). D'autre part, en lecture transversale, les graphiques illustrent le caractère continûment régressif des évolutions relatives, entre 1990 et 1996, en opposition avec la période précédente.

Le panorama serait peut-être encore plus négatif si l'on pouvait tenir compte des populations qui échappent à la statistique et dont une partie sera mieux connue grâce à l'enquête sur les « sans domicile fixe ».

Il faut souligner le caractère exceptionnel de cette régression qui est inacceptable du point de vue de la justice et de la cohésion sociale et dont on voit mal quelle justification elle trouverait du côté de l'efficacité économique.

Un autre aspect mérite approfondissement. Le rapport d'Atkinson, Glaude et Olier mentionne la relative concentration de la courbe de distribution des ménages au voisinage du seuil de pauvreté (défini conventionnellement). Dès lors, il serait utile d'étudier cette population au voisinage du seuil (même si la délimitation implique aussi une part d'arbitraire). Il serait, par exemple, intéressant de savoir dans quelle mesure les flux d'entrée et de sortie résultent de faibles variations de revenu au voisinage du seuil ou de changements caractérisés de statut. Tout comme il a été instructif d'étudier le « halo autour du chômage », on gagnerait à mieux connaître le « halo autour de la pauvreté », en le distinguant des situations de très grande pauvreté.

Les très hauts revenus et patrimoines

Le rapport Piketty montre l'hétérogénéité des situations et la spécificité des dynamiques dès lors que l'on focalise l'analyse à l'intérieur du dernier décile et, plus encore, du dernier centile. Il souligne, en particulier, la différence entre les hauts revenus principalement tirés du travail (même s'ils incluent une part de revenu ou de plus-value du capital) et ceux essentiellement liés à la gestion de portefeuilles d'actions.

Les statistiques officielles publiées ne permettent pas d'accéder à ce niveau de détail mais le rapport d'Atkinson, Glaude et Olier relève « le décollage conjoncturel du revenu des 3 000 foyers fiscaux les plus riches entre 1997 et 1999 ». Deux observations en découlent.

En premier lieu, du point de vue de la transparence, il est difficile de comprendre la régression qualitative de la statistique publique dans ce domaine alors que le Conseil national de l'information statistique, depuis sa création, a formulé des demandes récurrentes dans ce domaine. Certes les effectifs concernés sont faibles (ce qui n'interdit en rien de préserver le secret statistique) mais le débat sur les inégalités est indissociable d'un débat sur la justice sociale; il ne peut se dérouler dans l'opacité.

En second lieu, du point de vue de la politique publique, un discours économique sur l'attractivité des territoires face à la mobilité des compétences et des capitaux, risque d'alimenter une course indéfinie à l'élargissement des avantages fiscaux accordés dans chaque pays à ces types de revenus. Le rapport Piketty en illustre les effets cumulatifs potentiels en termes d'inégalités. Il est décisif que soit approfondie et accélérée la coordination des politiques fiscales à l'échelle de l'Union européenne.

Commentaire

Fiorella Kostoris Padoa Schioppa

Présidente de l'ISAE (Italie)

Les deux rapports sont complémentaires de plusieurs points de vue. Non seulement parce que Atkinson, Glaude et Olier s'intéressent à la courte période, alors que Piketty embrasse le XX^e siècle tout entier, mais aussi parce que le premier rapport est particulièrement centré sur les revenus du travail et – attentif à la pauvreté – surtout sur les plus bas, alors que le second se focalise sur le décile et les centiles supérieurs et, dans ce contexte, s'intéresse davantage aux revenus du capital. De plus, sur le plan des politiques de lutte contre l'inégalité, Piketty examine surtout le rôle de l'impôt progressif sur le revenu, alors qu'Atkinson, Glaude et Olier analysent particulièrement (mais pas seulement) le rôle des transferts publics. Les deux rapports sont extrêmement intéressants pour plusieurs raisons, notamment parce qu'ils offrent un apercu très complet sur l'inégalité économique en France, sujet que je connais relativement mal et qui n'est pas facile à appréhender à travers les statistiques comparatives internationales. Comme on le sait, les données françaises sur l'inégalité des revenus sont rarement présentes dans les études de l'OCDE (dont trois, importantes, publiées en 1997, 1998, 1999); ces données sont souvent incomplètes et sont en général transmises aux institutions internationales avec encore plus de retard que celles des autres pays européens. Bien entendu, il y a d'autres sources statistiques comparatives sur les revenus, à part l'OCDE, le Luxembourg Income Studies ou LIS, le Panel européen dit ECHP, (European Community Household Panel), qui posent aussi des problèmes spécifiques, sur lesquels je reviendrai. D'ailleurs Piketty lui-même se plaint de l'appauvrissement statistique en France, en ce qui concerne l'exploitation des déclarations des revenus, qui est nécessaire pour les études sur l'inégalité.

Les deux rapports ne sont pas seulement complémentaires. Ils ont aussi en commun une hypothèse de base sur l'inégalité, plus nuancée dans Atkinson, Glaude et Olier peut-être. Cette hypothèse est que l'accroissement de l'égalité économique, obtenu grâce à la réduction – par n'importe quel moyen – des revenus des plus fortunés (sous la réserve que ces derniers ne soient pas plus fortunés parce qu'ils consacrent plus d'effort à leur activité), est sûrement positive sur le plan normatif. C'est le cas notamment pour les rentiers qu'évoque Piketty, qui ont perdu leur fortune à cause de l'inflation, des faillites, des destructions de deux guerres mondiales. C'est aussi le cas, évoqué par Atkinson, Glaude et Olier, des personnes qui ont des revenus plus élevés parce qu'ils ont des capacités naturelles plus fortes : « Nous ne devons pas chercher à compenser les disparités d'effort ellesmêmes issues de différences de goût ou de préférences » disent-ils. « Le problème est, ajoutent Atkinson, Glaude et Olier, de bien distinguer entre ces deux sources d'inégalité économique : les préférences d'un côté, les capacités naturelles ou les handicaps de l'autre ».

Il me semble que cette hypothèse commune aux deux rapports viole le principe parétien implicite dans plusieurs fonctions de bien-être social, de celle de Bentham à celle de Rawls, le principe parétien étant, bien entendu, que, ceteris paribus, si quelqu'un dans la société connaît une réduction d'utilité alors que pour les autres rien ne change, la société dans son ensemble ne peut pas connaître un bien-être supérieur. L'objection naturelle est que ceteris ne sont pas paribus, que toutes les choses ne restent normalement pas égales. Elle est en général fondée, par exemple quand on impose une taxe aux riches pour réduire la pauvreté, mais ne l'est pas, me semblet-il, dans le cas où la diminution du bien-être du décile supérieur est due à des chocs tels qu'une guerre mondiale. En tout cas, si elle l'était, ce qui relèverait le bien-être global – à partir des principes de Pareto – ne serait pas le surplus d'égalité obtenu en réduisant le bien-être des couches supérieures, mais plutôt celui qui proviendrait d'un accroissement de bien-être des couches inférieures. De ce point de vue, je partage la conviction d'Atkinson, Glaude et Olier qu'il faut parler surtout des revenus les plus bas et notamment de la pauvreté, sur laquelle pourtant je ne dirai rien par la suite, faute de place, et en dépit du désir que j'aurais de commenter cette partie aussi du rapport.

En allant un peu plus en détail sur chacun des deux rapports, je dois dire que je suis absolument fascinée par le travail de Piketty, surtout par ses graphiques. En le lisant, je me suis convaincue qu'il faudrait lancer un projet sur ce thème – l'inégalité au XX^e siècle – dans tous les pays d'Europe, financé par l'Union européenne. Je partage l'idée de Piketty que « *natura facit saltus* » dans l'inégalité en France. Le rôle des chocs naturels et extérieurs est évident. En revanche, je ne trouve pas aussi convaincant le rôle qu'a, selon lui, joué l'impôt progressif. Il aurait, dit-il, empêché la recons-

titution des grandes fortunes et donc aurait permis la réduction des inégalités de revenus. D'abord je ne vois pas dans ses graphiques – mais peutêtre est-ce une faiblesse de mes yeux – une forte corrélation entre, d'un côté, la tendance à la diminution (à l'augmentation) de la part du décile et des centiles supérieurs dans le revenu total et, de l'autre côté, la tendance à l'augmentation (à la diminution) du taux marginal supérieur de l'impôt sur le revenu. Ensuite, je ne trouve pas dans Piketty un argument solide reliant l'impôt progressif, d'un côté, et les indices d'inégalité générale en France au siècle dernier, de l'autre coté.

À titre d'amusement, n'ayant pas des données de longue période comparables à celles de Piketty pour le reste du monde, j'ai essayé de voir s'il existe en coupe internationale une corrélation négative entre le taux marginal supérieur de l'impôt sur le revenu et le niveau ou la variation de l'inégalité économique dans les différents pays de l'OCDE. La corrélation n'est jamais significative et est parfois positive; les courbes reliant ces deux variables sont apparemment de pente positive. Cela se comprend facilement, à l'examen des données de base (voir tableau 1 et graphiques) : il y a des pays très égalitaires comme la Suède où le taux marginal supérieur de l'impôt sur le revenu est assez faible, et d'autres très inégalitaires comme l'Espagne ou l'Italie où le taux marginal supérieur de l'impôt est élevé. D'ailleurs Atkinson, Glaude et Olier disent : « même si l'impôt sur le revenu est (...) fortement progressif, le fait qu'il soit très concentré (...) et pèse relativement peu en masse nuit à son efficacité redistributive »

Venant maintenant à la discussion plus détaillée de Atkinson, Glaude et Olier, je dois d'abord dire qu'il s'agit d'un rapport si riche qu'il est impossible à commenter en quelques pages. Il est divisé en trois parties : la première sur les revenus d'activité, dont je ne dirai rien ici ; la deuxième partie sur les revenus disponibles des ménages par unité de consommation ; la troisième partie sur les explications et les évaluations des politiques publiques.

Dans le chapitre 3, la thèse fondamentale d'Atkinson, Glaude et Olier est décrite ainsi : « Pour l'ensemble des ménages, les inégalités de niveau de vie après redistribution sont restées stables depuis 1990. Cette stagnation contraste avec la forte réduction observée dans les années soixante-dix et la réduction plus modérée dans les années quatre-vingt (...). Toutefois la prise en compte des revenus du patrimoine (...), conduirait à nuancer le constat de stabilité globale des niveaux de vie sur la première partie des années quatre-vingt ».

La comparaison internationale (voir tableau 2, dernières colonnes) montre que cette tendance est commune à la majorité des autres pays, la seule exception « positive » connue étant le Canada, les trois seules exceptions « négatives » étant le Royaume-Uni, les États-Unis et l'Australie (partiellement aussi la Hollande) : ce qui suggère, entre autres, de ne pas considérer comme « typiques » d'un échantillon significatif les comparaisons faites dans le rapport d'Atkinson, Glaude et Olier avec le Canada et les États-Unis.

1. Taux marginal supérieur de l'impôt sur le revenu (1995, 1997)

| | Taux marginal supérieur de l'impôt sur le revenu | | Taux marginal de l'impôt selon le niveau du revenu (exprimé en % du revenu d'un ouvrier moyen) en 1995 pour une personne seule | | |
|------------------------------|--|------|--|-------|-------|
| | 1995 | 1997 | 67 % | 100 % | 200 % |
| Europe | | | | | |
| Allemagne | 53,0 | 53,0 | 51,2 | 52,6 | 49,6 |
| Autriche | 50,0 | 50,0 | _ | _ | _ |
| Belgique | 55,0 | 56,7 | 54,8 | 54,8 | 61,8 |
| Danemark | 34,5 | 31,0 | 51,7 | 54,5 | 66,3 |
| Espagne | 56,0 | 56,0 | 30,3 | 32,5 | 30,4 |
| Finlande | 39,0 | 38,0 | 46,7 | 53,1 | 58,7 |
| • France | 56,8 | 54,0 | 35,0 | 35,6 | 43,3 |
| • Grèce | 40,0 | 40,0 | _ | _ | |
| Irlande | 48,0 | 48,0 | _ | _ | _ |
| • Italie | 51,0 | 51,0 | 34,3 | 34,3 | 41,1 |
| Norvège | 13,7 | 23,5 | 35,8 | 45,3 | 49,5 |
| • Pays-Bas | 60,0 | 60,0 | 48,4 | 55,9 | 60,0 |
| Portugal | 40,0 | 40,0 | _ | _ | _ |
| Royaume-Uni | 40,0 | 40,0 | 35,0 | 35,0 | 40,0 |
| • Suède | 25,0 | 25,0 | 37,2 | 37,2 | 56,5 |
| Autres pays de l'OCDE | • | ı | ı | • | ı |
| Australie | 47,0 | 47,0 | 39,5 | 35,5 | 48,5 |
| Canada | 31,3 | 31,3 | 31,4 | 45,9 | 48,1 |
| • États-Unis | 39,6 | 39,6 | 29,9 | 29,9 | 42,9 |
| | • | | | | |

Lecture : En 1995, une personne seule percevant 67 % du revenu moyen d'un ouvrier supportait un taux marginal d'impôt sur le revenu de 51,2 %.

Source: OCDE (1998).

Plus précisément, la thèse d'Atkinson, Glaude et Olier est que dans les années quatre-vingt-dix, il y a eu en France une croissance de la dispersion du revenu initial des salariés et des indépendants et qu'elle a été compensée par une politique efficace de transferts nets. Cette thèse ne se prête pas facilement à un commentaire comparatif international pour deux raisons : parce qu'en général, la distinction est faite dans les autres pays entre revenu disponible et revenu de marché (qui ne correspond pas exactement au concept français de revenu initial), et parce qu'ailleurs et notamment dans les statistiques de l'OCDE, le revenu des indépendants est souvent agrégé au revenu du capital plutôt qu'à celui du travail dépendant.

2. Variations en pourcentage des indicateurs d'inégalité du milieu des années soixante-dix au milieu des années quatre-vingt-dix

| | Années | Revenu de marché ^(*) | Revenu disponible ^(**) | de la dis | ution stribution enu ^(***) |
|-----------------------------|-----------|------------------------------------|--------------------------------------|---------------------|---|
| | A | Rev | Re dispo | mi-1970/ mi-1980 | mi-1980/ mi-1990 |
| Europe | | | | | |
| Allemagne | 1984-1994 | 1,2 | 6,4 | _ | + |
| Autriche | | _ | _ | 0 | ++ |
| Belgique | | _ | _ | | + |
| Danemark | 1983-1994 | 11,2 | - 4,9 | | ++ |
| • Espagne | | _ | _ | _ | _ |
| Finlande | 1986-1995 | 11,4 | 9,7 | _ | + |
| • France | 1979-1990 | _ | - 1,7 | _ | + |
| • Grèce | | _ | _ | _ | |
| • Irlande | | _ | _ | _ | |
| Italie | 1984-1993 | 20,8 | 12,7 | | + |
| Norvège | | _ | _ | - | + |
| • Pays-Bas | 1977-1994 | 14,2 | 11,8 | 0 | ++ |
| Portugal | | _ | _ | _ | _ |
| Royaume-Uni | | _ | _ | ++ | +++ |
| • Suède | 1975-1994 | 17,3 | 0,9 | _ | +++ |
| Autres pays de l'OCDE | | | | | |
| Australie | 1975-1994 | 36,6 | 5,2 | + | + |
| Canada | | _ | _ | _ | 0 |
| • États-Unis | 1974-1995 | 13,1 | 10,0 | ++ | ++ |

Lecture: (+ + +) Croissance significative de l'inégalité du revenu (plus de 15 %); (++) Croissance de l'inégalité du revenu (de 7 à 15 %); (+) Croissance modeste de l'inégalité du revenu (de 2 à 7 %); (0) Aucun changement (de - 2 à + 2 %); (-) Diminution modeste de l'inégalité du revenu (de 2 à 7 %); (--) Diminution de l'inégalité du revenu (de 7 à 15 %); (---) Diminution significative de l'inégalité du revenu (plus de 15 %).

Notes : (*) Revenu avant impôts et transferts. On utilise l'indice de Gini ; (**) Revenu après impôts et transferts. On utilise l'indice de Gini ; (***) Il s'agit d'une évaluation sur différents indicateurs d'inégalité.

Sources: OCDE, 1997 et 1998.

Néanmoins il est possible que là encore les tendances françaises soient semblables à celles des autres pays : les transferts nets publics ont généralement compensé l'inégalité des revenus de marché. Partout sauf en Allemagne, dans les dernières années, la variation de l'inégalité du revenu disponible est inférieure à celle du revenu de marché (tableau 2, premières colonnes). Partout, le système des transferts et des impôts réduit le niveau d'inégalité des revenus (tableau 3).

3. Indice de Gini (1994)

| | Revenu disponible des 20-84 ans par unité de consommation | Revenu de marché ^(*) | ${\rm Revenu}\atop{\rm disponible}^{(**)}$ | Variation due aux impôts et transferts (en %) |
|---------------------------------|---|------------------------------------|--|---|
| | (1) | (2) | (3) | [(3) - (2)]/(2) |
| Europe | | | | |
| Allemagne | 28,0 | 43,6 | 28,2 | - 35,3 |
| Autriche | _ | _ | _ | _ |
| Belgique | 25,1 | _ | _ | _ |
| Danemark | 24,3 | 42,0 | 21,7 | - 48,3 |
| Espagne | 35,4 | _ | _ | _ |
| • Finlande ^(****) | 17,6 | 39,2 | 23,0 | - 41,0 |
| • France ^(***) | 30,3 | _ | 29,1 | _ |
| • Grèce | 35,4 | | _ | _ |
| • Irlande | 25,5 | _ | _ | _ |
| • Italie | 34,8 | 51,0 | 34,5 | - 32,4 |
| Norvège | _ | _ | _ | _ |
| Pays-Bas | 29,5 | 42,1 | 25,3 | - 39,2 |
| Portugal | 47,3 | _ | _ | _ |
| Royaume-Uni | 35,7 | | _ | _ |
| • Suède | 24,2 | 48,8 | 23,4 | - 52,1 |
| Autres pays de l'OCDE | | | • | |
| Australie | _ | 46,3 | 30,6 | - 33,9 |
| • Canada | _ | _ | _ | _ |
| • États-Unis ^(****) | _ | 45,5 | 34,4 | - 24,5 |

Notes: Données 1990 pour la France et 1995 pour la Finlande et les États-Unis; (*) Revenu avant impôts et transferts; (**) Revenu après impôts et transferts.

Sources: Bertola, Boeri et Nicoletti (2001) et OCDE (1998).

Si l'on doit juger avec un critère comparatif de l'efficacité française dans la réduction des inégalités économiques, il faut d'abord distinguer le volume des transferts, de leur qualité redistributive.

Les données du LIS nous montrent que, en termes de volume des transferts bruts, la France est, au milieu des années quatre-vingt-dix, presque un *leader* en Europe, ces transferts représentant à peu près un tiers du revenu disponible des travailleurs salariés et indépendants. Seule la Suède en fait

plus (35 % du revenu net, mais le Danemark est absent de ces données); l'Allemagne est à 23 %, l'Italie à 28 %. En plus, comme l'indique le tableau 4, ces transferts constituent en France 50 % des revenus disponibles perçus en dessous de la moyenne (mais là, en plus de la Suède, la Belgique et la Hollande font, aussi, mieux que la France).

On doit donc approfondir la question de la qualité redistributive des transferts nets. Sur le plan des comparaisons internationales, il me semble qu'on peut le faire utilement de trois façons : en regardant les déciles auxquels les transferts nets sont alloués ; en examinant deuxièmement leur « churning »(*) ; mais les données me manquent pour la France ; en analysant le ciblage des transferts publics par rapport aux besoins et moyens des ménages et des individus assistés.

Dans ce contexte, je ne partage pas l'idée d'Atkinson, Glaude et Olier que la politique de baisse contre l'inégalité soit en France très efficace. En examinant le tableau 5, sauf illusion statistique, on voit que parmi tous les pays européens considérés par l'OCDE, c'est en France que les trois premiers déciles reçoivent en pourcentage de leur revenu disponible le moins de transferts (ils en reçoivent même moins qu'aux États-Unis). Apparemment les instruments d'intervention publique contre l'inégalité sont en France moins ciblés qu'ailleurs, puisqu'ils sont moins conditionnés aux besoins et aux moyens : selon le tableau 4, les pays les plus performants de ce point de vue sont les pays anglo-saxons (Royaume-Uni, Canada, États-Unis), suivis par le Benelux et par l'Allemagne et la Norvège.

Pour conclure sur le plan des recommandations de politique économique, je suis d'accord avec Atkinson, Glaude et Olier de plusieurs points de vue et notamment sur la proposition qu'il faut des instruments d'action contre l'inégalité mieux ciblés, afin de mieux concilier l'universalité avec la sélectivité du système de Sécurité sociale. Mais surtout je partage l'idée que la meilleure façon de combiner une plus grande égalité (Pareto-supérieure) avec une plus forte croissance est d'augmenter l'égalité des chances des plus faibles. Il faut investir plus et mieux dans le capital humain, en consacrant plus de ressources nationales et européennes à cet objectif. L'Europe dispose d'autres moyens que des ressources budgétaires pour aider chacun de ses États-membres à y parvenir : pour favoriser le développement du capital humain, elle devrait adopter des règles innovantes, comme elle l'a déjà fait par le passé. Par exemple, le projet Erasmus a déjà enrichi la formation de milliers d'étudiants, en leur permettant de compléter leurs études universitaires ailleurs en Europe (ce qui, dans beaucoup d'États-membres, n'est pas toujours permis à l'intérieur des universités du même pays).

^(*) Le « churning » mesure le degré de recouvrement des impôts versés et des prestations perçues par un même ménage (ou une catégorie de ménages). L'OCDE (1998) définit le « churning » comme le montant dont on pourrait réduire les transferts ou les impôts concernant un individu moyen (une classe d'individus) en laissant inchangé le bilan redistributif individuel net. Par exemple, si le premier décile verse un impôt moyen de 100 francs et reçoit en moyenne 200 francs de transferts, alors impôts et transferts pourraient être réduits de 100 francs, tout en laissant le montant des transferts nets perçus inchangé.

4. Composition du revenu disponible des ménages au milieu des années quatre-vingt-dix

| a. Menage dont le revenu est interieur a la moyenne | dont le | reven | u est III | terieur | . a la m | oyenne | a. | | | | | |
|---|-------------|-----------------|-----------|--------------|---------------|----------------|---------------|--------|--------|--------------|------------|--------------|
| | Ca- nada | États - Unis | Suède | Nor- vège | Fi- nlande | Alle- magne | Bel- gique | France | Italie | Pays- Bas | Roy Uni | Po- logne |
| | 1997 | 1661 | 5661 | 1995 | 1995 | 1994 | 1996 | 1994 | 1995 | 1994 | 2661 | 1995 |
| Revenu du travail | 55,4 | £'99 | 38,6 | 46,9 | 36 | 52,6 | 42,8 | 44,1 | 52,3 | 33,1 | 38,8 | 32,1 |
| Revenu du capital | 3,7 | 4,7 | 4,2 | 4 | 2,1 | 1,5 | 3,6 | 4,3 | 1,2 | 3,3 | 5,3 | 0,1 |
| Sécurité sociale (SS) | 31,4 | 24,4 | 52,3 | 42,4 | 44,2 | 43,8 | 52,7 | 50 | 44,6 | 51,3 | 44 | 60,1 |
| maladie | 0 | 0 | 2,6 | 0 | 0,7 | 0 | 0 | 0,6 | 0 | 0,4 | 0,6 | 0 |
| accident du travail | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,1 | 0 | 0,2 | 0 | 0,3 | 0 | 0,2 | 0 |
| • invalidité | 0 | 0,4 | 0,2 | 7,4 | 1,1 | 0,5 | 4,2 | 1,9 | 4,1 | 12,7 | 4,7 | 21 |
| • retraites | 17 | 17,8 | 24,2 | 24,3 | 18,2 | 34,5 | 36,2 | 35,6 | 37,8 | 21,5 | 16,4 | 28,5 |
| allocations familiales | 2,6 | 0 | 0,7 | 2,3 | 2,3 | 1,5 | 3,7 | 2,9 | 0 | 2,3 | 3,1 | 3,7 |
| • chômage | 3 | 9,0 | 9,3 | 3,3 | 7,1 | 2,5 | 7,2 | 3,9 | 1,1 | 3,9 | 0,4 | 4,4 |
| maternité | 0 | 0 | 0,8 | 0,2 | 8,0 | 0,7 | 0 | 0,1 | 0 | 0 | 0,1 | 0,1 |
| anciens combattants | 0 | 9,0 | 0 | 0 | 1,6 | 0 | 0 | 0,4 | 0,1 | 0 | 0,2 | 0 |
| autres transferts | 3,7 | 0 | 9 | 1 | 0,3 | 0 | 0 | 0,5 | 1,1 | 0 | 1,5 | 0,3 |
| prestation sous condition de ressource | 5,1 | 3,7 | 2,3 | 2,3 | 7,8 | 3 | 6,0 | 8,0 | 0,2 | 7,4 | 7,6 | 2 |
| prestation en nature | 0 | 1,3 | 6,1 | 1,6 | 4,2 | 1,1 | 0,3 | 3,3 | 0 | 3 | 7 | 0 |
| Retraites privées | 7,2 | 3,1 | 4,1 | 5,6 | 15,9 | 9,0 | 0,1 | 0 | 9,0 | 10,4 | 10,3 | 0 |
| Autres revenus | 2,3 | 1,5 | 6,0 | 1,1 | 1,8 | 1,5 | 0,8 | 1,6 | 1,3 | 1,8 | 1,6 | 7,7 |
| LIS revenu net disponible | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 |
| Retraites publiques/total SS | 54 | 72,9 | 46,3 | 57,5 | 41,2 | 78,8 | 68,7 | 71,2 | 84,6 | 41,9 | 37,4 | 47,5 |
| Indemnités familiales + maternité/total SS | 2,6 | 0 | 1,5 | 2,5 | 3 | 2,2 | 3,7 | 3,1 | 0 | 2,3 | 3,2 | 3,7 |
| Indemnités contre risques et besoins/total SS ^(*) | 8,1 | 9 | 20,5 | 14,5 | 21 | 7 | 12,8 | 10,5 | 5,6 | 27,4 | 22,6 | 27,4 |
| Dépenses de SS (groupe A / groupe B) ^(**) | 1,7 | 1,6 | 8,0 | 1,3 | 6,0 | 1,4 | 1,1 | 8,0 | 8,0 | 1,5 | 2,2 | 8,0 |
| Pourcentage des familles dans le groupe A | 58,1 | 61,7 | 58,9 | 57,9 | 58,1 | 56,1 | 58,7 | 09 | 61,4 | 54,1 | 61,5 | 60,4 |
| Total SS par rapport à la moyenne nationale SS ^(***) | 121,8 | 116,3 | 90,1 | 110,9 | 95,3 | 114,9 | 103,9 | 91,6 | 93,1 | 118,7 | 126,4 | 91,8 |

b. Ménage dont le revenu est supérieur à la moyenne

| | Ca- nada | États - Unis | Suède | Nor- vège | Fi- nlande | Alle- magne | Bel- gique | France | Italie | Pays- Bas | Roy Uni | Po- logne |
|---|-------------|-----------------|-------|--------------|---------------|----------------|---------------|--------|--------|--------------|------------|--------------|
| | 1997 | 1997 | 1995 | 1995 | 1995 | 1994 | 1996 | 1994 | 1995 | 1994 | 1995 | 1995 |
| Revenu du travail | 84,3 | 81,3 | 63,3 | 78,2 | 9,89 | 8,62 | 72 | 70,5 | 71,1 | 74,3 | 80,5 | 68,5 |
| Revenu du capital | 4,2 | 10,5 | 5,5 | 9,9 | 5,2 | 6,1 | 10,5 | 6,1 | 7,2 | 4,5 | 6,4 | 0,3 |
| Sécurité sociale (SS) | 6,5 | 5,6 | 26,2 | 12,1 | 20,2 | 13 | 17,2 | 22,7 | 19,6 | 13,2 | 6,3 | 25,9 |
| • maladie | 0 | 0 | 2,3 | 0 | 6,0 | 0 | 0 | 0,5 | 0 | 0,3 | 0,2 | 0 |
| accident du travail | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,1 | 0 | 0,1 | 0 | 0,1 | 0 | 0,1 | 0 |
| invalidité | 0 | 0,3 | 0,1 | 2,4 | 0,7 | 0,1 | 1,5 | 0,8 | 1 | 3,6 | 1,2 | 6,9 |
| retraites | 2,6 | 4,5 | 8,5 | 3,2 | 5,9 | 9,3 | 9,2 | 15,7 | 17,4 | 3 | 1,8 | 14,4 |
| allocations familiales | 0,7 | 0 | 2,8 | 3,4 | 4 | 1,3 | 4,5 | 2,5 | 0 | 2,9 | 1,4 | 1,7 |
| • chômage | 1,5 | 0,3 | 4,9 | 1,8 | 4,8 | 1 | 1,7 | 2,1 | 0,2 | 2,6 | 0,1 | 1,5 |
| maternité | 0 | 0 | 3,1 | 0,1 | 1,2 | 0,4 | 0 | 0,1 | 0 | 0 | 0,1 | 0,1 |
| anciens combattants | 0 | 0,3 | 0 | 0 | 0,5 | 0 | 0 | 0,1 | 0,1 | 0 | 0,1 | 0 |
| autres transferts | 1 | 0 | 2,2 | 0,4 | 0,2 | 0 | 0 | 0,2 | 0,4 | 0 | 9,0 | 5,0 |
| prestation sous condition de ressource | 0,4 | 0,2 | 0,7 | 0,2 | 1,1 | 0,7 | 0 | 0,1 | 0,3 | 0,4 | 9,0 | 6,0 |
| prestation en nature | 0 | 0,1 | 1,6 | 0,5 | 0,8 | 0,2 | 0,1 | 9,0 | 0 | 0,4 | 0,2 | 0 |
| Retraites privées | 3,8 | 1,8 | 4,1 | 2,3 | 4,8 | 8,0 | 0,1 | 0 | 1,2 | 8,9 | 5,6 | 0 |
| Autres revenus | 1,5 | 8,0 | 6,0 | 8,0 | 1,1 | 0,3 | 0,3 | 9,0 | 6,0 | 1,1 | 1,2 | 5,3 |
| LIS revenu net disponible | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 |
| Retraites publiques/total SS | 42,1 | 80 | 32,4 | 26,7 | 29,1 | 71,4 | 53,7 | 69,1 | 68 | 22,8 | 28,7 | 55,6 |
| Indemnités familiales + maternité/total SS | 0,7 | 0 | 5,9 | 3,5 | 5,2 | 1,7 | 4,5 | 2,6 | 0 | 2,9 | 1,5 | 1,8 |
| Indemnités contre risques et besoins/total SS ^(*) | 1,9 | 0,8 | 9,6 | 5 | 8,3 | 7 | 3,4 | 4,1 | 1,6 | 7,3 | 2,3 | 9,3 |
| Dépenses de SS (groupe A / groupe B) ^(**) | 1,7 | 1,6 | 0,8 | 1,3 | 6,0 | 1,4 | 1,1 | 0,8 | 8,0 | 1,5 | 2,2 | 8,0 |
| Pourcentage des familles dans le groupe A | 41,9 | 38,3 | 41,1 | 42,1 | 41,9 | 39,9 | 41,3 | 40 | 38,6 | 45,9 | 38,5 | 39,6 |
| Total SS par rapport à la moyenne nationale SS ^(***) | 2,69 | 73,8 | 114,2 | 85 | 106,5 | 80,9 | 94,4 | 112,6 | 111 | 77,9 | 58 | 112,5 |

maladie, accident, invalidité, en nature. Indemnités monétaires basées sur le revenu ; (**) Il s'agit du rapport éntre les dépenses de Sécurité sociale pour le groupe A et celles du groupe B. Les groupes A et B sont respectivement les familles au-dessus et en dessous du revenu moyen ; (***) Il s'agit du rapport entre les dépenses de Sécurité sociale pour le groupe A et la moyenne des dépenses totales de Sécurité sociale pour le groupe A et la moyenne des dépenses totales de Sécurité sociale. Notes: Le tableau considère le revenu net disponible sans tenir compte des différents systèmes de taxation des pays; (*) C'est-à-dire: indemnités chômage,

Source: ISAE (2001).

entre le milieu des années quatre-vingt et le milieu des années quatre-vingt-dix (avec élasticité = 0,5) 5. Revenu de marché, impôts et transferts : niveau l'année finale (1994-1995) et variations

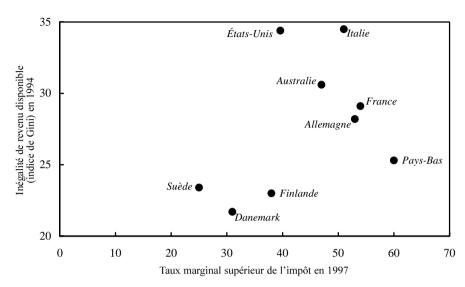
| | | | | | | | | | | 7 | Jıstrıbut | Distribution en % |
|------------------------------|-------|------------------|--------|--------|------------|--------|-------|--------|--------|-------|-------------------|-------------------|
| | Reve | Revenu de marché | ırché | I | Transferts | S | | Impôts | | Reve | Revenu disponible | nible |
| | D1-D3 | D4-D7 | D8-D10 | D1-D3 | D4-D7 | D8-D10 | D1-D3 | D4-D7 | D8-D10 | D1-D3 | D4-D7 | D8-D10 |
| Europe | | | | | | | | | | | | |
| Danemark | 7,8 | 37,6 | 54,6 | 45,8 | 37,5 | 16,7 | 12,7 | 36,5 | 50,8 | 17,6 | 38,2 | 44,2 |
| Variation 1983-1994 | -2,0 | - 1,2 | 3,2 | 3,8 | - 1,1 | - 2,7 | 2,1 | -3,0 | 6,0 | 8,0 | -0.2 | -0,6 |
| Allemagne | 8,0 | 34,2 | 57,8 | 38,6 | 40,1 | 21,3 | 5,3 | 31,7 | 62,9 | 14,8 | 36,1 | 49,1 |
| Variation 1984-1994 | -0,2 | - 0,8 | 1,0 | -5,0 | 4,9 | 0,1 | -0,5 | 0,4 | 0,1 | - 1,1 | -0,1 | 1,2 |
| Finlande | 10,2 | 35,0 | 54,8 | 39,8 | 41,4 | 18,7 | 9,5 | 32,9 | 57,6 | 17,5 | 37,2 | 45,3 |
| Variation 1986-1995 | - 1,8 | - 2,3 | 4,1 | 2,4 | 4,4 | - 6,8 | 0,3 | - 1,1 | 8,0 | 9,0 - | - 1,2 | 1,7 |
| • Italie | 8,1 | 30,6 | 61,3 | 20,8 | 44,7 | 34,5 | 5,8 | 29,8 | 64,4 | 12,1 | 34,4 | 53,5 |
| Variation 1984-1993 | - 2,8 | - 2,3 | 5,1 | - 5,8 | 8,0 | 5,1 | - 4,8 | -2,3 | 7,1 | - 1,9 | -0,7 | 2,6 |
| Pays-Bas | 8,4 | 36,3 | 55,4 | 43,6 | 35,7 | 20,7 | 10,7 | 34,5 | 54,7 | 16,2 | 36,8 | 47,0 |
| Variation 1977-1994 | -4,9 | 1,2 | 3,7 | 9,4 | -2,1 | - 7,3 | - 1,8 | 2,2 | - 0,5 | - 1,8 | 0,3 | 1,5 |
| • Suède | 7,7 | 35,1 | 57,3 | 32,0 | 41,0 | 27,0 | 11,0 | 34,9 | 54,1 | 17,0 | 37,7 | 45,3 |
| Variation 1975-1994 | - 1,5 | -2,7 | 4,2 | - 11,6 | 4,7 | 6,9 | 3,0 | -0,3 | - 2,7 | 9,0 - | -0.8 | 1,4 |
| Autres pays de l'OCDE | | | | | | | | | | | | |
| • États-Unis | 7,6 | 32,8 | 59,6 | 37,2 | 38,2 | 24,6 | 5,2 | 26,5 | 68,2 | 11,5 | 35,0 | 53,5 |
| Variation 1974-1995 | - 1,2 | -2,6 | 3,8 | - 6,8 | 3,8 | 3,0 | 0,3 | -3,7 | 3,5 | - 1,2 | -1,4 | 2,6 |
| Canada | 6,0 | 33,4 | 9,09 | 41,7 | 41,0 | 17,3 | 2,9 | 29,2 | 6,79 | 14,0 | 35,9 | 50,1 |
| Variation 1975-1994 | - 1,0 | - 2,9 | 3,8 | -7,6 | 7,2 | 0,4 | -0,7 | -2,0 | 2,7 | 1,2 | 6 ,0 – | -0,4 |
| • Australie | 4,7 | 33,6 | 61,7 | 58,0 | 34,6 | 7,4 | 1,9 | 27,8 | 70,4 | 13,8 | 35,1 | 51,1 |
| Variation 1975-1994 | - 6,5 | -2,8 | 9,2 | 1,1 | 5,2 | - 6,3 | - 7,9 | 9 – | 13,9 | - 0,4 | -1,0 | 1,4 |

En % du revenu disponible pour chaque groupe

| | | Transferts | | | Impôts | | Trans | Transferts – Impôts ^(*) | | Churning ^(**) |
|-------------------------------|-------|------------|--------|-------------|---------------|--------|-------|------------------------------------|--------|--------------------------|
| | D1-D3 | D4-D7 | D8-D10 | D1-D3 | D4-D7 | D8-D10 | D1-D3 | D4-D7 | D8-D10 | |
| Europe | | | | | | | | | | |
| Belgique | 68,4 | 39,2 | 15,4 | 5,7 | 29,9 | 51,6 | 62,7 | 9,3 | - 36,2 | 23,7 |
| Variation 1983-1995 | - 0,9 | 3,6 | -0,7 | -3,9 | 3,6 | 2,6 | 2,8 | 1,0 | - 3,8 | |
| Danemark | 85,9 | 32,5 | 12,5 | 39,5 | 52,4 | 63,0 | 46,4 | - 19,9 | - 50,5 | 28,0 |
| Variation 1983-1994 | 28,1 | 9,2 | 2,4 | 8,6 | 4,0 | 10,5 | -0,0 | 0,7 | 0,2 | |
| Allemagne | 51,4 | 22,0 | 8,6 | 10,6 | 26,1 | 38,0 | 40,8 | -4,1 | - 29,4 | 15,7 |
| Variation 1984-1994 | -3,0 | 2,6 | -0.2 | -0,7 | - 0,8 | -2,7 | | | | |
| • Finlande | 54,0 | 26,4 | 8,6 | 18,4 | 29,8 | 42,9 | 35,6 | -3,4 | -33,1 | 15,5 |
| Variation 1986-1995 | 13,2 | 7,5 | -1,7 | 0,4 | - 1,3 | -2,9 | | | | |
| • France | 23,0 | 6,9 | 1,4 | 1,3 | 4,3 | 15,8 | 21,7 | 2,6 | - 14,4 | |
| Variation 1979-1990 | 0,4 | - 2,5 | 0,0 | - 0,8 | 8 .0 – | -0,1 | 4,0 | 3,8 | - 7,8 | |
| • Italie | 43,9 | 33,0 | 16,4 | 14,4 | 25,8 | 35,9 | 29,5 | 7,2 | -19,5 | 22,7 |
| Variation 1984-1993 | 8,6 | 10,0 | 5,7 | - 7,5 | -0,4 | 3,6 | 3,1 | -0.9 | -2,2 | |
| Pays-Bas | 67,1 | 24,1 | 10,9 | 27,2 | 38,5 | 47,7 | 39,9 | -14,4 | - 36,8 | 21,1 |
| Variation 1977-1994 | 24,6 | 9,0 | - 2,9 | - 6,8 | - 4,8 | - 6,4 | 9,3 | 2,6 | -12,0 | |
| • Suède | | | | | | | | | | 34,2 |
| Norvège | 53,8 | 17,1 | 9,9 | 16,5 | 30,3 | 38,2 | 37,3 | -13,2 | -31,6 | |
| Variation 1986-1995 | 13,7 | 2,7 | 0,5 | - 1,6 | 5,0- | 3,2 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | |
| Autres pays de l'OCDE | | | | | | | | | | |
| • États-Unis | 35,6 | 12,0 | 5,1 | 12,2 | 20,4 | 34,3 | 23,4 | - 8,4 | -29,2 | 0,6 |
| Variation 1974-1995 | 5,5 | 3,8 | 1,4 | 3,4 | 1,8 | 5,9 | 2,2 | 2,0 | - 4,2 | |
| • Canada | 60,4 | 23,2 | 7,0 | 4,8 | 18,7 | 31,2 | 55,6 | 21,5 | -24,2 | 11,7 |
| Variation 1975-1994 | 12,8 | 11,8 | 2,9 | 0,2 | 5,0 | 10,4 | 6,1 | 1,8 | - 7,8 | |
| Australie | 66,4 | 15,5 | 2,3 | 3,1 | 18,3 | 32,0 | 63,3 | -2,8 | -29,7 | 6,5 |
| Variation 1975-1994 | | | | | | | 0,0 | 0,0 | 0,0 | |
| | | | | | | | |] | | 7 |

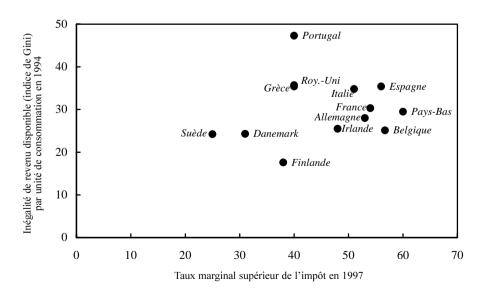
Notes: D1-D3: 3 premiers déciles; D4-D7: 4 déciles intermédiaires; D8-D10; Données 1990 pour la France et 1993 pour l'Italie; (*) Les variations temporelles de la différence transferts-impôts sont obtenues comme différence (décile par décile) entre les variations temporelles du revenu disponible et les variations temporelles du revenu de marché; (**) En % du revenu de marché (voir définition en note du bas de la page 231). Sources: OCDE, 1997 et 1998.

1. Inégalité de revenu disponible et taux marginal supérieur de l'impôt



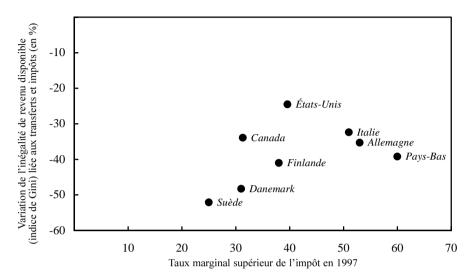
Source: OCDE (1998).

2. Inégalité de revenu disponible par unité de consommation et taux marginal supérieur de l'impôt



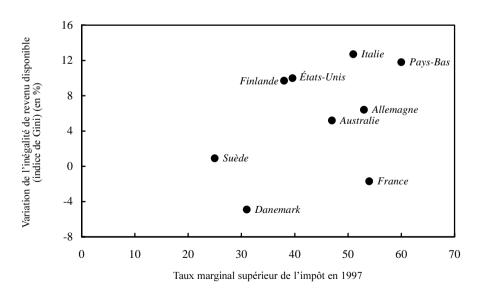
Source: Bertola (2000).

3. Variation de l'inégalité et taux marginal supérieur de l'impôt



Source: Calculs de l'auteur.

4. Variation de l'inégalité (mi-1970 à mi-1990) et taux marginal supérieur de l'impôt



Source: Calculs de l'auteur.

Une innovation simple de ce type pourrait consister à changer la contrainte de moyen terme sur les budgets publics nationaux imposée par le Pacte de stabilité, en introduisant une forme particulière de « *règle d'or* » : un déficit public pourrait être permis à moyen terme, mais seulement dans la mesure où il aurait pour origine des dépenses publiques additionnelles en faveur du capital humain (éducation, formation permanente, santé, environnement), particulièrement du capital humain des couches sociales les plus défavorisées.

Références bibliographiques

- Adema W. (1999): « Net Social Expenditure, Labour Market and Social Policy », *Occasional Paper*, n° 39, OCDE.
- Bertola G., Boeri T. et F. Nicoletti (eds) (2001): Welfare and Employment in a United Europe, Boston Mass, MIT Press.
- ISAE (2001): Abridged Quarterly Report, avril.
- OCDE (1997): « Income Distribution and Poverty in Selected Countries. Annex 1. Tables and Figures », WP1 on Macroeconomic and Structural Policy Analysis.
- OCDE (1998): « Forces Shaping Fiscal Policy », WP1 on Macroeconomic and Structural Policy Analysis.

Complément A

Quelques réflexions sur la mesure des inégalités et du bien-être social

Marc Fleurbaey

Université de Pau

Un certain décalage...

Les chiffres relatifs à l'évolution récente de la pauvreté et des inégalités sont bien moins alarmants en France que dans d'autres pays. La richesse moyenne est aujourd'hui bien supérieure à celle des décennies précédentes. Et pourtant, un sentiment de malaise diffus parcourt notre pays. Le chômage affecte de près ou de loin une majorité de la population, la pauvreté est plus voyante, l'impression s'installe que les générations nouvelles sont moins bien loties que les précédentes. Cet écart entre les statistiques globales et notre conscience collective provient-il d'une simple méconnaissance des faits ou de l'inadaptation de nos instruments de mesure?

Il est intéressant de noter que l'on observe aussi, dans le domaine de la mesure des inégalités, un certain décalage entre la théorie et la pratique. La théorie économique, dans sa forme traditionnelle, préconise de s'intéresser à la situation des individus sur l'ensemble de leur cycle de vie, alors que les études empiriques mesurent généralement les inégalités de revenu annuel. La théorie traditionnelle est « welfariste », c'est-à-dire qu'elle s'attache aux conséquences en termes d'utilité individuelle, alors qu'en pratique on se contente de mesurer des revenus. Enfin, à propos de l'incertitude, la théorie donne en général la priorité au bien-être ex ante des individus (l'espérance d'utilité), alors que sur le plan empirique on mesure plutôt des situations ex post, sans tenir compte de l'incertitude.

En réalité, la « théorie » qui est évoquée ici s'adosse à des choix éthiques qui sont discutables, bien que souvent passés sous silence ou présentés comme allant de soi. Or, il se trouve que les développements plus récents donnent partiellement raison à la pratique. En effet, les philosophies rawlsiennes conduisent à s'intéresser aux ressources plutôt qu'au bien-être subjectif, le cycle de vie n'est pas forcément la bonne mesure de l'individualité, et les inégalités *ex post* semblent bien avoir une grande pertinence dans les problèmes sociaux.

Néanmoins, nous verrons que la mesure des revenus annuels n'est sans doute pas suffisante, ni complètement pertinente, pour apprécier la situation en matière d'inégalités et de bien-être social. Si le malaise sociétal se reflète si peu dans les outils statistiques, cela pourrait bien correspondre, dans une certaine mesure, à un besoin d'innovation et d'affinement dans le domaine statistique.

Les philosophies rawlsiennes

Depuis Rawls (1971), il est devenu raisonnable d'envisager l'évaluation des situations sociales non pas en termes d'utilités individuelles, mais en termes de ressources ou d'opportunités. En effet, la satisfaction subjective est un indicateur de bien-être qui semble trop lié à des éléments de responsabilité individuelle pour être pris en charge par la société. Rawls a donc proposé de définir la justice sociale en termes de répartition de « biens primaires », c'est-à-dire de ressources de base (revenu, richesse, droits fondamentaux, etc.) dont tout individu a besoin pour mener une vie réussie, quels que soient ses objectifs précis et sa conception particulière d'une « vie réussie ». Selon Rawls, la répartition optimale de ces biens primaires devrait être la plus égale possible, au sens où une inégalité ne peut être tolérée que si elle opère, par le biais des incitations par exemple, au bénéfice des plus défavorisés. En d'autres termes, la répartition optimale est celle qui donne le maximum de ressources à ceux qui en ont le moins.

À la suite de Rawls, de nombreux auteurs ont repris cette double idée de rechercher l'égalité tout en tenant compte de la responsabilité individuelle. Il faut souligner le progrès que représentait, par rapport à la philosophie utilitariste alors dominante chez les philosophes anglo-saxons, mais aussi chez la plupart des économistes, l'idée qu'il ne faut pas simplement chercher un résultat social global, un bien-être qui soit l'addition des utilités individuelles, mais s'intéresser aussi à la répartition du bien-être, éviter de sacrifier les minorités au profit des majorités. De même, la notion de responsabilité individuelle reflète bien cette idée de bon sens que la justice sociale ne concerne pas les variations d'humeur, les ambitions particulières, les caprices, mais concernent les conditions de base dans lesquels les individus sont placés pour organiser leur vie.

