

# Mobilité géographique et salaires à l'entrée sur le marché du travail

Gilles Margirier

DANS **REVUE D'ÉCONOMIE POLITIQUE** 2006/5 Vol. 116, PAGES 657 À 681  
ÉDITIONS DALLOZ

ISSN 0373-2630  
DOI 10.3917/redp.165.0657

Article disponible en ligne à l'adresse  
<https://shs.cairn.info/revue-d-economie-politique-2006-5-page-657?lang=fr>



Découvrir le sommaire de ce numéro, suivre la revue par email, s'abonner...  
Flashez ce QR Code pour accéder à la page de ce numéro sur Cairn.info.



---

**Distribution électronique Cairn.info pour Dalloz.**

Vous avez l'autorisation de reproduire cet article dans les limites des conditions d'utilisation de Cairn.info ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Détails et conditions sur cairn.info/copyright.

Sauf dispositions légales contraires, les usages numériques à des fins pédagogiques des présentes ressources sont soumises à l'autorisation de l'Éditeur ou, le cas échéant, de l'organisme de gestion collective habilité à cet effet. Il en est ainsi notamment en France avec le CFC qui est l'organisme agréé en la matière.

# Mobilité géographique et salaires à l'entrée sur le marché du travail

---

Gilles Margirier\*

On étudie les comportements de mobilité géographique liés à la prise d'un emploi pour une cohorte de jeunes nouveaux entrants sur le marché du travail, issus du système éducatif français. On teste économétriquement un modèle de décision reposant sur une estimation des gains nets associés au choix, à partir de données permettant une appréhension fine des localisations spatiales. On montre que le gain salarial potentiel est une composante importante de la décision de migrer associé à d'autres variables relatives aux caractéristiques individuelles et scolaires et aux caractéristiques des espaces d'origine et de destination. On met en évidence un effet de sélection pour les migrants et les non-migrants et un supplément de salaire notable pour les migrants.

***mobilité géographique - salaires - marché du travail***

## ***Migration and wages for new entrants on labour market***

---

*We analyse migration for young new entrants on french labour market, when leaving school and getting a job. An econometric test of a model of decision is issued, based on an estimation of net benefits associated with choice, using data permitting a precise knowing of spatial localization and different thresholds of distance mobility. We find that potential wage net benefit is an important determinant of the migration decision, associated with other individual characteristics and education variables and with characteristics of the origin and destination region. We also find a selection effect for migrants et non migrants and a significative wage benefit for migrants.*

***migration - wages - labour market***

JEL classification: J2, J3

## 1. Introduction

L'analyse économique des migrations, dont l'orientation a été donnée dès 1932 par J.R. Hicks pour qui « les différences dans les avantages économi-

---

\* Université Pierre Mendès France de Grenoble, UFR Sciences Economiques et LEPPII.  
gilles.margirier@upmf-grenoble.fr.

L'auteur remercie le Céreq et particulièrement Pierre Hallier pour la mise à disposition des données. Les rapporteurs de la revue ont, par leurs remarques, permis d'améliorer une version antérieure. Qu'ils en soient vivement remerciés. L'auteur reste seul responsable des erreurs et imperfections de cet article.

ques nets, principalement les différences dans les salaires, sont les causes principales des migrations » (p 76), repose sur un modèle de décision individuelle de choix de localisation, basé sur la maximisation d'une utilité et fonction de gains monétaires et de préférences individuelles pour un cadre de vie donné. Le modèle canonique proposé par Sjaastad [1962] considère la mobilité géographique comme un investissement : en retour des dépen-ses engagées, l'individu espère des flux annuels de rémunération nette plus élevés que ceux qu'il aurait obtenu sans mobilité. La décision de migrer est alors conditionnée par la rentabilité de cet investissement. Les applications empiriques de ce modèle ont fait l'objet de diverses recensions, les plus récentes étant Goetz [1999], Greenwood [1997], Jayet [1996].

Nous présentons un modèle à équations simultanées permettant d'étudier à la fois l'impact de diverses variables, dont le salaire, sur la probabilité de migrer et l'impact de la migration sur les salaires. La démarche se situe dans la lignée des travaux antérieurs menés sur le cas des USA (Nakosteen et Zimmer, [1980]) et du Canada (Robinson et Tomes, [1982])<sup>1</sup>.

La population étudiée est composée de jeunes, primo-entrants sur le marché du travail, ayant effectivement trouvé un emploi. Plusieurs études ont montré que l'entrée dans la vie active ou un changement d'emploi étaient le motif principal des décisions de migration<sup>2</sup>. Malgré la restriction relative à la catégorie d'âge, les résultats obtenus ont une portée plus générale, l'essentiel des mobilités étant concentré sur les premières années de vie active (Dubujet, [1999]). L'estimation empirique du modèle utilise des données reposant sur un découpage spatial en zones d'emploi qui constituera, de par sa finesse, une des originalités de cette étude.