Cependant, les théories inspirées de la philosophie rawlsienne paraissent encore bien imparfaites. En particulier, l'accent mis sur la responsabilité individuelle peut être source de dangereuses dérives idéologiques, et l'on sait bien, par exemple, à quelles fins certains propagent l'idée que les pauvres sont, dans une large mesure, responsables de leur état. De même, la définition précise de l'indicateur de ressources ou d'opportunités pertinentes pour apprécier les situations individuelles (qu'il s'agit de rendre aussi égales que possible) est difficile. En voici les principaux exemples.

La théorie de Rawls propose de mesurer les situations individuelles en termes de biens primaires, ces biens qui sont génériques au sens où tout le monde les désire, quelles que soient les préférences. Mais les différences de préférences, justement, posent le problème de la pondération des différents biens primaires. Rawls propose de définir un indice unique de biens primaires, dans lequel les différentes quantités sont agrégées d'une certaine façon, mais il n'indique pas comment définir la pondération correspondante. Par exemple, comment doit-on combiner, dans cet indice, patrimoine et revenu? Si l'on construit un indice qui repose sur une certaine pondération, cet indice va inéluctablement entrer en contradiction avec les préférences de la plupart des gens, puisque seuls ceux dont les préférences coïncident avec l'indice échapperont à cette contradiction. Un second problème, souligné par Sen, est que les biens primaires n'ont pas la même valeur selon les talents et handicaps des individus. Un revenu donné n'a pas le même sens pour un individu ordinaire et pour un individu qui peut obtenir ce revenu seulement en pratiquant une activité qu'il exècre, ou encore pour un individu affecté par un handicap physique qui réduit sa mobilité et nécessite un appareillage coûteux. Un patrimoine donné n'offre pas les mêmes opportunités à un individu avisé et calculateur et à un individu dont l'éducation ne permet pas de se projeter avec précision dans l'avenir. L'approche de Rawls ignore en effet (explicitement) les besoins différenciés, et Rawls semblait embarrassé par cette question.

La théorie de Dworkin (1981 et 2000) propose, pour résoudre cette difficulté, d'intégrer les talents et handicaps dans la métrique des ressources, pour les considérer comme des ressources internes, à agréger avec les ressources externes pour évaluer la situation d'un individu. Cette approche pose deux problèmes. Le premier est, un peu comme dans la théorie de Rawls, un problème de pondération. Plus exactement, il s'agit de la valorisation des ressources internes. Dworkin propose pour cela un mécanisme d'assurance hypothétique. Il s'agit d'imaginer que les individus pourraient, avant de se voir attribuer leurs besoins particuliers et leurs capacités personnelles, accéder à un marché de l'assurance leur permettant de se prémunir contre les principaux handicaps qu'ils peuvent craindre, notamment compte tenu de leurs objectifs dans la vie. Ce mécanisme a fait l'objet de critiques sérieuses, et en particulier on peut montrer qu'il conduit à des conséquences analogues à l'utilitarisme. En effet, sur ce marché d'assurance hypothétique, les individus vont maximiser leur espérance d'utilité

en effectuant des arbitrages entre les différents handicaps et talents qu'ils risquent d'obtenir. L'allocation des primes et des indemnités qui en résultera, lorsque les individus réels apparaîtront, avec leurs caractéristiques complètes, va alors refléter cette maximisation d'utilité agrégée et non pas une recherche d'égalité. Prenons un exemple concret. Il peut être rationnel pour un individu prudent, de se garantir, derrière le voile d'ignorance, un faible niveau de revenu pour les cas improbables où son utilité marginale du revenu serait réduite (par exemple du fait d'un handicap). Mais, appliqué à la définition des transferts en faveur de handicapés minoritaires, ce genre de raisonnement conduirait à des prescriptions répugnantes. On voit ainsi que le principe de l'assurance hypothétique n'est pas satisfaisant. Le second problème est que la frontière entre ressources internes et préférences n'est pas facile à définir, et qu'une définition trop restrictive des ressources internes peut laisser les individus supporter les conséquences de leur origine sociale qui sont classées dans le registre de leurs « préférences ». Par exemple, si le tabagisme est une pratique sociale qui témoigne d'une attitude dans la vie à laquelle certains individus s'identifient fortement, la théorie de Dworkin risque d'attribuer les conséquences de cette pratique à la responsabilité individuelle des personnes concernées, même si celles-ci ont été conditionnées par leur groupe social d'origine.

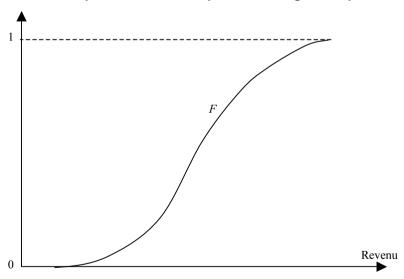
La théorie de Sen (1992) et celles, très voisines, d'Arneson (1989 et 1990) et de Cohen (1989), donnent un rôle essentiel aux choix individuels, et préconisent d'évaluer les chances, ou « opportunités », des individus. La principale difficulté avec leur approche est le rôle central qu'elle donne à une certaine vision de la responsabilité en termes de choix, alors qu'il n'existe pas de définition satisfaisante du libre arbitre. Pour savoir si les individus ont accès aux même opportunités, en effet, il faut savoir estimer si l'accès est réel ou simplement formel. Tel individu qui renonce après un an à l'université a-t-il eu réellement accès à la possibilité de réussir et d'obtenir un diplôme universitaire? Bien malin qui pourrait le dire. En outre, on ne peut manquer de s'interroger sur les fondements éthiques d'une théorie qui soutient que les individus doivent subir les conséquences de leur choix et n'ont pas le droit de solliciter l'aide de la collectivité lorsqu'ils regrettent leurs décisions antérieures. On reconnaît là les accents d'une idéologie de « l'autosuffisance » (self-reliance), qui s'oppose aux idéaux de solidarité et de fraternité qui sont à la base de certaines constitutions ou, moins formellement, de multiples pratiques d'entraide dans nos sociétés. Une seconde difficulté avec ces théories est, encore une fois, la définition du bienêtre qu'il s'agit de rendre également accessible. Selon Arneson, ce sont les chances de bien-être subjectif qu'il faut égaliser. Ceci lui permet d'échapper au problème de pondération entre des dimensions multiples du bienêtre, car le bien-être subjectif est supposé unidimensionnel, mais pose de délicates difficultés en ce qui concerne la définition de ce bien-être (la fonction d'utilité actuelle d'un individu étant la résultante de circonstances et de choix passés, il faut décrypter la part des circonstances et conditionnements pour identifier une utilité « authentique »). Selon Cohen et Sen, il

faut aussi tenir compte, en plus du bien-être subjectif, de dimensions plus objectives de la vie, telles que l'éducation, la santé, etc. D'où, à nouveau, un problème de pondération, auquel ils n'apportent guère de solution.

Ces théories sont donc toutes insatisfaisantes ou du moins incomplètes. Néanmoins, on peut toutefois considérer qu'elles donnent une légitimité nouvelle aux mesures usuelles des ressources. Par ailleurs, on peut aussi s'inspirer d'elles en creux, c'est-à-dire en considérant que les inégalités des chances sont effectivement plus révoltantes que les inégalités de résultats. Ce qui suggère de développer les analyses des déterminants des inégalités. pour traquer les inégalités des chances. On peut alors faire le rapprochement avec les mesures de la mobilité sociale.

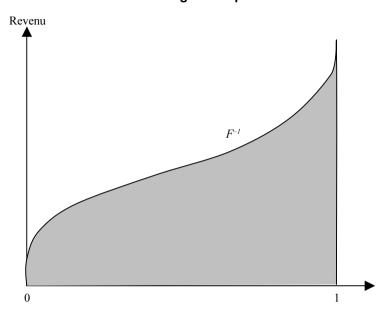
À titre d'exemple, considérons une proposition faite par Roemer (1998). qui consiste à étudier les distributions conditionnelles de résultat (par exemple, le revenu) dans des sous-groupes d'individus soumis à des déterminations socio-économiques analogues. Par exemple, soit la fonction de répartition du revenu dans la catégorie des personnes de telle ou telle origine sociale.

1. Fonction de répartition du revenu pour une catégorie de personnes



L'inverse de cette fonction décrit le niveau de revenu obtenu à différents quantiles dans cette classe d'individus (cf. figure 2).

2. Niveau de revenu pour les différents quantiles dans cette catégorie de personnes



Roemer a proposé de considérer l'aire sous F^{-1} comme une mesure de l'ensemble d'opportunités de ces individus et de stipuler que les individus sont responsables de leur rang (quantile). Cette idée est critiquable (car elle ne repose sur aucune description microéconomique plausible de la responsabilité), mais en revanche il peut être intéressant, dans les études empiriques, de tracer les inverses de fonctions de répartition pour différentes catégories d'individus, car cela donne une idée de l'influence de leur appartenance à telle ou telle catégorie sur leurs perspectives de revenu (ou de tout autre résultat mesuré).

L'imposante littérature sur la mobilité contient bien d'autres idées analogues. Mais Van de Gaer, Schokkaert et Martinez (2001) ont montré qu'aucune mesure usuelle de la mobilité ne reflète correctement l'idée d'égalité des chances et ont proposé une nouvelle mesure qui consiste tout simplement à mesurer l'inégalité des aires telles que celle représentée sur le graphique précédent, entre sous-groupes d'origines différentes.

La théorie de l'équité

Mal connue des spécialistes des inégalités et même des spécialistes du choix social (les cloisonnements intellectuels sont, dans ce domaine comme dans d'autres, regrettables), la théorie de l'équité (cf. Moulin et Thomson, 1997) présente l'intérêt d'analyser le problème de la répartition avec toute sa dimension économique. Par exemple, si l'on se borne à étudier les inéga-

lités de revenu ou d'utilité, on néglige le fait que certains individus aient un revenu donné avec plus ou moins de travail et donc de loisir, ou une utilité donnée avec plus ou moins de ressources et plus ou moins de loisir, etc. Ce n'est qu'en regardant l'ensemble des paramètres économiques que l'on peut véritablement apprécier la situation des individus.

La théorie de l'équité s'est malheureusement largement cantonnée dans la recherche de critères et de règles d'allocation permettant de sélectionner les allocations optimales, sur le plan de l'efficacité et de l'équité, au premier rang. Par exemple, elle a beaucoup étudié, à la suite de Kolm (1972) en particulier, le critère de l'absence d'envie, selon lequel on doit rechercher une situation telle que le panier consommé par un individu ne soit pas moins bien, selon les préférences de cet individu, que les paniers d'autrui. Ceci peut s'appliquer aussi au loisir et à d'autres dimensions du bien-être.

Dans une société assez largement inégalitaire comme la nôtre, il est clair que nous sommes très loin d'atteindre un tel idéal, la grande majorité de nos concitoyens ayant vraisemblablement une préférence très marquée pour la consommation et le loisir des plus riches d'entre nous (même si la sagesse populaire a imaginé bien des adages pour les en détourner). Le critère d'absence d'envie semble, à première vue, très utopique et, dans ce registre théorique restreint, la théorie de l'équité ne permet guère de chercher des applications dans le domaine des inégalités.

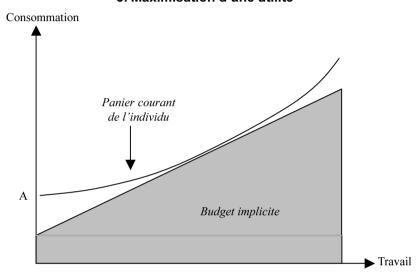
Cependant, de récents travaux dans le cadre de cette théorie commencent maintenant à produire des fonctions de bien-être social qui classent l'ensemble des allocations possibles, et ceci donne l'espoir de pouvoir se servir des concepts de cette théorie pour la mesure des inégalités. En particulier, cette théorie a toujours pris pour ligne directrice l'égalité des ressources, et sa parenté, en partie fortuite, avec les philosophies rawlsiennes est patente. Le critère d'absence d'envie, par exemple, est voisin de l'égalité des ensembles de budget lorsqu'il y a un grand nombre d'individus ; par ailleurs, ce critère est satisfait dès que les individus ont accès à un même ensemble d'options (on ne peut alors préférer la situation d'un autre, puisqu'on aurait pu la choisir soi-même), ce qui rappelle l'égalité des chances.

Il est également intéressant de noter que cette théorie ne repose en rien sur l'utilisation d'indices subjectifs de satisfaction, mais uniquement sur les préférences ordinales des individus, ce qui est un avantage dans la perspective de mesures appliquées. Le spécialiste se demandera sans doute comment, en l'absence de mesure comparable des utilités individuelles, cette théorie échappe à l'impossibilité d'Arrow : tout simplement en utilisant une information plus étendue sur les préférences, alors que l'axiome d'indépendance d'Arrow est extrêmement restrictif et interdit même de se référer aux taux marginaux de substitution pour comparer deux allocations.

Le principe général de la théorie de l'équité est de valoriser les ressources consommées par les individus, en se référant à leurs propres préférences. Dans les cas les plus simples, cela passe par la construction d'indices

individuels. Par exemple, dans un problème d'arbitrage consommation-loisir (étudié par Fleurbaey et Maniquet, 2000), on pourra définir la situation d'un individu par la consommation équivalente sans travail (point A sur le graphique infra) ou par le budget implicite défini par le salaire brut de l'individu (aire grisée). La théorie veille à ce que ces choix de valorisation des consommations ne soient pas arbitraires, mais soient justifiés sur la base de critères éthiques.

3. Maximisation d'une utilité



Bien que ces exemples soient simplistes et illustrent le caractère encore abstrait de cette théorie, ils laissent espérer que dans un proche avenir elle fournisse des méthodes pratiques d'évaluation des ressources individuelles tenant compte des préférences d'une façon appropriée.

En attendant, cette approche confère une certaine légitimité à l'évaluation des situations individuelles en termes d'ensembles de budget. Dans cette perspective, il ne faut pas oublier de tenir compte de la liquidité du patrimoine (capital humain et autres formes de capital), et notamment du rationnement sur le marché du travail et sur le marché du crédit. En ce qui concerne le rationnement sur le marché du travail, il est d'ailleurs possible de représenter le budget du chômeur comme étant déterminé par un taux de salaire brut nul (sur la période espérée de chômage), ce qui permet d'établir un lien entre le problème du chômage et celui de la réduction des inégalités de taux de salaires.

Égalité entre qui ?

La vision simple de l'individu, un et souverain de la naissance (ou de la maturité) à la mort, qui est véhiculée par la théorie économique élémentaire, n'est pas indiscutable et notamment, sur le plan éthique, il est maintenant courant, depuis Parfit (1984), de reconnaître que les individus changent et qu'il serait inadéquat de traiter comme une entité unique des successions de personnalités très différentes habitant un même corps sur plusieurs décennies.

Cette idée s'oppose d'ailleurs non seulement aux théories utilitaristes du cycle de vie, mais également aux théories de l'égalité des chances qui voudraient, comme celle d'Arneson, que l'égalité soit garantie aux alentours de l'âge de 18 ans, puis que sur le reste de leur vie les individus aient à subir les rigueurs de leurs égarements éventuels.

En réalité, la remise en cause de l'individualisme éthique sommaire va dans deux directions. D'une part, il apparaît légitime de s'intéresser à des tranches de vie, des périodes particulières. Ce qui redore le blason des études empiriques en coupe instantanée, mais suggère aussi de s'intéresser à des tranches de vie légèrement plus longues (cinq ou dix ans, par exemple). D'autre part, il peut être aussi pertinent de s'intéresser aux groupes familiaux et aux dynasties. Ce qui est encore plus large que le cycle de vie individuel.

L'incertitude

Les études empiriques négligent largement le risque auquel sont soumis les individus et ceci est fort regrettable. De ce point de vue, c'est bien la théorie qui a raison contre la pratique. La théorie économique montre que le risque peut être, pour l'individu, équivalent à une perte de ressources (cette perte se mesurant par le montant que l'individu est prêt à payer pour s'assurer). Il serait particulièrement intéressant de mesurer de cette façon l'impact de l'incertitude macroéconomique et microéconomique sur le bienêtre des individus et il est probable que l'accroissement de l'incertitude au cours des dernières décennies contribue à expliquer le décalage apparent entre la croissance du PIB et l'impression de stagnation, voire de régression, souvent exprimée dans les enquêtes d'opinions. En somme, mesurer l' « équivalent-certain » du PIB serait plus pertinent que de mesurer le PIB. De même, l'accroissement de l'incertitude n'a pas été uniformément réparti sur la population et l'on peut penser, notamment à propos du risque de chômage, que l'accroissement du risque a accentué les inégalités encore plus que ce que révèlent les mesures du revenu finalement obtenu. En outre, si l'aversion pour le risque est décroissante avec le revenu, alors l'augmentation du risque de chômage, pour les personnes de faibles revenus, est encore plus dramatique.

Ces remarques s'appuient sur l'idée traditionnelle de la théorie, selon laquelle il est important de tenir compte de l'évaluation du risque, *ex ante*,

par les individus. Mais, à l'inverse, il ne faudrait pas penser que l'évaluation *ex ante* soit suffisante à elle seule, car les inégalités *ex post* ont aussi leur importance. Pour comprendre que l'évaluation *ex ante* et l'évaluation *ex post* sont toutes deux pertinentes, considérons l'exemple (trop simple, mais suggestif) suivant. Trois politiques sont envisageables et, selon l'évolution de la conjoncture mondiale, elles auront un impact différencié sur les deux catégories de ménages formées par les salariés du secteur abrité et ceux du secteur exposé. Le contenu de ces politiques n'est pas explicité, seules comptent les conséquences sociales. On considère que les probabilités des deux évolutions possibles de la conjoncture sont à peu près égales. Le tableau suivant donne la valeur des revenus des agents (en unités appropriées).

Évaluation ex ante, évaluation ex post : une estimation

| | Conjoncture 1 | Conjoncture 2 |
|-------------|---------------|---------------|
| Politique 1 | | |
| • abrité | 10 | 10 |
| • exposé | 20 | 20 |
| Politique 2 | | |
| • abrité | 10 | 20 |
| • exposé | 20 | 10 |
| Politique 3 | | |
| • abrité | 20 | 10 |
| • exposé | 20 | 10 |

Source: Calcul de l'auteur.

Si l'on examine la situation *ex post*, les politiques 1 et 2 sont indistinguables, puisqu'elles donnent à coup sûr une distribution (10, 20). Pourtant, *ex ante*, la politique 2 paraît plus équitable, puisqu'elle est plus égalitaire en termes de gain espéré. Ceci justifie donc un examen des situations *ex ante*.

À l'inverse, si l'on s'en tient à une étude *ex ante*, les politiques 2 et 3 sont indistinguables, puisque les individus y font tous face à la même loterie. En revanche, la politique 3 est plus égalitaire *ex post*, et apparaît donc préférable pour cette raison. Il serait donc regrettable de négliger les inégalités *ex post*.

Il est à noter qu'il n'existe pas encore de critère synthétique précis permettant de tenir compte simultanément des inégalités *ex ante* et *ex post*. Quelques suggestions ont été faites dans la littérature (Broome, 1991, Ben Porath, Gilboa et Schmeidler, 1997 ou Kolm, 1998) mais elles restent vagues. Cette question reste largement ouverte.

Quels indices?

Une fois définie la façon dont il faut apprécier les situations individuelles (chances ou résultats, objectif ou subjectif, telle partie de la courbe d'indifférence, instantané ou non, *ex ante* ou *ex post*, etc.), il reste à combiner les mesures individuelles pour élaborer une mesure synthétique du bienêtre social ou de l'inégalité.

Rappelons (à la suite de Kolm, 1968 et Atkinson, 1970) que si l'on dispose d'une fonction de bien-être social qui a pour argument la liste des mesures individuelles, on peut lui associer un indice d'inégalité sur la base de l'écart entre la situation individuelle moyenne dans la population considérée et « l'équivalent-égal », qui est le niveau individuel qui, s'il était uniformément obtenu dans la population, donnerait le même niveau de bien-être social global. Dès qu'il y a des inégalités, l' « équivalent-égal » est plus faible que le niveau moyen si la fonction de bien-être social renferme une certaine aversion pour l'inégalité.

D'une façon générale, il semble préférable d'adopter des indices d'inégalités qui peuvent se voir donner une telle justification « éthique » en étant rattachés à une fonction de bien-être sociale cohérente, ou du moins caractérisés par des propriétés bien définies (cf. la revue de littérature de Foster et Sen, 1997 ou de Fleurbaey, 1996), plutôt que des indices purement statistiques dont les propriétés éthiques sont mal contrôlées. Comme cela est noté dans ce rapport par Atkinson, Glaude et Olier, le succès persistant du rapport inter-décile tient à sa simplicité d'utilisation et de lecture, mais il est largement admis qu'on devrait lui préférer des indices mieux fondés, tels que celui proposé par Kolm (1968) et Atkinson (1970).

Il fut longtemps et il est encore largement considéré comme commode, pour une fonction de bien-être social (ou un indice d'inégalité), de satisfaire une propriété de séparabilité. Cette propriété consiste, sommairement, à rendre l'évaluation d'une modification de la répartition qui affecte seulement une partie de la population, totalement indépendante de l'état du reste (non concerné) de la population. De multiples justifications peuvent être cherchées pour une telle propriété, depuis la simplicité d'utilisation (inutile de recalculer l'indice européen pour savoir si une réduction des inégalités en France a le même impact en Europe) jusqu'au principe de subsidiarité. Mais des travaux récents et moins récents (pour des références et une synthèse, cf. Gajdos, 2000) suggèrent que certaines fonctions non séparables ont des vertus, notamment parce qu'elles permettent de tenir compte du classement des individus dans la population. Ceci redore le blason de l'indice de Gini, par exemple, et d'intéressantes généralisations de cet indice ont été proposées.

Rappelons aussi qu'il est possible de s'appuyer sur des critères simples, comme la courbe de Lorenz, qui garantissent l'unanimité d'une grande famille d'indices dans la comparaison de deux distributions particulières. Cette approche de la dominance s'applique aux indices d'inégalité (courbe de

Lorenz) mais également aux fonctions de bien-être social séparables ou non séparables *(cf. les diverses références citées plus haut, ainsi que Bourguignon, 1989, Atkinson et Bourguignon, 1987, et Fleurbaey, Hagneré et Trannoy, 1998 pour le cas de ménages hétérogènes).*

Quelques suggestions

Les réflexions qui précèdent sont inégalement conclusives, mais on peut essayer de tirer un bilan provisoire, sous la forme de suggestions ou de pistes pour les études empiriques à venir. Si l'on s'inspire de ces réflexions, on peut en particulier suggérer les points suivants :

- analyser les déterminants des inégalités, en se focalisant sur les distributions conditionnelles par classes de population homogènes en termes de déterminants socio-économiques ;
- à défaut de pouvoir déjà utiliser des indices de ressources sophistiqués, fondés sur la théorie de l'équité, mesurer les situations individuelles en termes d'ensembles de budget formés par le patrimoine (capital humain et autres) mobilisable dans la période de référence;
- la période de référence peut être brève ou longue, comparée au cycle de vie, et il serait bon de combiner des études portant sur les budgets annuels, décennaux, de cycles de vie et de dynasties ;
- il serait très souhaitable d'ajouter aux études actuelles sur les distributions *ex post* des revenus des études sur le poids de l'incertitude *ex ante* ;
- il serait également souhaitable d'utiliser au maximum les indices d'inégalité les mieux justifiés par la théorie économique, ainsi que les critères de dominance comme la courbe de Lorenz.

Références bibliographiques

- Arneson R. (1989): « Equality and Equal Opportunity for Welfare », *Philosophical Studies*, 56, pp. 77-93.
- Arneson R. (1990): « Liberalism, Distributive Subjectivism, and Equal Opportunity for Welfare », *Philosophy and Public Affairs*, 19, pp. 159-194.
- Atkinson A.B. (1970): « On the Measurement of Inequality », *Journal of Economic Theory*, 2, pp. 244-263.
- Atkinson A.B. et F. Bourguignon (1987): « Income Distribution and Differences in Needs », in *Arrow and the Foundation of the Theory of Economic Policy*, Feiwel (ed.), Macmillan.
- Ben Porath E., I. Gilboa et D. Schmeidler (1997): « On the Measurement of Inequality under Uncertainty », *Journal of Economic Theory*, 75, pp. 194-204.

- Bourguignon F. (1989): « Family Size and Social Utility. Income Distribution Dominance Criteria », *Journal of Econometrics*, 42, pp. 67-80.
- Broome J. (1991): Weighing Goods, Oxford University Press.
- Cohen G.A. (1989): « On the Currency of Equal Justice », *Ethics*, 99, pp. 906-944.
- Dworkin R. (1981): « What is Equality? Part 2: Equality of Resources », *Philosophy and Public Affairs*, 10, pp. 283-345.
- Dworkin R. (2000): *Sovereign Virtue. The Theory and Practice of Equality*, Harvard University Press.
- Fleurbaey M. (1996): Théories économiques de la Justice, Economica.
- Fleurbaey M., C. Hagneré et A. Trannoy (1998): « Welfare Comparisons with Bounded Equivalence Scales », *THEMA*, 9823.
- Fleurbaey M. et F. Maniquet (2000): « Fair Social Orderings with Unequal Production Skills », *THEMA*, 2000-17.
- Gajdos T. (2000), Essais sur les fondements de la mesure des inégalités, Thèse Paris I.
- Kolm S.C. (1968): « The Optimal Production of Social Justice » in *Économie publique*, Guitton et Margolis (eds), CNRS.
- Kolm S.C. (1972): Justice et équité, CNRS.
- Kolm S.C. (1998): « Chance and Justice: Social Policies and the Harsanyi-Vickrey-Rawls Problem », *European Economic Review*, 42, pp. 1393-1416
- Moulin H. et W. Thomson (1997): « Axiomatic Analysis of Resource Allocation Problems », in *Social Choice Re-Examined*, Arrow, Sen et Suzumura (eds), Macmillan.
- Parfit D.K. (1984): Reasons and Persons, Oxford University Press.
- Rawls J. (1971): A Theory of Justice, Harvard University Press.
- Roemer J.E. (1998): Equality of Opportunity, Harvard University Press.
- Sen A.K. (1992): *Inequality Re-Examined*, Oxford University Press.
- Sen A.K.et J. Foster (1997): On Economic Inequality, 2e éd. aug., Clarendon Press.
- Van de Gaer D., E. Schokkaert et M. Martinez (2001): *Three Meanings of Intergenerational Mobility*, Economica, à paraître.

Complément B

Protection sociale, croissance et inégalités : vieux débats, nouvelles réponses

Antoine Parent

DREES

Ces trois termes sont souvent traités dans la littérature deux à deux (croissance et protection sociale, croissance et inégalités, protection sociale et inégalités). On veut tenter ici, à partir d'une revue de la littérature théorique récente, de mettre en évidence les canaux par lesquels la protection sociale exerce des effets à la fois sur la croissance économique et la réduction des inégalités. Dans l'analyse traditionnelle des liens entre protection sociale, inégalités et croissance, trois éléments saillants ressortent : la dimension du coût de la protection sociale, l'impact négatif de la protection sociale sur la croissance, l'inefficacité de la protection sociale à réduire les inégalités. Ces effets présumés négatifs posent la question de l'efficacité de la protection sociale et de sa légitimité.

Concernant la légitimité des systèmes de protection sociale, les modèles d'économie politique permettent de faire ressortir la préférence des agents pour les systèmes de protection sociale comme un choix rationnel. Ces systèmes possèdent à la fois des qualités en termes de crédibilité et de soutenabilité.

Concernant l'efficacité des systèmes de protection sociale, à partir de deux hypothèses – les marchés sont imparfaits, la protection sociale exerce une redistribution inter et intra-générationnelle – un certain nombre de travaux théoriques mettent en évidence des effets d'entraînement de la protection sociale sur la croissance et la réduction des inégalités.

On se propose, dans ce qui suit, d'étudier ces deux aspects d'efficacité et de légitimité, à partir d'une définition très large de la protection sociale comme « réponse au dilemme des générations ».

Cette conception prend appui sur les modèles à générations imbriquées développés par Becker (1988 et 1993) et Masson (1998 et 1999). Cette conception permet d'englober l'ensemble des risques couverts par la protection sociale dans une même analyse. On peut en effet considérer que les différents risques que couvre la protection sociale ne peuvent pas être dissociés (que leur financement repose ou non sur une base contributive) car l'articulation de la couverture des différents risques découle de la réciprocité entre les générations. L'analyse de la protection sociale se ramène en effet à la question du financement de deux périodes de dépendance où l'absence de revenus d'activité rend les personnes dépendantes de leur entourage et de la société : jeunesse (éducation, politique familiale) et vieillesse (retraites). Le problème du financement des deux périodes de dépendance ne peut être traité séparément.

En effet, les échanges différés (entre jeunes, actifs et vieux) se heurtent à des insuffisances de marché qualifiées de dilemme des générations : la génération 2 (des actifs) peut ne pas être incitée à payer convenablement la retraite des personnes âgées, doutant de l'altruisme des jeunes à leur rendre la pareille. Par ailleurs, des actifs pauvres peuvent être contraints à une sous-éducation des enfants et à une « sous-protection » des parents âgés. Dans ces deux cas, les carences de marché aboutissent à une situation sous-optimale, qui nécessite l'intervention de l'État- providence. Celui-ci a seul, en effet, la capacité de pré-engager les jeunes générations car il est le seul à être le garant des mécanismes de solidarité (par lesquels chaque génération rembourse, à l'âge actif, l'éducation et la politique familiale dont elle a bénéficié et reçoit, à sa vieillesse, les cotisations sociales qu'elle a payées à l'âge actif). Dans cette tradition beckerienne, la protection sociale doit donc être prise comme un tout.

S'appuyer sur cette conception de la protection sociale comme réponse au dilemme des générations peut permettre de donner un éclairage pour partie différent aux débats sur la place des systèmes de protection sociale dans les économies de marché, sur leur efficacité et leur légitimité.

La question de l'efficacité : l'effet de la protection sociale sur la croissance et la réduction des inégalités

Un premier lien indirect entre protection sociale et croissance qui transite par la réduction des inégalités

Aborder la protection sociale sous l'angle du dilemme des générations amène à considérer que celle-ci comporte une dimension explicite d'équité et de justice distributive (et pas seulement au travers des seuls dispositifs de redistribution verticale, tels les allocations sous conditions de ressources ou l'impôt progressif sur le revenu). Dans cette perspective, seule la

garantie de retraites peut inciter les familles pauvres à ne pas sous-investir dans le domaine de l'éducation des enfants. En effet, les familles les plus exposées au dilemme des générations sont les familles pauvres ou modestes ; en garantissant les transferts ascendants et descendants, l'État lève la contrainte de liquidité qui pèse sur ces familles. La tradition beckerienne permet de consolider le fait que la protection sociale dans son ensemble n'est pas neutre du point de vue de la lutte contre les inégalités car elle comporte les deux dimensions de redistribution verticale et horizontale.

Des travaux théoriques récents ont montré que la réduction des inégalités pouvait, sous certaines hypothèses, être favorable à la croissance. On peut ainsi souligner l'existence d'un premier lien indirect par lequel, en contribuant à la réduction des inégalités, la protection sociale peut encourager la croissance. Cette relation, consolidée sur un plan théorique, souffre toutefois d'absence de confirmation empirique probante.

La thèse selon laquelle les inégalités sont favorables à la croissance est sous-tendue par trois arguments :

- l'hypothèse de Kaldor selon laquelle la propension marginale à épargner des plus riches est plus élevée que celle des pauvres ; si le taux de croissance est directement relié à la proportion du revenu national qui est épargné, les pays à plus forte inégalité doivent connaître une croissance plus forte ;
- *l'existence de coûts irrécupérables des investissements* qui nécessite une concentration de la richesse ;
- l'argument d'une nécessaire antinomie entre efficience et égalité (Mirrlees, 1971). Une taxation plus forte réduit le taux de rendement après impôt de l'épargne, réduit l'incitation à accumuler le capital et par voie de conséquence le taux de croissance.

Dès lors que l'hypothèse d'imperfection des marchés de capitaux est introduite, il est possible de mettre en évidence trois canaux par lesquels l'inégalité peut exercer des effets négatifs sur la croissance : la réduction des opportunités d'investissement ; la diminution de l'incitation à emprunter ; l'accroissement de la volatilité macroéconomique.

Aghion, Caroli, Garcia-Penalosa (1999) dans le cadre d'un modèle de croissance endogène tirée par l'accumulation du capital physique et du capital humain (où les dotations en richesse et capital humain sont supposées hétérogènes) montrent que *le taux de croissance dépend de la distribution des investissements individuels en capital*. Sous l'hypothèse de rendements décroissants, d'une fonction de production concave et de marchés imparfaits, ils établissent qu'un fort degré d'inégalités dans les investissements individuels réduit le niveau de l'output total. Ceci ouvre la voie à une politique redistributive (des plus richement dotés vers les moins richement dotés) pour améliorer l'efficacité de la croissance.

Aghion et Bolton (1997) montrent qu'en présence d'aléa moral *ex ante*, une plus forte inégalité réduit l'incitation à accumuler de la richesse. Plus

la richesse initiale de l'emprunteur est faible, moins son niveau d'effort pour accroître la probabilité de réussite de son projet sera important. Ce problème d'aléa moral vient du fait que plus l'emprunteur a besoin de capital pour démarrer sa production, moins il est incité à fournir d'effort pour assurer son succès, dans la mesure où il partage une large part des bénéfices avec les prêteurs. Du point de vue des incitations, il vient qu'une politique de redistribution améliore le niveau d'effort des personnes, ce qui est favorable à la croissance.

En présence de tels problèmes d'incitations, plus la distribution de richesse est inégalitaire, plus faible sera le niveau d'effort agrégé dans la société. En conséquence, l'inégalité a un effet négatif à la fois sur le niveau de revenu et le taux de croissance.

Si la mise en évidence des effets négatifs d'un creusement des inégalités sur la croissance est consolidée sur un plan théorique, les tentatives de vérifications empiriques de cette liaison ont donné lieu à des résultats contrastés. Barro (1999), à partir d'un large échantillon de pays en développement et de pays développés, trouve pour les premiers une relation négative (un accroissement des inégalités nuit à la croissance), pour les seconds une relation positive (l'accroissement des inégalités est favorable à la croissance). Forbes (2000) teste un modèle où la croissance dépend notamment des inégalités de revenus (mesurées par le coefficient de Gini), du revenu, des niveaux d'éducation des hommes et des femmes. L'auteur met en évidence un effet positif de court terme entre croissance et inégalités (robuste aux différents tests économétriques effectués) mais souligne que ce résultat n'est pas nécessairement contradictoire avec l'existence d'une relation négative de long terme entre ces deux grandeurs. Banerjee et Duflo (2000) aboutissent à la conclusion principale que la relation inégalité et croissance n'est pas une relation linéaire⁽¹⁾ et avancent que celle-ci dépend crucialement de deux variables : du degré de conflit pour le partage de la richesse dans la société et du niveau initial d'inégalités dans cette société.

Il découle de la non-linéarité de la relation entre croissance et inégalités que tout changement dans les inégalités, quel qu'en soit le sens, est associé à une diminution du taux de croissance future. Tirer des conclusions de politique économique à partir de cet exercice n'est pas aisé puisqu'il ressort que toute redistribution dans un sens ou un autre introduit des distorsions qui pénalisent la croissance. Néanmoins, les auteurs insistent sur la dimension de court terme de cet effet : à long terme le conflit social est apaisé et l'économie se situe à des niveaux intermédiaires d'inégalités ; or, ces niveaux intermédiaires d'inégalités correspondent aux taux de croissance les plus élevés, ce qui fait qu'une réduction des inégalités peut être, à long terme, favorable à la croissance.

⁽¹⁾ Pour un degré de conflit faible, la relation entre le niveau d'inégalités et la croissance future a la forme d'une courbe en U inversée qui signifie qu'il y a moins de croissance pour des niveaux faibles et élevés d'inégalités ; pour un degré de conflit élevé dans la société, la relation trouvée entre croissance et inégalités a la forme d'une courbe en U, signifiant qu'il y a moins de croissance pour des niveaux intermédiaires d'inégalités.

Protection sociale, épargne et croissance

Dans le cadre de la théorie de la croissance, de nombreuses études empiriques ont cherché à établir l'impact des transferts sociaux sur le taux de croissance. Atkinson (1999) rappelle que les études qui abordent le sujet à un niveau très agrégé sous l'angle des relations directes entre niveau des dépenses de protection sociale et rythme de la croissance ne permettent guère de conclure⁽²⁾. La question du sens de causalité entre données agrégées de croissance économique et de protection sociale reste en fait relativement indéterminée.

Sur un plan théorique⁽³⁾, quelles que soient les formes envisagées pour les systèmes de protection sociale et la nature du régime de croissance retenue (endogène ou non), les résultats théoriques laissent entendre que l'effet négatif de la protection sociale (sous forme de transferts monétaires) sur la croissance *via* la distorsion de l'épargne induite est incontournable⁽⁴⁾.

D'un point de vue théorique, sur le cycle de vie, on peut considérer que l'épargne est réalisée pendant les années actives pour garantir la consommation durant les années inactives. Les régimes obligatoires de retraite constituent alors une alternative à l'épargne privée. Les régimes de retraite par répartition ne génèrent pas d'épargne mais un transfert des actifs vers les inactifs à un moment donné. Dans ces conditions, si la valeur actuelle des retraites est supérieure à la valeur actuelle des impôts ou cotisations, l'épargne privée risque de diminuer. Ando-Modigliani (1963) expliquent que l'existence d'un régime de retraite par répartition conduit à une dimi-

⁽²⁾ On peut schématiquement classer les études qui cherchent à apprécier l'impact d'une diminution des transferts sociaux sur le taux de croissance en trois catégories : celles qui ne trouvent aucun lien empirique significatif (Landau, 1985 et Hansson et Henrekson, 1994) ; celles qui trouvent un effet positif sur la croissance (Weede, 1986 et 1991, Nordström, 1992 et Persson et Tabellini, 1994) ; celles qui trouvent un impact négatif sur la croissance (Korpi, 1985, McCallum et Blais, 1987, Castles et Dowrick, 1990 et Sala-i-Martin, 1992).L'absence de références plus récentes sur cette manière d'aborder le sujet invite d'ailleurs à dépasser ce type d'analyse.

⁽³⁾ L'analyse des liens protection sociale – épargne – croissance est en général effectuée dans le cadre de modèles à générations imbriquées, où les agents vivent pendant deux périodes, travaillant pour un salaire w dans la première et vivant de leur retraite augmentée de leur épargne dans la seconde. Le raisonnement s'effectue le plus souvent à population constante. L'hypothèse macroéconomique standard est qu'il y a une fonction de bien-être dynastique : de ce fait, les problèmes redistributifs qui peuvent survenir dans le temps sont éludés par l'hypothèse que les choix de la génération présente incorporent le bien-être des générations futures. Mais donner un poids indépendant à chaque génération soulève deux problèmes délicats à traiter dans le cadre de ces modèles, celui du mode d'actualisation et celui de la pondération des générations selon leur taille.

⁽⁴⁾ Néanmoins, même sous l'hypothèse que la protection sociale diminue l'épargne et réduit le niveau de bien-être (Auerbach et Kotlikoff, 1987), on montre dans le cadre d'un modèle d'équilibre général où l'économie est efficiente à la Diamond (i.e. : non marquée par la suraccumulation de l'épargne) que la protection sociale exerce des effets positifs sur l'économie. La Sécurité sociale peut ainsi être introduite comme une manière de déplacer l'économie d'un équilibre inefficient, caractérisé par une suraccumulation du capital en un équilibre efficient en réduisant l'épargne (Diamond, 1965).

nution de l'épargne privée du fait que l'accroissement des pensions anticipées peut être perçu comme un effet de richesse qui entraîne une réduction de l'épargne. Barro (1974) relativise cet effet : sous l'hypothèse d'altruisme des générations, les impôts supportés par les actifs pour financer la retraite des inactifs ont pu être compensés par une épargne accrue de la génération précédente.

Partant de ce constat, un certain nombre de travaux ont cherché à identifier l'effet sur la croissance de coupes dans les programmes sociaux, sous l'hypothèse qu'une réduction des contributions devrait, via l'effet induit de reconstitution de l'épargne, favoriser la croissance. Quel est l'avantage comparatif des autres systèmes ? Atkinson (1999) se livre à une analyse des performances comparées des systèmes par répartition, des systèmes d'assistance, des systèmes de capitalisation par fonds de pension d'où il ressort que l'effet présumé négatif de la protection sociale sur la croissance doit être fortement relativisé.

Un système d'assistance sous condition de ressources est-il plus favorable à la croissance qu'un pur système de répartition ?

Si un système de transferts par répartition est remplacé par une logique d'assistance sous condition de ressources, il n'est plus possible de raisonner en termes d'agent représentatif. Il faut prendre en compte la distribution des salaires, et identifier deux populations, selon qu'elles se situent audessus ou en dessous du seuil de ressources retenu. Dans un raisonnement inter-temporel à deux périodes, la logique d'assistance introduit un plafonnement des pensions de retraite à un certain niveau et restreint le champ des bénéficiaires de l'allocation vieillesse. Il s'ensuit que le nouveau taux de la taxe levée sur le salaire des actifs à la première période pour financer le minimum vieillesse est inférieur à l'ancien.

Cette moindre taxation implique deux effets : pour les personnes éligibles à ce « minimum vieillesse », l'incitation à l'épargne devient nulle et l'épargne tombe à zéro (phénomène de « trappe à épargne ») ; pour les autres, l'épargne est accrue par rapport au système par répartition (elle est réduite à un taux inférieur au taux de cotisation sociale antérieur), ce qui est plus favorable à la croissance. L'effet final sur le volume d'épargne totale (et donc sur la croissance) est difficile à discerner : il dépend du nombre de personnes situées en dessous et au-dessus du seuil retenu. L'effet, sur la croissance, du passage⁽⁵⁾ d'un pur système de répartition à un système d'assistance sous condition de ressources n'est donc pas assuré.

⁽⁵⁾ Sachant que la plupart des systèmes existants combinent les deux.

Un système de capitalisation par fonds de pension est-il plus favorable à la croissance qu'un système de transfert par répartition ?

La supériorité d'un système d'épargne privée sur un système par répartition est affirmée dans le cas de marchés parfaits lorsque le taux de rendement de l'épargne est supérieur au taux de croissance $(r > g)^{(6)}$. Mais sous l'hypothèse d'imperfection de marché⁽⁷⁾, la gestion de l'épargne privée par des fonds de pension peut s'avérer non optimale.

Atkinson (1999) introduit le comportement de la firme dans l'analyse de la gestion de l'épargne retraite par un organisme financier. Il considère une firme maximisant sa valeur en bourse, ce qui la conduit à opter pour un taux de croissance interne qui dépend du taux d'intérêt et de ses coûts de production. En cas de gestion de l'épargne retraite des ménages par des fonds de pension, surviennent des problèmes d'agence entre gestionnaires des fonds de retraite et épargnants.

Les décisions de valorisation du fonds peuvent différer de l'objectif poursuivi par l'épargnant (garantie d'un flux de revenus certain). Ceci peut aboutir à une valorisation non optimale de l'épargne des particuliers ; dans un modèle de croissance endogène, ceci implique qu'un système de retraite par fonds de pension peut exercer des effets négatifs sur la croissance.

L'avantage comparatif des systèmes moins « destructeurs » d'épargne que les purs systèmes par répartition apparaît alors moins avéré dans tous les cas de figure. Il convient également de noter que la réduction des programmes sociaux n'est pas le seul moyen d'action dont dispose le gouvernement pour agir sur le taux d'épargne. Des incitations diverses à l'épargne peuvent renforcer le taux d'épargne à niveau de protection sociale inchangé, ce qui rend l'alternative entre système par répartition et fonds de pension moins cruciale.

Des liens potentiels plus directs entre protection sociale et croissance peuvent être mentionnés.

La protection sociale encouragement à la prise de risque et facteur de production potentiel ?

Tout d'abord, à partir de l'analyse du risque et dans la tradition de l'économie publique, la protection sociale peut être entendue, au sens large, comme « protection contre le risque social » et comme source « d'améliorations parétiennes » compensant les défaillances de marché. Hubbard et

⁽⁶⁾ Ce cas de figure correspond à une situation transitoire. À long terme, les économistes considèrent la « règle d'or » selon laquelle r=g: en effet, s'il existe des générations de taille différente, ceci joue sur l'offre de travail et l'offre d'épargne, et exerce un effet correcteur sur le prix des facteurs, qui à long terme tendent à s'équilibrer.

⁽⁷⁾ Ceci ne constitue évidemment pas une justification du maintien des systèmes de protection sociale dans le seul cas d'imperfections de marché. Réduire ces imperfections ou lever la contrainte de liquidité ne signifie pas que la protection sociale n'a plus de raison d'être.

Judd (1987), par exemple, étudient le rôle de la Sécurité sociale comme une assurance contre l'incertitude affectant le revenu individuel au cours du cycle de vie. La garantie de revenus sociaux en cas d'aléa de l'existence joue comme un facteur de sécurité susceptible de diminuer l'aversion au risque.

Une gestion optimale des « risques sociaux » peut être favorable à la croissance en encourageant précisément la prise de risque. Ahmad, Dreze et Sen (1991) analysent, dans cette perspective, la protection sociale comme une aide à l'adaptation technologique. Une mauvaise répartition du partage des risques dans une société implique un contre-emploi des techniques de production. Un système de protection sociale efficient peut contribuer à rendre optimale la prise de risque nécessaire aux mécanismes de la croissance. Si les mutations technologiques peuvent se lire comme des chocs qui creusent les inégalités (et la protection sociale est traditionnellement justifiée comme le moyen de lutter contre ces inégalités), l'approche en termes de risque social suggère qu'il est possible de renverser cette proposition. L'existence d'un système de protection sociale large et performant peut être un facteur encourageant la prise de risque technologique⁽⁸⁾, qui peut favoriser la croissance en facilitant la transition d'un secteur peu productif vers un secteur plus productif.

D'autres points gagneraient à être approfondis sur un plan théorique : un recours plus systématique à la notion de capital humain dans le cadre analytique de la croissance endogène permettrait d'envisager globalement la protection sociale comme un « facteur de production » potentiel.

Les très nombreuses études sur ce thème ont surtout traité de l'impact de l'éducation sur la croissance et convergent (tout au moins sur un plan théorique) pour considérer que le capital humain est un facteur de performance économique⁽⁹⁾. Cette démarche pourrait d'ailleurs sans doute être étendue aux différentes composantes de la protection sociale, sous l'hypothèse que les dépenses de santé, de retraite, les allocations familiales ou les allocations chômage enrichissent le capital humain à l'instar de l'éducation⁽¹⁰⁾.

⁽⁸⁾ Cet argument est d'autant plus fort que la fonction de production est soumise à une nonlinéarité des effets d'apprentissage.

⁽⁹⁾ Outre les mesures de la contribution du facteur éducation à la croissance économique dans les années soixante dans le sillage de Denison (1962), les modèles de croissance endogène avec capital humain (Uzawa, 1965 et Lucas, 1988) lient le niveau de progrès technique au niveau moyen de capital humain des travailleurs. C'est le niveau de formation et d'éducation qui conditionne le niveau technologique et donc la croissance. L'accumulation du capital humain participe donc de la diffusion mais aussi de la création du progrès technique et par conséquent de la croissance. Ohyama (1991) en intégrant le capital humain dans un modèle de croissance endogène met en évidence que des subventions publiques au capital humain permettent d'augmenter le taux de croissance à long terme. Barro et Lee (1996), Barro (1998), Benhabib et Spiegel (1994), Griliches (1997), Hanushek et Kim (1995), Mulligan et Sala-i-Martin (1995) et Pritchett (1996) s'intéressent plus particulièrement aux indicateurs pertinents de capital humain permettant de corroborer ou d'infirmer, sur un plan empirique, la liaison réputée positive entre éducation et croissance.

⁽¹⁰⁾ Si l'on considère par exemple que les dépenses liées à la politique familiale encouragent le processus de socialisation de l'enfant ou que les dépenses de santé, qui favorisent l'allongement de la vie, augmentent la rentabilité de l'investissement dans l'éducation.