La section 2 explicite la problématique et la modélisation retenue. La section 3 présente les données utilisées et la section 4 fournit les résultats économétriques. La section 5 synthétise les résultats obtenus.

## 2. Modélisation

Ayant pris connaissance de la carte des emplois offerts, correspondant à son niveau de qualification, l'individu cherchant à entrer sur le marché du travail compare les différents emplois proposés sur la base des salaires affichés et des coûts estimés, associés à la prise d'emploi. La décision de

1. Voir également Lee [1978] pour une application identique au thème de la syndicalisation. Signalons deux publications récentes sur le thème des migrations : Nakosteen et Westerlund [2004] appliquent un modèle à « effet de traitement » à une population de ménages suédois tandis que Détang-Dessendre, Drapier, Jayet [2004] testent, à partir de données proches de celles utilisées ici (jeunes hommes français primo-entrants sur le marché du travail), l'impact de la migration sur les gains en distinguant fort et faible niveau d'éducation et en tenant compte du fait que la migration se fait en direction (en provenance) ou non de la région parisienne.

2. Voir Bartel [1979], Clark et Van Lierop [1986], Krieg [1987] sur le cas des USA. Brutel, Jegou, Rieu [2000] soulignent, pour la France, l'association fréquente entre mobilité résidentielle et promotion professionnelle.

préférer tel emploi à tel autre repose sur la considération du bénéfice résultant de l'écart salarial, net des coûts estimés.

## 2.1. Coûts et recettes associés à la mobilité

L'utilité retirée d'un lieu de résidence dépend de divers paramètres tels que les données environnementales, la densité d'équipements collectifs, la proximité des axes de déplacement et le montant des frais engendrés par les déplacements obligatoires. Parmi ceux-ci figurent au premier plan, pour les personnes en emploi, le temps de transport quotidien pour se rendre au travail et la perte du temps de loisir correspondant. S'ils s'accroissent du fait de la prise d'un nouvel emploi, l'individu peut être amené à renoncer à sa localisation initiale et à changer de résidence. Ce changement de résidence est à l'origine de coûts monétaires d'une part, de coûts psychologiques d'autre part, dès lors que la distance de migration est relativement conséquente.

Les coûts monétaires sont induits par les frais matériels d'installation : frais de recherche et d'aménagement d'un nouveau logement, frais d'abandon de l'ancien, frais de transport des biens possédés, frais d'inscription dans les infrastructures sociales (crèches, écoles, etc.). La présence d'un enfant, dans la mesure où elle renchérit le coût du déménagement, où elle impose des changements dans la scolarisation et les solutions de garde (perte de l'appui apporté par la famille dans certains cas) est également un facteur limitatif de la mobilité. La vie maritale est en général un obstacle à l'investissement en mobilité car elle constraint à une mobilité liée. Les travaux de Mincer [1978] ont mis en évidence ceci, tant au plan théorique qu'empirique. Ce raisonnement est cependant à reconstruire lorsqu'on a affaire à une population jeune et Mincer souligne que « les événements du cycle de vie tels que l'accession à un cycle d'éducation, l'entrée dans la force de travail, la formation ou la dissolution d'une famille créent de nouvelles incitations et opportunités pour la migration » (p. 759). Les données qui accompagnent son travail montrent clairement que, contrairement aux autres catégories d'âge, le taux de mobilité est plus élevé chez les hommes mariés de 20-24 ans que chez les célibataires<sup>3</sup>. On doit donc s'attendre, compte tenu de la jeunesse de notre population, à ce que la vie maritale ait un effet plutôt positif sur les comportements de mobilité.

A ces coûts monétaires s'ajoutent des coûts psychologiques, dus à l'éloignement de la région d'origine, qui influent sur les comportements de mobilité. Ils augmentent continûment avec la distance de migration. L'éloignement entraîne une rupture ou une distension des liens sociaux et donc la dévalorisation d'un capital social existant<sup>4</sup>. Des études ayant montré que la

3. Des données plus récentes présentant des résultats similaires figurent dans Goetz [1999]. Pour un survey des travaux sur ce thème, voir Greenwood [1997], pages 702-707.

4. Dans la mesure où ce capital se constitue avec le temps, on peut penser que la durée de présence dans un lieu donné diminue la probabilité de migrer. Voir Gordon et Molho [1995] pour un test qui remet en cause l'hypothèse « d'inertie cumulative ».

population féminine avait une aversion plus forte vis à vis du risque<sup>5</sup>, ce facteur pourrait réduire la propension relative des femmes à être mobiles. L'origine familiale et sociale peut également jouer un rôle, les personnes disposant d'un réseau de relations étendu ayant une plus forte capacité à reconstruire ce capital social et par conséquent subissent des coûts psychologiques moindres, engendrant une plus forte propension à la mobilité. L'âge est également un facteur d'influence dans la mesure où un individu plus âgé subit une plus forte dévalorisation du capital social qu'il a accumulé pendant une période plus longue et donc des coûts psychologiques plus élevés mais la faible dispersion de notre population selon ce critère limite fortement l'impact que l'on peut en attendre. Concernant le niveau d'études, on peut admettre que l'éducation, notamment par la mobilité géographique qu'elle engendre fréquemment lors des études supérieures, développe la réceptivité à des environnements nouveaux et donc diminue les coûts psychiques liés à l'éloignement et la séparation.

Les recettes attendues sont principalement monétaires même si certains individus peuvent retirer un avantage personnel à habiter et travailler dans une zone qui offre des aménités particulières en terme de cadre naturel, qu'il s'agisse du climat, de l'absence de pollution, des loisirs associés à ce cadre naturel : mer, montagne, etc. Elles sont représentées par l'écart entre le revenu procuré par un emploi situé à l'extérieur et à l'intérieur de la zone d'origine. La recherche d'un appariement de qualité pousse certains postulants à l'emploi à quitter le marché local pour un autre, faute de quoi ils devraient accepter un certain déclassement et donc un salaire moindre que celui auquel ils peuvent prétendre du fait de leurs compétences. Les déséquilibres qualitatifs locaux entre offre et demande de travail s'observent surtout aux plus hauts niveaux de qualification et sont résorbés grâce à certains individus, plus attachés que d'autres à un appariement de qualité et recherchant les meilleures conditions de rémunération. Ils possèdent, selon l'expression de Schultz [1975], « une capacité particulière à gérer les déséquilibres » qui se traduit par une moindre aversion pour la mobilité<sup>6</sup>. Les flux supplémentaires de recettes découlant de la migration peuvent être immédiats et matérialisés par un salaire d'embauche supérieur, ou différés dans le temps, l'individu prenant en compte son revenu permanent<sup>7</sup>.

5. Des enquêtes ont montré que les femmes prenaient des positions moins risquées que les hommes en matière de gestion des portefeuilles d'actifs. Citant des études de psychologues américains, Raufaste et Hilton [1999] soulignent que, pour la quasi totalité des sources de danger, les hommes jugent les risques moins élevés et les conséquences moins problématiques. Ceci se vérifie également dans l'évaluation scientifique du risque : les femmes scientifiques jugent généralement le risque plus élevé que leurs confrères masculins.

6. Schultz note que certains individus possèdent plus que d'autres cette capacité « à percevoir un déséquilibre donné et à évaluer ses attributs correctement en déterminant s'il est utile d'agir et si oui, les individus réagissent en réallouant leurs ressources (...). Les gains attendus sont les incitations économiques à engager ces activités équilibrantes (...). Cela est notamment évident pour les suppléments de revenus que les travailleurs tirent d'une migration géographique vers de meilleurs emplois. » (p. 834).

7. Borjas et alii [1992] comparent les revenus de jeunes migrants à l'intérieur des USA en prenant en compte, entre autres variables, la durée de résidence dans l'Etat d'accueil à la date de l'enquête. Ils observent que les migrants ont initialement un salaire inférieur à celui des non-migrants du même Etat. Ce salaire devient équivalent au bout de six années de résidence. Utilisant des données de panel, Yankow [1999] confirme la croissance plus rapide des salaires mais n'observe pas des niveaux de départs plus bas pour les migrants.

## 2.2. Le modèle

La décision de migrer ou non est donnée par l'équation [1] suivante :

$$B_i = \sum_{t=1}^{T} (W_{imt} - W_{int}) / (1 + r)^t - \sum_{t=1}^{T} C_{it} / (1 + r)^t \quad [1]$$

Elle est conditionnée par le bénéfice de la migration, défini par l'écart entre les rémunérations  $W_{im}$  et  $W_{in}$  que l'individu  $i$  peut percevoir selon qu'il est mobile ou non, et par les coûts  $C_i$  associés, actualisés au taux  $r$  sur les  $T$  années d'activité. L'individu acceptera d'être mobile si le bénéfice est supérieur à 0, refusera sinon.

Une modélisation des choix adaptée au contexte de cette étude, suppose de modifier l'équation [1]. On considère que l'individu connaît les salaires  $W_{im}$  et  $W_{in}$  qui lui sont proposés à l'embauche à l'extérieur et à l'intérieur de sa zone d'origine et apprécie le supplément de gain salarial immédiat que lui apporte la migration par le ratio  $(W_{im} - W_{in})/W_{in}$ . Par ailleurs, il apprécie sa carrière salariale future en considérant l'écart dans les niveaux de développement respectifs des zones de destination et d'origine, écart traduit à l'aide de diverses variables, contenues dans un vecteur  $Z_i$ . Plus cet écart sera important, plus l'incitation à investir en mobilité sera forte. Enfin, il estime les coûts de la migration en fonction d'un ensemble de caractéristiques personnelles, dont on a donné des indications plus haut, réunies dans le vecteur  $X_i$ .