La question de la légitimité des systèmes de protection sociale : une lecture à partir des modèles d'économie politique

Le développement récent des modèles d'économie politique qui combinent analyse économique et analyse politique a permis de donner une nouvelle dimension à l'analyse des systèmes de protection sociale. Les modèles d'économie politique à générations imbriquées respectent un cadre d'optimisation intertemporelle. Ces modèles à générations imbriquées distinguent généralement deux sources d'hétérogénéité : selon l'âge (deux, trois et parfois quatre générations sont distinguées) et selon le revenu (variable continue). Les régimes de protection sociale sont décrits de façon « réaliste » : ils comportent une part α reflétant la dimension contributive des systèmes et une part $(1-\alpha)$ reflétant la composante redistributive des systèmes. Sous l'hypothèse que les préférences des agents sont distribuées normalement, l'équilibre politique correspond au choix de l'électeur médian : pour α donné, les électeurs votent pour le taux d'imposition d'équilibre qui garantit le financement de la fraction $(1-\alpha)$ du système.

Les modèles d'électeur médian sont toutefois fragiles : notamment, l'existence d'un équilibre majoritaire est remis en cause dès lors que les électeurs ont à se prononcer sur plus d'une variable (ici, ils ne peuvent se prononcer à la fois sur le degré de redistributivité du système et sur le niveau de contributivité). Les hypothèses de comportement électoral de ces modèles peuvent être jugées naïves, ce qui amène à s'interroger sur la finalité de cette littérature : s'agit-il d'expliquer le développement historique des systèmes actuels de protection sociale ? Est-ce un moyen d'agréger les préférences individuelles? S'agit-il d'expliquer, en cas de choix unique, pourquoi il y aurait toujours une majorité en faveur d'un système de protection sociale? Mais dans ce cas, qui est le plus plausible, on peut regretter l'absence de considérations éthiques. Ces réserves, qui relativisent la portée conclusive de ces modèles, ne remettent cependant pas en cause leur apport à la question de la légitimité des systèmes de protection sociale. Ces modèles insistent sur le rôle du contrat social et éclairent la question de l'acceptation sociale des prélèvements.

Le rôle du contrat social

Les préférences fiscales des agents découlent de leur génération d'appartenance, de leur position dans la distribution des revenus par rapport au revenu médian, du rendement de l'épargne par rapport au rythme de la croissance (qui est aussi celui de la population, noté *n*). En ce sens, ces hypothèses peuvent apparaître réductrices.

Les retraités sont partisans du taux d'imposition le plus élevé possible : en effet, ce taux détermine le niveau de leurs pensions, mais n'a pas d'incidence sur leurs contributions (puisque celles-ci ont été payées à la période précédente). Les préférences des actifs découlent de leur position dans la distribution des revenus par rapport au revenu médian : un système

d'épargne privée aura la préférence des agents dont le niveau de revenu est situé au-delà du niveau de revenu médian. Seuls les travailleurs dont le taux de salaire est inférieur à ce niveau préfèrent un taux de prélèvement positif. Dans cette configuration, les actifs sont divisés en deux classes : ceux dont le revenu est supérieur au revenu médian sont partisans d'une épargne positive et d'un taux de prélèvement nul ; ceux dont le revenu est inférieur au revenu médian sont partisans d'une épargne nulle et d'une fiscalité positive. S'ajoutent les retraités dont les préférences vont à la fiscalité la plus forte. Le taux de fiscalité d'équilibre t^* est déduit de la procédure de vote majoritaire qui découle de la formation de coalitions entre ces trois classes.

La solution optimale dépend des évolutions comparées du taux de rendement de l'épargne privée r et de celui d'un système par répartition r: si r > n, l'effet redistributif de la Sécurité sociale est dominé par le rendement élevé de l'épargne privée et même les travailleurs les plus pauvres peuvent alors préférer épargner. Seuls les retraités soutiennent le système, ce qui est insuffisant. Dans tous les autres cas, la préférence pour une fiscalité positive est le résultat d'une coalition entre retraités et actifs au salaire médian sous l'hypothèse d'une élasticité de substitution σ inférieure à 1. Pour σ supérieur à 1, le taux de fiscalité préféré décroît avec le revenu, et la coalition majoritaire est alors composée des retraités et des plus pauvres des travailleurs (ceux dont le revenu est inférieur au revenu médian).

Mais la formation d'une coalition majoritaire est sensible au degré de redistributivité du régime : Casamatta, Cremer et Pestieau (2000) montrent que pour r=n, une variation du degré de contributivité n'affecte pas la coalition. En revanche, pour r < n (situation a priori la plus favorable au système par répartition), si le système devient plus contributif (si α augmente), il devient aussi moins attractif pour les travailleurs à bas salaires. Certains d'entre eux (les plus productifs) vont échanger ce système contre l'épargne privée ; le nouvel électeur décisif sera plus pauvre qu'avant et par conséquent, le taux choisi par cet électeur plus bas qu'avant. Dans le cas où r > n, et pour α proche de 1, les auteurs montrent que l'équilibre majoritaire va conduire à une remise en cause du système : en effet, le système de protection sociale est si peu redistributif que les plus pauvres des travailleurs ne le trouvent plus attractif et préfèrent l'abandonner au profit d'un système privé.

Plusieurs enseignements de ces modèles peuvent être mis en avant.

Les systèmes par répartition suscitent un plus fort soutien (électoral) que les systèmes privés : si on compare les performances respectives d'un système par répartition et d'un système de fonds de pension, il vient que dans un schéma de fonds de pension, le vote n'est d'aucun enjeu pour les retraités. Toutes les décisions importantes pour eux ont été prises dans le passé. Seule la population active importe dans la détermination de l'équilibre par le vote, alors que les retraités votent dans un système par répartition. La majorité est donc toujours plus large dans le cas d'un système par

répartition que dans le cas d'un fonds de pension. Dans le cadre de ce modèle, la prise en compte de pertes d'efficience provoquées par la fiscalité modifie la relation entre les pensions et les contributions⁽¹¹⁾. Le rendement du système de répartition dépend alors de la valeur du taux d'imposition. La coalition majoritaire en faveur du système par répartition est plus difficile à trouver et n'existe que sous certaines conditions relatives à la taille des générations et à la forme de la distribution des revenus. Des solutions mixtes, combinant système par répartition et fonds de pension ne sont plus à exclure.

Dans certains modèles, les systèmes par répartition peuvent remporter l'adhésion des plus riches : Cooley et Soares (1999) supposent, en dynamique, que la protection sociale diminue le niveau de consommation et d'épargne de chaque travailleur mais diminue également l'offre de travail et le stock de capital disponible à la période suivante. La chute du stock de capital augmente le taux d'intérêt à la période suivante (et diminue le salaire). Comme le taux de rendement réel de l'épargne augmente, ceci peut contribuer, par un effet indirect, à élargir (aux plus riches) la coalition en faveur du maintien du système par répartition, ce qui renforce son caractère soutenable. Cette conclusion rejoint celle d'études considérant le cycle démographique (Artus et Legros, 2000) : un vieillissement de la population (qui accroît l'offre d'épargne) combiné à un système de retraites par capitalisation exerce des effets à la baisse du taux de rendement de l'épargne, ce qui réduit l'efficacité de ces systèmes.

Les arguments de l'acceptation sociale des prélèvements

La plus large adhésion aux régimes de protection sociale est obtenue dans les modèles d'économie politique, soit à partir de l'hypothèse d'altruisme entre générations, soit dans le cadre de modèles réputationnels.

La justification de la préférence pour la protection sociale dans le cadre de modèles réputationnels

Cooley et Soares (1999) présentent le système de Sécurité sociale⁽¹²⁾ comme un jeu entre générations. Pour que le système soit soutenable, il faut qu'il existe un mécanisme de soutien de cet équilibre. Les auteurs montrent que la peur d'un effondrement du système si l'une des générations échoue à le maintenir conduit à le rendre soutenable. Le système est soutenu car l'électeur médian des générations à venir considèrera toujours ses contributions comme des fonds perdus si elles ne débouchent pas sur un versement effectif à sa retraite.

⁽¹¹⁾ Dans ce modèle, la perte d'efficience est de forme quadratique et ne s'applique qu'à la part non contributive du système de Sécurité sociale, les agents analysant leurs contributions comme un revenu différé.

⁽¹²⁾ Les auteurs limitent l'approche réputationnelle au seul cas des retraites.

Dans un jeu à un coup (à une période), les travailleurs refuseront de financer les retraites. L'équilibre du jeu à un coup sert de menace crédible pour introduire un comportement plus coopératif entre les agents : le coût de la défection aujourd'hui implique l'effondrement du système demain, ce qui incite les travailleurs à s'abstenir de tirer partie des bénéfices de court terme d'une déviation de façon à sécuriser le bénéfice que leur garantit le système présent en matière de retraite future. Il devient rationnel d'adopter un système de Sécurité sociale dans un jeu dynamique qui implique des interactions répétées entre les générations.

Le vote d'agents rationnels et anticipateurs ne peut porter que sur l'acceptation ou le rejet du niveau optimal issu du système en place, car les agents n'ont pas d'incitations à dévier de cet équilibre. Les électeurs votent ainsi sur le seul niveau soutenable de Sécurité sociale.

La préférence pour la Sécurité sociale ressort ainsi comme le choix d'agents économiques rationnels et anticipateurs.

L'hypothèse d'altruisme limité

Cette hypothèse (voir, par exemple, Tabellini⁽¹³⁾, 2000) permet de s'émanciper de l'hypothèse forte d'une reconduction tacite du régime à toutes les périodes.

Le programme de Sécurité sociale est choisi à chaque période en vertu d'un vote à la majorité. Il redistribue des parents vers les enfants aussi bien que des riches vers les pauvres dans la mesure où la dotation versée par l'État est une somme forfaitaire, alors que la contribution est proportionnelle au revenu (ce trait reflète, selon l'auteur, la dimension redistributive de tout système de Sécurité sociale). Toutes les générations en vie sont impliquées dans le vote, mais à chaque période, le régime de Sécurité sociale peut être remis en cause par le vote. Ceci rompt le lien entre les contributions courantes et les pensions futures. À chaque période, le vote porte sur le montant du transfert de la génération jeune à la génération âgée actuellement en vie, sans que cela ait la moindre répercussion sur la législation future. La politique optimale de l'électeur i en t est indépendante des décisions de vote passées et futures ; en ce sens, on peut considérer qu'il s'agit d'une conception « minimaliste » de l'altruisme puisqu'elle n'engage que les générations en vie.

L'équilibre politique est déterminé par la préférence de l'électeur médian. Pour identifier cet électeur médian, il faut combiner les deux groupes de votants, parents et enfants. Il ressort que la taille optimale du système de Sécurité sociale qui sera retenu dépend de deux facteurs principaux : de la proportion de jeunes dans la population ; de la distribution des revenus du travail au sein du groupe qui paye l'impôt.

⁽¹³⁾ L'auteur traite de la protection sociale au sens large, dans ses dimensions de redistribution inter et intra-générationnelle.

Le taux de contribution à la Sécurité sociale est négativement corrélé à *n* : si la proportion des jeunes dans la population augmente, une plus large fraction de la population totale s'oppose au système de Sécurité sociale. L'équilibre est donc de taille plus restreinte.

Deuxième élément, une distribution du revenu plus inégalitaire entraîne que l'électeur médian est plus pauvre, et donc plus favorable au système de Sécurité sociale ; la majorité en faveur de la Sécurité sociale est donc plus large dans les sociétés à forte inégalité de revenu (on retrouve l'argument des effets positifs sur la croissance d'une société plus égalitaire, sous l'hypothèse d'effets de distorsion introduits par la fiscalité).

Dans un cadre où la protection sociale opère une redistribution inter et intra-générationnelle, l'hypothèse d'altruisme même limité permet de comprendre pourquoi, même si les électeurs ne se sentent liés ni par leur vote passé ni par un quelconque engagement vis-à-vis des générations futures, une majorité d'entre eux reste favorable à un système de Sécurité sociale (qui bénéficie pourtant à une minorité).

L'approche d'économie politique permet de faire progresser l'analyse en termes de soutenabilité et d'acceptabilité de la protection sociale. Ces travaux montrent bien comment l'articulation des différents dispositifs de protection sociale contribue à sécuriser l'horizon économique des agents. Il ressort de ces analyses que la protection sociale constitue un engagement mutuel irréversible. La force de ce courant est de montrer que le choix de société en faveur d'une préférence pour un système par répartition se ramène à une explication tenant à la rationalité des agents et que ce choix est peut-être temporellement le plus cohérent.

Références bibliographiques

- Aghion P., E. Caroli E. et C. Garcia-Penalosa (1999): « Inequality and Economic Growth: The Perspective of The New Growth Theories », *Journal of Economic Literature*, vol. XXXVII, n° 4, décembre.
- Aghion P. et P. Bolton (1997): « A Trickle-Down Theory of Growth and Development with Debt Overhang », *Review of Economic Studies*, 64:2, pp 151-62.
- Aghion P., A. Banerjee et T. Piketty (1997): *Dualism and Macroeconomic Volatility*, Mimeo, University College, London.
- Aghion P. et P. Howitt (1998): *Endogenous Growth Theory*, Cambridge, MIT Press.
- Ahmad E., J. Dreze et A.K.(1991): *Social Security in Developing Countries*, Oxford University Press.

- Alesina A. et R. Perotti (1996): « Income Distribution, Political Instability and Investment », *European Econonomic Review*, 40:6, pp. 1203-28.
- Alesina A. et D. Rodrik (1994): « Distributive Politics, and Economic Growth », *Quaterly Journal of Economics*, 109:2, pp 465-90.
- Atkinson A.B. (1999): *The Economic Consequences of Rolling Back the Welfare State*, Munich Lectures in Economics, CES.
- Auerbach A.J., J. Gokhale et L.J. Kotlikoff (1991): « Generational Accounts: A Meaningful Alternative to Deficit Accounting » in *Tax Policy and the Economy*, Bradford (ed.), vol. 5, pp. 55-110, NBER et MIT Press, Cambridge.
- Auerbach A. et L. Kotlikoff (1987): *Dynamic Fiscal Policy*, Cambridge University Press.
- Banerjee A. et E. Duflo (2000): « Inequality and Growth: What Can the Data Say? », *NBER*, juin.
- Barro R. (1999) : « Inequality, Growth and Investment », *NBER Working Paper*, n° 7038, mars.
- Barro R. (1998): Human Capital and Growth in Cross-Countries Regressions, Harvard University, 1998.
- Barro R et J. Lee (1996): « International Measures of Schooling Years and Schooling Quality », *American Economic Review*, Papers and Proceedings, 86 (2), pp. 218-223.
- Becker G.S. (1988): « Family Economics and Macro Behavior », *American Economic Review*, 78 (1), pp. 1-13.
- Benabou R. (1996): « Inequality and Growth », *NBER Macroeconomics Annual*, 11, pp. 11-74.
- Benhabib J. et M. Spiegel (1994): « The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data»», *Journal of Monetary Economics*, 34, pp. 143-174.
- Bourguignon F. et D. Bureau (1999) : *L'architecture des prélèvements en France : état des lieux et voies de réformes*, Rapport du CAE, n° 17, La Documentation Française.
- Casamatta G., H. Cremer et P. Pestieau (2000): « The Political Economy of Social Security », *The Scandinavian Journal of Economics*, n° 3, vol. 102.
- Castles F.G. et S. Dowrick (1990): « The Impact of Government Spending Levels on Medium-Term Economic Growth in the OECD, 1960-85 » *Journal of Theoretical Politics*, 2, pp. 73-204.
- Chand S. et A. Jäger (1996): « Aging Populations and Public Pension Schemes », *IMF Occasional Paper*, 147, Washington DC.
- Cooley T.F et J. Soares (1999): « A Positive Theory of Social Security Based on Reputation », *Journal of Political Economy*, n° 1, vol. 107.

- Eichberger J. et I. Harper (1997): Financial Economics, Oxford University Press.
- Engen E.M. et W.G. Gale (1997): « Effects of Social Security Reform on Private and National Saving » in Social Security Reform, Sass et Triest (eds).
- Esping-Andersen G. (1999): Les trois mondes de l'État-providence. Essai sur le capitalisme moderne, PUF.
- Forbes K. (2000): « A Reassessment of the Relationship Between Inequality and Growth », American Economic Review, vol. 90, n° 4.
- Griliches Z. (1997): « Education, Human Capital and Growth: A Personal Perspective », Journal of Labour Economics, 15, pp. 330-342.
- Hansson P. et M. Henrekson (1994): « A New Framework for Testing the Effect of Government Spending on Growth and Productivity », Public Choice, 81, pp. 381-401.
- Hanushek E. et D. Kim (1995): « Schooling, Labor Force Quality, and Economic Growth », NBER Working Paper, n° 5399.
- Holzmann R. et S. Jorgensen (1999): « Social Protection as Social Risk Management: Conceptual Underpinnings for the Social Protection Sector Strategy Paper », World Bank Working Paper, n° 9904.
- Holzmann R. (2000): « The World Bank Approach to Pension Reform », *International Social Security Review*, 53, 1, pp. 11-34.
- Hubbard R.G. et K.L. Judd (1987): « Social Security and Individual Welfare: Precautionary Savings, Borrowing Constraints, and the Payroll Tax », American Economic Review, 77, pp. 630-46.
- Kotlikoff L.J. (1992): Generational Accounting: Knowing Who Pays, and When, for What we Spend, Eds. Free Press.
- Landau D.L. (1985): « Government Expenditure and Economic Growth in the Developed Countries: 1952-76 », *Public Choice*, 47, pp. 459-477.
- Legros F. (2000): Le choix du système de retraite, Séminaire CEVIPOF (Sciences Po) et Banque Mondiale.
- Lucas R. (1988): « On the Mechanics of Economic Development », Journal of Monetary Economics, 22, pp. 3-42.
- Masson A. (1998): « Quelle solidarité générationnelle ? État-providence vs. Entraide familiale », Document de Travail DELTA, nº 98-10.
- Masson A. (1999): « Économie des solidarités ? Familles, État et contrats générationnels », Document de Travail DELTA, n° 99-18.
- McCallum J. et A. Blais (1987) :» Government, Special Interest Groups, and Economic Growth », Public Choice, 54, pp. 3-18.
- Mulligan C. et X. Sala-i- Martin (1995): « Measuring Aggrave Human Capital », NBER Working Paper, n° 5016.

- Norström H. (1992): « Studies in Trade Policy and Economic Growth », *Institute* for International Economic Studies of Stockholm, Monograph, n° 20.
- Ohyama M. (1991) « Human Capital and Endogeneous Economic Growth », *Keio Economic Studies*, vol. XXVIII, n°1, pp. 1-14.
- Perotti R. (1993): « Political Equilibrium, Income Distribution and Growth », *Review of Economic Studies*, 60:4, pp. 755-76.
- Perotti R. (1996): « Growth, Income Distribution and Democracy: What the Data Say », *Journal of Economic Growth*, 1:2, pp. 149-87.
- Persson T. et G. Tabellini (1994): « Is Inequality Harmful for Growth? » *American Economic Review*, 84, pp. 600-21.
- Persson T. et G. Tabellini (1990): *Macroeconomic Policy Credibility and Politics*, Harwood Academic Publishers.
- Persson T. et G. Tabellini (à paraître): « Political Economics and Public Finance » in *Handbook of Public Economics*, Auerbach et Feldstein (eds), North-Holland.
- Piketty T. (1997): « The dynamics of the Wealth Distribution and the Interest Rate with Credit Rationing », *The Review of Economic Studies*, 64(2), pp. 173-180.
- Piketty T. (1996): « Inégalités et redistribution », *Revue d'Économie Politique*, 104:6, pp. 769-800.
- Pritchett L. (1996): « Where has all the Education Gone? », *World Bank Working Paper*, n° 1581.
- Sala-i-Martin X. (1992): « Transfers », NBER Working Paper, n° 4186.
- Tabellini G. (2000): « A Positive Theory of Social Security », *The Scandinavian Journal of Economics*, n° 3, vol. 102.
- Temple J. (1999): « The New Growth Evidence », *Journal of Economic Literature*, 37:1, pp. 112-56.
- Weede E. (1986): « Sectoral Reallocation, Distributional Coalitions and the Welfare State as Determinants of Economic Growth Rates in Industrialised Democracies », *European Journal of Political Research*, 14, pp. 501-19.
- Weede E. (1991) « The Impact of State Power on Economic Growth Rates in OECD Countries », *Quality and Quantity*, 25, pp. 421-38.

Complément C

Une vue d'ensemble des inégalités de revenu et de patrimoine

Jean-Michel Hourriez et Valérie Roux

INSEE

Les sources statistiques sur les revenus des ménages

Présentation des sources statistiques sur les revenus des ménages

L'INSEE dispose de deux types de sources statistiques pour appréhender les revenus des ménages :

- la source fiscale (enquêtes *Revenus fiscaux*);
- les enquêtes auprès des ménages (enquêtes *Budget de famille*, *Panel européen*, etc.)

Dans le premier cas il s'agit d'une exploitation des déclarations de revenus traitées par l'administration fiscale, dans le second cas le ménage est directement interrogé sur ses revenus par un enquêteur de l'INSEE.

Le principe des enquêtes *Revenus fiscaux* est de reconstituer les revenus d'un échantillon de ménages à partir de leur déclaration fiscale, ou bien de l'ensemble de leurs déclarations fiscales lorsqu'un même ménage rassemble plusieurs foyers fiscaux. L'analyse des revenus s'effectue ainsi au niveau du ménage plutôt que du foyer fiscal, ce qui distingue les enquêtes *Revenus fiscaux* des statistiques fiscales produites par la Direction générale des impôts (DGI). En outre, les prestations sociales non imposables (prestations familiales, aides au logement, minima sociaux) sont reconstituées sur barème ou par imputation économétrique. Rappelons que presque tous les foyers – imposables ou non – remplissent une déclaration fiscale, si bien que la source fiscale couvre pratiquement l'ensemble de la population.

Depuis 1996, l'opération est annuelle et l'échantillon est extrait de celui de l'enquête *Emploi*, ce qui rend possible l'étude des revenus des ménages en fonction de l'activité de leurs membres.

Les enquêtes *Budget de famille*, réalisées avec une périodicité quinquennale, comprennent un questionnaire détaillé sur les revenus annuels de chaque personne du ménage. L'épargne peut être analysée grâce à cette source à travers le solde des revenus et de la consommation.

Le *Panel européen* reprend le même questionnaire détaillé sur les revenus. Cette source présente deux atouts. D'une part sa dimension longitudinale : il s'agit d'un panel où les individus présents lors de la première interrogation (1994) sont réinterrogés chaque année. D'autre part sa dimension européenne : des opérations semblables sont réalisées dans la plupart des pays de la Communauté européenne, afin qu'Eurostat puisse produire des fichiers de données individuelles harmonisées au niveau européen. Huit vagues seront collectées de 1994 à 2001. À terme le Panel permettra des analyses inédites sur les trajectoires d'emploi et de revenus.

Comparaison des données fiscales et des données d'enquêtes

La source fiscale présente, par rapport aux enquêtes auprès des ménages, deux atouts qui en font la source de référence sur les revenus des ménages en France :

- son exploitation est peu coûteuse, d'où la constitution de gros échantillons (70 000 ménages actuellement pour les enquêtes Revenus fiscaux, contre 10 000 dans les enquêtes Budget et 7 000 dans le Panel européen);
- les déclarations au fisc sont réputées plus fiables que les déclarations lors d'une interview. Outre les omissions volontaires (présentes dans les deux cas), les données d'enquêtes auprès des ménages sont entachées de diverses erreurs de mesure (montants approximatifs, perte de mémoire, confusion des périodes de références, erreurs de saisie...) dont sont a priori exemptes les déclarations fiscales, remplies sur la base de documents écrits et vérifiées tant par le contribuable que l'administration. Les erreurs aléatoires de mesure apparaissent nettement dans le Panel européen : les variations de revenus observées d'une année sur l'autre résultent en partie de ces erreurs, ce qui rend difficile l'analyse des trajectoires des revenus (durabilité de la pauvreté, etc.).

Toutefois la source fiscale présente plusieurs inconvénients, de sorte que les enquêtes ménages demeurent un complément utile :

- la disponibilité des données est plus tardive que pour les enquêtes ménages (il faut compter une année de traitement des déclarations par l'administration fiscale plus une année de calculs par l'INSEE);
- les prestations sociales sont imputées et non observées. Si les imputations sont fiables pour les prestations dont les conditions d'attribution sont simples (allocations familiales de base), elles requièrent des hypothèses dans le cas de prestations plus complexes (minima sociaux, aides au logement), notamment lorsque l'on présume que certains ménages ne font pas

valoir leurs droits (RMI et minimum-vieillesse). Par ailleurs les aides sociales locales ne sont pas imputées ;

- les impôts mentionnés dans la source fiscale ne tiennent pas compte des recours gracieux (qui permettent notamment à certains ménages modestes d'être dispensés de taxe d'habitation);
- diverses catégories de revenus ne figurent pas ou partiellement sur la déclaration : primes de participation et intéressement et plus généralement revenus de l'épargne salariale, indemnités de licenciement, etc.

Les deux types de source ne parviennent pas à mesurer correctement deux catégories de revenu :

- les revenus d'activité indépendante. Ceux qui figurent sur la déclaration fiscale ne sont pas directement comparables à des salaires, sans même tenir compte de l'évasion fiscale. Interrogés dans les enquêtes, les indépendants ne peuvent communiquer que le revenu qu'ils déclarent au fisc, ou sinon d'autres grandeurs qui ne s'apparentent pas à la rémunération du travail (recette ou chiffre d'affaires, etc.);
- les revenus du patrimoine. Ils échappent largement à la déclaration fiscale, soit parce qu'ils sont exonérés d'impôt sur le revenu (livrets réglementés, épargne-logement, PEA, PEP et assurance-vie), soit parce qu'ils sont soumis à un prélèvement libératoire à la source (intérêts d'obligations, bons, etc.), soit parce que les revenus fonciers nets reportés sur la déclaration fiscale ne reflètent pas le revenu économique (abattements forfaitaires, amortissements Périssol et Besson, etc.). Il en va de même des plus-values. En outre, l'apparition de nouvelles enveloppes défiscalisées explique que la fraction des revenus du patrimoine couverte par les déclarations fiscales s'est réduite au cours des années quatre-vingt-dix. Le taux de couverture n'est plus que d'un quart environ. Quant aux enquêtes auprès des ménages, elles sous-estiment fortement les revenus du patrimoine : même dans les enquêtes que l'INSEE consacre au thème du patrimoine, les montants des actifs financiers déclarés par les enquêtés ne couvrent que la moitié du patrimoine financier des ménages estimé par la Banque de France.

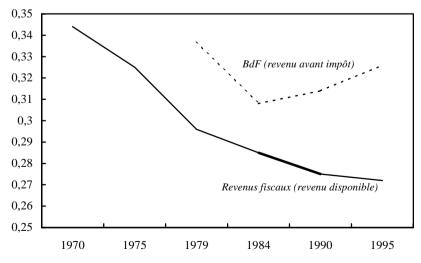
Une autre limite commune aux deux sources est qu'elles ne couvrent que le champ des ménages ordinaires. L'observation des « sans domicile fixe » ou des personnes en institution nécessitant des enquêtes spécifiques (par exemple l'enquête sans domicile fixe ou l'enquête handicap-invalidité-dépendance de l'INSEE).

La source fiscale et les enquêtes ménages produisent des estimations voisines du revenu moyen de la population, mais la dispersion des revenus apparaît plus élevée dans les enquêtes ménages que dans les revenus fiscaux (graphique 1). Il y a notamment plus de bas revenus selon les enquêtes, avec un écart de deux points sur le taux de pauvreté (graphique 2). Cet écart concerne surtout les personnes âgées. Trois causes peuvent être invoquées pour l'expliquer :

• comme nous l'avons déjà indiqué, les revenus d'origine fiscale sont réputés de meilleure qualité que ceux provenant des enquêtes auprès des ménages. Dans ces dernières, les erreurs aléatoires de déclaration accroissent la dispersion apparente des revenus. En particulier, certains enquêtés qui oublient de mentionner une partie de leurs ressources sont considérés à tort comme pauvres. Ce comportement de sous-déclaration serait plus fréquent chez les personnes âgées. Le taux de pauvreté est donc certainement surestimé dans les enquêtes, notamment pour les plus âgés;

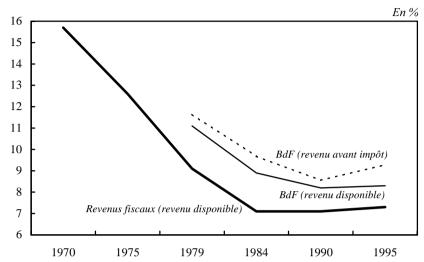
- inversement, les enquêtes Revenus fiscaux ont tendance à sous-estimer la pauvreté, notamment chez les plus âgés. En effet, en dépit des redressements opérés, l'échantillon sous-représente certaines populations ne remplissant pas de déclaration au fisc. *A priori* il s'agit de ménages non imposables qui ne demandent aucune prestation, puisqu'un avis de non-imposition est exigé pour l'attribution de prestations sous conditions de ressources. Il s'agit notamment des personnes âgées n'ayant pas droit au minimum vieillesse (ou ne faisant pas valoir ce droit). L'absence de déclaration, fréquente par le passé, ne concernerait plus aujourd'hui que 2 % des ménages ;
- dans les données fiscales, les impôts sont cohérents avec les revenus déclarés. Au contraire, dans les enquêtes, le montant d'impôt indiqué par le ménage interrogé se réfère au revenu perçu un an voire deux ans auparavant. Certains ménages indiquent donc un revenu faible mais un impôt élevé. De ce fait, 1 à 2 % des ménages ont un revenu après impôt inférieur au seuil de pauvreté alors que leur revenu avant impôt est supérieur au seuil. Ceci a pour effet d'accroître le taux de pauvreté mesuré dans les enquêtes sur la base du revenu disponible. De ce fait, les statistiques publiées se réfèrent parfois au revenu avant impôt. Mais alors le taux de pauvreté est surestimé pour une autre raison : le seuil de pauvreté prend une valeur plus élevée car il est calculé d'après le revenu médian avant impôt.

1. Indice de Gini comparé dans les enquêtes Revenus fiscaux et Budget de famille



Sources: INSEE-DGI, enquêtes Revenus fiscaux et Budget de famille.

2. Taux de pauvreté comparé dans les enquêtes Revenus fiscaux et Budget de famille



Sources: INSEE-DGI, enquêtes Revenus fiscaux et Budget de famille.

Définitions théoriques du revenu et définitions utilisées en pratique

Deux notions de revenu sont couramment définies : le *revenu disponible*, sur lequel est fondé la mesure des inégalités de niveau de vie ; le *revenu primaire*, qui permet d'appréhender les inégalités avant la redistribution opérée par le système de transferts.

Le revenu disponible

Sur le plan théorique, il existe un certain consensus pour définir ainsi le revenu disponible.

Revenu disponible

- = revenus d'activité (salaires, bénéfices) nets de cotisations sociales
- + revenus de remplacement (indemnités de chômage, pensions de retraite) nets de cotisations sociales
- + revenus du patrimoine
- + solde des transferts reçus et versés à d'autres ménages (pensions alimentaires, etc.)
- + prestations sociales non contributives (prestations familiales, aides au logement, minima sociaux)
- impôts directs (IRPP, TH, CSG + CRDS + prélèvement social)

On peut toutefois débattre de l'ajout d'autres éléments comme les loyers imputés aux propriétaires, les plus-values, ainsi que divers revenus en nature : soins médicaux, éducation, autoconsommation alimentaire...

En pratique, les revenus du patrimoine étant mal mesurés, on préfère parfois les exclure dans un souci de comparabilité intertemporelle. Des études ponctuelles ont cependant tenté de reconstituer par imputation économétrique des revenus du patrimoine recalés sur données macroéconomiques.

Le revenu primaire

Sur le plan théorique, le revenu primaire devrait être calculé non seulement avant impôt et prestations, mais aussi avant prise en compte des cotisations sociales et revenus de remplacement, ceci afin de définir un *revenu de marché* comparable sur le plan international quelle que soit la structure du système de transfert.

Revenu de marché

- = revenus d'activité (salaires, bénéfices) « super-bruts » (revenus bruts + cotisations patronales)
- + revenus du patrimoine
- + solde des transferts reçus et versés à d'autres ménages (pensions alimentaires, etc.)

Cette définition n'a de sens que sur la population en âge de travailler. Pour les retraités ce revenu serait quasiment nul puisqu'il n'inclut pas les pensions de retraite.

En pratique ce revenu de marché n'est pas calculé dans les sources statistiques, car ces sources ne mesurent que les salaires nets de cotisations. La reconstitution des salaires « super-bruts » nécessite des imputations qui ne sont pas réalisées de manière systématique. Il est donc d'usage de considérer plutôt le *revenu déclaré au fisc*, que les ménages connaissent bien puisqu'il s'agit (au problème de la CSG près^(*)) de la somme des revenus qu'ils inscrivent en remplissant leur déclaration fiscale.

^(*) Depuis l'introduction d'une composante déductible de la CSG en 1997, les revenus que les ménages reportent effectivement sur leur déclaration ne correspondent plus exactement au revenu avant impôts et prestations :

Revenu reporté sur la déclaration fiscale = Revenu déclaré (avant CSG déductible) – CSG déductible

Les études de Breuil-Genier et Murat-Roth-Starzec citées dans le rapport Atkinson, Glaude et Olier ont appréhendé l'introduction de la CSG-CRDS en la déduisant intégralement du revenu déclaré, de façon à retrouver le revenu perçu par le ménage net de prélèvements à la source. Ainsi, on a les formules :

Revenu initial (Breuil-Genier) = revenu reporté sur la déclaration fiscale (non compris les revenus du patrimoine) – CSG non déductible – CRDS

Revenu de référence (Starzec-Roth-Murat) = revenu initial + revenus du patrimoine recalés

Revenu déclaré (avant CSG déductible)

- = Revenus d'activité (salaires, bénéfices) nets de cotisations sociales
- + Revenus de remplacement (indemnités de chômage, pensions de retraite) nets de cotisations sociales
- + Revenus du patrimoine (dont la prise en compte varie selon les études(*))
- + Solde des transferts reçus et versés à d'autres ménages (pensions alimentaires, etc.)

Ce revenu déclaré est un revenu avant impôts et prestations :

Revenu disponible

- = Revenu déclaré (avant CSG déductible)
- + Prestations sociales non contributives (famille, logement, minima sociaux)
- Impôts directs (IRPP, TH, CSG + CRDS + prélèvement social)
- (*) Selon les études, les revenus du patrimoine sont :
- soit non pris en compte (« *revenu initial* » de l'étude Breuil-Genier, *cf.* troisième chapitre du rapport Atkinson, Glaude et Olier) ;
- soit pris en compte tels qu'ils figurent sur la déclaration fiscale (résultats de l'INSEE sur la pauvreté, *cf.* Synthèses n° 47);
- soit recalés sur données macroéconomiques (« revenu de référence » de l'étude Murat-Roth-Starzec, cf. troisième chapitre du rapport Atkinson, Glaude et Olier).

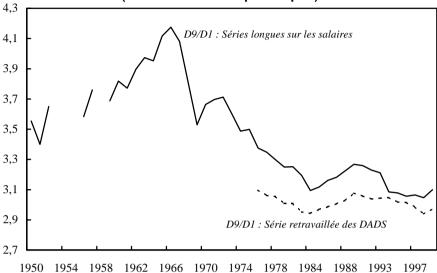
Les inégalités salariales

Les inégalités entre salariés à temps plein sont restées stables

Les séries des déclarations annuelles de données sociales (DADS) (voir encadré suivant) permettent d'appréhender l'évolution de l'éventail des salaires nets à temps complet depuis 1950 dans le secteur privé (graphique 3). L'éventail des salaires s'est tout d'abord ouvert de 1950 à 1967, la croissance des salaires bénéficiant moins aux bas salaires dans un contexte où le salaire minimum (SMIG) suivait l'inflation. Les inégalités entre les salariés à temps complet se sont ensuite réduites jusqu'en 1984, grâce à la très forte revalorisation du salaire minimum interprofessionnel (devenu SMIC). Après avoir légèrement augmenté au cours de la seconde moitié des années quatre-vingt, les inégalités se seraient stabilisées durant les années quatre-vingt-dix et même légèrement réduites en fin de période.

En l'espace de cinquante ans, le poids des cotisations sociales (salariales et patronales) s'est accru pour les salaires les plus élevés avec le déplafonnement progressif des cotisations, tandis qu'il s'est allégé pour les salaires les plus faibles dans les années quatre-vingt-dix avec l'instauration de mesures d'allégements de charges sur les bas salaires. Il en résulte que l'éventail des coûts salariaux (salaires super-bruts), qui était plus resserré que celui des salaires nets en 1950 (rapport interdécile de 3,3 contre 3,6 pour les salaires nets), est plus élargi en 1996 (un peu moins de 3,4 contre un peu moins de 3,1). L'éventail des salaires super-bruts retrouve son niveau d'il y a cinquante ans, au-delà des variations qu'il a connues d'une décennie sur l'autre.

3. Évolution des inégalités salariales dans le secteur privé (salaires nets à temps complet)



Champ: Salariés du secteur privé et des entreprises publiques à temps complet hors apprentis, stagiaires, salariés agricoles, personnels domestiques.

Note: Les séries longues sur les salaires s'appuient sur les fichiers définitifs des DADS. Les séries retravaillées (Le Minez, 1998) traitent de façon harmonisée, à partir de 1976, les salaires aberrants. Ainsi, les rémunérations inférieures à 0,4 SMIC ont été d'emblée éliminées et celles comprises entre 0,4 et 0,8 SMIC ont été retraitées. Au final, la limite du premier décile a été rehaussée, notamment de 1976 à 1993, et le rapport inter-déciles est d'un niveau plus faible et ne diminue pas de 1993 à 1994. Les années 1998 et 1999 sont encore provisoires.

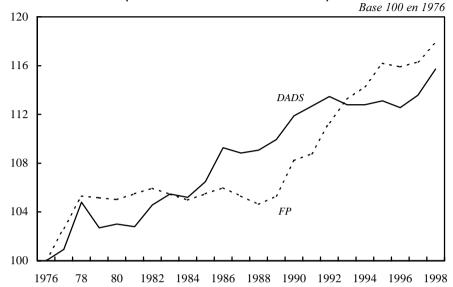
Source: Déclarations annuelles de données sociales (DADS), INSEE.

Évolution comparée des salaires dans le secteur privé et dans la fonction publique

Comparer les salaires du secteur public et du secteur privé est relativement difficile. En effet, ces deux secteurs ont des logiques de fonctionnement et d'organisation foncièrement différentes : en particulier, les postes de travail et donc les qualifications qu'ils requièrent sont assez dissemblables. De plus, la Fonction publique d'État comporte proportionnellement plus de salariés des catégories socioprofessionnelles qualifiées. Ainsi, les disparités d'évolutions entre ces deux secteurs dépendent pour une part de leur différence de structure de poste de travail.

Néanmoins, sur la période 1982-1998, l'évolution des salaires moyens nets du privé et de la fonction publique est assez voisine, les salaires du public ayant rattrapé dans les années quatre-vingt-dix le retard pris dans les années quatre-vingt. Les évolutions résultent de logiques différentes : dans le cas du secteur privé, le mouvement des salaires peut être rapproché du cycle conjoncturel. Dans le cas du public, les évolutions sont directement liées à des règles centralisées (gel des salaires de 1982 à 1988, réformes catégorielles de 1988 à 1998).

4. Évolution des salaires nets annuels moyens, en francs constants dans le secteur privé et semi-public et dans la Fonction publique d'État (hors la Poste et France Télécom)



Champ: Public: de 1976 à 1982: ensemble des agents civils de l'État à temps complet; de 1982 à 1998 ensemble des agents civils de l'État en équivalent temps complet (hors la Poste et France Télécom). Privé: ensemble des salariés à temps complet du secteur privé et « semipublic »; les données de 1998 sont des actualisations de la dernière année disponible 1997.

Note: Les années 1990 et 1993 dans le secteur privé et les entreprises publiques résultent d'estimations, suite à l'absence d'exploitation des DADS en 1990, et à des modifications de traitement avant le changement du système d'exploitation introduisant une rupture de série en 1993.

Sources: Déclarations annuelles de données sociales (DADS), INSEE et fichiers de paie des agents de l'État, INSEE.

Les déclarations annuelles de données sociales (DADS)

Les DADS enregistrent les salaires annuels (y compris primes, heures supplémentaires, etc.) nets de cotisations sociales. Ces salaires sont rapportés à la période durant laquelle ils ont été acquis (en jours). Un salarié qui travaille au moins 80 % de l'horaire légal ou conventionnel est considéré à temps plein.

La chaîne d'exploitation des DADS a été modifiée en 1993 : de 1976 à 1992, seulement un vingt-cinquième des salariés était échantillonné ; à partir de 1993, l'exploitation est devenue exhaustive et une variable relative au nombre d'heures salariées est apparue. Les contrôles ont donc pu être renforcés. Cependant l'avènement de la nouvelle chaîne a provoqué dans la série retravaillée un pic en 1993 non explicable, qui a été lissé sur le graphique. Cette série retravaillée est plus cohérente que la série traditionnelle qui enregistrait en 1994 une hausse brutale et artificielle du premier décile

Les inégalités de patrimoine

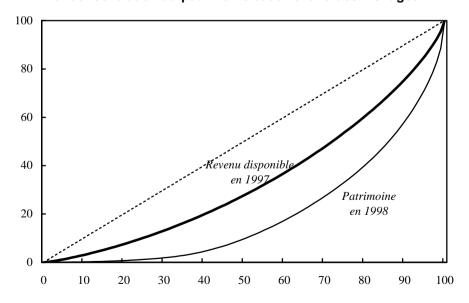
La concentration du patrimoine

Le taux d'épargne d'un ménage progresse en fonction de son revenu : nul, voire négatif dans le premier quartile, il avoisine 20 % dans le quartile de revenu le plus élevé. Le patrimoine étant, si l'on excepte la perception d'héritage ou de donation, le résultat de l'accumulation de l'épargne, il a une élasticité par rapport au revenu comparable à celle de l'épargne (voisine de 1,4). Au sein des ménages d'une même classe d'âge, le patrimoine est donc plus concentré que le revenu, avec un indice de Gini compris entre 0,5 et 0,65 selon les générations (contre 0,3 environ pour le revenu).

À ce phénomène s'ajoute un effet cycle de vie qui accroît encore la concentration du patrimoine. En effet, le patrimoine moyen croît avec l'âge de la personne de référence pour atteindre un maximum vers 55 ans en 1998. Puis il décroît fortement pour les ménages plus âgés, cette décroissance étant davantage imputable à un effet génération qu'à une consommation du patrimoine en fin de cycle de vie.

Au total, sur l'ensemble de la population, le patrimoine s'avère plus inégalement réparti que le revenu. L'indice de Gini est compris entre 0,6 et 0,7 : les 10 % des ménages les plus riches se partagent plus de 40 % du patrimoine total – dont environ 15 % pour les 1 % les plus riches – tandis qu'en bas de l'échelle la moitié des ménages ne possèdent que 10 % du patrimoine.

5. Concentration du patrimoine et du revenu des ménages

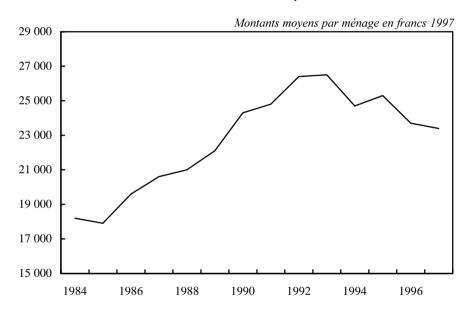


Source: INSEE, enquête Patrimoine, 1998.

Les revenus courants engendrés par le patrimoine de rapport

Le patrimoine de rapport détenu par les ménages engendre des revenus (intérêts, dividendes, loyers). Ceux-ci contribuent à accroître les inégalités de revenus. En effet, plus on s'élève dans l'échelle des niveaux de vie, plus les revenus du patrimoine représentent une part croissante du revenu total, ce qui est la conséquence de l'élasticité-revenu supérieure à 1 du patrimoine. Ainsi le quart des ménages ayant le niveau de vie le plus élevé touche huit fois plus de revenus du patrimoine que le quart des ménages ayant le niveau de vie le plus faible, alors qu'il ne gagne que cinq fois plus sous forme de revenus d'activité ou de remplacement.

6. Évolution des revenus du patrimoine



Source: Calculs INSEE d'après données INSEE, BDF, SBF, SAFER et Notaires parisiens.

Toutefois, il apparaît aussi que les ménages à bas revenu touchent plus de revenus du patrimoine, en proportion de leur revenu, que le reste de la population. Ceci provient d'une population d'anciens indépendants touchant une très faible retraite mais ayant accumulé du patrimoine. Cette population tend à se réduire, de sorte que les revenus du patrimoine se concentrent de plus en plus chez les hauts revenus : entre 1984 et 1994, la part des revenus du patrimoine perçue par le quart des ménages les plus aisés serait passée de 58 à 62 %, selon les enquêtes Budget de famille. Ainsi le caractère inégalitaire des revenus du patrimoine aurait tendance à s'accroître.

L'impact des revenus du patrimoine sur les inégalités de niveau de vie est bien sûr proportionnel à leur importance dans le revenu des ménages au niveau macroéconomique. Or depuis le début des années quatre-vingt, tandis que le revenu des ménages progresse modérément (environ +1 % par an en termes de niveau de vie), le patrimoine des ménages progresse rapidement (environ +3 % par an) et plus encore le patrimoine de rapport (+5 % par an entre 1984 et 1997). Il en résulte une tendance à l'accroissement des revenus du patrimoine, qui a toutefois été contrariée par la baisse des taux de rendement dans les années quatre-vingt et plus encore dans les années quatre-vingt-dix. Les revenus du patrimoine ont fortement progressé jusqu'en 1993 avant de diminuer légèrement depuis.

Évolution des inégalités de revenu de 1970 à 1997

Inégalités sur l'ensemble de la population

De 1970 à 1997, en francs constants, les revenus et le niveau de vie des ménages se sont accrus à un rythme voisin de 5 % par an avant 1979, plus lentement ensuite. Ainsi, en 1970, un ménage sur deux avait un niveau de vie inférieur à 3 900 francs par mois contre moins de 20 % des ménages en 1997.

Sur la période, les inégalités se sont réduites progressivement tant en termes de revenu déclaré qu'en termes de revenu disponible : la réduction des inégalités a été rapide durant les années soixante-dix, avant de se ralentir dans les années quatre-vingt puis de cesser pratiquement dans les années quatre-vingt-dix.

1. Inégalités^(*) de revenu déclaré par unité de consommation

En francs constants

| | 1970 | 1975 | 1979 | 1984 | 1990 | 1997 |
|-------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| Moyenne | 60 299 | 76 318 | 86 885 | 89 047 | 93 505 | 98 554 |
| D1 | 14 249 | 20 674 | 26 583 | 28 039 | 31 665 | 32 788 |
| D5 (médiane) | 47 122 | 62 088 | 72 674 | 75 114 | 79 720 | 84 832 |
| D9 | 116 206 | 140 613 | 154 530 | 158 270 | 162 744 | 174 215 |
| C95 | 148 734 | 178 387 | 195 464 | 200 673 | 204 039 | 219 979 |
| D9/D1 | 8,2 | 6,8 | 5,8 | 5,6 | 5,1 | 5,3 |
| S80/S20 | 10,3 | 8,8 | 7,6 | 7,3 | 6,7 | 6,8 |
| Gini | 0,41 | 0,39 | 0,37 | 0,36 | 0,34 | 0,34 |
| Theil | 0,30 | 0,27 | 0,25 | 0,23 | 0,21 | 0,20 |
| Atkinson (s = -0.25) | 0,35 | 0,32 | 0,29 | 0,27 | 0,24 | 0,24 |
| Atkinson ($s = 0,25$) | 0,21 | 0,19 | 0,17 | 0,16 | 0,15 | 0,14 |
| | | | | | | |

Champ: Ensemble des ménages ordinaires (non compris les ménages dont la personne de référence est étudiante), dont le revenu déclaré est positif ou nul et le revenu disponible positif.

Notes: Il s'agit du revenu déclaré avant CSG déductible, les revenus du patrimoine sont exclus ; (*) Les définitions des indicateurs d'inégalité sont données dans l'encadré suivant.

Source: INSEE-DGI, enquêtes Revenus fiscaux.