En considérant le bénéfice comme une combinaison linéaire des trois ensembles de variables et en tenant compte du fait que  $(W_{im} - W_{in})/W_{in}$  peut être approximé par une différence logarithmique, on peut reformuler économétriquement la relation [1] de la manière suivante :

$$B_i = a_0 + a_1 (w_{im} - w_{in}) + a'_2 Z_i + a'_3 X_i + \varepsilon_i \quad [2]$$

avec  $w_{i,j} = \ln W_{ij}$ ,  $\varepsilon_i$  étant un terme de perturbation ( $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$ ).

Le salaire des individus, migrants ou non, est supposé dépendre d'un ensemble de caractéristiques individuelles observables  $X_i$  (certaines pouvant être identiques à celles influant sur le coût) et des caractéristiques de l'emploi occupé, regroupées dans un vecteur  $N_i$  :

$$w_{im} = \beta_{0m} + \beta'_{1m} X_i + \beta'_{2m} N_i + u_{im} \quad [3a]$$

$$w_{in} = \beta_{0n} + \beta'_{1n} X_i + \beta'_{2n} N_i + u_{in} \quad [3b]$$

$u_{ij}$  regroupant des composantes inobservables ( $u_j \sim N(0,0,\sigma_m^2, \sigma_n^2)$ ).

Les équations [3] se rajoutent à l'équation [2] pour constituer le modèle de décision.

Empiriquement, on observe les variables contenues dans les vecteurs  $X$ ,  $Z$  et  $N$  et le salaire perçu par l'individu, compte tenu du choix qu'il a fait d'être

mobile ou non. Une seule valeur,  $w_{im}$  ou  $w_{in}$ , peut être observée, conditionnellement au statut de migrant ou non, ce qui empêche l'estimation directe de l'équation [2].

L'utilisation des équations de gains peut permettre d'obtenir les valeurs prédictes  $\hat{w}_{ij}$ , à introduire ensuite dans l'équation de décision. La procédure d'estimation doit cependant tenir compte du biais de sélection induit par le fait que les individus ne se répartissent pas aléatoirement en migrants et non-migrants mais conditionnellement au bénéfice qu'ils retirent de l'une ou l'autre situation. Le problème peut être résolu en procédant selon la méthode préconisée par Heckman [1979] et Lee [1979].

Dans une première étape, on remplace les termes  $w_i$  de l'équation [2] par le membre de droite des équations [3a] et [3b]. On obtient, après substitution et regroupement (on supprime les indices  $i$  dans la suite du texte) :

$$B = \delta_0 + \delta'_1 X + \delta'_2 Z + \delta'_3 N + v \quad [4]$$

Le vecteur  $X$  contient maintenant les variables représentant les caractéristiques personnelles influant spécifiquement sur la décision de mobilité via le coût, mais aussi celles influant sur le niveau de salaire.

L'équation [4] peut être estimée par la méthode du maximum de vraisemblance, à l'aide d'un Probit. Les valeurs prises par  $B$  ne sont pas connues mais on observe une variable  $M$  indiquant si les individus ont migré ou non. On fait l'hypothèse que  $M = 1$  si  $B > 0$ ,  $M = 0$  si  $B \leq 0$  ce qui permet d'écrire :

$$\Pr\{M = 1\} = \Pr\{B > 0\} = \Pr\{\delta_0 + \delta'_1 X + \delta'_2 Z + \delta'_3 N + v > 0\}$$

$$\Pr\{M = 0\} = \Pr\{B \leq 0\} = \Pr\{\delta_0 + \delta'_1 X + \delta'_2 Z + \delta'_3 N + v \leq 0\}$$

Dans une seconde étape, on revient à l'estimation des équations de gains. Compte tenu du biais de sélection, on a  $E(u_m | B > 0) \neq 0$  et  $E(u_n | B \leq 0) \neq 0$ . L'espérance conditionnelle des salaires s'écrit (en appelant  $V$ , le vecteur regroupant  $[X, Z, N]$  pour simplifier l'écriture) :

$$E(w_m | B > 0) = \beta_{0m} + \beta'_{1m} X + \beta'_{2m} N + E(u_m | v > -\delta' V) \quad [5a]$$

$$= \beta_{0m} + \beta'_{1m} X + \beta'_{2m} N + \rho_m \sigma_u \left( \frac{\phi(\delta' V)}{\Phi(\delta' V)} \right)$$

$$E(w_m | B \leq 0) = \beta_{0n} + \beta'_{1n} X + \beta'_{2n} N + E(u_n | v \leq -\delta' V) \quad [5b]$$

$$= \beta_{0n} + \beta'_{1n} X + \beta'_{2n} N + \rho_n \sigma_u \left( \frac{-\phi(\delta' V)}{1 - \Phi(\delta' V)} \right)$$

avec  $\rho_m = \text{corr}(u_m, v) \neq 0$ ,  $\rho_n = \text{corr}(u_n, v) \neq 0$ ,  $\phi$  étant la densité de probabilité et  $\Phi$  la fonction de répartition de la loi normale.

Les ratios  $\lambda_m = \phi(.) / \Phi(.)$  et  $\lambda_n = -\phi(.) / 1 - \Phi(.)$  peuvent être estimés à partir du Probit de l'équation [4] et les valeurs  $\hat{\lambda}_m$  et  $\hat{\lambda}_n$  obtenues, introduites

dans les équations de gains pour corriger du biais de sélection<sup>8</sup>. On estime alors par les moindres carrés :

$$w_m = \beta_{0m} + \beta'_{1m} X + \beta'_{2m} N + \beta_{\lambda m} \hat{\lambda}_m + \eta_m \quad [6a]$$

$$w_n = \beta_{0n} + \beta'_{1n} X + \beta'_{2n} N + \beta_{\lambda n} \hat{\lambda}_n + \eta_n \quad [6b]$$

avec :  $\beta_{\lambda m} = \rho_m \sigma_u$ ,  $\beta_{\lambda n} = \rho_n \sigma_u$ . Les coefficients  $\beta_{\lambda j}$  traduisent l'impact de l'effet de sélection ; on a par ailleurs  $E(\eta_m | B > 0) = 0$  et  $E(\eta_n | B \leq 0) = 0$ .

L'équation structurelle [2] peut alors être estimée en utilisant l'écart de salaire  $(\hat{w}_m - \hat{w}_n)$  obtenu à partir des valeurs prédictes  $\hat{w}_m = \hat{\beta}_{0m} + \hat{\beta}'_{1m} X + \hat{\beta}'_{2m} N$  et  $\hat{w}_n = \hat{\beta}_{0n} + \hat{\beta}'_{1n} X + \hat{\beta}'_{2n} N$ .

### 3. Données et statistiques descriptives

Les données sont issues d'une enquête réalisée au printemps 2001 par le Cereq auprès de 55 000 personnes âgées de 16 ans et plus, sorties trois ans auparavant du système éducatif. L'échantillon initial a été restreint aux 45 519 individus occupant un emploi au moment de l'enquête et dont les résidences à la fin des études et au moment de l'enquête étaient toutes deux situées sur le territoire métropolitain. L'enquête Cereq couvre l'ensemble du spectre des niveaux de formation et offre une grande richesse d'informations relatives aux caractéristiques individuelles, au parcours de formation, à l'emploi occupé. Un intérêt notable de la source est que les données géographiques sont codées au niveau fin des zones d'emploi, ce qui permet de mieux saisir les comportements de mobilité des populations les moins qualifiées qui se déplacent fréquemment sur des distances plus courtes (infra-régionales). Ceci offre en outre la possibilité d'ajouter des informations relatives aux zones de résidence. Nous l'avons fait en appariant la base Céreq à une base élaborée par la Datar et l'Insee et qui contient différents indicateurs de situation démographique et économique pour les 348 zones d'emploi de la France métropolitaine<sup>9</sup>.

Ces zones territoriales définissent de manière satisfaisante des marchés locaux du travail en délimitant les périmètres dans lesquels une grande partie de la population réside et travaille à la fois. Les critères de découpage sont plus cohérents avec notre problématique que ceux reposant sur des bases administratives (département, région administrative) et permettent une approche plus fine de la mobilité résidentielle, chaque zone administrative étant composée de plusieurs zones d'emploi. Le tableau 1 ci-dessous montre que la mobilité résidentielle intra-régionale (changement de zone sans changer de région) est d'un niveau presque équivalent à la mobilité

8. Notons que  $\hat{\lambda}_m > 0$  et  $\hat{\lambda}_n < 0$ .

9. Données disponibles dans le fichier « Atlas des zones d'emploi », Insee 1998 (CD Rom).

inter-régionale (changement de zone et de région) : sur 26,8 % de migrants, 15,1 % changent de région mais 11,7 % changent de zone d'emploi sans quitter le cadre régional. Si l'on prend en compte le niveau de qualification, on constate que pour les personnes à plus bas niveau de qualification, la mobilité intra-régionale est même la modalité dominante.

**Tableau 1. Proportion d'individus mobiles selon le niveau de formation et la distance de migration**

Niveaux de formation	Total	Sans changement de région	Avec changement de région
I à III (ens. supérieur)	40,2	16,3	23,9
IV à VI (ens. secondaire et professionnel court)	15,1	7,7	7,4
Total	26,8	11,7	15,1

Pour tenir compte du fait que, dans le secteur public, l'obtention d'un emploi est souvent préalable à la connaissance de sa localisation, seuls les emplois du secteur privé (77,3 % du total des emplois) ont été retenus. En outre, les individus travaillant à temps partiel au moment de l'enquête ont été retirés (13,9 % du total des emplois). Les estimations ont porté sur 26 000 observations environ.