2. Inégalités^(*) de revenu disponible par unité de consommation

En francs constants

| | 1970 | 1975 | 1979 | 1984 | 1990 | 1997 | |
|-------------------------|---------|---------|--------------|---------|---------|---------|--|
| Moyenne | 58 608 | 72 398 | 82 433 84 02 | | 88 546 | 91 656 | |
| D1 | 21 976 | 28 927 | 36 191 | 39 792 | 42 140 | 43 602 | |
| D5 (médiane) | 48 883 | 62 505 | 72 253 | 73 935 | 78 908 | 81 221 | |
| D9 | 106 116 | 125 210 | 136 224 | 138 751 | 143 562 | 148 495 | |
| C95 | 130 641 | 153 520 | 165 268 | 168 598 | 172 620 | 179 232 | |
| D9/D1 | 4,8 | 4,3 | 3,8 | 3,5 | 3,4 | 3,4 | |
| S80/S20 | 6 | 5,6 | 4,6 | 4,3 | 4,1 | 3,9 | |
| Gini | 0,34 | 0,32 | 0,3 | 0,29 | 0,28 | 0,27 | |
| Theil | 0,2 | 0,18 | 0,16 | 0,14 | 0,13 | 0,13 | |
| Atkinson (s = -0.25) | 0,23 | 0,23 | 0,18 | 0,18 | 0,16 | 0,14 | |
| Atkinson ($s = 0.25$) | 0,14 | 0,13 | 0,11 | 0,1 | 0,09 | 0,09 | |

Notes: Les revenus du patrimoine sont exclus; (*) Les indices d'inégalité sont définis dans l'encadré suivant.

Champ: Ensemble des ménages ordinaires (non compris les ménages dont la personne de référence est étudiante), dont le revenu déclaré est positif ou nul et le revenu disponible positif.

Source: INSEE-DGI, enquêtes Revenus fiscaux.

Inégalités entre ménages de salariés ou chômeurs

Pour les salariés ou les chômeurs ayant déjà travaillé en tant que salarié, l'évolution récente des revenus est moins favorable. En effet, si les revenus déclarés et le niveau de vie ont progressé pour tous les déciles sur la période 1970-1984, les évolutions récentes ont été beaucoup plus contrastées. Après une relative stabilisation durant la période 1984-1990, les déciles les plus bas ont vu leur revenu déclaré diminuer de 1990 à 1997, tandis que le revenu déclaré augmentait assez fortement pour les déciles les plus hauts. En termes de revenu disponible, ces évolutions ont été légèrement atténuées, notamment en bas de la distribution grâce à la montée en charge du RMI et des aides au logement. Au final, les inégalités ont cessé de baisser dans les années quatre-vingt-dix au sein des ménages salariés.

Inégalités entre ménages de retraités

Les inégalités de niveau de vie entre retraités se sont réduites jusqu'en 1984 avant de se stabiliser. Cette baisse des inégalités entre ménages âgés a été favorisée par les fortes revalorisations du minimum vieillesse intervenues entre 1975 et 1984. Ainsi, en francs constants, le premier décile de niveau de vie des retraités a doublé entre 1970 et 1984. En outre, avec l'arrivée progressive à la retraite de personnes ayant cotisé durant toute leur vie professionnelle au système par répartition et ayant liquidé leur re-

traite dans des conditions plus avantageuses que par le passé, puis avec l'arrivée à la retraite de femmes ayant eu des carrières complètes, les revenus des ménages retraités ont fortement progressé tout le long de la période. Les montants des pensions perçues par les nouvelles générations de retraités sont également de moins en moins dispersés.

Définitions

Niveau de vie

Revenu disponible par unité de consommation. L'échelle d'unité de consommation utilisée par l'INSEE comme par Eurostat attribue 0,5 unité de consommation aux adultes de 14 ans ou plus à partir du deuxième et 0,3 unité de consommation aux enfants.

Statut

Les ménages sont classés d'après le statut de la personne de référence en quatre catégories : salariés ou chômeurs, retraités, indépendants, autres inactifs. Un chômeur dont le dernier emploi était salarié sera classé comme « salarié ou chômeur » tandis qu'un chômeur n'ayant jamais travaillé sera considéré comme inactif.

Indicateurs d'inégalité

Ils prennent une valeur d'autant plus élevée que les inégalités sont importantes.

Le rapport interdécile D9/D1 est le ratio des deux limites de déciles extrêmes D9 et D1.

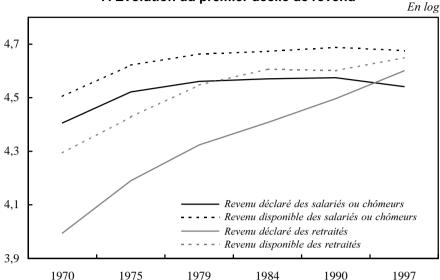
Le rapport S80/S20 est le ratio des moyennes des revenus des 20 % les plus riches et des 20 % les plus pauvres.

L'indice de Gini vise à résumer la courbe de Lorenz qui se définit en abscisse par le pourcentage de ménages percevant les revenus les plus faibles et en ordonnée par la masse de revenu que totalisent ces ménages.

L'indice de Theil mesure l'écart entre la distribution égalitaire (distribution uniforme) et la distribution constatée.

L'indice d'Atkinson traduit l'aversion de la population pour l'inégalité à travers un paramètre s inférieur à 1 : plus s est proche de 1, plus l'aversion pour l'inégalité est faible ; plus il décroît, plus on attache d'importance aux revenus les plus faibles.

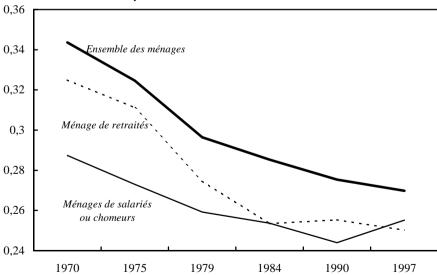
7. Évolution du premier décile de revenu



Champ: Ménages ordinaires dont la personne de référence est salariée, chômeuse ou retraitée (non compris les ménages dont la personne de référence est étudiante), dont le revenu déclaré est positif ou nul et le revenu disponible positif.

Note : Les revenus du patrimoine sont exclus ; le revenu déclaré réintègre la CSG déductible. *Source* : INSEE-DGI, enquêtes *Revenus fiscaux*.

8. Évolution des inégalités de revenu disponible par unité de consommation



Champ: Ménages ordinaires (non compris les ménages dont la personne de référence est étudiante), dont le revenu déclaré est positif ou nul et le revenu disponible positif.

Note: Les revenus du patrimoine sont exclus.

Source: INSEE-DGI, enquêtes Revenus fiscaux.

Impact des revenus du patrimoine

Les résultats précédents ne tiennent pas compte des revenus du patrimoine, qui sont de moins en moins bien couverts par la source fiscale (cf. première partie). Si on inclut les revenus du patrimoine tels qu'ils sont déclarés au fisc, l'indice de Gini est quasiment inchangé (+ 0,002 en 1997). En effet, les ménages touchant une part importante de leurs revenus sous forme de revenus du patrimoine sont non seulement les ménages aisés mais également des anciens indépendants compensant leur faible retraite par leur patrimoine. Or les premiers, pour des raisons fiscales évidentes, recourent davantage aux placements défiscalisés et au prélèvement libératoire que les seconds. Selon des imputations de revenus du patrimoine issues de données d'enquêtes et calées sur données macroéconomiques, l'impact inégalitaire des revenus du capital serait dix fois plus important (+ 0,015 sur l'indice de Gini en 1996).

Complément D

L'évolution des revenus et des patrimoines déclarés à l'impôt sur le revenu et à l'impôt sur la fortune dans les années quatre-vingt-dix

Valérie Champagne et Élisabeth Maurice

Direction générale des impôts

L'objet de ce complément est d'exploiter les informations détenues par la Direction générale des impôts, relatives aux revenus déclarés par les personnes physiques et aux patrimoines déclarés à l'impôt sur la fortune (ISF), afin d'analyser les évolutions intervenues depuis le début des années quatre-vingt-dix.

L'évolution des revenus déclarés à l'impôt sur le revenu

Dans cette étude, peu de place a été accordée à l'impôt pour deux motifs. D'une part, le but de l'exercice n'est pas d'estimer la plus ou moins grande performance redistributive des mécanismes de prélèvement et, d'autre part, à travers le seul impôt sur le revenu, la perception du système de prélèvements et de transferts demeure plus que partielle.

Avant de présenter les principaux résultats, il paraît important de préciser l'origine des données analysées et de comprendre quelles sont les limites de leurs interprétations.

Les sources d'information et leurs limites : le fichier de l'impôt sur le revenu

Les informations utilisées proviennent de fichiers alimentés par les données servant à la gestion de l'impôt, constitués pour être utilisés à des fins statistiques et de simulations de réformes fiscales. Les informations ne servant pas immédiatement au calcul de l'impôt sont donc souvent de qualité médiocre et, par conséquent, difficilement exploitables.

Le fichier de l'impôt sur le revenu (IR) est un échantillon de près de 500 000 déclarations, stratifié sur :

- le code d'imposition (imposé ou non imposé);
- le revenu dominant (traitement et salaire, pension, bénéfices industriels et commerciaux, bénéfices non commerciaux, bénéfices agricoles, revenus de capitaux mobiliers, revenus fonciers, autre et aucun);
 - la tranche de revenu imposable.

Le tirage de l'échantillon est exhaustif pour les revenus imposables (y compris plus-values) supérieurs à un million de francs. Aussi ce fichier donne-t-il une vision relativement exacte du haut de la distribution des revenus et de son évolution, contrairement par exemple à l'enquête « revenus fiscaux » de l'INSEE qui ne permet pas d'apprécier correctement les plus hauts revenus.

Ce fichier reproduit l'ensemble des informations codifiées dans la déclaration 2042, notamment :

- les revenus d'activité selon leur nature (sans toutefois distinguer les traitements des salaires) ;
- les revenus de remplacement (mais là encore sans distinguer les pensions de réversion des pensions alimentaires);
- les revenus du patrimoine lorsqu'ils sont assujettis à l'IR (sont exclus ceux qui sont exonérés tels que les intérêts des livrets A, CODEVI, PEL... et ceux qui sont taxés au prélèvement libératoire dont l'importance diminue. Leur baisse tendancielle résulte d'un transfert des placements obligataires au profit des placements en actions);
 - les charges déductibles du revenu ;
 - ainsi que l'ensemble des éléments ouvrant droit à réduction d'impôt.

Il importe par ailleurs de préciser que la notion de foyer fiscal ne correspond nullement à celle de ménage, un ménage pouvant être constitué de plusieurs foyers fiscaux.

La distribution des revenus au sein de l'ensemble de la population L'évolution de 1991 à 1999

Entre 1991 et 1999⁽¹⁾, le nombre de foyers fiscaux progresse de près de 13 %, soit d'environ 1,5 % par an, passant d'un peu plus de 28 à 32 millions. Cette croissance de l'effectif est relativement régulière sur l'ensemble de la période.

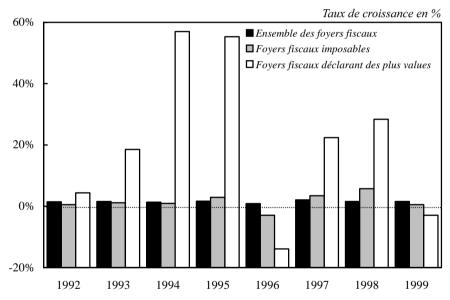
L'évolution du nombre de foyers imposables est un peu plus heurtée car très dépendante des aménagements fiscaux relatifs à l'entrée de barème. D'un peu moins de 14,5 millions de foyers en 1991, il passe à 16,3 millions en 1999. La baisse du nombre de foyers imposables observée en 1996, de près de 3 %, est une conséquence du relèvement du seuil d'imposition voté

⁽¹⁾ Les années sont relatives aux années de revenus et non pas aux années de paiement de l'impôt correspondant.

dans la loi de finances pour 1996. La hausse de près de 6 % du nombre de foyers imposables en 1998 est la conséquence de la conjonction de deux phénomènes indépendants, d'une part la hausse des revenus du travail nets déclarés suite à la substitution de la contribution sociale généralisée aux cotisations sociales salariales d'assurance maladie, d'autre part la fusion du paiement de l'équivalent du droit de bail et de sa taxe annexe avec le paiement de l'impôt sur le revenu.

Quant au nombre de foyers fiscaux déclarant des plus-values, il varie fortement tout au long de la période. Il est bien évidemment dépendant des évolutions du marché des valeurs mobilières. D'un peu moins de 250 000 en 1991, il atteint un peu plus du million en 1998 et se situe un peu en dessous de 990 000 foyers en 1999.

1. Évolution du nombre des foyers fiscaux



Source: DGI / M2.

Globalement, si l'évolution du nombre des foyers fiscaux imposables et, plus encore, des foyers déclarant des plus-values est fluctuante, elle dépend notamment des modifications législatives mais aussi du niveau des revenus et de leur structure, assez fortement corrélés à la conjoncture économique.

En l'espace de ces huit années, le seuil du premier quartile de revenus⁽²⁾, tout comme le revenu médian, stagne en francs constants (0,3 %). En 1991, le revenu médian déclaré, exprimé en francs de 1999, se situe aux environ de 100 900 francs ; il est d'un peu plus de 101 100 francs en 1999.

⁽²⁾ Préféré au premier décile. Les chiffres sont très semblables et ceux du premier quartile sont certainement plus représentatifs et de meilleure qualité statistique.

Simultanément le seuil du dernier décile augmente de 1,6 % en francs constants. Toujours exprimé en francs de 1999, il est de 264 500 francs en 1991 et de 268 800 francs en 1999 et celui du dernier centile, respectivement de 652 100 francs et de 657 300 francs. Cette quasi-stabilité cache en fait des évolutions très contrastées au sein de la période.

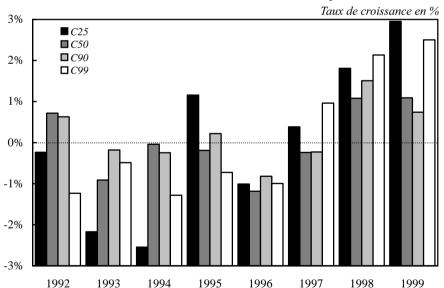
1. Seuil des différents fractiles de revenus exprimés en francs 1999

| | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 |
|-----|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| C10 | 29 005 | 28 637 | 28 183 | 27 259 | 27 193 | 27 033 | 26 370 | 26 551 | 27 819 |
| C25 | 59 740 | 59 600 | 58 304 | 56 820 | 57 476 | 56 896 | 57 115 | 58 149 | 59 867 |
| C50 | 100 851 | 101 574 | 100 648 | 100 607 | 100 415 | 99 226 | 98 987 | 100 056 | 101 149 |
| C90 | 264 473 | 266 136 | 265 652 | 264 997 | 265 579 | 263 410 | 262 813 | 266 778 | 268 751 |
| C99 | 652 138 | 644 082 | 640 934 | 632 717 | 628 117 | 621 886 | 627 875 | 641 272 | 657 323 |
| | 1 | 1 | 1 | | | 1 | | 1 | |

Source: DGI / M2.

Le graphique suivant présente le taux de croissance des seuils, en francs constants, des principaux centiles. Ces évolutions paraissent en quelque sorte accompagner celles de la conjoncture économique.

2. Évolution des revenus de l'ensemble des foyers fiscaux



Lecture: Les bâtons représentent le taux de croissance, d'une année sur l'autre, du seuil de chaque fractile. Le seuil du centile 25 (ou premier quartile) désigne le niveau de revenu audessous duquel se situent les 25 % de foyers fiscaux déclarant les plus faibles revenus; le seuil du centile 50 ou revenu médian correspond au niveau de revenu qui partage l'ensemble des foyers fiscaux en deux groupes d'effectifs égaux dont les revenus sont, pour l'un, inférieurs à ce revenu et, pour l'autre, supérieurs à ce revenu; le seuil du centile 99 est le niveau de revenu au dessus duquel se situent les 1 % de foyers fiscaux déclarant les revenus les plus élevés.

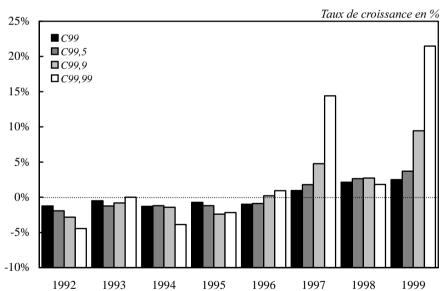
Source: DGI, M2.

Deux périodes, l'année 1997 servant *grosso modo* de charnière, peuvent être distinguées. De 1991 à 1997, quels que soient les centiles observés, les seuils de ceux-ci baissent en francs constants. La baisse est d'autant plus sensible que le centile est situé à une extrémité de la distribution. Ainsi en 1997 les seuils du premier quartile et du dernier centile n'atteignent-ils que 96 % de leur niveau de 1991. Au cours de cette période, les seuils du dernier décile et du centile 95 stagnent, puisqu'en 1997 ils sont égaux à 99 % de ce qu'ils étaient en 1991. Quant au revenu médian, son évolution est intermédiaire. Il atteint, en 1997, 98 % de son niveau de 1991.

En 1997, l'ensemble des revenus conserve à peu près son niveau de 1996. Puis à partir de 1997, les seuils du premier quartile et des centiles supérieurs croissent plus vite que le revenu médian. Alors que le revenu médian augmente d'à peine plus de 2 % entre 1997 et 1999, les seuils du premier quartile et du dernier centile de revenus progressent de près de 5 %.

La tendance observée pour le dernier centile de revenus est encore plus marquée à l'intérieur même de ce centile comme le montre le graphique 3.

3. Évolution des revenus au sein du dernier centile de foyers fiscaux



Lecture: Les bâtons représentent le taux de croissance, d'une année sur l'autre, du seuil de chaque fractile. C99 signifie dernier centile de revenus; C99,5 représente la moitié supérieure du dernier centile; C99,9 représente le millième de foyers fiscaux déclarant les revenus les plus élevés et C99,99, le dix millième (soit un peu plus de 3 000 foyers en fin de période).

Source: DGI, M2.

De 1991 à 1996, la baisse du seuil du dernier centile est plus faible que celle du fractile C99,99 comportant le dix-millième des foyers fiscaux déclarant les revenus les plus élevés. Au cours des trois années suivantes la

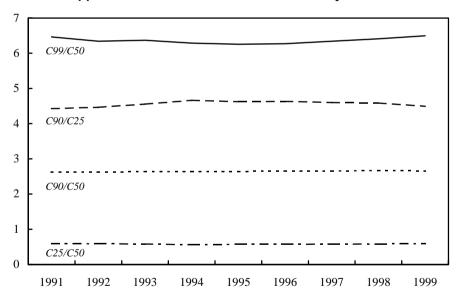
situation s'inverse ; le seuil des fractiles C99,9 et C99,99 croît beaucoup plus vite que celui du dernier centile de revenus.

Au total sur l'ensemble des huit années étudiées, si les seuils des neufs premiers déciles augmentent, en francs constants, de moins de 0,5 % et ceux du dernier décile et du dernier centile, d'à peine plus de 1 %, les seuils des fractiles C99,9 et C99,99 enregistrent des hausses respectives de 9 et 28 %.

Aussi l'accroissement, entre 1991 et 1999, des disparités de revenus, telles que perçues par le prisme des revenus déclarés à l'impôt sur le revenu, a-t-il deux origines différentes : tout d'abord en début de période, la très faible croissance, voire la diminution du seuil du premier quartile de revenus puis, en fin de période, l'accélération de la croissance des revenus du dernier décile et surtout du dernier centile.

L'évolution des rapports intercentiles (graphique 4) permet de visualiser ce phénomène. Le rapport du seuil du dernier décile à celui du premier quartile (c90/c25) augmente jusqu'en 1994 puis stagne et diminue légèrement en fin de période ; il passe de 4,43 en 1991 à 4,49 en 1999 après un pic à 4,66 en 1994.

4. Rapports intercentiles de l'ensemble des foyers fiscaux



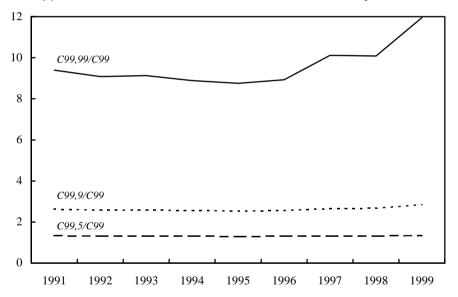
Source: DGI, M2.

Le rapport du seuil du dernier décile au revenu médian (c90/c50) stagne ou presque sur la totalité de la période, passant progressivement de 2,62 en 1991 à 2,66 en 1999. En revanche, le rapport du seuil du dernier centile au revenu médian (c99/c50) évolue de manière plus contrastée. Il diminue tout d'abord fortement, passant de 6,47 en 1991 à 6,26 en 1995 puis remonte

rapidement pour se situer légèrement au-dessus de son niveau de 1991 en 1999 avec 6,50.

Ces évolutions mettent en évidence la plus ou moins grande sensibilité des revenus, en fonction de leur niveau, à la conjoncture économique. Les revenus les plus sensibles aux fluctuations de la conjoncture apparaissent comme ceux des deux extrémités de la distribution des revenus. Dans le bas de la distribution, au niveau du seuil du premier quartile, se retrouvent les foyers disposant de faibles revenus qui alternent vraisemblablement entre périodes d'activité et d'inactivité lorsque la conjoncture est peu porteuse. À l'inverse, en haut de la distribution, les variations de revenus s'expliquent essentiellement par les fluctuations des revenus d'activités indépendantes et par la plus ou moins grande capacité à dégager des plus-values boursières sur la période récente. C'est pourquoi les phénomènes décrits ici ont vraisemblablement une composante cyclique relativement importante.

5. Rapports intercentiles au sein du dernier centile de foyers fiscaux



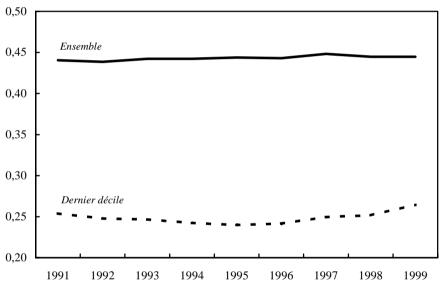
Source: DGI, M2.

Toutefois, le graphique 5 laisse penser que l'évolution observée récemment pour la partie la plus haute de la distribution des revenus, notamment les quelques 3 000 foyers fiscaux déclarant les revenus les plus élevés, est liée à la conjonction de plusieurs phénomènes, à savoir la forte hausse des revenus d'activité les plus élevés et l'envolée des cours de la bourse à l'origine de la réalisation d'importantes plus-values. La question reste entière quant à l'incidence du retournement de la bourse sur les revenus déclarés par les quelques milliers de foyers fiscaux du haut de la distribution des

revenus et, par là, de la pérennité ou non, de cet écart créé récemment entre l'extrémité supérieure et le reste de la distribution des revenus.

Comme le montre le graphique 6, l'évolution de l'indice de Gini⁽³⁾ entre 1991 et 1999 confirme une certaine tendance à la concentration de la distribution des revenus déjà mise en évidence à travers l'évolution des rapports intercentiles. De 44,0 % en 1991, il passe à près de 44,5 % en 1999. Cette concentration de l'ensemble de la distribution des revenus est principalement à imputer au décrochage relatif du bas de la distribution des revenus sur la première période, soit jusqu'en 1996, et au ressaut des très hauts revenus en fin de période.

6. Évolution de l'indice de Gini



Source: DGI, M2.

L'évolution des patrimoines déclarés à l'ISF

A l'image de l'analyse qui a été menée à partir des déclarations d'impôt sur le revenu, l'objet de ce travail est d'exploiter les informations détenues par la Direction générale des impôts relatives aux patrimoines déclarés à l'impôt de solidarité sur la fortune (ISF), afin de mettre en évidence les évolutions intervenues depuis 1990 dans la distribution de ces patrimoines.

Avant même d'entrer dans le détail, il importe d'émettre quelques réserves de méthodes particulièrement importantes. En effet, s'il est possible à travers les fichiers de l'impôt sur le revenu d'obtenir une distribution assez satis-

⁽³⁾ Plus l'indice est proche de 100 %, plus la distribution des revenus est concentrée.

faisante des revenus primaires en France, il n'est pas envisageable à l'aide des fichiers de l'ISF d'avoir une vision complète et correcte de la distribution des patrimoines.

En effet, l'ISF ne fournit des informations que très partielles sur la distribution des patrimoines et son évolution. D'une part il ne porte que sur certains actifs patrimoniaux (par exemple, ce qui est considéré comme actif professionnel n'est pas taxé et donc déclaré), d'autre part le seuil d'imposition n'est pas systématiquement réévalué chaque année ce qui fausse en partie l'analyse de l'évolution de l'effectif et, en conséquence, de tous les seuils de déciles et de toutes les moyennes qui en découlent.

C'est pourquoi ce travail doit avant tout être considéré comme apportant un éclairage nouveau sur une population mal connue, dont le champ n'est autre que fiscal. Il paraît donc important, dans un premier temps, de préciser l'origine des données analysées et de comprendre quelles sont les limites de leurs interprétations avant, dans un second temps, d'en effectuer une description statistique.

Les sources d'information et leurs limites

Le fichier de l'impôt de solidarité sur la fortune est un fichier anonyme, pour ainsi dire exhaustif, puisqu'il retrace, sur la période récente, plus de 99 % de l'ensemble des déclarations déposées.

Les variables reproduites dans ce fichier sont bien évidemment celles de la déclaration, pour peu qu'elles soient codifiées, à savoir essentiellement les éléments imposables du patrimoine :

- le patrimoine immobilier, en distinguant la résidence principale des autres immeubles bâtis, les immeubles non bâtis ;
- le patrimoine mobilier, dont les droits sociaux de sociétés dans lesquelles le redevable exerce une activité professionnelle, les autres valeurs mobilières et les liquidités ;
 - et le passif.

L'ensemble de ces déclarations donne une description des patrimoines déclarés à travers le prisme de la fiscalité. Ce ne sont donc que les patrimoines considérés par leur détenteur comme supérieur au seuil d'imposition de l'ISF (4,7 millions de francs depuis 1997), sachant que la valeur des biens qui sont déclarés est estimée selon les règles fiscales et que certains actifs patrimoniaux, en fonction de leur destination, sont hors du champ de l'impôt.

La distribution des patrimoines déclarés à l'ISF

La quasi-totalité des déclarations d'ISF déposées depuis 1990 a été exploitée. Néanmoins des problèmes techniques ont empêché l'accès aux données de 1992. Les chiffres affichés pour 1992 ont donc été reconstitués de manière sommaire, en effectuant la moyenne entre les données de 1991 et celles de 1993. Les points relatifs à l'année 1992 sont donc fictifs, à l'exception de celui concernant l'effectif total de redevables.

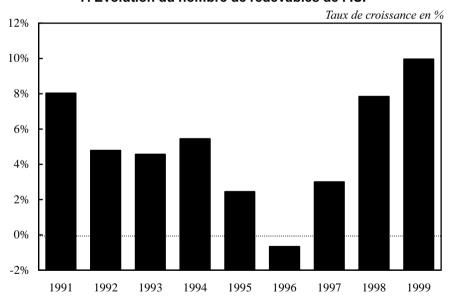
L'évolution du nombre de redevables ISF

En 1990 sont redevables de l'ISF les détenteurs d'un patrimoine de plus de 4,130 millions de francs, pour peu que ce patrimoine entre dans l'assiette de l'impôt⁽⁴⁾. Le seuil d'entrée dans le barème fait l'objet d'une actualisation plus ou moins régulière. Ainsi ce seuil n'a-t-il pas été revalorisé en 1993 et depuis 1997.

En conséquence, les périodes de non-revalorisation se caractérisent par une augmentation « rampante » du nombre de redevables. A l'inverse, la revalorisation du barème étant fonction de l'indice général des prix et non pas de l'évolution de la valeur des actifs patrimoniaux, elle peut se traduire par une plus ou moins forte croissance du nombre de redevables.

Enfin, des modifications législatives peuvent être à l'origine de variations fortes de l'effectif assujetti à l'ISF. Ainsi un élément d'explication parmi d'autres de la baisse du nombre de redevables observée en 1996 estil vraisemblablement la mise en place du « plafonnement du plafonnement »⁽⁵⁾ à compter de la loi de finances pour 1996, qui aurait conduit un certain nombre de redevables à transférer leur domicile fiscal hors de France.

7. Évolution du nombre de redevables de l'ISF



Source : DGI, M2.

⁽⁴⁾ Sont essentiellement exclus de l'assiette de l'impôt les biens considérés, par le législateur, comme professionnels et les œuvres d'art.

⁽⁵⁾ Le plafonnement consistait initialement à limiter le total ISF + IR à 85 % du revenu déclaré. Cette disposition a été limitée à partir de 1996 : le plafonnement ne peut désormais aboutir à une réduction de l'impôt supérieure à 50 % de l'ISF normalement dû ou à 72 750 francs en 2001.

Au total, le nombre de redevables de l'ISF augmente de 55 % entre 1990 et 1999, passant de 137 000 à près de 213 000. Cet accroissement n'est pas régulier sur la période. Il s'accélère depuis 1997 en raison de deux phénomènes qui se combinent, d'une part, la non-revalorisation du barème et, d'autre part, la forte valorisation des actifs patrimoniaux mobiliers comme immobiliers.

La distribution de l'ensemble des patrimoines déclarés à l'ISF

De 1990 à 1999, le seuil d'imposition à l'ISF, en francs constants, diminue de 3 %. Sur la même période, les seuils du premier quartile et du dernier centile de patrimoine baissent de 4,2 % lorsque le patrimoine médian diminue de 3,6 %. De ce fait, la distribution des patrimoines relevant de l'ISF s'est resserrée sur la période. Le patrimoine médian, exprimé en francs constants de 1999, passe d'environ 8 millions de francs en 1990 à 7,8 millions en 1999.

La diminution entre 1994 et 1995 des différents seuils étudiés ici peut s'expliquer comme suit. La croissance très dynamique des actifs mobiliers à la fin de l'année 1993 contribue à la valorisation particulièrement forte des patrimoines déclarés à l'ISF au titre de 1994⁽⁶⁾. La baisse observée en 1995 n'est que toute relative ; il s'agit davantage d'une correction des évaluations précédentes que d'une baisse proprement dite puisque le patrimoine médian et les autres limites de centiles retrouvent un niveau légèrement supérieur à celui de 1993. En outre, l'observation montre qu'en 1995 l'accroissement du nombre de nouveaux redevables est dû essentiellement à des personnes déclarant des patrimoines proches du seuil d'imposition. Mécaniquement, les limites des déciles sont toutes tirées vers le bas.

2. Seuil des différents fractiles de patrimoines déclarés à l'ISF exprimés en francs constants

En millions de francs 1999

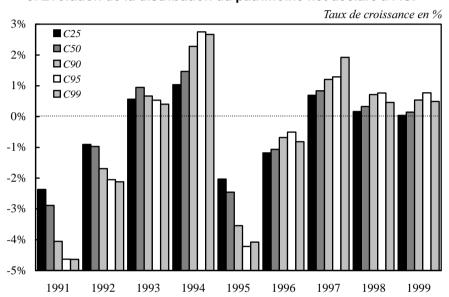
| | 1990 | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 |
|-----|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| C25 | 6,4 | 6,2 | 6,2 | 6,2 | 6,2 | 6,1 | 6 | 6,1 | 6,1 | 6,1 |
| C50 | 8,1 | 7,8 | 7,8 | 7,8 | 7,9 | 7,7 | 7,6 | 7,8 | 7,8 | 7,8 |
| C90 | 18,6 | 17,7 | 17,6 | 17,5 | 17,6 | 17,3 | 17,1 | 17,5 | 17,6 | 17,7 |
| C95 | 26,4 | 25,2 | 25 | 24,8 | 24,9 | 24,5 | 24,2 | 24,9 | 25 | 25,1 |
| C99 | 64,5 | 60,3 | 59,9 | 59,7 | 61 | 59,9 | 59,1 | 61,4 | 61,5 | 61,7 |

Source: DGI / M2.

⁽⁵⁶⁾ Le patrimoine mobilier imposé à l'ISF en N est valorisé au cours du 31/12/N-1 ou de la moyenne des cours observés durant le mois de décembre N-1.

Le graphique suivant présente le taux de croissance des seuils, exprimés en francs constants, des principaux centiles de la distribution des patrimoines déclarés à l'ISF. Ces évolutions sont certes sensibles à la conjoncture mais avant tout à l'évolution du nombre de redevables de l'ISF, notamment en raison du mode de réévaluation du seuil d'imposition et à celle des valeurs mobilières.

8. Évolution de la distribution du patrimoine net déclaré à l'ISF



Source: DGI, M2.

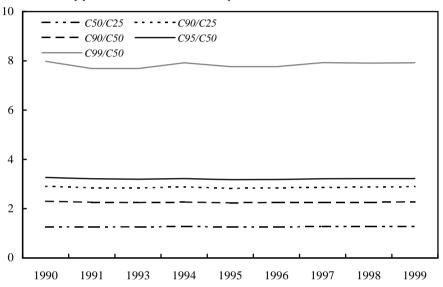
Depuis 1996, le seuil du dernier centile croît moins vite que celui du dernier décile, sauf en 1997. Ce sont vraisemblablement le départ à l'étranger d'un certain nombre de redevables et des opérations de démembrement de patrimoine qui sont à l'origine de ce mouvement. Toutefois, rien ne permet d'expliquer le caractère « atypique » de 1997 dans la mesure où le phénomène de délocalisation est stable entre 1997 et 1998.

L'analyse de l'évolution des rapports intercentiles sur la période confirme le resserrement de la distribution des patrimoines assujettis à l'ISF. Cette moindre étendue de la distribution a essentiellement pour cause la moindre augmentation relative de la valeur des patrimoines déclarés les plus importants.

À l'exception du rapport du seuil du 99° centile au patrimoine médian et, dans une moindre mesure, de celui du 95° centile au patrimoine médian, les différents rapports intercentiles étudiés ne varient pour ainsi dire pas entre 1990 et 1999. Le rapport du dernier décile au patrimoine médian passe de 2,30 en 1990 à 2,27 en 1999 après avoir atteint son point le plus bas, 2,23 en 1995.

Le rapport du seuil du 99° centile au patrimoine médian fluctue un peu plus puisque de 7,98 en 1990, il tombe à 7,68 en 1993 pour remonter à 7,92 en 1994, puis baisser légèrement en 1995 et 1996 (7,76) et se stabiliser depuis 1997 aux alentours de 7,92.

9. Rapports intercentiles des patrimoines déclarés à l'ISF



Source: DGI, M2.

Jusqu'ici, l'analyse montre que, finalement, les patrimoines déclarés à l'ISF ont des évolutions relativement homogènes même si celles-ci sont légèrement amplifiées dans le dernier centile.

La distribution des patrimoines au sein du dernier décile de patrimoines déclarés à l'ISF

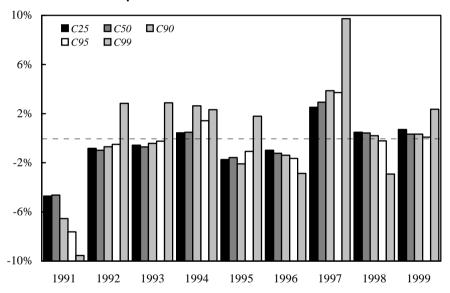
L'étude du dernier décile de patrimoines déclarés permet de préciser et de nuancer le constat précédent. En effet, il ressort que seul le comportement du dernier centile à l'intérieur du dernier décile (soit le millième supérieur des patrimoines déclarés) se démarque vraiment des autres.

Le dernier décile représente en 1990 un peu moins de 14 000 patrimoines de plus de 18,6 millions exprimés en francs de 1999 et, en 1999, un peu plus de 21 000 patrimoines supérieurs à 17,7 millions de francs. Sur la période, le dernier centile du dernier décile comprend donc environ 140 patrimoines déclarés en 1990 contre 210 en 1999. La taille réduite de cet effectif oblige à être prudent quant à l'interprétation qui peut être faite des phénomènes observés.

De 1990 à 1999, les seuils des neuf premiers déciles du dernier décile, exprimés en francs constants, diminuent d'environ 5 %, soit le même ordre de grandeur que celui observé sur l'ensemble de la distribution des patrimoines déclarés à l'ISF. Seul le seuil du dernier centile du dernier décile (soit le millième supérieur des patrimoines déclarés) progresse, toujours en francs constants, d'un peu plus de 5 %, passant de 266 à 281 millions de francs 1999.

Au sein du dernier décile des patrimoines déclarés à l'ISF, la diminution du seuil du dernier centile en 1998 est vraisemblablement à imputer à la forte croissance du nombre total de redevables cette année là, qui mécaniquement augmente l'effectif du dernier centile et provoque une diminution de son seuil.

10. Évolution des patrimoines à l'intérieur du dernier décile de l'ISF

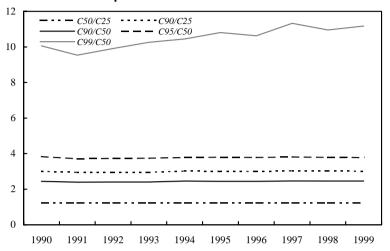


Source: DGI, M2.

L'évolution des écarts intercentiles confirme les évolutions propres du millième supérieur des patrimoines déclarés à l'ISF.

Toujours au sein du dernier décile de patrimoine, le rapport du patrimoine médian au seuil du premier quartile demeure constant entre 1990 et 1999, égal à 1,23. Entre ces deux dates, l'amplitude des rapports des seuils des 90° et 95° centiles au patrimoine médian est également limitée, le niveau de fin de période étant en outre proche de celui de début de période. En revanche, le rapport du seuil du dernier centile au patrimoine médian progresse fortement sur la période. De 10,06 en 1990, il tombe à 9,54 en 1991 puis augmente régulièrement jusqu'en 1997 où il atteint 11,33 ; en 1999, il se situe un peu en dessous, à 11,18.

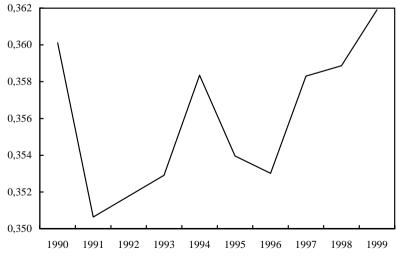
11. Rapports intercentiles au sein du dernier décile de patrimoines déclarés à l'ISF



Source: DGI, M2.

Au total sur l'ensemble de la période, l'indice de Gini montre que la concentration des patrimoines s'est accrue même si la distribution des patrimoines a plutôt eu tendance à se resserrer comme cela a été mis en évidence précédemment. Cette situation tient au fait que le nombre des patrimoines importants a augmenté plus vite que celui des petits patrimoines au sens de l'ISF.

12. Indice de Gini sur l'ensemble des patrimoines déclarés à l'ISF



Source: DGI, M2.

En conclusion, sur les dix dernières années, les revenus comme les patrimoines se sont concentrés. Néanmoins, le mode de concentration est différent. La distribution des revenus s'est élargie alors que celle des patrimoines s'est resserrée.

Complément E

Les effets des prélèvements sociaux sur la dispersion des salaires au cours de la décennie quatre-vingt-dix

Olivier Bontout, Christine Chambaz, Bertrand Lhommeau et Pierre Ralle DREES

Introduction

Les études disponibles indiquent que, sur longue période, l'évolution de la dispersion des salaires en France peut être séparée schématiquement en deux périodes⁽¹⁾: une première partant du début des années soixante jusqu'à la moitié des années quatre-vingt environ, où l'on observe un resserrement de la dispersion des salaires ; une seconde, qui débute dans la seconde moitié des années quatre-vingt, où l'on observe un mouvement inverse, mais ayant une amplitude relativement faible.

Par ailleurs, depuis le début des années quatre-vingt-dix, de nombreuses modifications ont été apportées aux prélèvements sociaux assis sur les salaires (déplafonnement, hausse du taux des complémentaires retraites ARRCO et AGIRC, création puis montée en charge de la CSG, montée en charge de la politique d'exonérations de cotisations patronales pour les bas salaires, pour les emplois à temps partiels...).

Ces modifications du financement de la protection sociale visaient principalement un objectif macroéconomique, celui d'enrichir le contenu en emploi de la croissance. En allégeant la charge pesant sur le facteur travail et en particulier le travail peu qualifié, il s'agissait d'en favoriser l'utilisation. On revient peu ici sur ces objectifs (cf. Gubian et Ponthieux, 2000 ou Lerais, 2001). La modification de la structure du prélèvement social a également modifié la dispersion du coin salarial, défini comme l'ensemble des coûts

⁽¹⁾ Cf. par exemple, INSEE Synthèses n° 8 et INSEE Première n° 449.

pesant sur le facteur travail : cotisations salariales et patronales, CSG-CRDS et diverses taxes.

Dans ce cadre, cette contribution cherche à décrire l'évolution au cours de la décennie quatre-vingt-dix de la dispersion des salaires nets, bruts et des coûts à la charge des employeurs. Pour cela, on utilise les enquêtes emploi 1990, 1995 et 2000.

Salaires et coût du travail calculés à partir des enquêtes emploi⁽²⁾

Le champ retenu

Le champ couvert par cette étude correspond à la quasi-totalité des salariés du secteur privé. Il comprend l'ensemble des salariés ayant un emploi avec un contrat à durée indéterminée (CDI) ou à durée déterminée (CDD), l'ensemble des salariés intérimaires, l'ensemble des personnes en contrat d'apprentissage et une partie des stagiaires et contrats aidés (TUC, CES et CEC). L'étude porte sur un échantillon représentatif de plus de 15,5 millions de salariés pour l'année 2000, en augmentation de 14 % par rapport à 1990. Sur cette décennie, l'emploi à temps partiel a pris une part croissante, passant de 12 à 18 % du champ retenu.

Dans la suite de l'étude, deux sous champs sont exploités. Le premier regroupe les salariés en contrats à durée déterminée ou indéterminée, occupés à temps plein : il comprend 11,9 millions de salariés en 2000, soit un peu plus des trois quarts de l'ensemble du champ complet.

Un second champ, dit « DADS », permet des comparaisons avec les données recueillies par les déclarations de données administratives de données sociales (DADS). Il comprend les salariés en contrat à durée déterminée ou indéterminée. Seuls les individus âgés de 18 à 65 ans sont alors retenus. Ce second champ compte environ 12,3 millions de salariés en 1995 (Le Minez, 1998).

Parmi les personnes se déclarant stagiaires ou en emplois aidés, on ne retient que les formes suivantes : TUC, CES, CEC, qui représentent entre 30 et 45 % de l'ensemble des contrats ou stages de l'enquête emploi⁽³⁾.

Les salaires dans l'enquête emploi

Des travaux récents ont mis en lumière les difficultés liées à l'utilisation des salaires déclarés dans l'enquête emploi : sous-évaluation, due à une mauvaise connaissance des primes, incertitude des concepts (en particulier sur le salaire net, lors de la déclaration), de forts effets d'arrondis ainsi qu'une déclaration parfois imprécise des horaires de travail⁽⁴⁾. Toutefois, l'utilisation de l'enquête Emploi présente plusieurs avantages : elle offre

⁽²⁾ Les détails concernant la méthode utilisée sont présentés dans Bontout et alii, 2001.

^{(3) 33 %} en 1990, 45,5 % en 1995 et 43 % en 2000.

⁽⁴⁾ Cf. INSEE Synthèses, n° 16.

une grande richesse des descripteurs socio-démographiques (notamment selon la qualification), de la composition des ménages et en outre elle est disponible plus rapidement que les DADS.

On sait que la proportion de salariés rémunérés au voisinage du SMIC est surestimée par l'enquête emploi. Par contre, on observe une meilleure adéquation au niveau de 1,33 fois le SMIC, entre les DADS et l'enquête Emploi. Ce dernier point est important pour la robustesse des calculs d'exonérations de cotisations, car ce niveau de salaire a correspondu pendant une période au seuil des exonérations bas salaires.

Du salaire au coût : l'imputation des prélèvements sociaux

Les principales évolutions des prélèvements sociaux sur les salaires

La structure des prélèvements sociaux sur les revenus du travail a connu des modifications significatives au cours de la décennie quatre-vingt-dix. En 1991 intervient la création de la CSG, puis son extension progressive en 1994 et 1998, compensée en partie par une baisse de la part salariale des cotisations maladie en 1998. Par ailleurs, la hausse répétée des taux de cotisation minima pour les retraites complémentaires (huit hausses au cours des onze années observées) se traduit notamment par le rattrapage du taux maximum par le taux minimum en fin de période. Enfin, les cotisations pour le chômage connaissent également des hausses successives dans la première moitié de la décennie (à partir de 1995, les taux demeurent stables et diminuent même légèrement en 1997).

Il en résulte une répartition différente des taux de cotisations selon la distribution des salaires. L'écart entre le coût du travail et le salaire net est désormais moins important pour les bas salaires que pour les hauts salaires.

La décennie a également été marquée par le développement progressif des mécanismes d'exonération de cotisations visant des catégories spécifiques d'emploi.

À partir du 1^{er} septembre 1992, les emplois à temps partiels (création ou conversion des emplois à temps plein) bénéficient d'une exonération de 50 % de la part patronale des cotisations dites de sécurité sociale hors FNAL. L'abattement est abaissé à 30 % à compter d'avril 1994.

Les emplois à bas salaires ont fait également l'objet de mesures spécifiques d'allègement de charges, qui ont évolué au cours de la décennie. En juillet 1993, une exonération partielle ou totale des cotisations d'allocations familiales est mise en place pour les emplois dont le salaire n'excède pas 120 % du SMIC. Au 1^{er} janvier 1995, la mesure est étendue aux salaires inférieurs à 1,3 SMIC. Ce dispositif est complété en septembre 1995 par une réduction dégressive de la cotisation patronale maladie pour les salaires inférieurs à 1,2 SMIC. Ces deux mesures sont fusionnées à partir d'octobre 1996 dans un dispositif qui permet l'exonération de l'ensemble des cotisations sociales patronales dites de sécurité sociale pour les

salaires inférieurs à 1,33 SMIC. À partir de janvier 1998, le dispositif devient un peu plus restrictif en effectuant une proratisation de la réduction des charges selon l'horaire travaillé et en réservant l'avantage aux salaires inférieurs à 1,3 SMIC.

Outre les incitations à la création d'emploi à temps partiel, diverses mesures ont cherché à favoriser une diminution de l'horaire travaillé y compris pour les emplois à temps complet. Ces exonérations (dispositifs « de Robien », « Aubry I » et « Aubry II ») ne sont pas retenues dans l'étude.

Principales hypothèses

Le calcul des cotisations est fait de manière systématique, pour l'ensemble des salariés du privé⁽⁵⁾. La législation retenue est celle en vigueur au 1^{er} janvier de l'année concernée. Compte tenu de l'absence de certaines informations dans l'enquête, des hypothèses simplificatrices ont été parfois nécessaires pour l'application de barèmes parfois complexes (Bontout et *alii*, 2001).

On prend en compte l'exonération temps partiel, les exonérations de cotisations familiales en 1995 et l'exonération bas salaires. Par contre, les exonérations de charge dans le cadre de la réduction du temps de travail (RTT) n'ont pas été intégrées : il est difficile de différencier selon la taille de l'entreprise dans l'enquête emploi et de plus, les exonérations dépendent de la nature de l'accord signé par les entreprises. Or, on ne dispose pas dans l'enquête emploi d'éléments permettant de connaître les embauches qui sont effectivement réalisées, ni la date des accords.

Les règles de cumul suivantes sont retenues. En 1990, aucune exonération n'est prise en compte. En 1995, pour les personnes bénéficiant de l'exonération temps partiel, l'exonération de cotisations familiales est réduite de 30 % et il y a proratisation des exonérations de cotisation famille pour les emplois à temps partiel. Pour l'année 2000, pour les personnes bénéficiant de l'exonération temps partiel, l'exonération bas salaires s'applique à 100 % (proratisation).

Globalement, les estimations issues des enquêtes emploi indiquent des montants d'exonération assez proches de ceux disponibles par ailleurs.

Les prélèvements sociaux et la dispersion des salaires et des coûts

Les modifications importantes des prélèvements sociaux intervenues depuis le début de la décennie quatre-vingt-dix se sont traduites par des variations des taux de cotisation apparents très différentes suivant le niveau des salaires. Ainsi, le développement des exonérations de charges induit des allègements pour le bas de la distribution, tandis que l'on observe une

⁽⁵⁾ On distingue deux catégories, les cadres et les non-cadres, car les taux de cotisation diffèrent, en particulier pour les cotisations aux régimes complémentaires de retraite.

hausse moyenne de 5 points pour le milieu de la distribution et une hausse plus importante pour les salaires les plus élevés, liée au déplafonnement des cotisations retraite.

En conséquence, le diagnostic sur la dispersion des salaires est différent selon que l'on raisonne en termes d'évolutions de salaires bruts, de salaires nets ou de coût de l'emploi. De plus, on observe une légère hausse des inégalités dans le haut de la distribution des salaires.