On présente ci-après les variables utilisées dans cette étude. La mobilité géographique est appréhendée à partir d'une différence observée entre la zone de résidence à la fin des études et celle à la date de l'enquête. Les individus « non-migrants » sont ceux dont les zones de résidence à la fin des études et au moment de l'enquête sont identiques et les « migrants », ceux ayant changé de zone de résidence. La seconde variable clé est le salaire nominal. Il s'agit ici du logarithme du salaire mensuel net en euros (primes comprises), perçu à l'embauche et relatif à l'emploi occupé au moment de l'enquête.

Différentes variables entrant soit dans l'équation de décision, soit dans les équations de gains (vecteur X) sont représentatives des caractéristiques personnelles et du capital humain des individus. Les caractéristiques personnelles sont saisies à travers le sexe, la vie en couple, la présence d'enfants un an après la fin des études, le statut socio-professionnel du père. Le capital scolaire accumulé est mesuré à partir du nombre « théorique » d'années d'études, déduit du niveau de sortie des individus. Le nombre réel d'années d'études effectuées ne figurant pas dans le fichier initial, il aurait pu être obtenu à partir de l'âge de l'individu (âge - 6 ans) mais de manière imprécise compte tenu des interruptions d'études, assez fréquentes dans l'enseignement supérieur. La solution retenue permet en outre d'introduire l'âge à la fin des études comme variable explicative, sans corrélation excessive avec le nombre d'années d'études. Préalablement à la prise d'un emploi, certains individus avaient pu réaliser une migration dans le cadre de leurs études et la mobilité observée peut se révéler être un retour dans la

région d'origine. Afin de contrôler ce type de situation, on prend en compte la correspondance ou non entre le département<sup>10</sup> d'appartenance du dernier établissement d'enseignement fréquenté et celui d'habitation à la fin des études, une non-correspondance étant interprétée comme une mobilité liée aux études. Autre composante du capital humain, l'expérience professionnelle est mesurée par le nombre de mois passés en emploi depuis la sortie du système éducatif<sup>11</sup>.

Les considérations de revenu permanent amènent l'individu à tenir compte des caractéristiques des zones (vecteur Z). Pour les prendre en compte, on introduit trois groupes de variables dans l'équation de décision : le revenu moyen de la population, la situation de l'emploi, le caractère plus ou moins attractif des zones de destination et d'origine. Les différences de niveau de vie entre la zone de destination et la zone d'origine sont appréciées à partir de l'écart dans le logarithme des revenus nets imposables moyens dans chacune des zones. La situation économique est prise en compte en considérant d'une part l'état relatif des marchés locaux du travail et d'autre part la densité relative des structures productives. La situation relative des marchés du travail locaux est appréciée par l'écart dans les taux de chômage. DaVanzo [1978] a montré l'impact du taux de chômage sur les migrations. Fields [1976] et Westerlund [1997] ont souligné l'importance, pour apprécier le déséquilibre des marchés régionaux du travail, de disposer non seulement de données sur le niveau de chômage mais également sur le taux de vacances d'emploi. En effet, un niveau donné de chômage aura un impact fort sur la propension à migrer si la zone compte beaucoup de chômeurs pour chaque emploi vacant. Il en aura peu, au contraire, si le nombre de chômeurs est égal au nombre d'emplois vacants, le marché du travail pouvant dans ce cas être considéré comme équilibré. Ne disposant pas de données sur les vacances d'emploi, nous avons tenté d'approcher le dynamisme de la demande de travail à l'aide d'un indicateur mesurant les créations d'établissement. Il s'agit du taux moyen, sur la période 1993-1996, de création pure et par reprise. Ce taux est, comme le précédent, appréhendé en différence entre zones. Les structures productives, quant à elles, sont prises en compte par l'écart dans le logarithme du nombre total d'établissements industriels de 10 salariés et plus par km<sup>2</sup>, traduisant la densité relative du tissu économique.

L'attractivité des zones est appréhendée par deux indicateurs. Le premier considère les différences d'aménités. Il s'agit de l'écart dans le nombre de chambres d'hôtel pour 100 habitants reflétant différents facteurs tels que : conditions climatiques, infrastructures culturelles, etc.<sup>12</sup> Le second tient compte de la localisation, dans un pôle urbain ou dans un pôle rural, de la

---

10. La localisation par zone d'emploi des établissements de formation ne figure pas dans la base.

11. L'expérience acquise antérieurement, dans le cas d'une reprise d'études ou d'un travail pendant les études, n'est pas prise en compte.

12. On vérifie que, dans l'ensemble, les zones fortement pourvues en résidences hôtelières sont également des zones à haut niveau de vie de la population.

commune de résidence de l'individu à la fin de ses études<sup>13</sup> et donc avant son éventuelle migration (Déteng-Dessendre et alii [2002]).

Enfin, outre le salaire, mentionné plus haut, plusieurs variables caractérisent l'emploi (vecteur N) et complètent les équations de gains : le fait que l'individu exerce ou non des responsabilités hiérarchiques, la taille de l'entreprise dans laquelle il travaille, le fait d'avoir son emploi (i) en Ile de France, (ii) dans une zone comportant une agglomération de plus de 400 000 habitants, (iii) dans une zone avec des agglomérations de plus petite taille, en tant que ceci influence le salaire versé en relation avec un coût de la vie différencié.