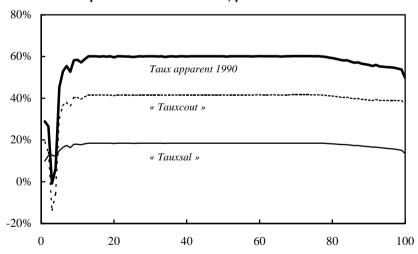
Une modification importante des taux de prélèvement au cours de la décennie

Pour l'ensemble du champ couvert, les réformes successives de la structure des prélèvements sociaux ont profondément modifié la répartition des taux de prélèvements sur le travail.

Plus d'un tiers des actifs occupés profitent d'allègements de charges

En 1990, les taux patronaux et salariaux étaient faiblement différenciés, aucune exonération générale n'ayant encore été mise en place. La courbe des taux de prélèvement (taux de cotisation parts salariale et patronale) selon le niveau de salaire brut était donc relativement plate. La légère décroissance en haut de la distribution des salaires traduisait le plafonnement des taux de retraite complémentaire et chômage (graphique 1).

1. Taux de prélèvements en 1990, par centiles de salaire brut



Champ: Ensemble du champ retenu.

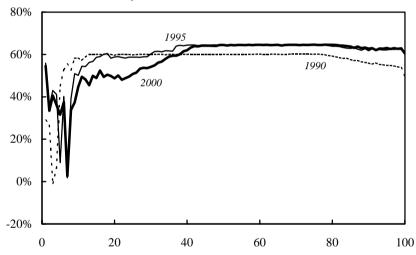
Lecture: Le « tauxsal » est le taux de cotisation part salariale, le « tauxcout » est le taux de cotisation part patronale après toutes exonérations et le taux « apparent » est la somme des deux. Les deux centiles où « tauxcout » est négatif correspondent à des centiles où de nombreux TUC et CES sont présents: la combinaison des exonérations de cotisations et de la prise en charge par l'État d'une fraction importante du salaire brut se traduit alors en effet par un niveau de coût du travail inférieur au salaire brut.

Sources: Enquêtes INSEE et calculs DREES.

Cette uniformité des taux de prélèvement apparents en 1990 doit toutefois être nuancée. Pour les premiers centiles de salaire, les taux de cotisation apparents sont beaucoup plus faibles que pour le reste de la distribution : ces centiles concentrent en effet les emplois aidés (CES, CEC, TUC, apprentis), pour lesquels les exonérations et les aides sont très importantes tout au long de la période. Sur le champ réduit des emplois sous CDD ou CDI à temps plein, les irrégularités de la courbe des taux de cotisation relevées en 1990 dans le bas de la distribution disparaissent.

Les aménagements successifs des barèmes de cotisations sociales au cours des années 1990, notamment ceux de la part patronale des cotisations, ont fait disparaître l'uniformité relative des taux de prélèvement sur les salaires (graphique 2). Pour les tranches de salaire médianes, ces aménagements se sont traduit par une hausse d'environ 5 points des taux de cotisations apparents.

2. Taux de prélèvements apparents (ensemble du champ retenu), par centiles de salaire brut

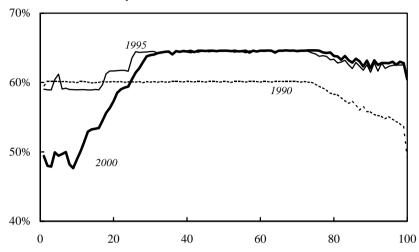


Sources: Enquêtes INSEE et calculs DREES.

Les extrémités de la distribution des salaires ont quant à elles été affectées par un double mouvement. Pour les quatre premiers déciles de la distribution, le développement des mesures d'exonérations a induit une nette diminution des taux de cotisation. Pour les derniers déciles, l'augmentation générale des taux de cotisation a été amplifiée par la hausse des prélèvements pour les retraites complémentaires des cadres.

En ce qui concerne les personnes employées en CDI ou CDD à temps plein, pour le premier tiers environ de la distribution des actifs occupés, les taux de cotisation apparents sont plus faibles en 2000 qu'en 1990. Pour les deux tiers restant, ils sont au contraire plus élevés et dans une amplitude qui va croissant avec le niveau de salaire (graphique 3).

3. Taux de prélèvements apparents (CDI, CDD à temps plein), par centiles de salaire brut



Sources: Enquêtes INSEE et calculs DREES.

La dispersion des salaires diminue, celle des coûts augmente

Le mouvement de ciseau observé au cours de la décennie quatre-vingtdix sur les taux de cotisation apparents suivant le niveau de salaire se répercute bien évidemment sur l'évolution de la dispersion des coûts du travail. Tous les indicateurs d'inégalité utilisés⁽⁶⁾ montrent une divergence importante entre l'évolution de la dispersion des coûts du travail et celle de la dispersion des salaires, tant nets que bruts.

Au cours de la décennie quatre-vingt-dix, la dispersion des salaires mensuels nets et bruts n'a été que très modérément modifiée. Les indices de Gini pour ces deux variables sont à peu près stables sur l'ensemble de la période (tableau 1), la série annuelle étant légèrement chahutée (graphique 4). On note néanmoins une légère tendance à la baisse de l'indice de Gini pour les salaires nets sur le champ des emplois en CDI, CDD à temps plein.

De plus, les rapports inter-quantiles D9/D1 et D5/D1 indiquent un léger accroissement de la dispersion des salaires en bas de la distribution entre 1990 et 1995, qui se stabilise ensuite. Cette légère hausse des inégalités de salaire en bas de la distribution est liée au développement des emplois à statut particulier et à l'évolution du SMIC relativement au salaire médian. Entre 1990 et 1995, le SMIC a progressé moins vite que le salaire médian, le pourcentage de personnes rémunérées au SMIC diminuant ; c'est l'inverse entre 1995 et 2000. Au total, on observe une très légère diminution des inégalités de salaires nets. Cependant, il y aurait eu aussi un léger accroissement de la dispersion des salaires nets au sein des personnes les plus diplômées (cf. Bontout et alii, 2001).

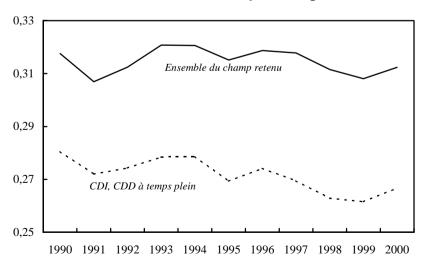
⁽⁶⁾ On a utilisé plusieurs indicateurs synthétiques de dispersion pour quantifier ces évolutions (interdécile, variance des logs, Gini, Theil, Atkinson). Les résultats sont peu sensibles à l'indicateur retenu.

Indicateurs synthétiques de dispersion

| | Ensemb | le du cham | p retenu | CDI, CDD temps plein | | | | |
|------------------------------------|--------|------------|----------|----------------------|-------|-------|--|--|
| | 1990 | 1995 | 2000 | 1990 | 1995 | 2000 | | |
| Gini | | | | | | | | |
| Salaires nets | 0,318 | 0,315 | 0,312 | 0,281 | 0,269 | 0,267 | | |
| Salaires bruts | 0,311 | 0,312 | 0,311 | 0,281 | 0,264 | 0,263 | | |
| • Coûts | 0,309 | 0,320 | 0,327 | 0,266 | 0,266 | 0,273 | | |
| Inter-décile D9/D1 | | | | | | | | |
| Salaires nets | 3,39 | 4,02 | 4,00 | 2,91 | 2,89 | 2,90 | | |
| Salaires bruts | 3,35 | 4,06 | 4,10 | 2,83 | 2,87 | 2,84 | | |
| • Coûts | 3,33 | 4,30 | 4,59 | 2,81 | 2,96 | 3,10 | | |
| Inter-décile D9/D5 | | | | | | | | |
| Salaires nets | 1,98 | 1,97 | 1,98 | 1,93 | 1,90 | 1,91 | | |
| Salaires bruts | 1,93 | 1,94 | 1,95 | 1,89 | 1,88 | 1,87 | | |
| • Coûts | 1,90 | 1,92 | 1,92 | 1,87 | 1,87 | 1,87 | | |
| Inter-décile D5/D1 | | | | | | | | |
| Salaires nets | 1,72 | 2,04 | 2,02 | 1,50 | 1,52 | 1,52 | | |
| Salaires bruts | 1,74 | 2,10 | 2,11 | 1,50 | 1,52 | 1,52 | | |
| • Coûts | 1,76 | 2,25 | 2,39 | 1,50 | 1,58 | 1,66 | | |

Sources: Enquêtes emploi INSEE et calculs DREES.

4. Indice de Gini des salaires nets au cours de la décennie quatre-vingt-dix



Sources: Enquêtes emploi INSEE et calculs DREES.

La dispersion des coûts, en revanche, s'est fortement accrue sur la période. Tandis qu'en 1990, elle était inférieure à celle des salaires nets, elle est largement plus forte en 2000. Entre 1990 et 1995, l'augmentation de la dispersion des coûts semblait surtout résulter des baisses de charge sur les emplois à statut particulier : elle apparaissait ainsi plus mesurée sur le champ réduit des emplois les plus stables (CDD et CDI à temps plein), avec un indicateur de Gini particulièrement stable. Entre 1995 et 2000, en revanche, l'ouverture de l'éventail des coûts est moins marquée. Elle semble de plus être plus répartie sur l'ensemble des salariés, quelle que soit la forme de l'emploi.

L'évolution de l'emploi

Entre 1990 et 2000, dans un contexte général où en moyenne l'emploi a augmenté, la structure de la population active occupée (dans le champ retenu) a évolué de manière importante. On observe en particulier une baisse de la part des CDI, en parallèle à une hausse de l'intérim et des CDD. Par ailleurs, la part des emplois à temps partiel augmente de manière significative ainsi que celle de l'emploi féminin.

Une hausse légèrement plus rapide de l'emploi dans le champ des exonérations bas salaire

La hausse de l'emploi a été plus rapide dans le champ couvert par les exonérations bas salaires. Ainsi, pour les CDD, CDI à temps plein, alors qu'environ 20 % des salariés avaient une rémunération mensuelle inférieure à 1,2 SMIC en 1990, cette proportion a augmenté en 2000 et atteint désormais environ 25 %. De plus, la hausse de l'emploi a été plus rapide essentiellement pour la tranche comprise entre 1 et 1,2 SMIC environ, les fonctions de répartition de l'emploi selon son coût étant parallèles au-delà de ce seuil.

Ce développement plus rapide de l'emploi dans la tranche comprise entre 1 et 1,2 SMIC intègre à la fois les effets positifs sur l'emploi des mesures d'exonération de charges et l'effet de la hausse du SMIC par rapport au salaire moyen, qui conduit mécaniquement à une hausse de la part des emplois rémunérés en dessous de 1,3 SMIC.

Évolutions à structure de l'emploi constante, à législation constante

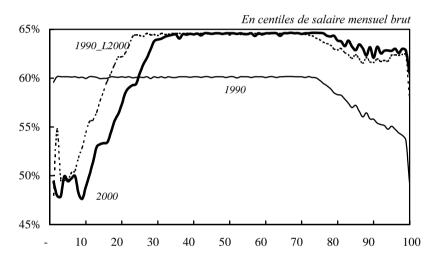
Afin d'isoler les effets liés aux modifications de la structure des prélèvements, on présente les évolutions de la dispersion des salaires et des coûts à structure de l'emploi et des salaires donnée : un calcul supplémentaire est effectué, la législation 2000 étant appliquée à la structure de l'emploi et des salaires de 1990⁽⁷⁾. Cette simulation à législation constante porte sur le champ « temps plein » (CDI, CDD à temps plein) dont la part dans l'emploi total

⁽⁷⁾ On ne présente pas les résultats obtenus en appliquant la législation 1990 à l'enquête emploi 2000 car, comme en 1990 les taux sont relativement homogènes tout au long de la distribution des salaires, on relève peu de changements lorsque l'on applique la législation 1990 aux distributions de 1990 et 2000.

diminue au cours de la période. On n'inclut ici ni les formes particulières d'emploi (car elles sont difficilement comparables entre le début et la fin de la décennie, d'autant que l'on n'a intégré qu'une fraction d'entre elles), ni le temps partiel (pour lequel l'enquête emploi fournit sans doute des résultats moins robustes).

On observe que l'essentiel de l'évolution de la dispersion des taux de prélèvement de 1990 et 2000 s'explique par les modifications de la structure des prélèvements : la courbe des taux de prélèvement correspondant à la législation 2000 appliquée à l'enquête emploi 1990 est très proche de la courbe des taux de prélèvements de 2000 (graphique 5).

5. Taux apparent (CDI, CDD, temps plein)



Note : 1990 L2000 représente la situation qui aurait exi*sté si l'on avait appliqué à la* population de 1990 les règles en vigueur en 2000.

Sources: Enquêtes INSEE et calculs DREES.

Par ailleurs, les baisses de charges touchent une partie plus importante de la distribution en 2000 qu'en 1990. Ce décalage est lié à l'évolution de la structure des salaires : la proportion des personnes en dessous de 1,3 SMIC s'est accrue. Ce mouvement est en partie expliqué par la croissance importante de l'emploi dans ces tranches de salaires et par les revalorisations importantes du SMIC au cours des années quatre-vingt-dix (la croissance du SMIC ayant été relativement plus rapide que celle du salaire moyen, le seuil de 1,3 SMIC touche davantage de salariés en 2000⁽⁸⁾).

⁽⁸⁾ Comme les seuils retenus dans les barèmes des exonérations de charges sont proportionnels au SMIC, lorsque l'évolution du SMIC est plus rapide que celle du salaire moyen, le champ couvert par les exonérations s'élargit mécaniquement.

Ainsi, il est possible de distinguer cinq groupes parmi les salariés en CDD ou en CDI, travaillant à temps plein, selon l'évolution des prélèvements sur les salaires qu'ils ont connue entre 1990 et 2000.

Pour le premier groupe, qui comprend les 15 premiers centiles de la distribution des salaires bruts environ, les taux de cotisation apparents ont baissé entre 1990 et 2000. Si en 1990 on leur avait appliqué la réglementation de 2000, leur taux de cotisation apparent aurait été plus faible, passant de 60 % à des valeurs comprises entre 50 et 60 %.

Pour le deuxième groupe (entre le 15° et le 25° centile de la distribution des salaires bruts environ), les taux de cotisation apparents ont également baissé entre 1990 et 2000. Cependant, si en 1990 on leur avait appliqué la réglementation de 2000, leur taux de cotisation aurait été plus élevé, passant de 60 % à des valeurs comprises entre 60 et 65 %. En effet, ces salariés auraient bénéficié des exonérations bas salaires, mais leur salaire étant proche de 1,3 SMIC (1,22 SMIC en moyenne en 1990), leurs taux de cotisation apparents augmentent lorsque l'on applique la législation 2000, du fait des hausses générales de taux entre 1990 et 2000.

Pour le troisième groupe (entre le 25° et le 30° centile de la distribution des salaires bruts environ), les taux de cotisation apparents ont augmenté entre 1990 et 2000, alors qu'ils bénéficient des exonérations en 2000, ce qui est lié aux hausses générales de taux entre 1990 et 2000.

Pour le quatrième groupe (entre le 30° et le 75° centile de la distribution des salaires bruts environ), les taux de cotisation apparents ont augmenté entre 1990 et 2000, passant de 60 à 65 % environ.

Pour le cinquième groupe (au-delà du 75° centile), les hausses sont plus marquées, du fait de la hausse des taux de cotisation des complémentaires retraites.

Une déformation de la densité des coûts

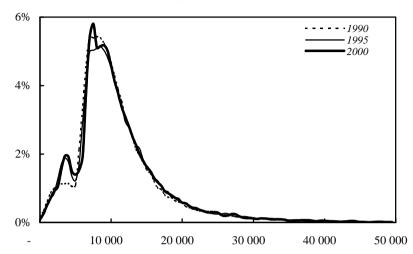
Ces évolutions peuvent également être illustrées par la différence entre la densité des salaires nets et celle des coûts apparents pour l'employeur.

En 1990, les courbes de densité ont des formes comparables (unimodales), que le salaire retenu soit le salaire brut, le salaire net ou le coût de l'emploi. En effet, la relative uniformité des taux de prélèvements en 1990 implique que la forme des densités des salaires nets et des coûts est très semblable de celle des salaires bruts.

Dès 1995, il apparaît que, alors que la densité des salaires nets et bruts fait apparaître un pic marqué au niveau du SMIC (avec un petit pic correspondant à un demi-SMIC), le pic correspondant au SMIC disparaît de la densité des coûts du fait des allègements de charges⁽⁹⁾.

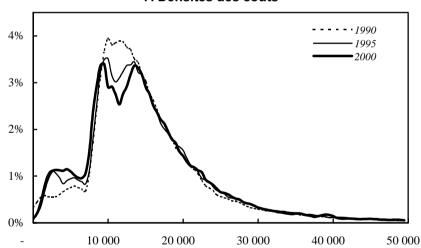
⁽⁹⁾ Le pic observé en 2000 sur la densité des salaires bruts est probablement en partie imputable au fait que les salaires déclarés dans l'enquête Emploi sont approximés autour de valeurs entières.

6. Densités des salaires bruts



Sources: Enquêtes emploi INSEE et calculs DREES.

7. Densités des coûts



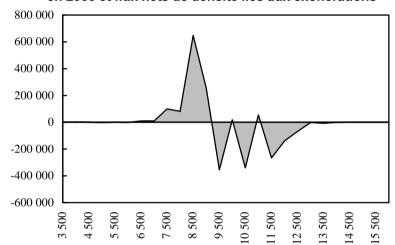
Sources: Enquêtes emploi INSEE et calculs DREES.

Le mouvement est amplifié en 2000, la courbe de la densité des coûts faisant en fait apparaître un double mode. Ce mouvement de déformation de la densité des coûts par rapport à celle des salaires (bruts ou nets) tient au développement des mesures d'exonérations de charges. La déformation de la courbe de densité en 2000 s'explique en effet entièrement par la prise en compte de la « ristourne bas salaires ». En effet, se traduisant par des baisses de coûts, les exonérations impliquent que des salariés qui auraient

été dans une tranche de coût donné sans la ristourne sont dans une tranche de coût d'un niveau plus faible lorsque l'on intègre la ristourne.

Pour une tranche donnée de coût, l'effet de la ristourne induit à la fois des baisses d'effectifs (salariés initialement présents dans cette tranche et dont le coût diminue assez pour se situer désormais dans une tranche inférieure) et des hausses d'effectifs (salariés initialement présents dans une tranche supérieure et dont le coût diminue assez pour se situer désormais dans cette tranche). Le graphique 8 illustre l'effet net de la ristourne en 2000 (pour des tranches de 500 francs). On observe que pour les tranches supérieures à 9 500 francs environ, il y a une baisse des effectifs, et inversement une hausse pour les tranches inférieures à 9 500 francs. La déformation de la densité des coûts observée apparaît ainsi très largement comme un effet mécanique des baisses de coût induites par les exonérations de charges.

8. Évolution de la densité avant et après exonérations bas salaires en 2000 et flux nets de densité liés aux exonérations



Note: Ce graphique a un profil accidenté, du fait des effets d'arrondis.

Sources: Enquêtes emploi INSEE et calculs DREES.

Références bibliographiques

Abowd O.M., F. Kramarz, T. Lemieux et D.N. Margolis (1996): « Minimum Wages and Youth Employment in France and the United States », *Document de Travail CREST*, n° 9651.

Adam F., V. Ardouin, M. Dollé, B. Laouisset, Y. L'Horty et A. Parent (1999): « Prélèvements obligatoires, transferts sociaux et réduction des inégalités », *Document de Travail du CSERC*, n° 99-04.

- Barrault C. et M. Bonnand (1999): « Dispositifs d'exonérations de cotisations. Bilan au 31 décembre 1998 », *ACOSS*.
- Bayet A. et D. Demailly (1996): « Salaires et coûts salariaux, 45 ans d'évolution », *INSEE Première*, n° 449.
- Bontout O., Ch. Chambaz, B. Lhommeau et P. Ralle (2001): « Les effets des prélèvements sociaux sur la dispersion des salaires au cours de la décennie quatre-vingt-dix », *DREES Document de Travail*, juin, à paraître.
- Burnod (1999) : « Définition des salariés au voisinage du SMIC dans l'enquête emploi », *Note INSEE*.
- CAE (1999): *Le temps partiel en France*, Rapport du Conseil d'Analyse Économique, n° 19, La Documentation française.
- CERC (2001): Accès à l'emploi et à la protection sociale.
- Combault P. (1999): « Les salariés au SMIC entre 1994 et 1998 », *Premières Synthèses DARES*.
- Concialdi P. et S. Ponthieux (1997): « Les bas salaires en France, quels changements depuis 15 ans ? », *Premières Synthèses DARES*.
- CSERC (1996): Allègements de cotisations.
- CSERC (1998): Les 35 heures, le temps partiel, l'aménagement du temps de travail.
- CSERC (1999): Le SMIC, salaire minimum de croissance.
- Gubian A. et Ponthieux S. (2000), « Emplois non qualifiés, emplois à bas salaires et mesures d'allègement du coût du travail », *Premières Synthèses DARES*.
- INSEE (2000) : « Évolution des revenus au sein des ménages salariés depuis 1970 », France, Portrait Social.
- INSEE (2000): « Le système socialo-fiscal entre 1990 et 1998 », France, Portrait Social.
- INSEE (2000): Séries longues sur les salaires.
- INSEE: Synthèses, série salaires.
- Laroque G. et B. Salanié (1999) : « Prélèvements et transferts sociaux : une analyse descriptive des incitations financières au travail », *Économie et Statistique*, n° 328.
- Le Minez S. (1998) : « Comparaison DADS-ENQUÊTE EMPLOI en 1995 pour les temps partiels à bas salaires », *Notes INSEE*.
- Le Minez S. (1999) : « Impact de la durée du travail et des concepts de salaire sur le bas de la distribution des salaires », *Groupe de Paris*, 18 et 19 novembre.
- Lerais F. (2001): « Une croissance plus riche en emplois », *Premières Synthèses DARES*.

Complément F

Une décomposition de l'évolution de l'inégalité en France avec une perspective internationale, 1985-1995

Mercedes Sastre

Université Complutense de Madrid

Alain Trannoy

Université de Cergy-Pontoise (THEMA)

Introduction

L'inégalité des niveaux de vie dans notre pays semble avoir été globalement stable depuis une quinzaine d'années. Cette stabilité ne renseigne pas sur les forces qui ont été à l'œuvre dans l'élaboration de ce résultat de nature fondamentalement agrégée. Des exercices de décomposition de l'inégalité se révèlent utiles pour mettre à jour et quantifier, dans cette évolution, le rôle, apparent ou non, d'un certain nombre d'éléments de nature plus désagrégée. La distinction classique oppose une désagrégation par souspopulation et une désagrégation par sources de revenu. Cette contribution s'inscrit essentiellement dans ce deuxième cadre d'analyse.

Après avoir identifié un certain nombre de sources de revenu, l'exercice consiste à attribuer une part de l'inégalité totale à chaque source. Par hypothèse, ces parts somment à un ; la décomposition est qualifiée d'exacte. Cette part s'appelle la *contribution* de la source et la *contribution relative* s'obtient en rapportant la contribution à l'inégalité totale. L'évolution de cette part au cours du temps renseigne sur l'évolution de la contribution de la source à l'inégalité totale et permet d'énoncer des hypothèses sur les facteurs qui ont pu jouer un rôle privilégié dans l'évolution de l'inégalité.

^(*) Nous remercions Tony Atkinson pour ses remarques lors de la présentation de cette recherche à une réunion du groupe de travail sur les inégalités du CAE et Lucile Olier pour ses commentaires lors de la phase finale de rédaction. Ce document a été préparé lors de la visite de Mercedes Sastre au THEMA comme « post doc » du réseau TMR *Livin Tax*. Nous avons bénéficié du concours de la Commission européenne à travers le contrat n° ERBFMRXCT980248 et de l'assistance informatique du LIS.

L'analyse prend également en compte le rôle de certains facteurs démographiques : la taille du ménage joue sur ses besoins et l'habitude a été prise d'évaluer ceux-ci au moyen d'une échelle d'équivalence. Le nombre d'adultes *cohabitant* compte également dans la capacité du ménage à dégager des sources de revenu. En France par exemple, le taux d'activité des femmes a pratiquement rejoint celui des hommes et l'écart de capacité s'est donc accru au fil du temps entre les ménages monoparentaux et les couples, le plus souvent bi-actifs. Prendre en compte d'une manière explicite ces hétérogénéités démographiques comme une source de différenciation du niveau de vie entre ménages revient à pratiquer une analyse de décomposition mixte, qui tient à la fois de la décomposition par sources et de celle par sous-populations. Ce faisant, une difficulté apparaît dans la mesure où les sources de revenu interviennent d'une manière additive, alors que la composante besoin intervient à la faveur d'une division et la composante cohabitation au travers d'une multiplication. Ceci oblige nécessairement à repenser la méthode de décomposition elle-même.

La méthodologie retenue, qui est plus amplement présentée dans Sastre et Trannoy (2000a), s'appuie sur un certain nombre de travaux théoriques (Chantreuil et Trannoy, 1999 et Shorrocks, 1999) qui mettent en lumière l'intérêt d'une décomposition s'appuyant sur la valeur de Shapley, un concept de la théorie des jeux coopératifs dû à Shapley (1953).

Elle est illustrée au travers de la comparaison de l'évolution des inégalités de revenus disponibles ajustés pour les disparités de besoins⁽¹⁾ pour huit pays industrialisés : la France, les États-Unis, le Royaume-Uni, l'Allemagne, le Canada, l'Australie, la Norvège et la Suède entre le milieu de la décennie quatre-vingt et le milieu de la décennie quatre-vingt-dix.

Les paramètres de la décomposition

Un des avantages de la méthodologie mise en œuvre est de pouvoir s'appliquer à la décomposition de l'inégalité calculée à partir de n'importe quel indice d'inégalité. L'indice de Gini a été privilégié, dans la mesure où il vient sans doute en tête dans les utilisations empiriques.

Décomposition de quoi ?

L'échantillon est constitué de ménages, c'est-à-dire de personnes vivant sous un même toit⁽²⁾. Le revenu disponible de chaque ménage (revenu après déduction de l'impôt sur le revenu et des cotisations sociales salariés) est ajusté par le nombre d'unités de consommation, défini par la racine carrée

⁽¹⁾ Les données microéconomiques proviennent du Luxembourg Income Study (LIS). Quels que soient les efforts du LIS, la nature des éléments effectivement couverts par chaque source peut varier d'un pays à un autre. Les sources ne sont donc que, *grosso modo*, comparables d'un pays à un autre, mais c'est une difficulté à laquelle échappent peu d'études comparatives internationales. Pour une évaluation de l'intérêt et des limites de ces données, voir Atkinson, Rainwater et Smeeding (1995) et Gottshalk et Smeeding (1997 et 2000).

⁽²⁾ Aucune censure d'âge n'est appliquée. La population des retraités est incluse dans l'échantillon. Tout ménage dont le revenu disponible est inférieur ou égal à zéro a été exclu de l'échantillon.

de la taille familiale (voir Atkinson et *alii*, 1995). Chaque ménage est donc repéré par ce *niveau de vie* ainsi calculé et l'indice de Gini de la distribution des niveaux de vie est calculé sans utiliser aucune pondération.

L'ensemble des sources élémentaires

Dans tous les pays concernés, les bases de données sont suffisamment riches pour que dix sources élémentaires⁽³⁾ de revenu puissent être distinguées : salaires et assimilés⁽⁴⁾, revenus des indépendants, revenus du capital, retraites publiques, revenus de remplacement (allocation chômage et indemnités d'assurance maladie), autres types de retraites, transferts privés, minima sociaux, autres types de transferts publics (en particulier les aides à la famille), impôts et cotisations sociales salariés.

À ces dix sources de revenu s'ajoutent deux sources démographiques, le besoin apprécié par le nombre d'unités de consommation (uc) du ménage, et le nombre d'adultes cohabitant. Pour apprécier ce dernier, une difficulté se pose dans la mesure où l'âge d'entrée dans la vie active n'est pas une donnée intangible : il dépend de l'âge de fin d'études⁽⁵⁾. Par analogie avec le terme unité de consommation, nous parlerons de nombre d'unités de revenu. L'inégalité de la source besoin (respectivement cohabitation) est calculée comme étant l'inégalité des revenus dans l'hypothèse où le revenu du ménage serait proportionnel au nombre d'unités de consommation de ce ménage (respectivement au nombre d'unités de revenu).

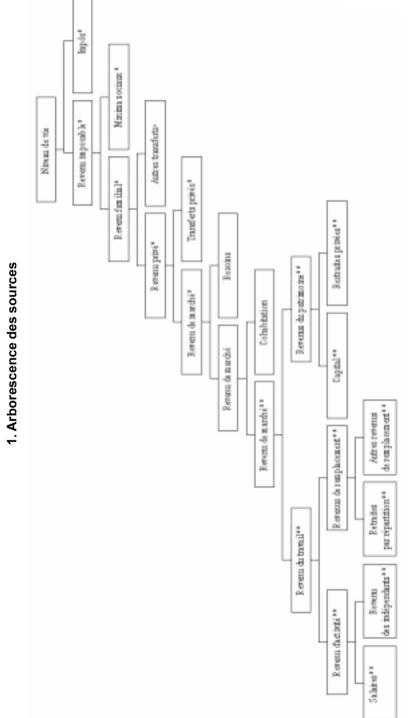
L'ensemble des sources structuré sous la forme d'une arborescence

La méthode de décomposition cherche à tirer parti de la grande hétérogénéité de l'ensemble des douze sources élémentaires définies plus haut. Les mettre toutes sur le même plan serait de toute évidence problématique. Une question cruciale est celle de l'exogénéité de ces sources les unes par rapport aux autres. Clairement, certaines sources apparaissent comme endogènes par rapport à d'autres : vous ne recevrez pas d'allocations chômage si vous avez un emploi, vous ne paierez pas d'impôt sur le revenu si votre revenu est inférieur à un certain seuil d'imposition. Au-delà de ce biais de sélection, une influence directe peut être également détectée, lors-

⁽³⁾ Cf. Sastre et Trannoy (2000a) pour une définition de chaque source.

⁽⁴⁾ Les salaires sont nets de cotisations sociales salariés pour la France, alors que pour les sept autres pays, les mêmes données portent sur les salaires bruts. En conséquence, dans ces pays, l'impôt comprend également les cotisations sociales salariés, alors qu'il se limite à l'impôt sur le revenu en France. C'est une différence importante qu'il convient de garder en tête à la lecture des résultats. Une autre particularité concerne les transferts en nature, dont les données ne sont pas disponibles dans de nombreux pays, alors qu'elles le sont pour les États-Unis (food stamps). Comme ceux-ci sont loin d'être négligeables, le choix s'est porté sur leur inclusion.

⁽⁵⁾ Pour contourner cette difficulté, un âge limite de fin d'études plutôt élevé, 25 ans, a été retenu et le degré de cohabitation est calculé comme le plus grand de deux nombres : le nombre d'individus du ménage dépassant 25 ans ; le nombre d'individus du ménage qui travaillent ou perçoivent un revenu de remplacement.



Notes: * Par unité de consommation; ** Par adulte.

que le montant de l'allocation dépend, au travers d'une formule de calcul, du montant d'une autre source, le revenu primaire et la taille familiale (le *besoin*) étant évidemment les deux sources les plus fréquemment rencontrées à cette occasion.

Pour ce faire, l'espace des sources est structuré sous la forme d'une arborescence, comme en théorie de la décision ou en théorie des jeux, l'origine étant constituée du revenu que l'on cherche à décomposer, ici le niveau de vie du ménage. Deux branches partent ainsi de l'origine et nous nous sommes efforcés de construire un « arbre binaire » où, de chaque nœud, ne partent que deux branches. L'une d'elles mène généralement à une source complexe, c'est-à-dire à un agrégat de sources, tandis que la seconde mène, le plus souvent, à une source élémentaire. La partie haute de l'arborescence décrit en quelque sorte l'aval du processus de formation du revenu et, au fur et à mesure que l'on descend dans l'arborescence, on découvre en quelque sorte l'amont du processus de formation du revenu.

Il n'existe bien évidemment pas une unique arborescence qui rende compte de toutes les influences directes entre les sources. Dans une étude empirique, un choix doit être fait et ce choix influe sur le niveau relatif des différentes contributions⁽⁶⁾. Malheureusement, définir une règle de décomposition indépendante du chemin de désagrégation se révèle impossible.

Les composantes du niveau de vie des ménages situées à un échelon inférieur de l'arborescence ont une certaine antériorité par rapport à celles qui sont plus haut. Une lecture de bas en haut de l'arborescence restitue les différentes étapes de la formation du niveau de vie d'un ménage. Comme tout modèle, elle confine à la caricature. La parabole commence par une première étape, qui est le processus de formation et de dissolution des unions. cristallisé dans un indicateur de cohabitation. L'énergie des individus est mobilisée dans une seconde étape par « la course à l'argent » sur les marchés des facteurs. Capital humain et capital tout court sont mobilisés pour générer des revenus. La famille s'accroît avec la naissance des enfants et le ménage est bientôt confronté à la comparaison de ses revenus de marché et de ses besoins. Ouelques amis ou la famille peuvent apporter une aide en cas de difficulté financière, mais cette aide privée rencontre vite des limites et l'apport essentiel est ici constitué par la solidarité nationale à travers la redistribution publique. Interviennent ici les aides à la famille (allocations familiales), tandis que les minima sociaux jouent le rôle d'un dernier filet de sécurité. Le financement de ces transferts est assuré par les impôts. Cette fable est clairement inspirée par la lecture d'une déclaration fiscale, où toutes les informations précédemment mentionnées figurent.

Un point, qui mérite également discussion, est la manière dont interviennent les sources démographiques. Dans la partie haute de l'arborescence, où sont calculées les contributions des transferts, toutes les sources

⁽⁶⁾ Sastre et Trannoy (2000b) ont cependant montré que cette influence demeure modérée.

1. Décomposition de l'inégalité des niveaux de vie en France

| | | - - - | isodillo: | . Decomposition de l'inegante des myeaux de vie en | megame | | eaux ne | ב ב ט | alice | | | |
|--------------------------------|-------------------|----------------------------------|-----------|--|-------------------|-------------------|---------|----------------------|-------------------------------------|----------------------------------|------------------------|--------|
| | Salaires | Revenus des indé- pendants | Capital | Retraites | Revenus cement | -idahoD tation | Besoins | Transferts sèvirq | Autres transferts ⁽¹⁾ | Minima sociaux ⁽²⁾ | Impôt sur le revenu | IstoT |
| Part du revenu disponible | onible | | | | | | | | | | | |
| • 1984 | 73,72 | 5,12 | 2,43 | 16,68 | 2,82 | 0,00 | 0,00 | 0,80 | 2,96 | 1,76 | -6,30 | 100,00 |
| • 1989 | 69,49 | 6,65 | 2,98 | 17,63 | 3,21 | 0,00 | 0,00 | 1,34 | 2,75 | 1,82 | - 5,88 | 100,00 |
| • 1994 | 63,93 | 7,45 | 4,73 | 19,75 | 4,42 | 0,00 | 0,00 | 0,86 | 2,32 | 1,63 | -5,09 | 100,00 |
| Inégalité (GINI en % | (9) | | | • | | • | • | | • | • | • | |
| • 1984 | 56,00 | 96,14 | 94,98 | 78,04 | 93,69 | 15,94 | 15,70 | 97,02 | 84,40 | 85,71 | 70,55 | 27,75 |
| • 1989 | 58,08 | 95,81 | 95,20 | 76,26 | 92,58 | 16,97 | 15,75 | 60,76 | 84,30 | 86,70 | 75,90 | 27,31 |
| • 1994 | 86,09 | 95,82 | 82,18 | 75,28 | 87,35 | 17,03 | 15,34 | 96,82 | 85,33 | 86,18 | 79,25 | 28,56 |
| Contribution | _ | | | | | • | • | | • | • | • | |
| • 1984 | 28,12 | 2,07 | 06,0 | - 8,84 | -1,36 | 15,94 | - 2,45 | - 0,44 | - 2,28 | - 1,43 | - 2,47 | 27,75 |
| • 1989 | 27,85 | 2,90 | 1,29 | - 9,59 | - 1,51 | 16,97 | -2,80 | -1,07 | -2,23 | -1,60 | -2,90 | 27,31 |
| • 1994 | 27,78 | 3,77 | 1,72 | -10,30 | - 1,82 | 17,03 | -2,59 | -0,63 | - 1,83 | - 1,94 | -2,63 | 28,56 |
| Contribution relative | . 0 | | | • | | • | • | | • | | • | |
| • 1984 | 101,33 | 7,47 | 3,24 | - 31,84 | - 4,92 | 57,43 | - 8,84 | - 1,59 | - 8,22 | - 5,17 | - 8,89 | 100,00 |
| • 1989 | 101,96 | 10,62 | 4,71 | -35,12 | - 5,54 | 62,14 | -10,24 | -3,92 | -8,16 | - 5,84 | -10,62 | 100,00 |
| • 1994 | 97,25 | 13,21 | 6,02 | -36,07 | - 6,38 | 59,63 | - 9,07 | -2,20 | - 6,41 | - 6,79 | -9,20 | 100,00 |
| Efficacité relative | | | | | | | | | | | | |
| • 1984 | 1,37 | 1,46 | 1,33 | - 1,91 | - 1,74 | | | -1,99 | -2,78 | - 2,94 | 1,41 | |
| • 1989 | 1,47 | 1,60 | 1,58 | - 1,99 | - 1,72 | | | -2,92 | -2,97 | -3,21 | 1,81 | |
| • 1994 | 1,52 | 1,77 | 1,27 | - 1,83 | - 1,44 | | | -2,57 | -2,76 | -4,18 | 1,81 | |
| Contribution à la variation de | riation de l | 'inégalité er | ۱% | | | | | | | | | |
| • 1984-1989 | 66,0 - | 2,99 | | -2,72 | -0,54 | 3,72 | -1,23 | -2,27 | 0,19 | - 0,58 | -1,56 | - 1,59 |
| • 1989-1994 | -0.26 | 3,19 | 1,58 | -2,60 | - 1,12 | 0,22 | 0,75 | 1,61 | 1,46 | - 1,26 | 1,00 | 4,57 |
| • 1984-1994 | - 1,25 | 6,13 | | - 5,28 | - 1,64 | 3,93 | -0,49 | - 0,68 | 1,63 | - 1,82 | -0.58 | 2,91 |
| 2 -1 L: A (1) 14 | 2 *** * 11: *** * | 13 | 1.4 | 11: T- T- 11. | .7 .19 | E | | 1.7: | | | | |

Notes:(1) Aides à la famille et à l'enfance; (2): Aides à la famille et à l'enfance Transferts sous condition de ressources. Sources: LIS et calculs des auteurs.

complexes ou élémentaires sont exprimées par unité de consommation. Dans la partie basse de l'arborescence, toutes les sources qui concourent à l'obtention du revenu primaire ou du revenu de remplacement sont exprimées par tête d'adulte (par *unité de revenu*), en particulier pour rendre comparables les revenus primaires obtenus par les ménages bi-actifs et par les « monoapporteurs » de ressources. Les disparités de revenu primaire sont corrigées pour les différences de cohabitation. Pour rendre cohérente la décomposition et pour assurer la jointure entre les parties haute et basse de l'arborescence, deux étages s'intercalent au milieu de l'arborescence et permettent de passer de valeurs exprimées par tête d'adulte à des valeurs par unité de consommation. C'est ici qu'interviennent donc les facteurs démographiques. Comme la formation du couple précède l'arrivée des enfants, le calcul de la contribution de la cohabitation intervient en amont du calcul de celle du besoin. Le rôle du besoin lié à la taille familiale apparaît au 5^e nœud en partant du haut, où le revenu de marché par unité de consommation est décomposé en deux sources : le revenu de marché et le besoin. Le rôle de la *cohabitation* intervient au nœud suivant, où le revenu de marché est décomposé en deux sources : le revenu de marché par tête d'adulte et la cohabitation.

Une contribution calculée comme une contribution marginale

Le principe général, qui inspire le calcul de la contribution de chaque source, est contenu dans le concept de *marginalité*. L'idée est d'attribuer à la source l'écart entre le niveau d'inégalité *en présence* et en l'*absence* de la source. Ce principe général se décline différemment, suivant que la source a un caractère exogène, endogène ou qu'une certaine symétrie préside aux relations qu'entretiennent les sources placées à un même étage⁽⁷⁾.

Résultats de la décomposition pour la France

Le commentaire porte d'abord sur les résultats de la décomposition pour l'année 1994 (tableau 1).

Les trois sources de revenu primaire – salaires, revenus des indépendants et revenus du capital – exprimées par tête d'adulte, ont évidemment contribué positivement à la formation des inégalités de niveaux de vie. La somme de leurs contributions relatives dépasse 100 %, (116 %), ce qui est logique, puisque les revenus de remplacement et de transfert égalisent par la suite ces revenus. Il faut noter le poids prépondérant de la contribution des salaires (plus de 80 % de ce total). L'inégalité de la distribution des salaires par tête d'adultes est plus de deux fois plus forte que l'inégalité des niveaux de vie (Gini de 0,61). Bien sûr, ce chiffre élevé tient pour partie au fait que les chômeurs et les retraités ont par hypothèse un revenu nul dans cette distribution. La contribution du revenu des indépendants est près de

⁽⁷⁾ Pour un exposé complet de la méthodologie, nous renvoyons à Sastre et Trannoy (2000a).

deux fois supérieure (13,21 %) à leur part dans le revenu disponible (7,45 %). La faible contribution des revenus du patrimoine (6 %) doit être interprétée avec prudence compte tenu de la faiblesse bien connue des sources dans ce domaine.

Il est frappant de constater que les disparités de *cohabitation* entre les ménages constituent la deuxième source d'inégalité, par ordre d'importance des contributions relatives. Si l'inégalité des revenus primaires était calquée sur le nombre de personnes du ménage aptes à générer un revenu de marché, l'indice de Gini serait encore égal à 0,17 ce qui représente près de 60 % de l'inégalité des niveaux de vie. Au total, l'inégalité des revenus primaires entre ménages est due pour un tiers à des disparités de cohabitation et pour deux tiers à des disparités de revenu primaire.

En revanche, les revenus de remplacement ainsi que tous les transferts – y compris les transferts privés – et l'impôt réduisent les inégalités. Ce sont les retraites qui apparaissent comme la principale source de réduction des inégalités⁽⁸⁾ (– 36 %) mais, en termes d'efficacité relative – mesurée par le rapport de la contribution relative de la source à sa part dans le revenu disponible – ce sont les minima sociaux qui sont en tête du palmarès. Les revenus de remplacement, assimilables à un salaire différé, effacent 38 % de l'inégalité des revenus d'activité : le Gini de la distribution des revenus du travail n'est que de 0,360 à comparer à une valeur de 0,585 pour celui de la distribution des revenus d'activité ! Le pouvoir redistributif de l'impôt sur le revenu est assez faible en valeur : il n'entraîne qu'une baisse de 9 % de l'indice de Gini, ceci s'expliquant par la modestie du prélèvement (5 %), et par une efficacité redistributive par franc ponctionné réduite, puisque inférieure à celle des autres transferts publics et même à celle des transferts privés !

Enfin comme l'inégalité des revenus de marché par unités de consommation est plus faible que l'inégalité des revenus de marché de 9 %, la contribution du *besoin* est négative. Ce résultat reflète une corrélation positive, en moyenne, entre la taille de la famille et son revenu de marché ; plus de bouches à nourrir va de pair avec plus d'adultes à même de rapporter du pain à la maison.

L'évolution entre 1984 et 1994

L'inégalité des niveaux de vie mesurée par le Gini est restée globalement stable sur la période. Mais cette stabilité masque un recul entre 1985 et 1989, suivi d'une croissance de près de 1 % l'an entre 1989 et 1994. Les ordres de grandeur mentionnés ne sont sans doute pas supérieurs aux variations qu'entraînent de possibles fluctuations d'échantillonnage. Cette apparente stabilité résulte de forces qui ont joué en sens contraire. Pour s'en convaincre, il suffit de considérer le bas du tableau 1 qui décompose d'une

⁽⁸⁾ Les retraites comprennent les pensions, les aides aux personnes âgées dépendantes, les préretraites, les pensions de réversion et le minimum de vieillesse. Il est clair que ce dernier n'est pas à sa place et devrait figurer dans les minima sociaux.

manière *exacte*⁽⁹⁾ la variation d'inégalité (exprimée en pourcentage) entre les deux sous-périodes. Les faits marquants sont les suivants : par franc gagné, les trois sources de revenu primaire sont devenues plus inégalitaires mais, à eux seuls, les revenus de remplacement ont épongé la plus grande partie de la hausse de l'inégalité du revenu primaire, en raison d'ailleurs plus de l'augmentation des masses financières qui leur ont été consacrées que d'un profil redistributif plus marqué. Les transferts et impôts n'ont joué qu'un rôle modeste, un meilleur ciblage de ces instruments vers les populations pauvres pour les transferts et vers les ménages riches pour l'impôt sur le revenu (IR) étant compensé par une stabilité voire une baisse de leurs parts respectives dans le revenu disponible.

Le premier enseignement de cette analyse de décomposition en dynamique est la stabilité de la contribution des salaires. Mais celle-ci n'est que le produit accidentel de la conjonction de deux phénomènes jouant en sens opposé : une inégalité plus forte des salaires accompagnée d'un affaissement de leur part dans le revenu disponible. Ces deux phénomènes sont largement liés à la diminution des taux d'emploi sur la période (hausse du chômage, recours aux préretraites, etc.).

Les deux autres sources de revenu primaire – revenu des indépendants et revenu du capital – ont fortement contribué à l'accroissement de l'inégalité. En additionnant leurs effets, l'indice de Gini des revenus disponibles aurait progressé de 9 %, si la contribution des autres sources était restée stable. L'évolution de leur poids respectif dans le revenu disponible a contribué au résultat, puisque la part des revenus des indépendants augmente de près de moitié, tandis que celle du capital double pratiquement. La similitude s'arrête là. La hausse de la contribution des indépendants dépasse celle de leur part dans le revenu disponible, ce qui n'est pas le cas des revenus du capital, en particulier dans la première partie des années quatre-vingt-dix.

Le dernier facteur d'accroissement des inégalités est constitué par le phénomène d'appariement des adultes. La proportion de ménages avec un seul apporteur de ressources a augmenté de 5 points sur la période d'études, au détriment des ménages avec plus de deux apporteurs de ressources. Une augmentation des ménages pauvres (en terme de *cohabitation*) et une diminution des ménages riches (en terme de *cohabitation*) s'est déroulée concomitamment. Si l'on trace les courbes de Lorenz correspondant aux distributions pour lesquelles le revenu du ménage est proportionnel au nombre d'unités de revenus, celles-ci se croisent, traduisant ce double mouvement en sens inverse en terme d'inégalité. L'indice de Gini, quant à lui, donne plus de poids à l'augmentation de la proportion des mono-apporteurs de ressources.

⁽⁹⁾ Par exemple : – 1,25 donne la contribution de la source salaires au changement relatif d'inégalité survenu entre 1984 et 1994. Il est obtenu comme la différence entre la contribution des salaires en 1994 et en 1984 rapportée à l'inégalité initiale. Il s'interprète de la façon suivante : si les salaires avaient été la seule source de revenus à se modifier, l'inégalité des niveaux de vie aurait diminué de 1,25 %; la somme des nombres de la dernière ligne est égale à 2,91 %.

Par contre, la contribution de l'autre composante démographique, les *besoins*, à l'évolution des inégalités est négligeable. Il n'y a pas eu globalement de polarisation croissante des besoins dans les familles pauvres.

L'impact correcteur de l'ensemble des revenus de remplacement (retraites + autres revenus de remplacement) s'est fortement accru, puisqu'il correspond à près de 7 % de baisse de l'inégalité initiale des niveaux de vie. Le mouvement le plus spectaculaire concerne les retraites qui contribuent pour plus de 5 %. Il faut y voir l'effet du renouvellement des générations de retraités, les plus récentes bénéficiant de droits plus élevés. Ceci se matérialise par une hausse de 3 points du poids des retraites dans le revenu disponible. Le rôle d'amortisseur exercé par les allocations chômage se révèle également très significatif, ainsi qu'en témoigne la forte hausse du poids des autres revenus de remplacement dans le revenu disponible (+ 57 %). Néanmoins, la hausse de leur contribution est plus modérée (+ 30 %), car la distribution des allocations chômage ou des indemnités maladies est affectée par l'inégalité des revenus d'activité.