Les statistiques descriptives relatives aux variables figurent dans le tableau 2. Notre échantillon est nettement à dominante masculine (62 % contre 53 % dans l'échantillon initial) en raison de la limitation au secteur privé et au travail à temps plein. Par contre, cette proportion est nettement plus faible dans le sous-échantillon de la population mobile (54 %). Il apparaît ainsi, au premier abord, que les comportements de mobilité sont très fréquents chez les femmes. La vie maritale concerne beaucoup plus les individus mobiles (50 %) que les individus non-mobiles (28 %). Les migrants sont plus âgés et ont accompli en moyenne deux ans d'étude de plus que les non-migrants. Les enfants d'ouvriers et d'employés représentent 56 % de notre échantillon, mais seulement 44 % des mobiles. 11 % des individus avaient préalablement effectué une mobilité dans le cadre de leurs études. Ce chiffre nous donne une indication de la fréquence des mobilités liées à l'emploi qui sont en fait des retours dans la zone d'origine ; il en constitue la limite supérieure. On observe en outre que la mobilité liée aux études est presque deux fois plus fréquente parmi les individus mobiles que parmi les non-mobiles.

Globalement, les variables caractérisant les zones traduisent toutes un écart en faveur des zones de destination en termes de revenu, de densité du tissu productif, de situation de l'emploi et d'aménités. Ainsi, les individus mobiles migrent vers des zones dont le taux de chômage est, en moyenne, inférieur de 0,5 point de pourcentage à celui de leur zone d'origine. On voit qu'ils migrent également vers les zones où les créations d'établissements sont les plus nombreuses. 77 % des individus de l'échantillon vivaient, à la fin de leurs études, dans un pôle urbain, cette proportion étant légèrement plus fréquente chez ceux qui ont ensuite effectué une migration.

Le salaire moyen perçu est de 1097 euros, celui des migrants étant de 18,7 % plus élevé que celui des non-migrants. L'exercice de responsabilités hiérarchiques concerne un quart de la population interrogée ; il est plus fréquent chez les individus mobiles. 29 % des individus travaillent dans des entreprises de moins de 10 salariés. Cette proportion tend à décroître au fur et à mesure que la taille augmente mais on voit que la migration s'accompagne souvent de la prise d'un emploi dans une grande entreprise. On notera enfin que l'emploi des migrants est assez fréquemment localisé en Ile de France.

---

13. Plus précisément, selon la nomenclature INSEE : « pôle urbain, couronne périurbaine, commune multipolarisée » ou « pôle d'emploi de l'espace rural, couronne d'un pôle d'emploi de l'espace rural, autres communes de l'espace à dominante rural ».

**Tableau 2. Statistiques descriptives**

Variables	Ensemble		Non-migrants		Migrants	
	Moy.	é.type	Moy.	é.type	Moy.	é.type
Sexe <sup>a</sup>	0,622		0,651		0,542	
Vie en couple <sup>a</sup>	0,337		0,279		0,501	
Présence d'un enfant <sup>a</sup>	0,012		0,013		0,010	
Catégorie socio-professionnelle du père :						
Père agric., artisan, comm., chef d'entreprise <sup>a</sup>	0,169		0,164		0,182	
Père cadre, techn., prof intermédiaires. <sup>a</sup>	0,277		0,242		0,376	
Père ouvrier, employé <sup>a</sup>	0,555		0,594		0,442	
Nombre « théorique » d'années d'études	12,861	2,414	12,369	2,288	14,268	2,201
Age	21,387	2,754	20,985	2,732	22,534	2,481
Mobilité pour études <sup>a</sup>	0,106		0,086		0,164	
Expérience professionnelle (nb de mois)	9,176	10,232	9,099	10,286	9,398	10,076
Ecart inter-zones des revenus <sup>b</sup>	0,020	0,123	0,000	0,000	0,078	0,233
Ecart inter-zones de densité des établissements <sup>b</sup>	0,101	0,849	0,000	0,000	0,389	1,634
Ecart inter-zones de taux de chômage	- 0,123	1,713	0,000	0,000	- 0,474	3,340
Ecart inter-zones de taux de création d'étab.	0,064	1,011	0,000	0,000	0,247	1,976
Ecart inter-zones de nb. de chambres d'hôtel	0,075	1,179	0,000	0,000	0,289	2,302
Originaire d'un pole urbain <sup>a</sup>	0,770		0,761		0,795	
Salaire <sup>b</sup>	7,001	0,320	6,956	0,300	7,128	0,341
Exerce des responsabilités hiérarchiques <sup>a</sup>	0,225		0,211		0,267	0,442
Taille de l'entreprise :						
Entreprise de moins de 10 salariés <sup>a</sup>	0,286		0,298		0,251	
Entreprise de 10 à 49 salariés <sup>a</sup>	0,248		0,251		0,238	
Entreprise de 50 à 199 salariés <sup>a</sup>	0,200		0,198		0,206	
Entreprise de 200 à 499 salariés <sup>a</sup>	0,121		0,117		0,132	
Entreprise de 500 salariés et plus <sup>a</sup>	0,145		0,135		0,172	
Zone de localisation de l'emploi :						
Ile de France <sup>a</sup>	0,049		0,026		0,117	
Zone avec agglo >= 400 000 habitants <sup>a</sup>	0,309		0,308		0,315	
Zone avec agglo < 400 000 habitants <sup>a</sup>	0,641		0,666		0,568	
N	25 905		19 192		6 713	
%	100,0		74,1		25,9	