Si on la compare à celle des revenus de remplacement, l'évolution de l'impact global des minima, des autres transferts publics et des impôts est de faible ampleur, puisqu'il ne représente même pas une baisse de 1 % de l'inégalité. Si la stabilité du poids des minima sociaux dans le revenu disponible est sans doute due à un mauvais repérage de ceux-ci ainsi qu'à des problèmes d'échantillonnage, la baisse du poids des autres transferts semble bien réelle et à rapprocher de la diminution du nombre des familles nombreuses. Dans le même temps, l'efficacité redistributive des autres transferts publics a baissé alors que celle des minima sociaux a augmenté, grâce à un meilleur ciblage sur les populations pauvres.

Quant à l'impôt sur le revenu, sa part dans le revenu national baisse de plus d'1 point, cette baisse étant compensée cependant par une efficacité redistributive accrue. La hausse de 9 points de l'indice de Gini traduit bien la concentration croissante de l'impôt sur le revenu sur les ménages les plus aisés. Au total, l'impact de cette source reste très modeste, les évolutions des deux sous-périodes s'annihilant l'une l'autre.

Éléments de comparaison internationale

Le tableau 2 permet de comparer les résultats de la décomposition de l'inégalité des niveaux de vie en 1994 ou 1995 suivant les pays. La décomposition pour la France n'est pas complètement comparable à celle des autres pays : en effet la contribution des salaires (revenus des indépendants) correspond à celle des salaires (revenus des indépendants) nets dans notre pays et bruts dans les autres pays. Partant, la contribution de l'impôt se limite à celle de l'impôt sur le revenu en France, alors qu'elle comprend celle des cotisations salariées dans les autres pays. Ceci explique la faiblesse apparente de la contribution de l'impôt à la réduction des inégalités en France relativement à celle des autres pays industrialisés.

2. Décomposition de l'inégalité de niveau de vie dans huit pays^(*)

| | Australie 1994 | États-Unis 1994 | Royaume-Uni 1995 | Canada 1994 | Norvège 1995 | Suède 1995 | Allemagne 1994 | France 1994 ⁽²⁾ |
|---|-------------------|--------------------|---------------------|----------------|-----------------|---------------|-------------------|-------------------------------|
| Salaires ^(**) | 25,69 | 27,29 | 27,28 | 23,24 | 22,54 | 30,19 | 25,77 | 27,78 |
| Revenu des indépendants ^(**) | 2,68 | 1,84 | 5,05 | 1,79 | 2,65 | 0,82 | 2,25 | 3,77 |
| Capital | 1,04 | 1,75 | 1,43 | 0,81 | 1,14 | 0,99 | 1,30 | 1,72 |
| Retraites privées | 0,43 | 0,72 | 2,08 | 1,04 | 0,95 | 1,36 | 0,25 | 0,00 |
| Retraites publiques | - 2,11 | - 4,27 | - 3,79 | - 3,41 | - 5,20 | - 7,91 | - 8,06 | -10,30 |
| Revenus de remplacement | - 2,87 | - 0,62 | - 1,76 | - 1,51 | - 2,57 | -4,81 | - 0,53 | - 1,82 |
| Cohabitation | 17,65 | 18,32 | 17,53 | 18,73 | 19,34 | 17,20 | 19,12 | 17,03 |
| Besoins | - 2,85 | - 1,97 | - 2,62 | - 3,10 | - 5,68 | - 5,62 | - 3,46 | -2,59 |
| Transferts privés | - 0,41 | - 0,48 | - 0,54 | - 0,35 | - 0,33 | -0,54 | - 0,69 | -0,63 |
| Autres transferts | - 1,56 | - 4,28 | - 1,36 | - 1,12 | - 0,90 | - 0,49 | - 0,60 | - 1,83 |
| Minima sociaux | - 0,92 | - 1,70 | - 6,84 | - 2,96 | - 1,42 | - 3,14 | - 1,47 | - 1,94 |
| Impôts ^(**) | - 8,22 | - 6,21 | - 5,96 | - 6,84 | - 7,24 | - 5,78 | - 7,22 | - 2,63 |
| Gini (en %) | 28,55 | 30,39 | 30,52 | 26,32 | 23,27 | 22,28 | 26,67 | 28,56 |

Notes: (*) Les contributions de chaque source sont calculées de manière exacte, c'est-à-dire que leur somme est juste égale à la valeur du Gini pour les niveaux de vie; (**) Les rubriques « salaires » et « revenus des indépendants », et par voie de conséquence la rubrique « impôts » ne recouvrent pas la même chose pour la France et pour les autres pays : en effet il s'agit de salaires (revenus d'activité des indépendants) nets en France et bruts dans les autres pays. La rubrique « impôts » recouvre donc uniquement l'impôt sur le revenu en France et l'impôt sur le revenu ainsi que les cotisations salariées dans les autres pays.

Sources: LIS et calculs des auteurs.

Les écarts dans les valeurs de l'indice de Gini sont conformes aux attentes, à la réserve près que les États-Unis ne semblent pas occuper une position spéciale. Mais si l'on omettait les transferts en nature, les États-Unis se retrouveraient, cette fois-ci, seuls en tête. Les pays peuvent être associés par paire, le Royaume-Uni et les États-Unis étant les deux pays les plus inégalitaires, suivis par la France et l'Australie puis par l'Allemagne et le Canada, les deux pays scandinaves, Norvège et Suède fermant la marche.

Décomposition en 1994-1995 : de nombreuses caractéristiques similaires

L'opération de décomposition ne livre pas des résultats spectaculairement différents selon les pays et il s'en dégage l'impression d'une certaine similitude. En particulier, les contributions correspondant à chaque source ont le même signe quel que soit le pays en question. Les transferts privés ont toujours un effet redistributif mais de faible ampleur, les besoins sont positivement corrélés avec le revenu de marché, et donc, dans tous les pays, l'iné-

galité des revenus de marché est plus forte que l'inégalité des revenus de marché par unité de consommation. L'inégalité due aux disparités de cohabitation est très comparable, l'indice de Gini s'étageant de 0,17 à 0,19. Les salaires représentent la source majeure d'inégalité, l'ordre de grandeur des contributions étant identique à celui de l'inégalité des niveaux de vie, entre 0,22 et 0,30. Mais la hiérarchie des pays n'est pas la même, la Suède, dernière⁽¹⁰⁾ en termes d'inégalité des revenus, est première en termes de contribution des salaires; le classement selon l'importance de la contribution des salaires n'est donc pas un bon indicateur pour prédire l'inégalité des niveaux de vie. Par exemple, la contribution des salaires à l'inégalité des niveaux de vie n'est pas plus forte aux États-Unis qu'en France, ce qui peut sembler étonnant à première vue. Cela tient au fait que, si l'inégalité des salaires est certes plus forte aux États-Unis, le taux d'emploi est plus bas en France. Plus surprenant, hormis pour la France en raison du problème technique soulevé plus haut, les contributions des impôts directs sont très comparables d'un pays à un autre, représentant de 6 à 8 points de Gini.

Des éléments de différenciation

Parmi les sources de revenu primaire, seul le revenu des indépendants constitue un élément de différenciation fort, la contribution des indépendants s'étageant de 5 points de Gini pour le Royaume-Uni à moins d'un point pour la Suède. Ceci reflète d'ailleurs le poids très différent du revenu des indépendants dans le revenu disponible dans ces deux pays (près de 13 % dans le premier pays et autour de 2 % en Suède). Cela correspond-il à des différences profondes dans l'organisation économique – externalisation ici et internalisation là – ou cela témoigne-t-il des réponses des agents économiques à des incitations fiscales différentes dans les deux pays ? C'est l'un des points sur lequel des études complémentaires mériteraient d'être conduites.

Si la cohabitation ne semble pas constituer un point de clivage, il n'en va pas de même pour la dimension besoin. Les deux pays scandinaves ont une position atypique à cet égard, puisque la dimension besoin est associée dans ces deux pays à une réduction de l'inégalité plus de deux fois supérieure à celle des autres pays. La corrélation des besoins et des ressources de marché y est donc bien supérieure à celles des autres pays et en particulier à celle des États-Unis qui sont bons derniers dans ce domaine. Des différences de couplage entre les comportements en matière d'offre de travail et de fécondité sont sans doute à la base de ce résultat qui exigerait également des investigations supplémentaires.

Des singularités dans les stratégies redistributives étaient attendues, entre pays « beveridgiens » et « bismarckiens », entre les pays qui mettent l'accent sur les transferts sous condition de ressources et ceux qui mettent en avant d'autres critères ; entre les pays qui privilégient la retraite par répartition et ceux qui font une place à la retraite par capitalisation.

⁽¹⁰⁾ En rangeant les pays par valeur décroissante de l'indice de Gini.

Sous ce dernier aspect, une des singularités de la France réside d'une part dans l'absence de retraites privées et d'autre part, dans la correction massive exercée par les retraites par répartition, même s'il faut relativiser la comparaison brutale de la contribution pour la France avec celle des autres pays pour la raison évoquée plus haut⁽¹¹⁾. Si l'on compare la France et le Royaume-Uni, qui ont des structures par âge similaires et nonobstant les problèmes de comparabilité des sources dans les deux pays, les retraites publiques et privées contribuent à réduire les inégalités pour plus de 10 points de Gini dans le premier pays, alors que le bilan est inférieur à 2 points dans le second.

L'examen des revenus de remplacement offre des contrastes tout aussi saisissants, par exemple dans la comparaison des États-Unis et de la Suède ; une modeste réduction de 0,6 point de Gini dans le premier cas, pour une solide réduction de près de 5 points dans le second.

Si le Royaume-Uni n'est pas très généreux avec ses retraités, par contre, les transferts sous condition de ressources y représentent un puissant correcteur des inégalités, d'une importance deux à trois fois supérieure à celui des autres pays, Beveridge oblige. Les Etats-Unis⁽¹²⁾ privilégient, eux, les transferts pour lesquels la dimension familiale est essentielle.

Comparaison des évolutions sur la période 1984-1995

Pour le Royaume-Uni, la comparaison porte à la fois sur la période d'étude et sur une période un peu plus longue (1979-1995), qui a le mérite de coïncider avec la période de gestion des affaires publiques par les conservateurs.

D'après le tableau 3, l'inégalité des niveaux de vie a cru dans six pays sur huit, mais hormis au Royaume-Uni, la hausse demeure modérée, même aux États-Unis (4 %). Les inégalités ont baissé au Canada (– 2,5 %) et en Norvège (– 8 %). La trajectoire du Royaume-Uni paraît singulière, avec une hausse de 17 %, mais l'essentiel de celle-ci s'est produit au cours de la sous-période 1986-1991, une diminution étant même enregistrée les quatre années suivantes.

Tendances communes

Des similitudes semblent se dégager, concernant les revenus d'activité, les pensions financées sur fonds privé, les minima sociaux et les taxes :

• dans tous les pays, à l'exception de la France et du Royaume-Uni, les salaires ont contribué à l'accroissement des inégalités. C'est également vrai pour l'ensemble des revenus d'activité : leur contribution à l'accroissement des inégalités est substantielle, puisqu'elle est comprise entre 5 % (pour la

⁽¹¹⁾ Il faut de plus mentionner que le minimum vieillesse est classé avec les retraites, ce qui est pour le moins inopportun.

⁽¹²⁾ L'EITC est inclus dans les minima sociaux ; Medicare et Medicaid sont catalogués dans les autres transferts (classification du LIS).

France) et 13 % (pour la Norvège) de l'inégalité initiale. C'est de très loin la principale raison de la montée des inégalités de niveaux de vie. Cette hausse de la contribution des revenus d'activité trouve son origine dans une augmentation généralisée de l'indice de Gini calculé sur la distribution de ces mêmes revenus ;

- les retraites privées ont contribué fortement à la hausse des inégalités partout où elles ont été introduites, c'est-à-dire dans tous les pays à l'exception de la France ;
- l'impact redistributif des minima sociaux s'est accentué dans tous les pays, mais les pays scandinaves et le Royaume-Uni se distinguent par l'importance accordée à ce moyen de réduire les inégalités. L'accroissement de la part des minima sociaux dans le revenu disponible de chaque pays est responsable de cet état de fait ;
- à l'exception de l'Australie, le rôle redistributif joué par le système fiscal s'est accentué. Il n'est pas besoin de modifier les instruments pour obtenir cet effet, il suffit qu'ils soient progressifs à l'origine et que la croissance des revenus ait concerné au moins autant les hauts revenus que les autres.

Malgré ces caractéristiques communes, il est difficile d'admettre l'idée d'un seul modèle gouvernant l'évolution de l'inégalité dans le monde industrialisé.

Particularités nationales

Une première ligne de clivage oppose deux pays « neufs » (Australie et Canada) et la France aux autres pays à propos du rôle de la cohabitation. Dans les trois premiers pays, l'impact sur les inégalités est fortement positif en raison d'une montée de la part des célibataires avec ou sans enfants. Mais au départ, ces trois pays étaient aussi ceux dans lesquels la part des célibataires était la plus faible. Dans les autres pays, la contribution est d'une ampleur limitée. En ce qui concerne l'autre source démographique, la corrélation entre les besoins et les revenus semble avoir progressé dans des pays — Australie, Canada, France — dans lesquels elle était faible, mais les mouvements restent peu significatifs.

Une deuxième ligne de clivage entre pays anglo-saxons et pays continentaux (hormis la Suède) émerge de la comparaison au titre de la contribution des transferts privés. Dans les premiers, la générosité privée semble avoir régressé, alors que ses effets ont été en s'amplifiant dans les seconds.

Une troisième ligne de clivage concerne l'impact sur les inégalités de revenus de remplacement, pris dans leur ensemble, qui est négatif dans une large majorité de pays, sauf en Australie et au Royaume-Uni. Dans ces deux derniers cas, cela reflète essentiellement une baisse de la part des retraites publiques dans le revenu disponible, qui s'accompagne d'ailleurs d'une hausse de la part des autres types de pension⁽¹³⁾.

⁽¹³⁾ Cette hausse est spectaculaire au Royaume-Uni, puisque leur part est multipliée par un facteur 7 (de 0,91 à 1979 à 6,95 en 1995).

3. Décomposition de la variation de l'inégalité (en %) dans huit pays

| | Australie 1985-1994 | États-Unis 1986-1994 | Royaume-Uni 1979-1995 | Royaume-Uni 1986-1995 | Canada 1987-1994 | Norvège 1986-1995 | Suède 1987-1995 | Allemagne 1984-1994 | France 1984-1994 |
|----------------------------|------------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|---------------------|----------------------|--------------------|------------------------|---------------------|
| Salaires | 7,58 | 10,88 | 7,77 | - 2,39 | 7,74 | 13,33 | 10,03 | 11,44 | - 1,25 |
| Revenu | 1,22 | -0,18 | 14,12 | 9,29 | 1,17 | 0,41 | - 1,61 | - 0,46 | 6,13 |
| des indépendants | | | | | | | | | |
| Capital | - 4,57 | - 1,46 | 2,76 | 0,62 | - 1,07 | 1,28 | - 0,55 | -0,03 | 2,96 |
| Retraites privées | -0.16 | 0,72 | 7,01 | 2,35 | 1,1 | 2,3 | 6,25 | 1 | 0 |
| Retraites publiques | 3,22 | - 1,46 | 2,29 | 1,47 | - 2,96 | - 20,5 | 3,5 | -1,7 | - 5,28 |
| Revenus de remplacement | - 2,48 | - 0,71 | - 0,24 | 1,36 | - 1,27 | 15,53 | - 9,64 | - 0,76 | - 1,64 |
| Cohabitation | 4,13 | 0,79 | - 0,46 | - 0,26 | 4,55 | 0,22 | - 0,57 | - 0,03 | 3,93 |
| Besoins | - 1,46 | -0,28 | 2,47 | 0,66 | - 1,92 | - 1,01 | 0,96 | 1,24 | - 0,49 |
| Transferts privés | 0,06 | 0,35 | 0,64 | 0,15 | 0 | - 3,67 | 0,34 | - 0,68 | - 0,68 |
| Autres transferts | - 2,95 | - 3,71 | 0,82 | 0,99 | - 2,28 | - 1,02 | 2,91 | - 0,21 | 1,63 |
| Minima sociaux | - 3,31 | -0,41 | -16,15 | - 1,65 | - 2,63 | - 4,24 | - 8,06 | -0.12 | - 1,82 |
| Impôts | 1,22 | - 0,45 | - 3,84 | - 0,62 | - 4,89 | – 10,91 | - 1,48 | - 3,67 | - 0,58 |
| Gini (en %) | 2,51 | 4,07 | 17,19 | 12,08 | - 2,47 | - 8,28 | 2,07 | 6,03 | 2,91 |

Lecture: La variation d'inégalité en % entre deux sous-périodes est décomposée de manière exacte. Par exemple, – 1,25 donne la contribution de la source salaires au changement d'inégalité en % survenu entre 1984 et 1994 en France. Ce nombre est obtenu comme la différence entre la contribution des salaires en 1994 et celle de 1984 rapportée à l'inégalité initiale. Les rubriques « salaires » et « revenus des indépendants », et par voie de conséquence la rubrique « impôts » ne recouvrent pas la même chose pour la France et pour les autres pays : en effet il s'agit de salaires (revenus d'activité des indépendants) nets en France et bruts dans les autres pays. La rubrique « impôts » recouvre donc uniquement l'impôt sur le revenu en France et l'impôt sur le revenu ainsi que les cotisations salariées dans les autres pays.

Sources: LIS et calculs des auteurs.

S'agissant des instruments de la redistribution autres que les minima sociaux, le paysage reste morcelé, mais il n'est pas sûr que cela corresponde à un clivage profond. Des problèmes d'ordre statistique peuvent perturber les comparaisons. Quoi qu'il en soit, des pays européens comme la Suède, le Royaume-Uni et la France semblent avoir réduit les transferts liés à la taille familiale, tandis que les trois pays « neufs » les ont augmentés.

Cependant, l'impression diffuse d'une certaine similarité dans l'évolution concernant les trois pays « neufs » anglo-saxons ne résiste pas à la comparaison approfondie de la décomposition du changement au Canada et aux États-Unis.

Enseignements de la comparaison entre Canada et États-Unis

La contribution des revenus d'activité à la variation d'inégalité en pourcentage est du même ordre de grandeur, 9 % au Canada et 11 % aux États-Unis. La même remarque s'applique aux revenus du capital et par conséquent à l'ensemble des revenus primaires. Si l'on tient compte des facteurs démographiques, dont l'impact sur l'inégalité est plus défavorable au Canada qu'aux États-Unis, l'augmentation de l'inégalité aurait dû être de 10,47 % dans le premier pays et de 9,75 % dans le second. En apparence, rien n'infirme donc la thèse selon laquelle les mêmes forces démographiques et économiques sont à l'œuvre dans les deux pays. Pourtant, l'inégalité des niveaux de vie a régressé de 2,5 % au Canada alors qu'elle a augmenté de 4 % aux États-Unis. Cet écart ne s'explique que parce que le premier pays a fait un usage plus important de toute la panoplie des instruments redistributifs : un écart de plus de 4 points dans la réduction apportée par les impôts directs, de 2 points dans celle apportée par les revenus de remplacement et d'un peu moins de 1 point dans celle exercée par les transferts.

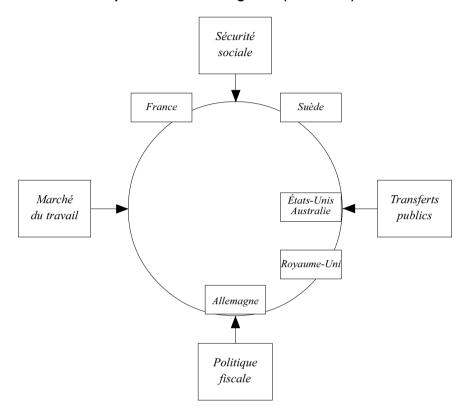
Singularité du Royaume-Uni sur la période 1979-1995

La remontée spectaculaire de l'inégalité au Royaume-Uni est connue, mais l'analyse menée ici permet de corroborer celle obtenue par exemple par Jenkins (1995). Parmi les douze sources d'inégalité étudiées, huit ont un impact positif sur la variation de l'inégalité. Seuls les impôts directs et les minima sociaux ont exercé un effet réducteur significatif, effet qui est d'ailleurs exceptionnellement vigoureux pour les minima sociaux. La progressivité de l'impôt sur le revenu explique naturellement son impact positif, d'autant que l'inégalité des revenus primaires a considérablement augmenté. Le fait que les instruments de sécurité sociale n'aient pas été mobilisés pour amortir l'impact de la hausse de l'inégalité des revenus d'activité singularise l'évolution de ce pays.

Une typologie des pays

Quatre instruments peuvent être actionnés d'une manière incrémentielle à court terme par la puissance publique et les partenaires sociaux pour réduire les inégalités : l'intervention sur le marché du travail (salaire minimum, différentes clauses des contrats de travail, emplois dans la fonction publique, emplois jeunes), les prestations de sécurité sociale, les transferts, et enfin les instruments fiscaux. Une typologie grossière des pays peut être élaborée à partir des données du tableau 3. Elle est illustrée par la figure ciaprès qui permet de positionner les pays qui ont mobilisé un ou deux instruments, mais pas ceux qui ont en mobilisé trois, comme le Canada ou la Norvège ; ce n'est d'ailleurs pas un hasard si ces deux pays ont été les seuls à obtenir une diminution de l'inégalité sur la période étudiée. Ils ont mobilisé tous les instruments possibles à l'exception de l'intervention sur le marché du travail.

2. Typologie des pays suivant les instruments privilégiés pour réduire les inégalités (1985-1995)



Pour conclure

Nous restons éminemment conscients de la fragilité des données sur lesquelles repose cette analyse de décomposition et, avant toute chose, d'autres banques de données devraient être mobilisées pour conforter les conclusions provisoires de cette étude.

L'analyse qui précède souligne pourtant la persistance des particularités nationales dans les politiques de lutte contre l'inégalité. Malgré la concomitance de la croissance des inégalités de revenus d'activité dans tous les pays étudiés, aucune convergence globale des politiques de correction des inégalités ne peut être détectée sur la période étudiée, même si la politique fiscale et les minima sociaux exercent un peu partout de puissants effets. La tendance à la globalisation de l'économie semble laisser une latitude aux politiques économiques. À supposer que la pensée unique soit à l'œuvre, la pratique unique paraît relever du domaine du fantasme. En vertu de cette remarque, aucune fatalité ne saurait être invoquée en matière de croissance des inégalités de niveaux de vie, comme l'illustre à merveille la comparaison entre États-Unis et Canada.

Références bibliographiques

- Atkinson A.B., L Rainwater et T. Smeeding T. (1995): « Income Distribution in OECD Countries », Paris, OCDE.
- Chantreuil F. et A. Trannoy (1999): « Inequality Decomposition Values: The Trade-off Between Marginality and Consistency », *Direction de la Prévision*, 9924, THEMA.
- Gottshalk P. et T. Smeeding (1997): « Cross-National Comparisons of Earnings and Income Inequality », *Journal of Economic Literature*, 35, pp. 633-687.
- Gottshalk P. et T. Smeeding (2000): « Empirical Evidence on Income Inequality in Industrial Countries », Chapitre 5 in *Handbook of Income Distribution*, Atkinson et Bourguignon (eds), vol. 1, pp. 261-308.
- Jenkins S.P. (1995): « Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyzes for the UK, 1971-86 », *Economica*, 62, pp. 29-64.
- Sastre M. et A. Trannoy (2000a): Changing Income Inequality in Advanced Countries: A Nested Marginalist Decomposition Analysis, Mimeo THEMA.
- Sastre M. et A. Trannoy (2000b): « Shapley Inequality Decomposition by Factor Components: Some Methodological Issues », *Journal of Economics*, à paraître.
- Shapley L.S. (1953): « A Value for n-Person Games » in *Annals of Mathematics Studies*, *Contributions to the Theory of Games*, vol. 2. 28, Kuhn et Tucker (eds), Princeton University Press, pp. 307-317.
- Shorrocks A.F. (1999): Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based on the Shapley Value, Mimeo, University of Essex.

Complément G

La mobilité salariale en France de 1967 à 1999

Denis Fougère

CNRS, CREST-INSEE, CEPR et IZA

Francis Kramarz

CREST-INSEE. CEPR et IZA

Beaucoup d'études ont été récemment consacrées à la mesure de l'évolution des inégalités salariales, aux États-Unis bien évidemment, mais aussi en France. Ces travaux empiriques, exploitant en général l'information dans sa dimension de coupe, essaient d'identifier les déterminants et l'ampleur des déformations des distributions de salaires observées à plusieurs dates. Mais ce type d'analyse est fréquemment critiqué parce qu'il ne livre qu'une vision statique des disparités salariales. De nombreux économistes ont montré que, pour évaluer correctement les conséquences des inégalités de salaire sur le bien-être social, il est nécessaire de prendre en compte les possibilités de mobilité salariale qui sont offertes aux travailleurs durant leur vie active. Prenons par exemple deux économies caractérisées par les mêmes distributions de salaire à chaque date: celle qui nous semble intuitivement la plus inégalitaire est celle dans laquelle la mobilité au sein de ces distributions est la plus faible, parce qu'elle offre moins d'opportunités de changement.

^(*) Ce complément est une version très abrégée d'un document de travail rédigé avec Moshe Buchinsky (Brown University) et Gary Fields (Cornell University), intitulé « Ranks or Francs? Earnings Mobility in France: 1967-1999 », *Document de travail* du CREST, 2001. Les résultats et analyses ici exposés leur doivent beaucoup. Nos remerciements s'adressent également à Sylvie le Minez et Sébastien Roux, qui nous ont fait bénéficier de leur connaissance des fichiers des DADS et nous ont aidé dans la constitution du panel exploité, et aux participants à la réunion du groupe de travail sur les inégalités qui s'est tenue le 23 novembre 2000 au Conseil d'analyse économique, et plus particulièrement à Tony Atkinson. Les éventuelles erreurs et omissions subsistant dans ce complément sont de notre seule responsabilité.

Très peu de travaux empiriques ont essayé de caractériser les évolutions des inégalités de salaire à l'aide des indices de mobilité proposés dans la littérature théorique. Les études de Buchinsky et Hunt (1999), consacrée à la mobilité salariale aux États-Unis entre 1979 et 1991, et de Disney (2000), consacrée à la mobilité salariale au Royaume-Uni de 1975 à 1994, sont deux exemples récents mais rares de ce courant de recherche appliquée. Les principaux résultats de ces deux études sont remarquablement convergents : alors que l'inégalité salariale augmentait fortement durant les années quatre-vingt aux États-Unis et au Royaume-Uni, la mobilité salariale, mesurée à l'aide de matrices de transition entre les quintiles (États-Unis) ou les déciles (Royaume-Uni)(1) de la distribution des salaires, diminuait fortement dans les deux pays, le phénomène étant particulièrement prononcé pour les plus bas salaires. Ainsi donc dans ces deux pays, au fur et à mesure que l'éventail des salaires offerts s'élargissait, les perspectives de promotion salariale pour chacun, et en particulier pour les moins qualifiés, diminuaient. Pour reprendre la formule utilisée par Disney (2000), les travailleurs les plus mal rémunérés se trouvent donc plus durablement pris dans la « trappe » à bas salaires.

Dans une étude antérieure (Buchinsky, Fougère et Kramarz, 1998), nous avions commencé à examiner l'évolution de la mobilité salariale en France entre 1967 et 1987 à l'aide des données provenant des fichiers produits par l'INSEE à partir des déclarations annuelles de salaires (DAS, aujourd'hui appelées déclarations annuelles de données sociales, DADS) et de l'échantillon démographique permanent (EDP). Nos résultats principaux étaient conformes à ceux des études américaine et anglaise : la mobilité salariale a fortement décru au cours de la période observée, et les probabilités de rester dans le même décile de salaire se sont accrues, particulièrement au bas de la distribution. Au cours de la période étudiée, le contexte français était toutefois par certains aspects très différent des contextes américain et anglais (croissance des inégalités salariales aux États-Unis et au Royaume-Uni, baisse de ces inégalités en France) et par d'autres similaires (offre croissante de diplômés de l'enseignement supérieur).

Comme les deux études américaine et anglaise, notre précédent article examinait la mobilité salariale sous l'angle d'un seul type d'indices, ceux construits à l'aide de matrices de transition entre déciles de salaires. De tels indices ne permettent de mesurer que la mobilité relative, à savoir la fréquence des changements de position des individus dans la distribution des salaires d'une date à l'autre. Les variations des valeurs nominales des salaires, ainsi que les effets égalisateurs de la mobilité sur la somme des salaires perçus, ne peuvent être appréhendés qu'en recourant à d'autres indices de

⁽¹⁾ Les quintiles (déciles) de la distribution sont les valeurs qui divisent en cinq (dix) souséchantillons de taille égale l'échantillon rangé par ordre de grandeur croissante des salaires. Ainsi, les vingt (dix) pour cent des salaires les plus bas sont inférieurs au premier quintile (décile), les vingt (dix) pour cent suivants sont compris entre le premier et le second quintiles (déciles), etc.

mobilité, qui sont présentés dans la première section. Le premier objectif de cette nouvelle étude est donc de savoir si le constat d'une baisse de la mobilité salariale est confirmé par l'utilisation d'une gamme plus large d'indices. Le second objectif est d'étendre la période d'observation de la précédente étude pour inclure la fin des années quatre-vingt et les années quatre-vingt dix. Enfin, cette étude complémentaire fait l'examen empirique détaillé des corrélations entre les différents indicateurs d'inégalité et de mobilité salariale, et plusieurs variables macroéconomiques, telles que le taux d'inflation, le taux de chômage et les hausses du salaire minimum. L'étude est une fois encore conduite à l'aide des données provenant des données annuelles de déclarations sociales et de l'échantillon démographique permanent.

Les indices de mobilité

Il existe plusieurs types d'indices de mobilité et chaque indice synthétise un aspect particulier des modifications des salaires (ou des revenus) individuels observées au cours du temps. Comme l'ont fait remarquer Fields et Ok (1997), la littérature théorique spécialisée n'a pu déboucher sur la construction d'un indicateur unique, dont les caractéristiques et propriétés permettent de représenter de manière complète l'évolution conjointe des rémunérations et des positions des individus dans la distribution des salaires aux dates t et $t + \bar{k}^{(2)}$. Dans la typologie des indices de mobilité qu'ils proposent, Fields et Ok (1997) distinguent en premier lieu la mobilité absolue de la mobilité *relative*. La première forme concerne les variations des valeurs nominales des salaires, alors que la seconde découle des variations des rangs des individus dans la distribution des salaires. Pour donner un exemple simple, le premier type d'indice exploite l'information apportée par une augmentation de salaire de 500 francs entre deux dates (ou bien par l'augmentation de 6 000 à 6 500 francs du salaire d'un individu), alors que le second type d'indice utilise plutôt l'information selon laquelle cette augmentation de salaire permet à l'individu concerné de passer de la 100e à la 145^e position dans l'échelle croissante des salaires perçus par les 1 000 individus, par exemple, d'un échantillon observé à deux dates. Sur la base de cette opposition entre mobilité absolue et mobilité relative, Fields et Ok (1997) construisent six grandes classes d'indices de mobilité. Pour donner un diagnostic complet sur l'évolution de la mobilité salariale en France au cours de la période allant de 1967 à 1999, nous choisirons un indice au sein de chacune de ces six classes, donc au total six indices qui se complètent.

Une première classe d'indices mesure la *dépendance temporelle* des positions dans la distribution des salaires à deux dates t et t+k. Parmi ces indices figurent le coefficient de corrélation de Pearson , le coefficient de

⁽²⁾ Dans la vaste littérature consacrée aux indices de mobilité, il faut tout particulièrement distinguer les contributions de Shorrocks (1978a et b), Sommers et Conlisk (1979), Bartholomew (1982), Markandya (1982, 1984), Dardanoni (1993) et Fields et Ok (1996).

corrélation des rangs et la statistique de chi-deux (ou plus exactement son opposé). Cette dernière, que nous utilisons dans cette étude, est calculée à partir d'une matrice de transition entre déciles en appliquant la formule :

$$-\sum_{i,j=1}^{10} \frac{(p_{i,j}-0,1)^2}{0,1}$$

où $p_{i,j}$ représente la probabilité estimée de transiter du décile i au décile j entre les deux dates, et 0,1 est la probabilité de transiter entre deux déciles quelconques sous l'hypothèse (nulle) de parfaite indépendance temporelle des positions. Cette expression est précédée d'un signe négatif afin qu'une valeur plus élevée (i.e. moins négative) de l'indice corresponde à une plus grande mobilité, c'est-à-dire ici à une plus grande indépendance temporelle.

La deuxième classe d'indices mesure l'ampleur des changements de position des individus dans la distribution des salaires observée à deux dates. Ces indicateurs sont construits à l'aide de matrices de centiles, de déciles ou de quintiles. Des exemples sont l'indice d'immobilité, mesurant le pourcentage d'individus restant dans le même décile aux deux dates, ou bien la variation moyenne des centiles que nous utilisons dans cette étude et qui est calculée à l'aide de la formule suivante :

$$\frac{\sum_{i} \left| cent(x_i) - cent(y_i) \right|}{n}$$

où n est la taille de l'échantillon, x_i représente le salaire de l'individu i à la première date (t), y_i représente son salaire à la seconde date (t+k), et cent(.) est le centile du salaire correspondant.

Le troisième type d'indices tient compte de la part que représente le salaire de chaque individu dans la masse salariale totale à chaque date. Plus précisément, il mesure la somme des valeurs absolues des variations de ces parts, individu par individu :

$$\frac{\sum_{i} \left| \frac{x_{i}}{x} - \frac{y_{i}}{y} \right|}{n}$$

où \bar{x} et \bar{y} sont les salaires moyens respectifs à la date t et à la date t + k.

Les indices caractérisant la mobilité salariale absolue sont construits à partir de la moyenne des variations nominales des salaires (ou de leur logarithme). Ces indices peuvent tenir compte du sens, croissant ou décroissant, de chaque variation individuelle, auquel cas on parle de variations directionnelles. Dans le cas contraire, on considère seulement l'amplitude

de ces variations, qualifiées alors de non directionnelles. Les deux indices correspondants sont:

$$\frac{\sum_{i} \left[\ln(y_i) - \ln(x_i) \right]}{n} \quad \text{et} \quad \frac{\sum_{i} \left| \ln(x_i) - \ln(y_i) \right|}{n}$$

Le dernier type d'indice essaie de capter un aspect encore différent de la mobilité, à savoir l'effet égalisateur de la mobilité sur le cumul des salaires percus par chacun des individus aux différentes dates. L'exemple extrême illustrant l'intérêt de ce type d'indice est celui où l'on considère deux individus appelés A et B, A percevant un salaire de 90 francs à la date 1 et 140 francs à la date 2. B percevant 130 francs à la date 1 et 100 francs à la date 2. La mobilité a égalisé parfaitement la somme (230 francs) des salaires percus par chacun, alors que la distribution des salaires observés à chaque date correspond à une certaine inégalité. Le premier indice de ce type a été proposé par Shorrocks (1978b); il est égal à :

$$M \equiv 1 - \frac{I(x+y)}{[\mu(x)I(x) + \mu(y)I(y)]/\mu(x+y)}$$

où x est le salaire de l'année t, y est le salaire de l'année t + k, $\mu(x) = x$ et I(.) est un indice d'inégalité (indice de Gini, de Theil, d'Atkinson, etc.). Cet indice présente un défaut majeur : il traite de manière analogue les variations de salaire égalisatrices et non égalisatrices. L'indice d'égalisation récemment proposé par Fields (1999) ne présente pas ce défaut. Il est égal à :

$$1 - \frac{I(x+y)}{I(x)}$$

Plus cet indice est proche de sa valeur maximum, qui est 1, plus la mobilité salariale « égalise » les salaires cumulés. Dans l'application, nous avons choisi comme indice d'inégalité I l'indice de Theil qui est décomposable, et qui, rappelons le, s'écrit :

$$I(x) = \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{n} \frac{x_i}{\sum_{j=1}^{n} \frac{x_j}{n}} \log \left(\frac{x_i}{\sum_{j=1}^{n} \frac{x_j}{n}} \right)$$

Les données utilisées

Nous utilisons ici un ensemble de données qui apparie des informations provenant de deux sources statistiques. La première source est constituée par les déclarations annuelles de salaires (DAS, maintenant DADS). Chaque année, les entreprises déclarent à l'administration fiscale les salaires payés à chacun de leurs employés. La division des revenus de l'INSEE prépare un extrait des DAS-DADS qui couvre l'ensemble des individus employés dans des entreprises du secteur privé ou semi-public et nés en octobre d'une année paire (les fonctionnaires ne sont pas inclus). Nous travaillons sur la période allant de 1967 à 1999, les années 1981, 1983, et 1990 étant exclues en raison des recensements de 1982 et 1990. Le taux de sondage est donc d'environ 1/25. Pour chaque individu et chaque emploi dans une entreprise, nous connaissons les salaires versés, le nombre de jours travaillés pour l'entreprise et le statut de l'emploi (temps plein ou temps partiel). Nous conservons chaque année l'emploi correspondant au plus grand nombre de jours travaillés dans la même entreprise, puis nous construisons un salaire annualisé net qui est égal au salaire percu dans cet emploi, divisé par le nombre de jours de paie et multiplié par 360. Nous ne gardons que les périodes à temps plein dans la mesure où les heures ne sont pas disponibles avant 1993. Le concept d'emploi à temps plein retenu dans les DADS inclut les horaires supérieurs à 0,8 fois l'horaire conventionnel. Par conséquent, nous retenons dans notre échantillon les individus dont le salaire net annualisé dans l'emploi le plus long est également supérieur à 0.8 fois le SMIC annuel net.

Notre seconde source de données, l'échantillon démographique permanent (EDP), provient de l'appariement de plusieurs fichiers, les registres de l'État civil (pour les naissances, mariages, divorces et décès), et des recensements généraux de la population de 1968, 1975, 1982, et 1990. L'EDP nous informe en particulier sur le sexe, la date de naissance, ainsi que sur le diplôme le plus élevé obtenu par chaque individu. Dans la mesure où l'EDP ne retient que les personnes nées au cours des quatre premiers jours d'octobre d'une année paire, nous pouvons apparier les deux sources à l'aide de l'identifiant individuel.

A partir de deux sous-panels préalables (1967-1987 et 1976-1999), nous avons construit un panel unique en vérifiant que les enregistrements provenant de ces deux fichiers étaient cohérents sur la période commune (1976-1987). Le fichier final contient 65 750 individus ayant perçu au moins une fois un salaire annualisé supérieur à 0,8 fois le SMIC et dont l'âge est compris entre 16 et 65 ans cette année-là. Les hommes représentent environ deux tiers des individus. Parmi ces 65 750 individus, 9 066 sont présents uniquement une année, 5 354 sont présents exactement deux ans, 3453 sont présents exactement cinq ans, et 512 sont présents trente ans, qui est le plus grand nombre possible d'années de présence. Comme nous travaillons sur la mobilité salariale entre deux dates (en fait, t et t + 2 à cause des années

manquantes – 1981, 1983 et 1990), l'analyse porte sur les travailleurs ayant des gains positifs au moins une fois pour un couple d'années [t, t+2]. Nous éliminons ensuite les travailleurs dont le salaire varie trop fortement d'une date à l'autre (rapport plus grand que 6 ou plus petit que 1/6). Ainsi, nos indices de mobilité sont calculés sur des échantillons dont la taille varie d'une date à l'autre. En moyenne, chaque échantillon comprend 17 500 individus, le plus petit en contient 14 600 (1985) et le plus grand 20 281 (1993).

L'évolution des inégalités de salaires

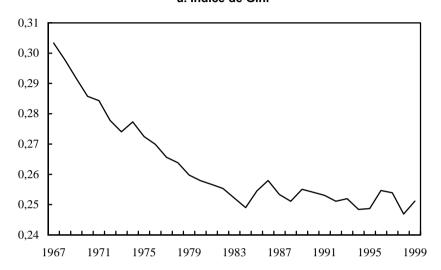
Les graphiques 1 présentent les évolutions de plusieurs indices habituels d'inégalité au cours de la période 1967-1999. Le diagnostic est clair. L'inégalité salariale a décru fortement au cours de la période. Toutefois, on doit décomposer l'analyse en deux sous-périodes. Entre 1967 et 1984, la baisse des inégalités est très forte. A partir de 1984, la décroissance est moins nette : le niveau de l'inégalité salariale se stabilise au cours de cette période.

Pour mettre en évidence les liens entre l'évolution des inégalités salariales et le contexte macroéconomique, nous avons régressé les indicateurs d'inégalité sur plusieurs variables susceptibles d'être en relation avec le niveau et l'évolution des salaires. Ces variables sont le produit intérieur brut (PIB) par tête, le taux de chômage, le niveau des prix à la consommation et le niveau du salaire minimum. Les modèles ont été estimés en niveaux et en différences premières (voir le tableau 1).

Les régressions en niveaux montrent que le niveau de l'inégalité salariale, mesuré par l'indice de Gini ou l'écart-type des logarithmes des salaires individuels, est en relation inverse avec le niveau du PIB par tête et celui du salaire minimum. Le taux de chômage et le niveau des prix à la consommation sont sans effets. Les estimations des modèles en différences premières complètent ces résultats : des hausses du PIB par tête ou du salaire minimum provoquent une baisse de l'inégalité salariale. Le rapport du logarithme de la médiane de la distribution des salaires (5^e décile) au 1^{er} décile, qui mesure la dispersion des salaires dans la moitié la plus basse de leur distribution, est, comme les indicateurs globaux d'inégalité, une fonction décroissante du PIB par tête et du salaire minimum. Des différences apparaissent toutefois : le niveau de ce rapport est principalement affecté par la croissance du PIB par tête, alors que son évolution est avant tout fonction des variations du niveau du salaire minimum. De façon assez inattendue, les effets négatifs de ces deux variables sur le rapport du logarithme du 9e décile à la médiane sont à l'inverse de ceux qui affectent le rapport D5/D1 : le niveau du rapport D9/D5 dépend uniquement du niveau du SMIC, alors que son évolution n'est influencée que par celle du PIB par tête. A ce niveau d'analyse, le message est toutefois sans ambiguïté : la croissance du PIB permet de réduire la dispersion des salaires (à temps plein). Une hausse du salaire minimum, parce qu'elle comprime le bas de la

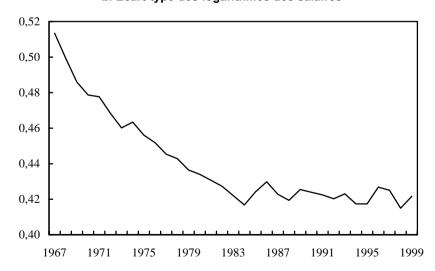
1. Indicateurs des inégalités de salaires (1967-1999)

a. Indice de Gini



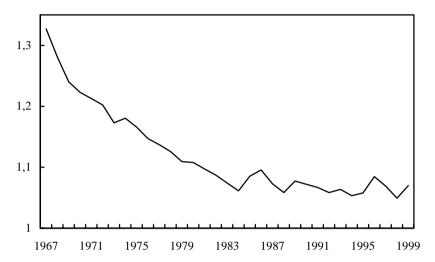
Source: Calcul des auteurs.

b. Écart-type des logarithmes des salaires



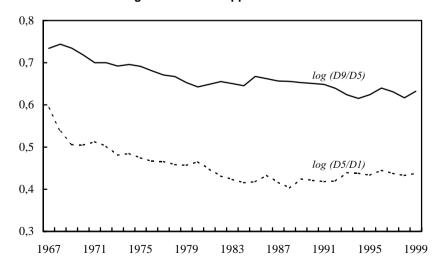
Source: Calcul des auteurs.

c. Logarithme du rapport entre le 9e décile et le 1er décile (D9/D1)



Source: Calcul des auteurs.

d. Logarithmes des rapports inter-déciles



Source: Calcul des auteurs.

distribution des salaires, a le même effet⁽³⁾. Elle a malheureusement une contrepartie néfaste que la croissance du PIB n'a pas, puisqu'elle s'accompagne d'une augmentation de la probabilité de chômage à court terme des salariés payés au voisinage du SMIC (voir Abowd, Kramarz, Margolis et Philippon, 2000).

1. Modèles de régression pour les indices d'inégalité

| | Indice de Gini | Écart-type des logarithmes des salaires | D5/D1 | D9/D5 | | |
|--------------------------------------|-------------------------|--|-------------------------|------------------------|--|--|
| Régressions en niveaux | | | | | | |
| Constante | 0,3704 ^(c) | 0,6272 ^(c) | 0,7962 ^(c) | 0,8328 ^(c) | | |
| | (0,0143) | (0,0207) | (0,0527) | (0,0607) | | |
| • PIB par tête | $-0,4260^{(b)}$ | $-0,7857^{(c)}$ | $-2,044^{(c)}$ | - 0,2504 | | |
| | (0,1706) | (0,2459) | (0,6275) | (0,7224) | | |
| Taux de chômage | -0,0010 | -0,0015 | -0,0007 | - 0,0014 | | |
| | (0,0009) | (0,0013) | (0,0032) | (0,0037) | | |
| Niveau du SMIC | - 0,0091 ^(c) | - 0,0157 ^(c) | - 0,0269 ^(c) | $-0,0148^{(c)}$ | | |
| | (0,0010) | (0,0014) | (0,0037) | (0,0042) | | |
| Niveau des prix | 0,0002 | -0,0003 | -0,0067 | - 0,0017 | | |
| | (0,0017) | (0,0025) | (0,0064) | (0,0073) | | |
| • R ² | 0,960 | 0,971 | 0,910 | 0,871 | | |
| Régressions en différences premières | | | | | | |
| Constante | - 0,0009 | -0,0010 | 0,0013 | -0,0048 | | |
| | (0,0011) | (0,0017) | (0,0040) | (0,0034) | | |
| • PIB par tête | -0,0081 ^(b) | $-0,0126^{(b)}$ | -0,0148 | -0,0217 ^(a) | | |
| | (0,0032) | (0,0047) | (0,0112) | (0,0096) | | |
| Taux de chômage | -0,0011 | -0,0013 | -0,0005 | - 0,0028 | | |
| | (0.0011) | (0,0016) | (0,0038) | (0,0033) | | |
| Niveau du SMIC | $-0,0246^{(a)}$ | $-0,0643^{(c)}$ | $-0,2571^{(c)}$ | 0,0433 | | |
| | (0,0129) | (0,0192) | (0,0454) | (0,0387) | | |
| Niveau des prix | - 0,0030 | -0,0062 | 0,0138 | - 0,0077 | | |
| | (0,0155) | (0,0230) | (0,0544) | (0,0464) | | |
| • R ² | 0,329 | 0,466 | 0,601 | 0,215 | | |

Notes : Nombre d'années d'observation : N=30. Les nombres entre parenthèses sont les écarts-types estimés. Les niveaux de significativité statistique des estimations sont : (a) 5 %; (b) 1 %; (c) 0,1 %.

Source: DADS-EDP, 1967-1999.

⁽³⁾ Cet effet de compression du salaire minimum sur le bas de la distribution des salaires, et sa conséquence sur les mesures d'inégalité salariale, ont été mis en évidence plusieurs fois dans les travaux empiriques étrangers, en particulier par DiNardo, Fortin et Lemieux (1996) qui ont montré que les évolutions du salaire minimum enregistrées durant les années soixante-dix et quatre-vingt aux États-Unis expliquent 25 % de la réduction de la dispersion des salaires observée au cours de cette période de temps.

L'évolution de la mobilité salariale

Le graphique 2 présente l'évolution des six indices de mobilité présentés plus haut. Ces indices sont calculés pour des couples d'années séparées de deux ans. Ainsi, le point 1967 correspond à la mobilité mesurée entre 1967 et 1969. Les indices construits à partir de la statistique de chi-deux et des variations de centiles étant tous deux calculés à partir de matrices de transition, ils permettent d'évaluer l'intensité des changements de rangs. Les indices de flux salariaux permettent d'évaluer la mobilité en (logarithmes de) francs. Enfin, la variation moyenne des parts et l'indice de Fields-Theil étant construits à partir des salaires individuels et moyens dans l'économie, ils sont tous deux des indices de francs relatifs.

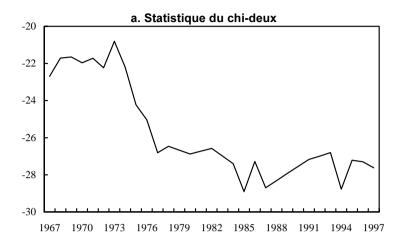
Ces six indices ont évolué de façon très semblable durant les trente dernières années, avec bien sûr quelques différences mineures. Les premières années (de 1967 à 1973, et même jusqu'en 1976 selon l'indice de Fields-Theil) sont des années de mobilité stable ou même croissante selon certains indices. Les années intermédiaires (de 1971 à 1977, voire 1980, pour les cinq premiers indices, et de 1976 à 1984 pour le dernier) sont des années de diminution massive de la mobilité salariale. Finalement, la période la plus récente est plus heurtée et il est difficile d'en dégager une tendance claire, la mobilité semblant même s'accroître légèrement au cours des dernières années (sauf pour l'indice du chi-deux).

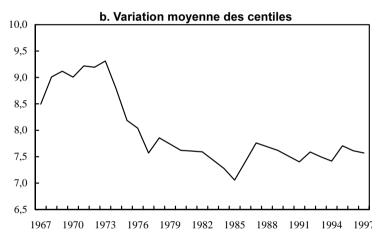
Bien que l'évolution de l'indice de Fields-Theil ressemble assez à celle des autres indices, son profil est toutefois plus accidenté et sa période de décroissance commence trois ans plus tard. Mais, dans la mesure où sa valeur est constamment positive sur l'ensemble de la période, cet indice nous apprend que la mobilité a eu un effet d'égalisation : les salaires cumulés des deux années considérées (t et t+2) sont moins inégalement distribués que les salaires au cours de l'année initiale t. Finalement, si l'on compare ces évolutions avec celles observées pour l'inégalité, il apparaît que la décroissance de la mobilité salariale semble contemporaine de la décroissance des inégalités, c'est-à-dire du moment où la distribution des salaires converge vers une nouvelle distribution stationnaire. On constate par ailleurs que la seconde sous-période, où la mobilité est stable ou légèrement ascendante, est aussi celle où les limites des déciles de la distribution des salaires sont aussi relativement stables⁽⁴⁾.

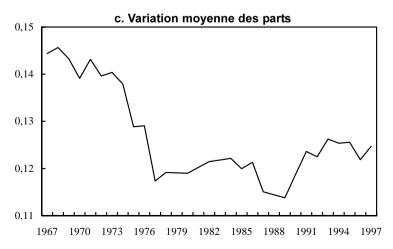
Une analyse de régression, semblable à celle conduite pour les indices d'inégalité, permet de mettre en évidence une fois encore l'effet significatif du niveau du SMIC sur la plupart des indices de mobilité (voir tableau 2), qu'il s'agisse des indices de positions relatives ou de variations de salaires : les hausses du SMIC, observées en particulier durant les années soixante-dix et le début des années quatre-vingt, sont fortement corrélées à la mobilité salariale. Causalité ou concomitance ? Seule une analyse plus approfondie peut permettre de se prononcer sur ce point. Les variables

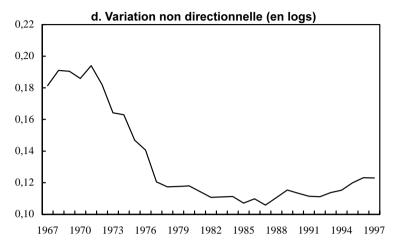
⁽⁴⁾ Les graphiques qui représentent l'évolution des limites des déciles de la distribution des salaires à temps complet ne sont pas reproduits dans ce complément. Ils sont disponibles auprès des auteurs.

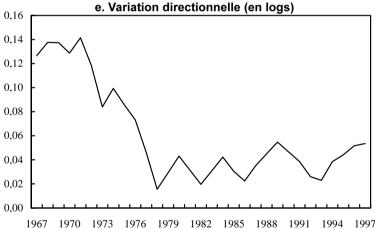
2. Évolution de la mobilité salariale (1967-1999)

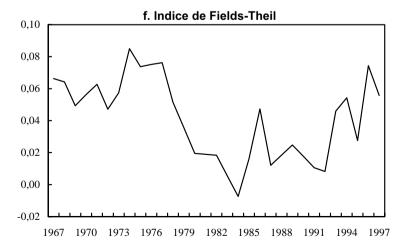












macroéconomiques autres que le SMIC n'ont que rarement d'effets sur ces indices. En particulier, le PIB par tête n'entretient pas de lien systématique et significatif avec la mobilité salariale, comme il en a avec l'inégalité. Le taux de chômage ou le niveau des prix affectent quelques indices, alors qu'ils sont sans effet sur l'inégalité.

2. Modèles de régression pour les indices de mobilité

Régression en niveaux

| | Statistique de chi-deux | Variation moyenne de centile | Variation moyenne de part | Variation directionnelle | Indice de Fields-Theil |
|-------------------------------------|----------------------------|---------------------------------|------------------------------|--------------------------|---------------------------|
| Constante | - 20,14 ^(c) | 7,167 ^(c) | 0,153 ^(c) | 0,2990 | 0,2142 ^(a) |
| | (4,857) | (1,886) | (0,0222) | (0,0777) | (0,1097) |
| PIB par tête | 48,835 | 48,586 ^(a) | 0,3321 | - 0,3999 | - 1,5827 |
| | (63,760) | (24,762) | (0,2911) | (1,0206) | (1,4404) |
| Taux de chômage | $-0,6187^{(a)}$ | 0,0106 | 0,0001 | -0,0065 | - 0,0012 |
| | (0,3095) | (0,1202) | (0,0014) | (0,0050) | (0,0070) |
| Niveau du SMIC | $-0,5912^{(a)}$ | -0,1241 | $-0,0049^{(b)}$ | $-0,025^{(c)}$ | - 0,0102 |
| | (0,2910) | (0,1130) | (0,0013) | (0,0047) | (0,0066) |
| Niveau des prix | 1,0909 ^(a) | 0,2417 | 0,0039 | $0,0198^{(a)}$ | -0,0080 |
| | (0,5886) | (0,2286) | (0,0027) | (0,0094) | (0,0133) |
| • R ² | 0,866 | 0,713 | 0,814 | 0,864 | 0,326 |

Notes: Nombre d'observations: N = 26. Les nombres entre parenthèses sont les écarts-types estimés. Les niveaux de significativité statistique des estimations sont: (a) 5 %; (b) 1 %; (c) 0,1 %.

Source: DADS-EDP, 1967-1999.

Comparaisons entre groupes

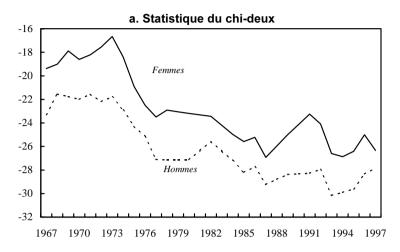
Les graphiques 3 et 4 présentent les évolutions des six indices de mobilité pour différents groupes de la population. Les graphiques 3 montrent les résultats pour les hommes et pour les femmes. Les graphiques 4 distinguent trois niveaux d'éducation, les salariés qui ont obtenu au plus le BEPC, ceux qui ont obtenu un diplôme de l'enseignement technique court (CAP et BEP), et enfin ceux dont le niveau d'études est supérieur ou égal au baccalauréat. On retrouve, pour chaque sexe et chaque niveau d'éducation, un profil d'évolution relativement semblable à celui que l'on observe dans la population totale, à savoir une mobilité qui a décru fortement dans les années soixantedix, s'est ensuite stabilisée à un faible niveau jusqu'au début des années quatre-vingt dix et semble amorcer une remontée depuis. Une analyse plus précise fait toutefois apparaître certains contrastes.

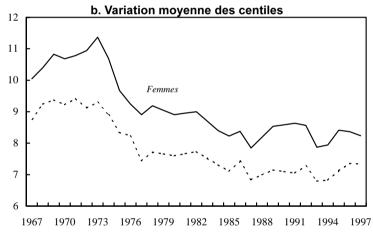
Si l'on examine tout d'abord les différences entre sexes, on voit que les évolutions de la mobilité salariale pour les hommes et pour les femmes sont parallèles: tout mouvement affectant les hommes affecte aussi les femmes. Toutefois, deux indices – l'opposé de la statistique de chi-deux et les mouvements entre centiles – sont beaucoup plus élevés pour les femmes que pour les hommes. A l'inverse, les mouvements de parts sont légèrement plus grands pour les hommes que pour les femmes. Ces résultats ne doivent pas nous étonner. En effet, les femmes reçoivent des salaires plus bas que les hommes et tendent à rester dans le bas de la distribution des salaires⁽⁵⁾. La distribution des salaires des femmes étant plus concentrée vers les faibles rémunérations, leur mobilité de position (se traduisant par exemple par des changements de centiles) est plus fréquente. À l'opposé, les mouvements de parts mesurent des changements absolus en francs rapportés aux gains moyens du groupe dans l'économie. Si les changements de salaires sont proportionnels, par exemple 1 % pour tous, hommes comme femmes, les mouvements de parts ne devraient pas différer entre sexes. De plus, dans ce cas proportionnel, les indices utilisant des logarithmes devraient avoir les mêmes valeurs et avoir des mouvements parallèles pour les deux sexes. C'est à peu près ce que nous observons. Toutes nos mesures relatives sont identiques. Ainsi, les hommes semblent bouger autant que les femmes en (log) francs mais les femmes tendent à bouger plus en termes de rangs. La tendance à la hausse des variations movennes de niveaux et de parts enregistrée pour les femmes au cours des dernières années s'accompagne pour elles d'une hausse plus nette de l'indice de Fields-Theil, ce qui équivaut à une plus grande égalisation de leurs salaires cumulés (sur deux années).

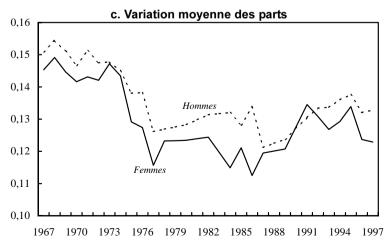
Les écarts entre groupes de niveau d'éducation différents peuvent être très marqués. Ainsi, lorsque l'on considère les indices construits à partir des positions relatives (variation moyenne des centiles, statistique de chideux), les individus les plus éduqués (ayant le baccalauréat et plus) se distinguent nettement des deux autres groupes, moins éduqués. D'une année sur l'autre, les plus éduqués sont moins « mobiles », leur rang change moins fréquemment. La situation est inversée lorsque l'on considère les indices de mobilité dont l'unité est le franc ou le franc relatif, c'est-à-dire ceux tenant compte des variations de niveaux ou de parts. Les plus éduqués sont de ce point de vue les plus mobiles. Au total, de 1977 à 1995, le niveau des salaires des plus éduqués a plus évolué que celui des salariés moins éduqués, mais leur position dans la distribution des salaires a été plus stable. À l'aide d'un raisonnement similaire à celui utilisé lors de notre comparaison entre hommes et femmes, nous déduisons que les individus les plus éduqués ont bénéficié de variations de salaires plus importantes sans que leur position relative soit modifiée.

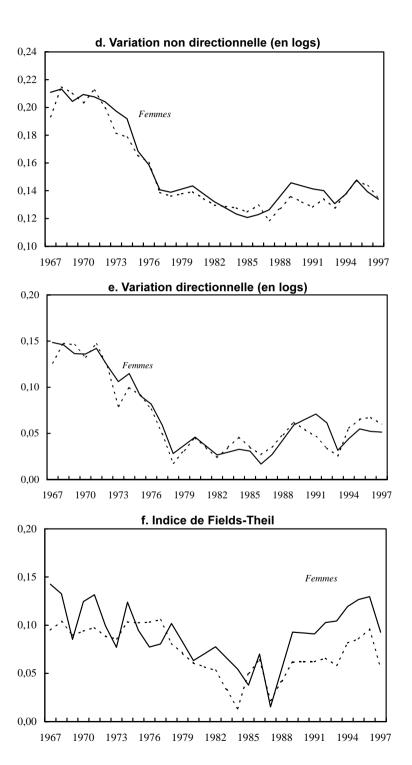
⁽⁵⁾ Par exemple, on sait que les femmes représentent, en France comme aux États-Unis, une bien plus grande fraction des personnes payées au salaire minimum (voir Abowd, Kramarz, Margolis, et Philippon, 2000).

3. Évolution de la mobilité salariale (1967-1999, par sexe)

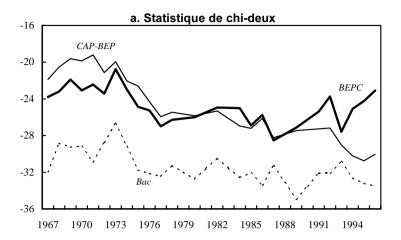


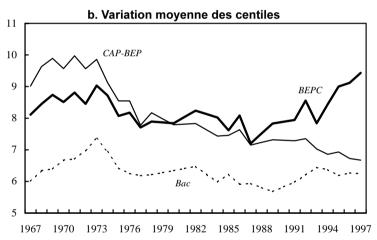


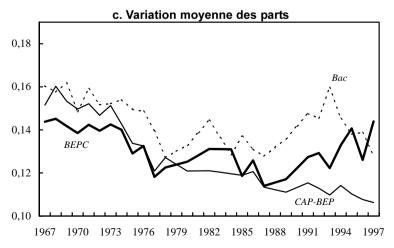


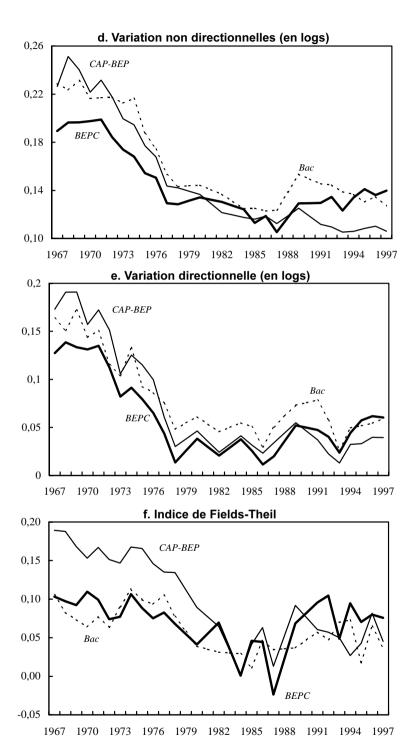


4. Évolution de la mobilité salariale selon le niveau scolaire (1967-1999)









Notes : BEPC : niveau inférieur ou égal au BEPC ; CAP-BEP : enseignement technique court ; Bac : baccalauréat et plus.

Ajoutons que depuis 1982, les valeurs des indices de Fields-Theil calculés pour les trois niveaux d'éducation retenus sont identiques. Depuis cette date, la mobilité salariale a donc égalisé de la même façon les salaires cumulés des individus de niveaux d'éducation différents. Il faut toutefois remarquer que, de 1967 à 1982, l'indice de Fields-Theil du groupe intermédiaire (les individus détenteurs d'un diplôme de l'enseignement technique court, CAP ou BEP), était plus élevé; mais il s'est progressivement rapproché de la valeur des indices des deux autres groupes. Ceci signifie qu'en tout début de période, les salaires cumulés de ce groupe étaient moins dispersés que ceux des autres. Les évolutions amorcées dans le courant des années soixante-dix, qui se sont traduites par un afflux de diplômés et une mise en concurrence plus forte des diplômes de niveaux intermédiaires, ont eu pour effet de rapprocher les situations des individus détenteurs de diplômes intermédiaires et de diplômes plus élevés. Enfin, les salariés les moins éduqués sont le seul groupe pour lequel les six indices de mobilité augmentent en fin de période (depuis 1987). L'interprétation de ce dernier constat reste à trouver : reflète-t-il seulement des trajectoires plus heurtées, ou bien une amélioration relative?

Conclusions

L'analyse empirique conduite pour les salariés à temps plein observés dans les fichiers des DADS et de l'EDP nous amène à conclure en cinq points :

- l'inégalité des salaires entre travailleurs à temps plein a baissé très fortement jusqu'en 1984 et est stable depuis. Deux facteurs ont contribué à cette évolution : la croissance du PIB et la hausse du salaire minimum (qui comprime le bas de la distribution) ;
- jusqu'en 1973 environ, la mobilité salariale est stable ou même croissante. Les années intermédiaires (jusqu'à 1985, environ) sont des années de diminution massive de cette mobilité. Finalement, la période la plus récente est plus heurtée et il est difficile d'en dégager une tendance claire, la mobilité semblant tout de même s'accroître légèrement au cours des dernières années ;
- au cours de la période examinée, et plus particulièrement de 1970 à 1985, les hausses du SMIC sont fortement corrélées à une baisse de la mobilité salariale. Seule une analyse plus détaillée permettrait de savoir s'il s'agit ici d'une causalité et non d'une simple concomitance. Les autres variables macroéconomiques n'ont que rarement d'effets sur l'évolution de la mobilité salariale;
- les mouvements de mobilité des hommes et des femmes sont parallèles. Toutefois, les femmes ont des mouvements de rangs plus importants que ceux des hommes car leurs salaires se situent plus souvent dans le bas de la distribution. Mais l'écart persiste. La mobilité plus forte des femmes ne leur a pas permis de rapprocher leur situation de celle des hommes;

• à l'inverse, les plus éduqués sont ceux dont la position dans la distribution des salaires a été la plus stable. De 1977 à 1995, les travailleurs les plus éduqués ont bénéficié de variations de salaires plus importantes que les autres, sans pour autant que leur position relative soit modifiée. Finalement, l'analyse par cohorte (non reportée dans ces pages) démontre que la mobilité salariale est essentiellement le fait des plus jeunes et des plus âgés. Pour le reste, nos résultats ne font apparaître aucun effet d'âge ou de cohorte significatif.

Notre analyse reste bien sûr descriptive. Pourtant, le diagnostic est clair : les situations salariales, bonnes comme mauvaises, persistent aujourd'hui plus qu'hier.

Références bibliographiques

- Abowd J., F. Kramarz, D. Margolis et T. Philippon (2000): « The Tail of Two Countries: Minimum Wage and Employment in France and the United States », *Document de Travail IZA*, n° 203.
- Buchinsky M., G. Fields, D. Fougère et F. Kramarz (2001): « Ranks or Francs? Earnings Mobility in France: 1967-1999 », *Mimeo CREST*.
- Buchinsky M., D. Fougère et F. Kramarz (1998): « La mobilité salariale en France: 1967-1987 », *Revue Économique*, vol. 49, pp. 879-890.
- Buchinsky M. et J. Hunt (1999): « Wage Mobility in the United States », *Review of Economics and Statistics*, vol. 131, pp. 351-368.
- Dardanoni V. (1993): « Measuring Social Mobility », *Journal of Economic Theory*, vol. 61, pp. 372-394.
- DiNardo J., N. Fortin et T. Lemieux (1996): « Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992 », *Econometrica*, vol. 64, pp. 1001-1044.
- Disney R. (2000): « Caught in a Trap? Wage Mobility in Great Britain: 1975-1994 », *Economica*, vol. 67, pp. 477-497.
- Fields G. (1999): « Does Income Mobility Equalize Longer-Term Incomes? New Measures of an Old Concept », *Mimeo Cornell University*.
- Fields G. et E. Ok (1996): « The Meaning and Measurement of Mobility », *Journal of Economic Theory*, 71, pp. 349-377.
- Fields G. et E. Ok (1997): « The Measurement of Income Mobility: An Introduction to the Literature », *Mimeo Cornell University*.

- Markandya A. (1982): « Intergenerational Exchange Mobility and Economic Welfare », *European Economic Review*, vol. 17, pp. 301-324.
- Markandya A. (1984): « The Welfare Measurement of Changes in Economic Mobility », *Economica*, vol. 51, pp. 457-471.
- Shorrocks A. (1978a): « The Measurement of Mobility », *Econometrica*, vol. 46, pp. 1013-1024.
- Shorrocks A. (1978b): « Income Inequality and Income Mobility », *Journal of Economic Theory*, vol. 19, pp. 376-393.
- Sommers P. et J. Conlisk (1979): « Eigenvalue Immobility Measures for Markov Chains », Journal of *Mathematical Sociology*, vol. 6, pp. 253-276.

Complément H

Les nouvelles technologies et l'évolution récente de la demande de travail par qualification

Dominique Goux

INSEE

Éric Maurin

CREST-INSEE

L'économie française est depuis quelques années dans une phase d'expansion et le chômage est en recul. En dépit de ce dynamisme retrouvé, les inégalités devant l'emploi demeurent importantes. En mars 2000, lors de la dernière enquête sur l'emploi, le taux de chômage des hommes sans diplôme est plus de trois fois plus élevé que celui des diplômés du supérieur tandis que celui des femmes sans diplôme demeure près de quatre fois plus élevé que celui des femmes diplômées du supérieur. Les chiffres étaient à peu près les mêmes en 1993. Il n'y a ni plus ni moins d'inégalités entre personnes sans diplôme et diplômées du supérieur aujourd'hui qu'au début des années quatre-vingt-dix, quand pourtant l'économie française traversait l'une des récessions les plus sévères de son histoire. Entre 1993 et 2000, le chômage a reculé significativement, mais les inégalités devant l'emploi semblent comme intactes. De fait, au cours de la décennie écoulée, le nombre d'emplois alloués aux personnes peu ou pas diplômées s'est réduit de façon tout aussi significative que le nombre de ces personnes dans la population active. Dans ce contexte, les perspectives professionnelles des personnes les moins diplômées n'ont guère pu se rapprocher de celles des personnes les plus diplômées.

Dans ce complément, nous essayons d'identifier les raisons du recul de l'emploi des non qualifiés et de la persistance des inégalités qui est son

corollaire. Les explications possibles sont nombreuses et difficiles à séparer⁽¹⁾. Elles sont à chercher tant du côté de l'évolution démographique de la population active que du côté de l'évolution des technologies et de la demande qui s'adresse aux entreprises. L'offre de travail est chaque année plus diplômée : en devenant plus abondant, le travail qualifié tend potentiellement à devenir moins cher et à se substituer au travail non qualifié. Parallèlement, l'Internet et les nouvelles technologies de l'information entrent dans les entreprises françaises, modifiant l'organisation du travail et les qualifications demandées.

La persistance des inégalités devant l'emploi trouve sans doute également son origine dans la forme particulière des institutions françaises. Dans cet article, notre ambition ne sera cependant pas d'expliquer la contribution propre des institutions aux inégalités, ni d'évaluer si les évolutions démographiques et technologiques auraient eu un impact différent dans un contexte institutionnel différent. Nous raisonnerons conditionnellement aux institutions, en supposant qu'elles peuvent être considérées comme exogènes. Conditionnellement aux institutions en vigueur en France dans les années quatre-vingt-dix, comment interpréter la rapidité de la baisse de l'emploi non qualifié et la persistance des inégalités devant le chômage et l'emploi ? Quelle est la contribution des facteurs démographiques et quelle est la contribution des facteurs technologiques ? Il est clair que si nous avions pour objectif de comprendre les différences existant aujourd'hui entre la France et les États-Unis, ou entre la France et le Royaume-Uni, il nous faudrait adopter un autre point de vue méthodologique.

L'émergence d'une nouvelle génération de technologies

Pour faire le départ entre les facteurs démographiques et technologiques, nous utiliserons une modélisation de la demande de travail par qualification dérivant directement de la théorie microéconomique standard de l'entreprise⁽²⁾. Ce type de méthode ayant déjà été utilisé pour l'analyse de la période 1970-1993 (Goux et Maurin, 2000), nous serons en mesure de

⁽¹⁾ De fait, il existe désormais une littérature assez riche, mais peu consensuelle, sur les facteurs d'inégalité devant l'emploi et les salaires dans les économies contemporaines. Les contributions de Katz et Murphy (1992), Berman, Bound et Griliches (1994), Autor, Katz et Krueger (1998), Berman, Bound et Machin (1998) défendent l'idée d'un progrès technique intrinsèquement biaisé en défaveur des personnes les moins qualifiées. Les contributions de Dunne, Haltiwanger et Troske (1997), Machin et Van Reenen (1998) ou Goux et Maurin (2000a) sont plus nuancées, notamment pour la France. Utilisant des bases de données individuelles, DiNardo et *alii* (1996), DiNardo et Pishke (1997), Entorf et Kramarz (1997), Doms, Dunne et Troske (1997) montrent toute la difficulté qu'il y a à identifier l'impact propre des technologies au niveau des salaires individuels. Caroli et Van Reenen (1999), Bresnahan et *alii* (1999) ou Maurin et Thesmar (2001) essaient de réconcilier les points de vue macro et microéconomique en mettant en avant l'impact des technologies sur l'organisation des entreprises.

⁽²⁾ Voir par exemple Varian (1984), chapitre 1.

tester si les mécanismes générateurs d'inégalités devant l'emploi restent aujourd'hui en France les mêmes qu'il y a quinze ou vingt ans. Notre ambition n'est pas tant d'innover sur le plan théorique que de tirer un parti le plus simple possible des données récemment collectées sur la diffusion des nouvelles technologies de l'information et en particulier de l'Internet à usage professionnel. En abaissant le coût de recueil et de diffusion de l'information, ces technologies favorisent les emplois les plus complémentaires à l'usage d'informations nouvelles. Dans la mesure où ces emplois demandent des qualifications différentes de celles utilisées avant l'arrivée de l'Internet et des nouvelles technologies de l'information, la diffusion de ces technologies est un vecteur potentiellement important de transformation des entreprises.

Pour anticiper, notre principal diagnostic est celui d'une possible inflexion des mécanismes générateurs d'inégalités devant l'emploi. Au cours des années soixante-dix et quatre-vingt, la baisse de l'emploi des peu qualifiés pouvait en grande partie s'interpréter comme une conséquence de la baisse de la demande s'adressant aux industries traditionnelles et des destructions massives d'emplois ouvriers qui accompagnaient cette désaffection pour les produits industriels (Goux et Maurin, 2000). Au cours de la période 1993-2000, ce processus de désindustrialisation se poursuit, mais il n'explique plus selon nous qu'une partie résiduelle (i.e. 15-20 %) de la baisse de l'emploi des non qualifiés, laquelle demeure très rapide. Les mécanismes générateurs d'inégalités sont désormais plus complexes et enfouis, le rôle des nouvelles technologies semblant devenir plus important que par le passé. Selon nos estimations, c'est dans les activités où l'Internet à usage professionnel se diffuse le plus vite que les coûts unitaires de production baissent le plus vite et que la productivité relative des salariés les plus diplômés augmente le plus. En première analyse, la diffusion des nouvelles technologies de l'information a le même effet que l'abaissement exogène du coût d'une consommation intermédiaire (typiquement, l'information) plutôt complémentaire au travail qualifié. Cette ressource devenant moins chère, elle s'introduit partout où elle est productive et contribue à l'augmentation du recours aux facteurs qui lui sont complémentaires au détriment des autres.

Avant de poursuivre, soulignons que notre contribution fait émerger cette interprétation davantage comme une hypothèse de travail pour les recherches à venir que comme un diagnostic définitif sur les inégalités contemporaines. L'impact des nouvelles technologies sur les comportements individuels des entreprises et sur les trajectoires de leurs salariés demeure à établir, en utilisant d'autres données que celles utilisées ici pour mettre à jour les tendances de moyen-long terme.

L'emploi, les coûts et les technologies : les principales tendances 1993-2000

Les faits dont nous cherchons à comprendre l'articulation correspondent aux tableaux 1, 2a et b et 3. Les chiffres présentés dans ces tableaux proviennent de l'exploitation des enquêtes sur l'emploi de 1993 et 2000, ainsi que de l'enquête sur les conditions de travail de 1998. On peut les résumer à grands traits de la façon suivante :

- entre 1993 et 2000, les inégalités devant le chômage n'ont pas faibli et sont restées très importantes : en 2000 comme en 1993, les taux de chômage des actifs peu ou pas diplômés sont plus de trois fois plus élevés que le taux de chômage des diplômés du supérieur (tableau 1). En revanche, sur la même période, la part dans l'emploi total des salariés n'ayant pas le baccalauréat a poursuivi sa baisse : elle est de 58,6 % en 2000, contre 67,4 % en 1993, soit près de 9 points perdus en sept ans. Par rapport à la période 1985-1993, le rythme auquel diminue la part des personnes peu ou pas diplômées dans l'emploi total a augmenté, passant de moins de 1 point par an à plus de 1,25 point par an. D'un simple point de vue statistique, le nombre d'emplois peu qualifiées diminue tout aussi rapidement que le nombre de personnes peu qualifiées dans la population active et les inégalités devant le chômage restent intactes⁽³⁾;
- entre 1993 et 2000, l'afflux de diplômés s'est accompagné d'une baisse de leurs salaires relatifs (tableau 2a). Relativement au salaire des hommes sans diplôme, le salaire relatif des hommes disposant d'un diplôme supérieur à Bac + 2 a baissé de près de 25 %. En sept ans, la structure des salaires par diplôme s'est ainsi plutôt resserrée (pour plus de détail sur ce point voir Goux et Maurin, 2000b). Les baisses de charges ciblées sur les bas salaires ont toutefois permis de compenser l'effet de la démographie des diplômes et de maintenir pratiquement inchangé l'éventail des *coûts* par qualification. Le coût relatif des bacheliers et des diplômés du supérieur est ainsi à peine 3 à 4 % plus faible en 2000 qu'en 1993, cette baisse n'étant en outre pas significativement différente de zéro d'un point de vue statistique. La structure des coûts du travail par qualification est restée très stable⁽⁴⁾. Le diagnostic reste le même quand on raisonne à expérience professionnelle donnée (tableau 2b)⁽⁵⁾. Cette évolution des coûts marque une certaine rupture avec les périodes antérieures, notamment les années soixante-

⁽³⁾ Ce diagnostic porte sur l'évolution de la part des *personnes* peu diplômées dans l'emploi, lesquelles se trouvent allouées sur des postes plus ou moins qualifiés selon la conjoncture. Il n'est donc pas incompatible avec la reprise de la croissance du nombre de *postes* d'ouvriers et d'employés non qualifiés observée avec le retour de la croissance depuis le milieu des années quatre-vingt-dix (Audric-Lerenard et Tannay, 2000).

⁽⁴⁾ Nous avons réalisé des tests du χ^2 qui ne rejettent ni l'hypothèse d'égalité des structures de salaires ($\chi^2=9$, p=0,5) ni celle d'égalité des structures de coûts ($\chi^2=4,2$, p=0,9). Les statistiques du χ^2 confirment toutefois que la proximité est plus grande encore entre les structures de coûts qu'entre les structures de salaires.

⁽⁵⁾ Quand on restreint l'analyse aux personnes de 11 à 20 ans d'expérience, le coût relatif du travail diplômé a même plutôt eu tendance à s'élever au cours des années quatre-vingt-dix.

dix, au cours desquelles la structure des coûts s'était resserrée et où une partie des substitutions de diplômés aux non diplômés pouvait s'interpréter comme une réponse des employeurs à ce resserrement;

1. L'évolution de la composition de l'emploi et du chômage selon le sexe et diplôme entre 1993 et 2000

| | Part dans l'emploi total | | Taux chômage | | |
|---------------------------------------|--------------------------|-------|-----------------|------|------|
| | 1993 | 2000 | 1993-2000 | 1993 | 2000 |
| Hommes | | | | | |
| sans Diplôme | 11,4 | 9,7 | - 15,1 % | 16,2 | 16,3 |
| | (0,1) | (0,2) | | | |
| CAP/BEPC | 29,9 | 26,2 | – 12,3 % | 8,2 | 7,4 |
| | (0,2) | (0,2) | | | |
| Bac ou équivalent | 6,2 | 7,5 | + 20,9 % | 7,1 | 7,1 |
| | (0,2) | (0,1) | | | |
| • Bac + 2 | 4,8 | 6,3 | + 31,7 % | 7,1 | 5,1 |
| | (0,1) | (0,1) | | | |
| \bullet > Bac + 2 | 6,2 | 7,7 | + 24,0 % | 5,0 | 4,7 |
| | (0,1) | (0,1) | | | |
| Femmes | | | | | |
| sans Diplôme | 6,0 | 5,2 | - 13,9 % | 22,3 | 22,5 |
| • | (0,1) | (0,1) | | | |
| CAP/BEPC | 20,1 | 17,5 | - 12,6 % | 13,1 | 12,3 |
| | (0,2) | (0,2) | | | |
| Bac ou équivalent | 5,9 | 7,2 | + 21,2 % | 11,8 | 10,6 |
| | (0,1) | (0,1) | | | |
| • Bac + 2 | 5,8 | 7,2 | + 25,1 % | 7,0 | 5,4 |
| | (0,1) | (0,1) | | | |
| • $>$ Bac + 2 | 3,7 | 5,5 | + 48,2 % | 7,2 | 6,8 |
| | (0,1) | (0,1) | | | |
| Total | 100 | 100 | _ | 11,1 | 10,0 |

Champ: Salariés.

Lecture: Entre 1993 et 2000, la part dans l'emploi des femmes ayant un diplôme de niveau bac est passée de 5,9 à 7,2 points, soit une hausse de 21,2 %. Sur la même période le taux de chômage des femmes de niveau bac est passé de 11,8 à 10,6 %. Les écarts-types sont entre parenthèses.

Sources: Enquêtes Emploi 1993 et 2000, INSEE.

• entre 1993 et 2000, la désindustrialisation s'est poursuivie (tableau 3). En sept ans, près de 400 000 emplois ont été détruits en net dans l'industrie manufacturière et près de 500 000 créés dans les services aux entreprises. La part des services aux entreprises a augmenté de 2,5 points tandis que celle de l'industrie manufacturière déclinait de presque autant. La demande domestique en biens et services continue de progressivement se déformer au profit des activités de services, au détriment des activités industrielles traditionnelles;

2a. L'évolution des salaires relatifs et des coûts relatifs du travail selon le sexe et le diplôme entre 1993 et 2000

| | Évolution des salaires relatifs | | Évolution des coûts relatifs | |
|----------------------------------|---------------------------------|-----------|------------------------------|-----------|
| | 1993 | 2000 | 1993 | 2000 |
| Hommes | | | | |
| sans diplôme | 1,12 | 1,22 | 1,14 | 1,26 |
| | (0,07) | (0,10) | (0,05) | (0,08) |
| CAP/BEPC | 1,37 | 1,33 | 1,37 | 1,41 |
| | (0,08) | (0,09) | (0,07) | (0,08) |
| Bac ou équivalent | 1,76 | 1,59 | 1,74 | 1,67 |
| | (0,12) | (0,13) | (0,10) | (0,11) |
| • Bac + 2 | 1,89 | 1,70 | 1,88 | 1,81 |
| | (0,13) | (0,12) | (0,11) | (0,11) |
| \bullet > Bac + 2 | 2,63 | 2,30 | 2,58 | 2,49 |
| | (0,17) | (0,15) | (0,14) | (0,14) |
| Femmes | | | | |
| sans diplôme | Référence | Référence | Référence | Référence |
| CAP/BEPC | 1,25 | 1,07 | 1,24 | 1,11 |
| | (0,09) | (0,07) | (0,07) | (0,06) |
| Bac ou équivalent | 1,38 | 1,36 | 1,39 | 1,41 |
| _ | (0,09) | (0,11) | (0,07) | (0,09) |
| • Bac + 2 | 1,72 | 1,54 | 1,71 | 1,64 |
| | (0,13) | (0,11) | (0,10) | (0,10) |
| \bullet > Bac + 2 | 2,08 | 1,89 | 2,08 | 2,04 |
| | (0,13) | (0,13) | (0,10) | (0,12) |

Champ: Salariés.

Lecture: Entre 1993 et 2000, le salaire relatif des femmes disposant d'un diplôme supérieur à Bac + 2 est passé de 2,08 à 1,89 tandis que le coût relatif de leurs emplois passait de 2,08 à 2,04. Les écarts-types sont entre parenthèses.

Sources: Enquêtes Emploi 1993 et 2000, INSEE.

• parallèlement, de nombreuses entreprises françaises se sont mises à l'Internet. En 2000, un salarié sur dix environ utilise l'Internet dans son travail. En 1993, l'Internet était encore quasi-inconnu en France et la question de son usage n'était pas posée dans les enquêtes. Pour rapide qu'ait été son émergence, l'usage des nouvelles technologies de l'information n'en reste pas moins essentiellement réservé à ceux qui occupent des fonctions de cadre. Près de 30 % des cadres utilisent l'Internet pour leur activité professionnelle, contre moins de 10 % des techniciens et professions intermédiaires et moins de 5 % des employés et des ouvriers. La diffusion de l'usage de l'Internet est également très différente d'un secteur à l'autre. Plus de 50 % des cadres de l'industrie des produits pharmaceutiques ou de l'industrie des produits électroniques utilisent l'Internet contre moins de 10 % des cadres des industries de l'habillement, de l'agroalimentaire ou du BTP;

2b. L'évolution des coûts relatifs du travail selon l'expérience, le sexe et le diplôme entre 1993 et 2000

| | Salariés de 11 à 20 ans d'expérience | | Salariés de 21 à 30 ans d'expérience | |
|----------------------------------|--|-----------|--|-----------|
| | 1993 | 2000 | 1993 | 2000 |
| Hommes | | | | |
| sans diplôme | 0,99 | 1,22 | 1,18 | 1,28 |
| _ | (0,15) | (0,03) | (0,06) | (0,17) |
| • CAP/BEPC | 1,16 | 1,47 | 1,41 | 1,45 |
| | (0,18) | (0,05) | (0,07) | (0,17) |
| Bac ou équivalent | 1,44 | 2,07 | 1,90 | 1,93 |
| _ | (0,22) | (0,20) | (0,10) | (0,24) |
| • Bac + 2 | 1,87 | 2,17 | 2,07 | 2,18 |
| | (0,32) | (0,06) | (0,11) | (0,28) |
| \bullet > Bac + 2 | 2,27 | 2,96 | 3,01 | 2,80 |
| | (0,35) | (0,08) | (0,22) | (0,32) |
| Femmes | | | | |
| sans diplôme | Référence | Référence | Référence | Référence |
| • CAP/BEPC | 1,03 | 1,19 | 1,28 | 1,08 |
| | (0,16) | (0,03) | (0,09) | (0,12) |
| Bac ou équivalent | 1,18 | 1,79 | 1,59 | 1,43 |
| • | (0,18) | (0,20) | (0,09) | (0,16) |
| • Bac + 2 | 1,60 | 1,89 | 1,84 | 1,77 |
| | (0,26) | (0,05) | (0,10) | (0,20) |
| \bullet > Bac + 2 | 2,05 | 2,70 | 2,29 | 2,39 |
| | (0,32) | (0,21) | (0,12) | (0,27) |

Champ: Salariés.

Lecture: Entre 1993 et 2000, le coût relatif des emplois de femmes ayant 21 à 30 ans d'expérience professionnelle, disposant d'un diplôme supérieur à Bac + 2 est passé de 2,29 à 2,39. L'expérience professionnelle est estimée par la différence entre la date d'enquête et la date de sortie de l'école. Les écarts-types sont entre parenthèses.

Sources: Enquêtes Emploi 1993 et 2000, INSEE.

• de même que le rythme de diffusion des nouvelles technologies est très variable d'une activité à l'autre, le rythme auquel les très diplômés se substituent aux moins diplômés est loin d'être uniforme. Dans le secteur des services aux entreprises, la part des emplois occupés par des salariés n'ayant pas le bac a décru de 9 % environ (passant de 0,57 à 0,53). Dans le commerce, elle a décru près de deux fois plus vite (– 17,5 %) et dans les activités financières près de trois fois plus vite. Dans la banque et la finance, les salariés sans le bac n'occupent plus aujourd'hui qu'un tiers environ des emplois, alors qu'ils en occupaient encore près de la moitié il y a sept ans.

En d'autres termes, les nouvelles technologies de l'information se diffusent à des rythmes extrêmement variables d'un secteur ou d'un type de métier à l'autre, de même que la substitution de salariés très diplômés à des salariés peu diplômés s'effectue à des vitesses parfois complètement différentes. L'un des enjeux de notre étude est de comprendre les liens existant entre des dynamiques d'apparence aussi hétérogène.

3. Le taux d'usage de l'Internet, le taux de diplômés et la part dans l'emploi total des différents secteurs d'activité, en 1993 et en 2000

| | Part dans l'emploi total | | Taux de salariés ayant le Bac ou plus | | Taux d'utilisation de l'Internet |
|---------------------------|--------------------------------|------|--|------|--|
| | 1993 | 2000 | 1993 | 2000 | 1998 |
| Agriculture | 1,4 | 1,5 | 11,1 | 19,6 | 0,8 |
| Industries agricoles | 2,7 | 2,6 | 15,3 | 22,4 | 1,5 |
| Biens de consommation | 4,2 | 3,5 | 25,5 | 35,0 | 7,0 |
| Automobile | 1,4 | 1,4 | 17,1 | 26,3 | 5,3 |
| Biens d'équipement | 4,5 | 3,9 | 31,4 | 38,4 | 16,0 |
| Biens intermédiaires | 7,8 | 7,2 | 17,8 | 26,7 | 6,1 |
| Énergie | 1,4 | 1,1 | 36,6 | 43,8 | 11,4 |
| Construction | 6,2 | 5,4 | 11,1 | 16,4 | 0,9 |
| Commerce réparations | 12,6 | 12,2 | 24,5 | 37,5 | 5,7 |
| Transports | 4,5 | 4,7 | 21,1 | 29,0 | 4,2 |
| Activités financières | 3,8 | 3,4 | 53,0 | 64,7 | 11,5 |
| Activités immobilières | 1,4 | 1,3 | 27,7 | 36,5 | 4,4 |
| Services aux entreprises | 10,5 | 13,0 | 43,0 | 48,3 | 16,4 |
| Services aux particuliers | 6,6 | 7,7 | 19,9 | 28,0 | 2,5 |
| Éducation santé | 18,4 | 19,1 | 54,4 | 57,6 | 6,3 |
| Administrations | 12,6 | 12,0 | 35,0 | 44,8 | 5,0 |

Sources: Enquêtes Emploi 1993 et 2000 et enquête sur les Conditions de travail 1998, INSEE.

Champ: Salariés.

Lecture: Entre 1993 et 2000, la part des services aux entreprises dans l'emploi salariés est passé de 10,5 à 13 % tandis que la part de salariés ayant au moins le Bac dans l'ensemble des salariés des services aux entreprises est passé de 43,0 à 48,3 %. Dans ce secteur, 16,4 % des salariés déclarent utiliser l'Internet pour leurs activités professionnelles.

Le progrès technique est-il biaisé?

L'analyse statistique précédente indique que la baisse de l'emploi non qualifié a tendance à s'accélérer alors pourtant que le coût relatif du travail non qualifié se stabilise. Un tel constat suggère que la demande de travail se déforme en défaveur des salariés les moins qualifiés. Dans cette section, nous nous proposons de tester le plus directement possible l'hypothèse selon laquelle les changements technologiques survenus au cours de la décennie passée contribuent à cette évolution. D'un point de vue économétrique, il va s'agir de tester si le coût unitaire du travail a évolué différemment entre 1993 et 2000 dans les secteurs fortement utilisateurs de main d'œuvre diplômée d'une part et dans les secteurs recourant avant tout à une main d'œuvre peu diplômée d'autre part. Avant d'en venir à cette analyse économétrique, nous allons brièvement indiquer le cadre théorique dans lequel cette stratégie se justifie.

Le cadre d'analyse

Nous considérons une économie dans laquelle on peut distinguer S secteurs d'activité recourant chacun à N types de qualifications. Pour chaque secteur, le coût total s'écrit,

$$C_{st}(\boldsymbol{\omega}_{t}, p_{st} y_{st}) = \min_{L} \left\{ \boldsymbol{\omega}_{t}^{T} L, \text{ avec } p_{st} y_{st} \leq F_{s} \left(\frac{L_{1st}}{a_{1st}}, ..., \frac{L_{Nst}}{a_{Nst}} \right) \right\}$$

où F_s est une fonction de production homogène de degré V, tandis que y_{st} représente la demande de biens et services s'adressant au secteur s, $\omega_t = (\omega_{1t}, ..., \omega_{Nt})$ la structure des coûts par qualification et L_{kst} est la demande de travail de type k dans le secteur s à la date t. Le paramètre p_{st} représente l'impact des technologies affectant simultanément l'ensemble des qualifications utilisées. Le paramètre a_{kst} représente l'impact des technologies affectant spécifiquement la productivité des emplois de type k. Nous prendrons la dynamique propre aux technologies affectant la qualification N comme référence et poserons par convention $a_{Nst} = 1$. Avec ces notations, déterminer les asymétries du progrès technique revient à déterminer la mesure dans laquelle les différents a_{kst} suivent des tendances différentes et contribuent à modifier la structure des emplois au sein de chaque secteur. Dans la suite, nous supposerons que les biais technologiques da_{kst}/a_{kst} sont constants au cours de la période étudiée

(i.e.
$$\frac{da_{kst}}{a_{kst}} - \frac{da_{Nst}}{a_{Nst}} = \frac{da_{kst}}{a_{kst}} = \gamma_{ks}$$
). Au sein d'un secteur d'activité donné,

un γ_{ks} négatif signifie que le progrès technique est biaisé et augmente la productivité marginale des salariés de type k relativement à celle de type N. Nous supposerons par ailleurs que la composante neutre du progrès technique dp_{st}/p_{st} est constante au cours de la période étudiée (i.e. $dp_{st}/p_{st} = v\pi_s$).

Dans ce cadre, la théorie élémentaire de la firme permet d'établir une relation assez générale entre la dynamique du progrès technique et celle de la demande de travail par qualification (voir encadré méthodologique et Goux et Maurin, 2000a):

[2.1]
$$\frac{\omega_{t}^{\prime} dL_{st}}{\omega_{t}^{\prime} L_{st}} - \frac{dy_{st}}{y_{st}} = \pi_{s} + \sum_{k=1}^{N-1} \gamma_{ks} \frac{\omega_{kt} L_{kst}}{\omega_{t}^{\prime} L_{st}} + \rho \frac{dy_{st}}{y_{st}}$$

où $\rho = (1-\nu)/\nu$. À coût du travail donné, la partie de gauche de l'équation représente une mesure de l'impact du progrès technique sur $c_{st} = \omega_t L_{st}/y_{st}$, le coût unitaire du travail. L'équation indique ainsi qu'à taux de croissance donné, toute variation dc_{st}/c_{st} du coût unitaire entraînée par le progrès technique est une moyenne pondérée des impacts élémentaires (i.e. da_{kst}/a_{kst}) du changement technique sur les différentes qualifications. Le progrès technique réduit le coût unitaire d'autant plus vite que les qualifications dont la productivité augmente le plus (i.e. γ_{ks} le plus négatif) représentent une part importante de la masse salariale (i.e. $(\omega_{kt}L_{kst})/(\omega_tL_{st})$ fort).

D'un point de vue empirique, l'intérêt de cette relation tient au fait que les données habituellement collectées dans les enquêtes sur l'emploi ou dans les comptes de la nation permettent d'estimer pour chaque secteur d'activité la variation de coût unitaire engendrée par les changements dans

la demande de travail (i.e.
$$\frac{\omega_t dL_{st}}{\omega_t L_{st}} - \frac{dy_{st}}{y_{st}}$$
), d'une part, et les différentes

parts des qualifications dans la masse salariale (i.e. les $(\omega_{kt}L_{kst})/(\omega_{t}L_{st})$), d'autre part. L'identification des asymétries du progrès technique (i.e. les γ_{ks}) peut ainsi se faire très simplement en régressant la première

variable (i.e.
$$\frac{\omega_t dL_{st}}{\omega_t L_{st}} - \frac{dy_{st}}{y_{st}}$$
) sur les secondes (i.e. les $(\omega_{kt} L_{kst})/(\omega_t L_{st})$) et

le taux de croissance.

Dans la mesure où l'on observe également dans nos enquêtes la diffusion des nouvelles technologies de l'information, il est possible d'aller plus loin et d'évaluer directement la mesure dans laquelle les asymétries du progrès technique peuvent s'expliquer par le rythme plus ou moins élevé auquel se diffusent les technologies : il suffit d'évaluer si les paramètres π_s et γ_{ks} varient d'un secteur à l'autre avec I_s le rythme de diffusion des nouvelles technologies au sein du secteur s.

Spécifications économétriques et données utilisées

Pour l'application empirique, nous distinguerons soit N=3 types de facteur travail selon le diplôme (i.e. sans diplôme, diplôme inférieur au Bac, diplôme supérieur au Bac), soit N=10 types de facteur travail selon le sexe et le diplôme des salariés (i.e. cinq catégories de diplômes pour les

hommes et pour les femmes). Nous utiliserons une nomenclature en $36 \times 4 = 144$ activités élémentaires croisant la nomenclature sectorielle officielle NAF36 en 36 postes et une nomenclature de métiers en quatre grands postes (ouvriers, employés, techniciens-professions intermédiaires et cadres)⁽⁶⁾.

Dans ce cadre, nous avons estimé le modèle [2.1] supposant que (a) la dynamique π_s de la productivité propre à une activité élémentaire s dépend linéairement du rythme T_s auquel se diffuse l'Internet dans cette activité et du type de métier o(s) auquel cette activité correspond (soit $\pi_s = \alpha T_s + \phi_{o(s)}$, $\forall k, s$), et que (b) les biais du progrès technique affectant les différents types de facteur travail dépendent également linéairement du rythme auquel se diffusent les nouvelles technologies (i.e. $\gamma_{ks} = \gamma_{k0} + \beta_k T_s$, $\forall k, s$). Sous ces hypothèses et avec ces notations, le modèle (2.1) se réécrit pour chaque période t et chaque activité élémentaire s,

[2.2]
$$Y_{st} = \alpha T_s + \rho \frac{dy_{st}}{y_{st}} + \sum_{k=1}^{N-1} (\gamma_{k0} + \beta_k T_s) X_{skt} + \phi_{o(s)} + u_{st}$$

où Y_{st} représente l'évolution du coût unitaire dans le secteur s au cours de la période t tandis que X_{skt} représente la part du facteur k dans la masse salariale de s en début de période t. La variable u_{st} est un aléa captant l'effet des erreurs sur la mesure de l'évolution des coûts unitaires. Pour tester la robustesse de nos résultats, nous avons également estimé le modèle en supposant les asymétries du progrès technique constantes d'un secteur à l'autre (i.e. $\beta_k = 0$, $\forall k$).

Les données utilisées sont celles des quatre enquêtes emploi menées en 1993, 1995, 1997 et 2000, complétées par les informations sur les taux de croissance sectoriels issus des Comptes de la Nation. Ces données permettent de construire pour chaque activité élémentaire s trois mesures des variations de coûts unitaires, la première correspondant à la période 1993-1995, la seconde à la période 1995-1997 et la dernière à la période 1997-2000. Elles permettent également de construire pour chaque activité s et chaque type de main d'œuvre s, un estimateur de la part du facteur s dans la masse salariale de s au début de chacune des trois périodes considérées (i.e. en 1993, 1995 et 1997). Par ailleurs, l'enquête sur les conditions de travail menée en 1998 donne pour chaque s une estimation du taux d'usage professionnel de l'Internet que nous prendrons comme un indicateur du rythme s0 au quel se diffuse l'usage des nouvelles technologies de l'information dans s1 au cours de la période étudiée.

⁽⁶⁾ On obtient des résultats très similaires en croisant avec une nomenclature en six types de métiers, i.e. en distinguant les employés administratifs des autres employés et en distinguant les ouvriers qualifiés des ouvriers non qualifiés.

Résultats

Les résultats de nos estimations sont reportés dans les tableaux 4a et 4b. Le tableau 4b correspond à l'usage de la nomenclature en N=10 catégories de salariés (cinq niveaux de diplômes pour les hommes et pour les femmes) tandis que le tableau 4a correspond à l'usage d'une nomenclature regroupée en N=6 catégories (trois niveaux de diplôme pour les hommes et pour les femmes). Les modèles 1a et 1b correspondent à l'hypothèse ($\alpha=0$ et $\beta_k=0$, $\forall k$).

4a. L'impact du progrès technique sur la dynamique des coûts unitaires du travail (estimation du modèle 3.1 avec une nomenclature en N = 3 qualifications)

| Variables indépendantes | Modèle (1a) | Modèle (2a) | Modèle (3a) |
|---|------------------|----------------|-------------|
| Constante | 0,22 | 0,21 | 0,19 |
| | (0,06) | (0,06) | (0,06) |
| Taux de croissance | -0,17 | -0,16 | -0,16 |
| | (0,03) | (0,03) | (0,03) |
| Part de la masse salariale allouée à : | | | |
| sans diplôme | Référence | Référence | Référence |
| • CEP,CAP, BEPC, BEP | - 0,37 | - 0,36 | -0,34 |
| | (0,08) | (0,08) | (0,09) |
| Bac ou équivalent | - 0,29 | - 0,25 | -0,22 |
| | (0,08) | (0,08) | (0,09) |
| Taux de diffusion de l'Internet | | -0,11 | |
| | | (0,05) | |
| Interaction du taux de diffusion de l'Internet et d | de la part de la | a masse salari | ale |
| sans diplôme | | | 1,34 |
| | | | (1,31) |
| • CEP, CAP à Bac | _ | _ | -0,23 |
| | | | (0,17) |
| $\bullet \ge \text{Bac} + 2 \text{ ans}$ | | | -0,11 |
| | | | (0,07) |
| Nombre d'observations | 432 | 432 | 432 |
| R2 | 0,13 | 0,14 | 0,14 |

Note: La variable dépendante est l'évolution sectorielle du coût unitaire. Les paramètres correspondant aux trois parts de masse salariale (et à leurs interactions avec le taux de diffusion de l'Internet *Ts*) sont estimés dans la dimension inter-temporelle, c'est-à-dire en contrôlant pour l'effet des quatre catégories de professions (premier chiffre de la PCS). Les écarts-types sont entre parenthèses.

Sources: Enquêtes Emploi, 1993, 1995, 1997 et 2000, INSEE.

4b. L'impact du progrès technique sur la dynamique des coûts unitaires du travail (estimation du modèle 3.1 avec une nomenclature en N = 10 qualifications)

| Variables indépendantes | Modèle (1b) | Modèle (2b) | Modèle (3b) |
|---|------------------|---------------|----------------|
| Constante | 0,11 | 0,11 | 0.09 |
| | (0,09) | (0,09) | (0,09) |
| Taux de croissance | -0,17 | -0,17 | -0.16 |
| | (0,03) | (0,03) | (0,03) |
| Part de la masse salariale | | , , | |
| Hommes | | | |
| • sans diplôme | Référence | Référence | Référence |
| • CEP,CAP, BEPC, BEP | -0,24 | -0,24 | -0,22 |
| , , , | (0,12) | (0,12) | (0,12) |
| Bac ou équivalent | -0,13 | -0,14 | -0,11 |
| • | (0,15) | (0,15) | (0,15) |
| • Bac + 2 ans | -0,17 | -0,15 | -0.12 |
| | (0,16) | (0,16) | (0,17) |
| \bullet > Bac + 2 ans | -0,32 | $-0,\!28$ | -0,29 |
| | (0,12) | (0,12) | (0,14) |
| Femmes | | | |
| • sans diplôme | 0,29 | 0,28 | 0,28 |
| | (0,18) | (0,18) | (0,18) |
| • CEP,CAP, BEPC, BEP | $-0,\!29$ | $-0,\!29$ | - 0,26 |
| | (0,11) | (0,11) | (0,12) |
| Bac ou équivalent | -0,37 | -0,36 | -0,32 |
| | (0,17) | (0,17) | (0,18) |
| • Bac + 2 ans | -0,02 | -0,03 | -0,02 |
| | (0,13) | (0,13) | (0,14) |
| \bullet > Bac + 2 ans | 0,04 | 0,05 | 0,04 |
| | (0,14) | (0,14) | (0,15) |
| Taux de diffusion de l'Internet | _ | - 0,05 | _ |
| | 1 | (0,05) | l _. |
| Interaction du taux de diffusion de l'Internet et d | ie ia part de la | masse salaria | 1 |
| • sans diplôme | _ | _ | 0,67 |
| GDD GADAD | | | (1,36) |
| • CEP, CAP à Bac | _ | _ | -0,21 |
| S.D. 10 | | | (0,17) |
| $\bullet \ge \text{Bac} + 2 \text{ ans}$ | _ | | 0,00 |
| | | | (0,08) |
| Nombre d'observations | 432 | 432 | 432 |
| R2 | 0,16 | 0,17 | 0,17 |

Note: La variable dépendante est l'évolution sectorielle du coût unitaire. Les paramètres correspondants aux 3 parts de masse salariale (et à leurs interactions avec le taux de diffusion de l'Internet *T*) sont estimés dans la dimension inter-temporelle, c'est-à-dire en contrôlant pour l'effet des quatre catégories de professions (premier chiffre de la PCS). Les écartstypes sont entre parenthèses.

Sources: Enquêtes emploi, 1993, 1995, 1997 et 2000, INSEE.

À la lecture de ces tableaux, trois grands types de résultats se dégagent :

- de façon générale, le paramètre ρ est estimé négatif, ce qui suggère l'existence d'économies d'échelle dans les technologies de production ;
- de leur côté, les γ_k estimés contribuent significativement à l'explication de la dynamique des coûts unitaires (un test de Fisher repousse leur nullité jointe). Les paramètres γ_k correspondant à la main d'œuvre sans diplôme sont significativement plus élevés que ceux correspondant à la main d'œuvre diplômée : c'est dans les activités où la part de personnes sans diplôme est la plus importante que le coût unitaire augmente le plus (ou baisse le moins) sur la période étudiée. Ce résultat suggère l'existence d'un progrès technique augmentant la productivité relative des salariés diplômés. Il marque une rupture avec le s années soixante-dix ou quatre-vingt pour lesquelles il était beaucoup plus difficile d'établir un lien entre la dynamique de la productivité et des coûts unitaires, d'une part, et le niveau de qualification de la main d'œuvre, d'autre part ;
- s'agissant du lien entre la diffusion des nouvelles technologies (telle que l'Internet en donne la mesure) et les coûts unitaires, le paramètre α est estimé négatif (tableaux 4a et 4b, modèles 2a et 2b). C'est dans les activités où l'Internet se diffuse le plus vite que les coûts unitaires augmentent le moins. Les modèles 3a et 3b introduisent la possibilité d'une variation des gains de productivité avec le rythme auquel se diffusent les nouvelles technologies de l'information (tableaux 4a et 3b). Sous cette hypothèse, la contribution des γ_{k0} diminue légèrement tandis que le paramètre β_k correspondant aux diplômés (sans diplôme) est estimé positif (négatif). C'est dans les activités où l'Internet se diffuse le plus rapidement que l'écart de productivité entre salariés diplômés et non diplômés s'accroît le plus rapidement. Le biais technologique modifiant la productivité relative des salariés trouve une partie de sa source dans la complémentarité entre les nouvelles technologies de l'information et la qualification de la main d'œuvre.

À l'issue de cette analyse économétrique, nous disposons finalement d'indices suggérant que le progrès technique et les nouvelles technologies modifient la productivité relative des diplômés et des non diplômés. En première analyse, les nouvelles technologies de l'information s'apparentent à une consommation intermédiaire complémentaire au travail qualifié. Comme leur coût s'abaisse, elles se diffusent en contribuant simultanément à une baisse des coûts unitaires et à une montée de la part des ressources allouées aux facteurs qui leur sont complémentaires.

Nos diagnostics reposent sur une modélisation très simplifiée du marché du travail⁽⁷⁾ et doivent donc être pris avec beaucoup de prudence. S'ils

⁽⁷⁾ L'approche suivie dans cet article suppose implicitement que les salaires sont fixés par le marché et que l'on peut négliger les distorsions induites par les coûts d'embauche et de licenciement. Il n'est pas évident *a priori* que l'on parviendrait tout à fait à la même représentation du rôle des technologies en modélisant mieux les mécanismes de formation des salaires et les coûts d'ajustement. Pour une analyse des modes de fixation des salaires en France, *cf.* Goux et Maurin (1999) et pour une analyse des coûts d'embauche et de licenciement, Goux et *alii* (2001).

devaient être confirmés par d'autres études, ils marqueraient une certaine rupture avec les décennies antérieures. Le progrès technique semble en effet désormais un facteur à part entière d'inégalités devant l'emploi en France. L'importance réelle de ce facteur au niveau macroéconomique reste toute-fois difficile à établir sur la base de l'estimation des seuls paramètres π_s et γ_{ks} . Pour déterminer l'effet du progrès technique au niveau agrégé, le principal problème est que l'on ne connaît pas la structure des élasticités de substitution entre les différents types de facteur travail et qu'il est en général très difficile d'en obtenir une estimation précise. Dans la section suivante, nous explicitons et appliquons une méthode qui permet d'éviter ce problème.

La contribution du progrès technique à la baisse de l'emploi non qualifié

Pour contourner le problème d'estimer un système complet d'élasticités de substitution, on peut remarquer que le vecteur (N,I) dL_{st} décrivant les variations de la demande de travail d'un secteur s minimisant ses coûts peut s'écrire (en supposant pour simplifier $v \approx 1$):

$$[3.1] dL_{st} = \frac{dy_{st}}{y_{st}} L_{st} + dL_{st}^A$$

où le vecteur (N,1) dL_{st}^A ne dépend pas de la dynamique de y_{st} , mais uniquement des asymétries générées par le progrès technique et l'évolution des coûts relatifs ω_{tx} .

Dans une période de stabilité des coûts relatifs (comme 1993-2000), la composante dL_{st}^A donne ainsi une mesure de l'impact des biais du progrès technique sur la composition de la demande de travail dans le secteur s. La preuve de ces résultats est détaillée dans Goux et Maurin (2000a).

La composante
$$\left(dL_{st}^{S} = \frac{dy_{st}}{y_{st}}L_{st}\right)$$
 représente de son côté l'effet de l'évo-

lution de la demande de biens et services s'adressant à l'activité s, laquelle affecte l'ensemble des qualifications simultanément au sein du secteur. dL_{st}^{S} ne modifie pas la composition de la demande de travail dans le secteur s. En revanche, cette composante modifie le volume d'emploi dans le secteur s et sa part dans l'emploi total. En favorisant la réallocation de l'emploi en direction de secteurs fortement utilisateurs de main d'œuvre qualifiée, l'agrégation des composantes dL_{st}^{S} peut constituer un facteur très important de baisse de la demande agrégée pour les salariés les moins qualifiés. Entre 1970 et 1993, on peut ainsi estimer que plus de 60 % de la baisse de la demande de travail non qualifié peut être attribuée à l'agrégation de ces composantes (voir Goux et Maurin, 2000a).

Nous avons reproduit ce calcul pour la période 1993-2000. Les résultats sont très différents de ceux obtenus pour les périodes antérieures : la redistribution des emplois continue de se faire des activités ayant structurellement le plus recours aux personnes peu diplômées vers celles qui ont structurellement le plus recours aux diplômés, mais ce processus n'explique plus que 15 % environ de la baisse de la demande de travail, pour les personnes n'ayant pas le Bac, observée au niveau agrégé entre 1993 et 2000 (soit moins d'un point et demi sur les 9 points de baisse observés). Dans un contexte de stabilité des coûts relatifs, l'essentiel de la baisse observée semble devoir s'interpréter comme le résultat des évolutions technologiques.

Conclusion

Entre 1993 et 2000, la baisse de l'emploi des non qualifiés dans l'emploi total s'est accélérée. Elle s'est poursuivie à un rythme plus rapide qu'au cours des années soixante-dix ou quatre-vingt, empêchant toute résorption du chômage des non qualifiés. Au cours de la décennie écoulée, le coût relatif du travail non qualifié a pourtant cessé d'augmenter. Suite aux baisses de charges ciblées sur les bas salaires, le coût relatif des non qualifiés n'est pas plus élevé en 2000 qu'en 1993. Le processus de désindustrialisation et de destruction d'emplois ouvriers ne s'est par ailleurs pas particulièrement accéléré. Nous développons une analyse de la demande de travail suggérant que la désindustrialisation et l'évolution des coûts du travail ne peuvent plus désormais expliquer qu'une part résiduelle de la baisse de la demande de travail non qualifié. Nos estimations suggèrent en revanche une inflexion dans les mécanismes générateurs d'inégalités devant l'emploi. Les nouvelles générations de technologies semblent désormais déformer la demande de travail en faveur des emplois très qualifiés, ce qui n'était pas le cas des générations antérieures. Les nouvelles technologies de l'information semblent favoriser l'émergence d'un chômage de nature plus technologique que dans le passé.

Ce diagnostic repose sur une représentation très simplifiée du marché du travail et demande à être confirmé et affiné dans des cadres théoriques plus réalistes. Les recherches futures devront essayer d'éclairer plus en profondeur les nouveaux liens de complémentarité existant entre les technologies de l'information et le travail qualifié. Elles devront également éclairer la question du rôle de la compétition internationale comme vecteur de progrès technique et d'asymétrie du progrès technique. Les modélisations utilisées devront enfin reposer sur des représentations plus réalistes des mécanismes de formation de salaires et des processus d'embauche et de licenciement.

Références bibliographiques

- Audric-Lerenard A. et A. Tanay (2000): « Ouvriers et employés non qualifiés: disparités et similitudes sur le marché du travail », *Premières Synthèses*, n° 47-1.
- Autor D.H., L.F. Katz et A.B. Krueger, (1998): « Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market? », *Quaterly Journal of Economics*, CXIII, pp. 1169-1213.
- Berman E., J. Bound et Z. Griliches (1994): « Changes in the Demand for Skilled Labor within US Manufacturing: Evidence from the Annual Survey of Manufactures », *Quaterly Journal of Economics*, CIX, pp. 367-397.
- Berman E., J. Bound et S. Machin (1998): « Implications of Skill-Biased Technological Change: International Evidence », *Quaterly Journal of Economics*, CXIII, pp. 1245-1279.
- Bresnahan T., E. Brynjolfsson et L. M. Hitt (1999): *Information Technology* and Recent Changes in Work Organization Increase the Demand for Skilled Labor, Mimeo, MIT, Stanford et Wharton.
- Caroli E. et J. Van Reenen (1999): Human Capital and Organizational Change: Evidence from British and French Establishments in the 1980s and the 1990s, Mimeo, University College, Londres.
- DiNardo J. et J.S. Pischke, (1997): « The Returns to Computer Use Revisited: Have Pencils Changed the Wage Structure Too », *Quarterly Journal of Economics*, CXII, pp. 291-303.
- DiNardo J., N.M. Fortin et T. Lemieux (1996): « Labor Market Institutions and the Distribution of Wages », *Econometrica*, LXIV, pp. 1001-1044.
- Doms M., T. Dunne et K.R. Troske (1997): « Workers, Wages and Technology », *Quarterly Journal of Economics*, CXII, pp. 253-290.
- Dunne T., J. Haltiwanger et K.R. Troske (1997): « Technology and Jobs: Secular Changes and Cyclical Dynamics », *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, XLVI, pp. 107-178.
- Entorf H. et F. Kramarz (1997): « Does Unmeasured Abilities Explain the Higher Wages of New Technologies Workers », *European Economic Review*, 41, pp. 1489-510.
- Goux D. et E. Maurin (1999): « The Persistence of Inter-Industry Wages Differentials: A Reexamination on Matched Worker-firm Panel Data », *Journal of Labor Economics*, vol. 17, 3, pp. 492-533.

- Goux D. et E. Maurin (2000a): « The Decline in the Demand for Unskilled Labor: An Empirical Method and its Application to France », *The Review of Economics and Statistics*, vol. VXXXII, n° 4, pp. 596-607.
- Goux D. et E. Maurin (2000b): *The Decline in Within-Firms Inequalities and Between-Firms Segregation by Skills in France*, Mimeo, CREST, Paris.
- Goux D., E. Maurin et M. Pauchet, (2001): « Fixed-term Contracts and the Dynamics of Labour Demand », *European Economic Review*, vol. 45(3), pp. 533-552.
- Katz L. F. et K. M. Murphy, (1992): « Changes in the Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors », *Quaterly Journal of Economics*, CVII, pp. 35-78.
- Machin S. et J. Van Reenen (1998): « Technology and Changes in Skill Structure: Evidence from Seven OECD Countries », *Center for Labor Economics Working Papers*, University of California, Berkeley, mai.
- Maurin E. et D. Thesmar, (2001): « Change in the Functional Structure of Firms and the Demand for Skill », *CREST Working Paper*, 2107.
- Varian H.R. (1984): Microeconomic Analysis, New York, Norton.

Résumé

Les éléments d'analyse rassemblés dans le rapport de Tony Atkinson, Michel Glaude et Lucile Olier donnent des inégalités économiques en France une image assez différente de celle autour de laquelle se structure régulièrement le débat public. Certes, le mouvement continu de réduction des inégalités qui s'observait dans les années soixante-dix et au début des années quatre-vingt s'est arrêté; certes, la France, qui occupe une position médiane en Europe, reste plus inégalitaire que les pays d'Europe du Nord. Mais contrairement à une perception répandue, elle l'est aujourd'hui nettement moins que dans les années soixante, alors même que notre pays a été confronté à une situation économique très dégradée.

Depuis vingt ans, les inégalités de salaires ont fortement progressé aux États-Unis et au Royaume-Uni. Faut-il y voir l'effet de facteurs communs aux pays développés et en déduire que l'Europe, et en son sein la France, devra affronter une inégalité croissante des revenus de marché? Les théories sur le rôle du commerce international et des nouvelles technologies ne suffisent pas, sous leur forme la plus simple, à expliquer la baisse relative de la rémunération du travail non qualifié aux États-Unis. Les théories plus élaborées, sur la restructuration de l'économie, la réorganisation du travail ou le changement dans les normes salariales soulignent la complexité des inter-relations en jeu. Les effets sont ambigus et ne se prêtent pas à une formulation simple. En France, les inégalités de salaire à temps plein sont restées stables, ce qui témoigne d'une capacité d'autonomie de notre pays.

Au total, notre système de régulation sociale a plutôt fait obstacle au développement des inégalités de salaires. Cependant, de nouvelles formes d'inégalités se sont développées en bas de la distribution des revenus, qui ne tiennent pas à la formation des salaires, mais aux conditions d'accès à l'emploi (chômage mais aussi sous-emploi). L'évolution des structures familiales (notamment le recul de la vie en couple) et la polarisation de l'emploi au sein des couples amplifient en outre les inégalités de marché. Ces nouvelles inégalités ne peuvent évidemment être combattues au stade de la formation des revenus primaires à l'aide de l'instrument habituel qu'est le SMIC. La croissance et la création d'emplois permettent en revanche de les réduire. Les politiques favorisant la création d'emplois, celles qui, comme les allégements de cotisations sociales modifient la demande de travail des

entreprises dans un sens favorable au travail non qualifié et celles qui favorisent l'insertion et l'accès à un emploi durable, sont les plus efficaces.

Si on adopte une perspective dynamique et non plus statique, on constate cependant un certain nombre de points noirs, qui expliquent sans doute largement la divergence entre le constat de quasi-stabilité des inégalités et les perceptions communes. La montée de l'incertitude économique a clairement affecté le bien-être. La mobilité salariale semble s'être réduite par rapport aux années soixante et particulièrement en bas de la hiérarchie des salaires. Dans le même temps, les difficultés rencontrées par une fraction de la jeunesse ont mis fin à la croyance d'un progrès continu d'une génération à l'autre. Ce blocage de la mobilité met en évidence les défaillances de notre système de formation initiale, la faiblesse de la relation écoleentreprise et les insuffisances de la formation professionnelle.

La reprise de la croissance économique depuis 1997 est favorable à la réduction des inégalités et de la pauvreté, mais elle ne suffira pas. Tony Atkinson, Michel Glaude et Lucile Olier soulignent l'importance de la création d'emplois comme vecteur d'une réduction des inégalités de marché, avec un ciblage accru des efforts d'accompagnement individualisé sur les moins qualifiés et les plus de cinquante ans. Ils invitent également à lancer un programme pour l'égalité des chances combinant efforts de formation initiale, développement de la formation permanente et accompagnement individualisé, qui pourrait faire l'objet d'une concertation avec un ensemble d'acteurs. Enfin, ils préconisent une poursuite des efforts visant à améliorer l'efficacité de notre système de transferts avec deux objectifs : limitation des effets pervers, transparence.

Dans son rapport, Thomas Piketty analyse l'évolution des inégalités de revenus, de salaires et de patrimoines tout au long du vingtième siècle et examine à cette lumière les enjeux économiques et politiques d'aujourd'hui. Sur un siècle, on constate que la part du revenu total détenue par le dernier décile a considérablement diminué, passant de 45 % avant la Première Guerre mondiale à 33 % à la fin des années quatre-vingt-dix. Une analyse plus détaillée montre que c'est le dernier centile qui a vu sa part du revenu total réduite de la façon la plus significative. Cette baisse est essentiellement imputable à une série de chocs (crise des années trente et Seconde Guerre mondiale) qui ont provoqué un véritable effondrement des revenus du capital, qui constituent l'essentiel des revenus du dernier centile. Or, après la Seconde Guerre mondiale, les grandes fortunes ne se sont pas reconstituées : la part du dernier centile dans le revenu total ne s'est pas redressée et la succession moyenne des très riches a été divisée par quatre sur un siècle.

Pour Thomas Piketty, c'est l'impôt progressif qui a permis, au moins pour une large part, d'éviter que la concentration des fortunes ne retrouve après 1945 les niveaux observés à la veille de la Première Guerre mondiale. En effet, il a radicalement modifié les conditions d'accumulation du patrimoine : avec un taux marginal supérieur qui oscille, dans le dernier décile,

autour de 60 %, il devient impossible, à cible de niveau de vie donnée, d'accumuler aussi rapidement que par le passé des patrimoines très importants. Ce mécanisme est d'autant plus important que la réduction de l'inégalité des patrimoines, et des revenus qui en sont issus, explique l'essentiel de la compression des inégalités de revenus qui a eu lieu en France au vingtième siècle. En particulier, contrairement à une idée reçue, les inégalités salariales sont restées extrêmement stables sur longue période en France au cours du siècle passé : le pouvoir d'achat des salaires a été multiplié par cinq, mais la hiérarchie des rémunérations n'a pratiquement pas changé.

L'impôt progressif a donc un double impact sur les inégalités. Le mieux connu est de nature statique : du fait même de sa progressivité, l'impôt permet de resserrer l'éventail des revenus après impôt. Mais l'impôt progressif a également un impact dynamique sur les inégalités : il limite les capacités d'accumulation du capital des plus fortunés et il réduit ainsi la concentration future des patrimoines, et par là même la concentration future des revenus du capital, et donc l'inégalité future des revenus avant impôt. Cet effet sur les inégalités patrimoniales futures peut en outre avoir des conséquences positives pour le dynamisme social et la croissance économique : en limitant la concentration du capital et du pouvoir économique, l'impôt progressif peut favoriser l'émergence de nouvelles générations d'entrepreneurs et permettre un renouvellement plus rapide des élites économiques.

Les débats actuels concernant la réduction des taux marginaux supérieurs devraient donc prendre en compte le fait qu'un abaissement significatif du taux moyen frappant les ménages les plus aisés aurait des conséquences à long terme sur les inégalités.

Michel Dollé rappelle, dans son commentaire, la difficulté de séparer les choix éthiques et les instruments d'analyse lorsque l'on aborde la question des inégalités, difficulté que Tony Atkinson, Michel Glaude et Lucile Olier ne réussissent pas à surmonter totalement. Il regrette que le rapport s'en tienne aux seules inégalités de revenus sans les relier aux autres formes d'inégalité. L'une des questions essentielles est ainsi de savoir quelles relations entretiennent les objectifs de réduction des inégalités devant l'emploi et de réduction des inégalités de revenu. A cet égard, le rapport n'explicite pas assez les termes du débat. Il propose une description fine des inégalités de réalisations, mais sans discuter l'opportunité de les corriger à la lumière de la distinction entre handicap et préférences. Il aurait été intéressant de présenter les éléments visant à « révéler » le degré d'aversion à l'inégalité de la société française et de proposer une batterie d'indicateurs plus large pour analyser les politiques publiques. Sur un certain nombre de points, Michel Dollé regrette que le diagnostic n'ait pas été mené plus avant. Ainsi, l'impact éventuel de la formation des revenus primaires des salariés de la Fonction publique et des indépendants sur le revenu des salariés privés aurait mérité d'être analysé. L'impact de l'amélioration du marché du travail sur les inégalités et la pauvreté semble limité d'après les simulations

présentées dans le rapport. Plus fondamentalement, cela suggère que des efforts doivent être faits pour s'attaquer au noyau dur de la pauvreté et que des politiques redistributives spécifiquement adaptées aux travailleurs pauvres doivent probablement être menées, qui soient plus ciblées que la prime pour l'emploi. Enfin, Tony Atkinson, Michel Glaude et Lucile Olier auraient pu revenir sur les interactions complexes entre le système socio-fiscal, la croissance et partant la formation des inégalités de revenus primaires. Michel Dollé conclut sur un certain nombre de suggestions concernant le rôle des acteurs sociaux dans la réduction des inégalités.

Mireille Elbaum regrette également le choix fait par les rapports de se focaliser sur les inégalités économiques, sans les lier à la question des inégalités sociales. Or, l'origine sociale conditionne l'accès à certaines ressources, privées ou collectives et la formation même des préférences des individus. Cette question du lien entre inégalités économiques et inégalités sociales est d'autant plus importante que l'on se place dans une perspective intergénérationnelle. Les rapports laissent de côté la question de la transmission des inégalités entre générations, et notamment celle de la mobilité sociale, alors même que l'inégalité des chances est source d'inefficacité économique. Les orientations proposées par le rapport de Tony Atkinson, Michel Glaude et Lucile Olier paraissent globalement judicieuses et « porteuses de sens ». Elles rejoignent pour partie cinq points qui paraissent essentiels à Mireille Elbaum : le rôle déterminant du développement de l'activité féminine pour prévenir les inégalités et la pauvreté ; la « qualité des emplois » et la nécessité d'assurer aux salariés des opportunités d'évolution au cours de leur vie professionnelle, ne les enfermant pas dans leurs « positions de départ » ; l'égalité des chances ; la place prise dans le système redistributif par les prestations sous conditions de ressources; l'ensemble CSG et impôt sur le revenu, sa cohérence, et la part souhaitable d'individualisation et de familialisation en son sein. Enfin, Mireille Elbaum est convaincue que l'adhésion de tous à notre système de redistribution et de transferts dépend largement de la capacité des pouvoirs publics à garantir leur « crédibilité » ainsi que leur pérennité institutionnelle et financière.

Jacques Freyssinet croit, comme Tony Atkinson, Michel Glaude et Lucile Olier, qu'il existe différents modèles possibles de répartition des richesses compatibles avec une croissance économique soutenue. Leur rapport a le mérite de souligner la complémentarité des interventions sur la formation des revenus primaires et sur les processus de redistribution des revenus. L'exclusion de l'emploi est aujourd'hui une source majeure des inégalités monétaires et de la pauvreté des ménages. Mais l'accès à l'emploi n'est plus une condition suffisante pour échapper à la pauvreté. Il faut également agir sur la « qualité des emplois ». Tony Atkinson, Michel Glaude et Lucile Olier devraient cependant distinguer les objectifs de la politique de l'emploi selon l'horizon temporel de référence. Des dispositifs spécifiques qui permettent l'accès à l'emploi des populations menacées ou victimes d'exclusion sont indispensables pendant la période de transition vers le

plein emploi, mais pour Jacques Freyssinet, on ne peut faire de leur pérennisation un objectif de long terme. Il faut se donner une cible de long terme qui associe la lutte contre la « pauvreté laborieuse » à une politique globale de qualification des emplois. Jacques Freyssinet s'étonne qu'à la différence de Thomas Piketty, le rapport de Tony Atkinson, Michel Glaude et Lucile Olier ne comporte aucune préconisation sur l'évolution du partage entre revenus primaires du travail et du capital et qu'il ne tire aucune préconisation de son analyse de l'évolution du patrimoine des ménages. Il invite à approfondir la connaissance des ménages les plus pauvres. En ce qui concerne les très hauts revenus, les deux rapports amènent à stopper la course indéfinie à l'élargissement des avantages fiscaux. Le rapport Piketty en illustre les effets cumulatifs potentiels en termes d'inégalités. Il est décisif que soit approfondie et accélérée la coordination des politiques fiscales à l'échelle de l'Union européenne.

Fiorella Kostoris Padoa Schioppa souligne la complémentarité entre les deux rapports. Elle remarque qu'ils reposent tous deux sur l'hypothèse implicite qu'une réduction des inégalités économique obtenue grâce à une réduction du revenu des plus riches est une bonne chose d'un strict point de vue normatif. Or, une telle hypothèse viole le principe de Pareto sous-jacent à la plupart des fonctions de bien-être social. C'est en améliorant le bien-être des plus pauvres plutôt qu'en réduisant celui des riches que l'on peut atteindre un niveau de bien-être global plus élevé. Fiorella Kostoris Padoa Schioppa salue le remarquable travail accompli par Thomas Piketty. Mais elle n'est pas convaincue par son analyse du rôle de l'impôt progressif pour empêcher la reconstitution des grandes fortunes et réduire les inégalités de revenus. Les graphiques présentés dans le rapport ne montrent pas de corrélation évidente entre la tendance à la diminution (à l'augmentation) de la part des décile et centile supérieurs dans le revenu total et, de l'autre côté, la tendance à l'augmentation (à la diminution) du taux marginal supérieur de l'impôt sur le revenu. Sur des données en coupe instantanées, on ne trouve d'ailleurs aucune corrélation significative entre le taux marginal supérieur de l'impôt sur le revenu et le niveau ou la variation d'inégalité économique dans les différents pays de l'OCDE. Tony Atkinson, Michel Glaude et Lucile Olier soutiennent de leur côté que dans les années quatre-vingt-dix, il y a eu en France une croissance de la dispersion du revenu initial des salariés et des indépendants, compensée sur le revenu disponible par une politique efficace des transferts nets. Il s'agit là de tendances que l'on trouve également à l'œuvre dans la plupart des pays de l'OCDE. Mais le système redistributif français apparaît moins efficace que d'autres, du fait d'un moindre ciblage des prestations. Elle partage cependant la conviction des auteurs que la meilleure façon de combiner une plus grande égalité (du genre Pareto-supérieure) avec une plus forte croissance est d'augmenter l'égalité des chances des plus faibles. Cela suppose d'investir plus et mieux dans le capital humain. Au niveau européen, elle suggère ainsi d'assouplir les règles budgétaires imposées par le Pacte de Stabilité, en tolérant les déficits publics à moyen terme lorsqu'ils sont liés à des dépenses publiques additionnelles en faveur du capital humain.

Huit compléments éclairent de façon précise certains aspects du rapport. Marc Fleurbaey revient sur les problèmes de mesure des inégalités et du bien-être social à la lumière des développements les plus récents des théories de la justice et de l'équité et invite à améliorer les outils statistiques, notamment pour mieux prendre en compte le poids de l'incertitude ex ante. Antoine Parent propose une revue de la littérature tant empirique que théorique consacrée aux interactions complexes entre protection sociale, croissance et inégalités. Jean-Michel Hourriez et Valérie Roux présentent les sources statistiques utilisées en France pour l'analyse des inégalités, définissent et illustrent les concepts utilisés. Valérie Champagne et Élisabeth Maurice ont exploité les fichiers des revenus et des patrimoines déclarés à l'impôt sur le revenu et l'impôt sur la fortune depuis dix ans : elles montrent que la distribution des revenus imposables s'est élargie, alors que celle des patrimoines s'est resserrée. Olivier Bontout, Christine Chambaz, Bertrand Lhommeau et Pierre Ralle montrent que sous l'effet des mesures bas salaires, la dispersion des coûts du travail a crû au cours de la décennie quatre-vingt-dix, alors que la dispersion des salaires nets est restée relativement stable. Mercedes Sastre et Alain Trannoy ont appliqué une méthode de décomposition de l'inégalité originale à six grands pays : ils mettent en évidence la persistance des particularités nationales dans les politiques de lutte contre l'inégalité et concluent que la tendance à la globalisation de l'économie semble laisser une latitude aux politiques économiques. Denis Fougère et Francis Kramarz étudient la mobilité salariale en France entre 1967 et 1999, à l'aide d'une batterie d'indicateurs. Ils constatent qu'elle a fortement chuté à partir du milieu des années soixante-dix. Enfin, Dominique Goux et Éric Maurin montrent que si les inégalités devant l'emploi s'expliquaient essentiellement par la désindustrialisation dans les années soixante-dix et quatre-vingt, on ne peut plus exclure complètement l'hypothèse d'un biais technologique défavorable aux nondiplômés dans les années quatre-vingt-dix.

Summary

Economic Inequalities

The analysis set out in the report of Tony Atkinson, Michel Glaude and Lucile Olier gives a rather different picture of economic inequalities in France from the one on which public debates regularly focus. There is no doubt that the continuous move observed in the seventies and at the beginning of the eighties towards inequality reduction has stopped; it is true that France, whose position is near the European average, continues to experience more inequality than its Northern European neighbors. However, contrary to a widespread perception, this applies much less today than it did in the sixties, even though our country has been confronted with a poor economic situation.

Over the last twenty years, wage inequality has considerably risen in the United States and the United Kingdom. Should this trend be seen as the result of factors common to developed countries and should we thus infer that Europe, and therefore France, will face increasing market income inequality? The theories about the role of international trade and new technologies do not, in their most basic form, fully account for the decrease in the relative wages of unskilled workers in the United States. The more elaborate theories about the restructuring of the economy, the reorganization of working methods and the changes in labor market regulations underline the complexity of the inter-relations involved. The effects are ambiguous and cannot be easily summarized. In France, disparities in full-time wages have remained stable, which bears testimony to the capacity of our country to remain autonomous.

On the whole, our system of social regulation has tended to impede the development of wage inequality. However, new forms of inequality have emerged at the lower end of the income scale, and these relate to the conditions of access to employment (i.e. unemployment but also underemployment) rather than wage formation. Moreover, the changes in family structures (particularly the retreat of marital life) and the polarization of employment within couples have reinforced market income inequality. Obviously, these new inequalities cannot be prevented at the stage of the setting up of primary income through the usual instrument, i.e. the minimum wage. They can, however, be reduced through growth and job creation.

Policies that foster job creation, such as those that, like the reduction in social security contributions, modify corporate demand for labor in favor of non-skilled workers, and those that favor integration and access to lasting employment, are the most effective ones.

If we now adopt a dynamic and no longer static approach, we note a number of black spots that undoubtedly account to a large extent for the divergence between the evidence pointing to virtual stability in inequality and the common perceptions. The increase in economic uncertainty has clearly affected the collective well-being. Wage mobility seems to have been reduced since the mid-seventies, in particular at the lower end of the scale. By the same token, the difficulties encountered by a part of the younger population have put an end to the belief of continuous progress from generation to generation. This locking of mobility highlights the failures of our early education system, the weaknesses of the school/company relationship and the shortcomings of professional training.

The economic recovery since 1997 has brought about a reduction in inequality and poverty, but this will not be sufficient. Tony Atkinson, Michel Glaude and Lucile Olier emphasize the importance of job creation as a vector for the reduction of market income inequality, with increased targeting of training tailored to the individual needs of the least skilled workers and those over fifty. They also recommend to start a program aimed at improving the equality of opportunities, combining early education, the development of lifelong training tailored to individual needs, which would involve cooperation between a number of decision-makers. Lastly, they recommend continued efforts in order to improve the efficiency of our redistributive system with two objectives in mind: the limitation of distorting effects and transparency.

In his report, Thomas Piketty analyses the evolution of income, wage and wealth inequality throughout the twentieth century and, in the light of this, examines today's economic and political issues. Over this century, one can notice that the share of the total income held by the last decile fell from 45% before World War I to 33% at the end of the nineties. Detailed analysis shows that the biggest decrease occurred for the share of the total income held by the last centile. This sharp fall is primarily due to a series of shocks (the economic crisis in the thirties and World War II) that provoked a true slump in capital incomes, which constitute the primary source of private income of the last centile of the population. But after World War II, the wealthiest households of the population did not regain their wealth: the share of the last centile in total income did not recover and the average inheritance of the very rich was divided by four over a century.

According to Thomas Piketty, it was the progressive tax regime that made it possible to ensure, on the whole, that after 1945 the concentration of wealth did not revert to the levels reached just before the outbreak of World War I. In fact, this tax regime radically changed the conditions under

which wealth was accumulated: with a higher marginal tax rate fluctuating for the last decile at around 60% it became impossible, with a given target of standard of living, to accumulate a very large fortune as rapidly as in the past. This mechanism is all the more important as the resulting reduction in wealth and income inequality accounts to a very large extent for the reduction in income inequality which took place in France in the twentieth century. In particular, contrary to popular belief, wage inequality remained extremely stable in the longer term in France during the last century. The purchasing power of employees increased fivefold, but the wage scale remained practically unchanged.

The progressive tax regime therefore has a double impact on inequality. The best documented is the static impact—due to its progressive nature, this tax regime gives rise to a compression of income level discrepancies after tax. But the progressive tax regime also had a dynamic impact on inequality—it limits the capacity of the wealthiest to accumulate capital and thus reduces the potential concentration of wealth and, as a result, the potential concentration of capital income and the potential inequality of income before tax. Moreover, the impact on future wealth inequality can positively affect social dynamism and economic growth. By limiting the concentration of capital and economic power, the progressive tax regime can favor the emergence of new generations of entrepreneurs and enable a more rapid renewal in the economic elite.

The current debates on the reduction of high marginal tax rates should thus take into account the fact that a significant lowering of the average rate affecting the wealthiest would have long-term consequences for inequality.

In his commentary, Michel Dollé points out the difficulty of distinguishing ethical choices from analytical tools when tackling the question of inequality, a difficulty that Tony Atkinson, Michel Glaude and Lucile Olier have not fully resolved. He regrets that the report only dealt with income inequality and did not relate economic inequality and other types of inequality. A key topic for further discussion is to understand the relationship between the objectives of reducing inequality of employment and reducing inequality of income. In this regard, the report does not sufficiently clarify the terms of the debate. It proposes a detailed description of inequality of achievements but without discussing the possibility of correcting this in the light of the distinction between handicaps and preferences. It would have been interesting to present the elements aimed at "revealing" the degree of aversion to inequality of the French society and to propose a more comprehensive selection of indicators in order to analyze public policy. On a certain number of points, Michel Dollé regrets that the diagnosis was not taken further. Thus, the potential impact of the formation of primary income of public service employees and the self-employed on the income of private sector employees would have been worth analyzing. The impact of the improvement in labor market conditions on inequality and poverty seems to be limited, according to the simulations presented in the report. More fundamentally,

this suggests that efforts should be made to tackle hard-core poverty and that transfer policies, specifically adapted to the poor and more targeted than the recent job tax credit, should probably be implemented. Finally, Tony Atkinson, Michel Glaude and Lucile Olier could have looked back on the complex interactions between the socio-fiscal system, growth and subsequently the emergence of primary income inequalities. Michel Dollé concludes with a number of suggestions on the role of the social decision-makers in the reduction of inequality.

Mireille Elbaum regrets the choice made in the reports to focus on economic inequality, without establishing a link with the question of social inequality and without dealing more generally with this question. Social origin, nevertheless, is a condition to gaining access to certain kinds of resources, either private or collective, and even to the formation of individual preferences. This notion of a link between economic inequalities and social inequalities is all the more important as one takes an intergenerational perspective. The reports leave aside the issue of inequality being passed on from generation to generation and, notably, the question of social mobility, when inequality of opportunity is a source of economic inefficiency. The orientations proposed in the report drawn up by Tony Atkinson, Michel Glaude and Lucile Olier appear overall to be judicious and meaningful. They include five points that, according to Mireille Elbaum, are essential: the key role of the growing involvement of women in the workplace in the prevention of inequality and poverty; the "quality of jobs" and the importance of ensuring promotion opportunities to employees during their professional lives, and not limiting them to their "starting positions"; equality of opportunity; the importance of means-tested state benefits; the whole constituted by the *Contribution sociale généralisée* (CSG) and income tax, its coherence, and the extent to which it should be tailored to individual needs and based on family situations. Lastly, Mireille Elbaum is convinced that full collective support of our redistribution and transfer system largely depends on the capacity of public authorities to secure its "credibility" as well as its institutional and financial permanence.

Jacques Freyssinet believes, like Tony Atkinson, Michel Glaude and Lucile Olier, that there are a number of different possible models for wealth distribution that are compatible with sustained economic growth. Their report has the merit to underline the complementary nature of interventions on the setting up of primary income and on the processes of income redistribution. Employment deprivation is currently a major source of financial inequality and household poverty. However, access to employment is no longer a sufficient condition to escape from poverty. Action must also be taken in order to improve "job quality". Tony Atkinson, Michel Glaude and Lucile Olier should, however, distinguish between employment policy aims according to the time scale in question. Specific measures that enable the categories of the population that are vulnerable to or victims of exclusion to gain access to employment are essential during the transition period towards

full employment but, according to Jacques Freyssinet, maintaining these measures should not be considered a long-term objective. A long-term target that links the fight against "working poverty" to an overall policy for job qualification improvement is necessary. Jacques Freyssinet regrets that, unlike Thomas Piketty, Tony Atkinson, Michel Glaude and Lucile Olier's report does not include any recommendation on the evolution of the sharing of primary income between labor and capital, nor any recommendation drawn from its analysis of changes in private wealth. It calls for an improved understanding of the poorest households. As regards the highest incomes, both reports call to end the indefinite race for increases in tax benefits. The Piketty report illustrates the potential cumulative effects of this in terms of inequality. It is crucial that the coordination of tax policies within the European Union be more extensive and implemented more rapidly.

Fiorella Kostoris Padoa Schioppa underlines the complementary nature of the two reports. She observes that both rest on the implicit assumption that a reduction in financial inequality brought about by a cut in the income of the wealthiest members of the population is good from a strictly normative point of view. However, such a hypothesis violates the underlying Pareto principle regarding most aspects of collective well-being. It is by improving the well-being of the poorest members of society, rather than by reducing that of the rich, that global well-being can be improved. Fiorella Kostoris Padoa Schioppa welcomes the remarkable work accomplished by Thomas Piketty. However, she is not convinced by his analysis of the role of a progressive tax regime in preventing the restoration of large fortunes and reducing inequalities in income. The charts shown in the report show no obvious correlation between the downward (upward) trend of the share of the higher decile and centiles in the total income on the one hand and the upward (downward) trend of the higher marginal rate of income tax on the other hand. Moreover, on a cross-section analysis of the data, no significant correlation can be found between the higher marginal rate of income tax and the level of variation in financial inequality in the various OECD countries. Tony Atkinson, Michel Glaude and Lucile Olier maintain that, in the 1990s, France experienced a rise in the dispersion of primary income of salaried employees and the self-employed, a dispersion offset against disposable income through an effective policy of net transfers. These trends were also observed in the majority of the OECD countries. But the system of redistribution in France appears to be less efficient than others, due to less targeted benefits. However, Fiorella Kostoris Padoa Schioppa shares the author's view that the best way to combine greater equality (of the Pareto-superior kind) with stronger growth is to increase equal opportunities among the weakest members of society. This implies to increase both the quality and quantity of investment in human capital. At the European level, she therefore suggests that the budgetary rules imposed by the Stability Pact be loosened by choosing to tolerate medium-term public deficits when they are linked to additional public spending on human capital.

Eight complements provide a precise explanation of some aspects of the report. Marc Fleurbaev returns to the problems involved in measuring inequality and collective well-being in the light of the most recent developments in justice and equity theories. He calls for an improvement in statistical tools in particular, in order to give more consideration to the impact of ex-post uncertainty. Antoine Parent offers a review of empirical and theoretical writing on the complex interactions between social protection, growth and inequality. Jean-Michel Hourriez and Valérie Roux present the data sources used in France when analyzing inequality, and define and illustrate the concepts used. Valérie Champagne and Elisabeth Maurice analyzed income and inheritance declared for income tax and wealth tax purposes over the last ten years: they find that the distribution of taxable income has widened, whereas capital income distribution has narrowed. Olivier Bontout, Christine Chambaz, Bertrand Lhommeau and Pierre Ralle show that, under the impact of low wage measures, the cost dispersion increased over the nineties, while the distribution of net wages remained relatively stable. Mercedes Sastre and Alain Trannoy applied an original method of inequality decomposition to six major countries: they highlight the persistence of specific national characteristics in policies aimed at fighting against inequality and conclude that the trend towards a global economy seems to leave some room for economic policies. Denis Fougère and Francis Kramarz study wage mobility in France from 1967 to 1999. using a large variety of indices. They find that short-run wage mobility has dramatically fallen since the mid-seventies. Lastly, Dominique Goux and Eric Maurin show that, if de-industrialization in the seventies and eighties accounts to a large extent for employment-related inequality, we can no longer preclude the assumption of a technological bias against workers without a degree in the eighties.

PREMIER MINISTRE

Conseil d'Analyse Économique

Hôtel de Broglie 35 rue Saint Dominique 75700 PARIS Télécopie : 01 42 75 76 46

Site Internet: www.cae.gouv.fr

Cellule permanente

Jean Pisani-Ferry

Président délégué du Conseil d'analyse économique

Joël Maurice

Secrétaire général par intérim 01 42 75 76 13

Joël Maurice

Conseiller scientifique Membre du CAE

Politiques structurelles Questions européennes

Laurence Tubiana

Conseiller scientifique Membre du CAE

Environnement Négociations commerciales multilatérales

Éric Dubois

Conseiller scientifique

Macroéconomie et conjoncture

Lucile Olier

Conseiller scientifique

Protection sociale et redistribution

Christine Carl

Chargée des publications 01 42 75 77 47 c.carl@cae.pm.gouv.fr

Katherine Beau

Chargée d'études documentaires 01 42 75 77 40 k.beau@cae.pm.gouv.fr