Les écarts-type sont indiqués pour les variables quantitatives

<sup>a</sup> : variables dummys <sup>b</sup> : en logarithmes

## 4. Résultats économétriques

### 4.1. La décision de migrer

Conformément à ce qui a été présenté dans la section II, nous estimons dans un premier temps l'équation de sélection à l'aide d'un Probit en régressant, pour la totalité des observations, le fait d'être mobile ou non sur un ensemble de variables, telles que définies dans le membre de droite de l'équation [4], ceci afin d'obtenir une estimation des valeurs  $\lambda$ . Le second temps consiste à estimer les deux équations de gains spécifiées pour les migrants et les non-migrants. Les coefficients obtenus servent à calculer les salaires prédits  $\hat{w}_m$  et  $\hat{w}_n$  qui, combinés aux autres variables retenues, nous permettent d'estimer l'équation structurelle [2] résumant la décision de migration.

Nous reviendrons ultérieurement sur les équations de gains et présentons au tableau 3, les résultats de la forme réduite (colonnes 2 et 3) et de la forme structurelle de l'équation de décision pour laquelle on a fait figurer également les effets marginaux (colonnes 4 à 6). La forme réduite n'appelle pas de commentaire si ce n'est que le modèle est globalement très significatif et la plupart des coefficients sont très significativement différents de 0.

L'estimation de l'équation structurelle fait ressortir un coefficient élevé et très significatif pour l'écart salarial. Il traduit le fait que le salaire immédiat est une composante importante de la décision de migrer pour les individus en début de carrière. Toute perception d'un avantage salarial est une incitation à la migration tandis que la perception d'un désavantage la décourage.

La décision de migration repose également sur l'anticipation des revenus et des conditions de vie futurs. Ces composantes renvoient aux lieux géographiques où l'individu est susceptible de vivre et travailler selon qu'il migre ou non et sont représentées par le niveau de revenu de la population, l'état du marché du travail, le degré d'attractivité des zones du point de vue des aménités et des infrastructures offertes. Travailler dans des zones où le revenu moyen est élevé, où le tissu industriel est dense et se renouvelle à un rythme rapide grâce à des créations d'entreprises plus nombreuses qu'ailleurs, où le chômage est faible, permet d'anticiper une progression des rémunérations et donc doit favoriser la migration. Les résultats obtenus confirment la validité de cette hypothèse, l'effet marginal indiquant que la décision est fortement influencée par l'écart dans le revenu moyen de la population des zones et dans une moindre mesure par la densité du tissu économique. La présence d'un taux de chômage moyen élevé dans la zone est un facteur dissuasif de la migration alors qu'un taux de création d'entreprises élevé l'encourage. Rappelons que ce dernier indicateur a été introduit pour pallier le caractère statique de l'indicateur de taux de chômage et qu'il est censé approcher, du mieux que les données disponibles le permettent, la dynamique des flux sur le marché du travail. Enfin, la présence d'aménités, approchées par le nombre de chambres d'hôtel, exerce un effet favorable

**Tableau 3. Décision de migration (Probit)**

	Forme réduite		Forme structurelle		
	Coeff.	t-ratio	Coeff.	t-ratio	Prob marg.
Constante	- 2,4780	- 22,118	- 1,7601	10,931	
Ecart salarial			1,5198	5,004	0,4583
Exerce des responsabilités hiérarchiques	0,0950	4,326			
<u>Taille de l'entreprise</u>					
Entreprise de moins de 10 salariés	-	-			
Entreprise de 10 à 49 salariés	0,0181	0,705			
Entreprise de 50 à 199 salariés	- 0,0072	- 0,288			
Entreprise de 200 à 499 salariés	- 0,0254	- 0,792			
Entreprise de 500 salariés et plus	- 0,0072	- 0,256			
<u>Zone de localisation de l'emploi</u>					
Zone avec aggro < 400 000 habitants	-	-			
Zone avec aggro > = 400 000 habitants	- 0,1925	- 8,477			
Ile de France	0,0992	1,983			
Ecart inter-zones des revenus	1,3856	10,912	1,5472	12,330	0,4666
Ecart inter-zones de densité des établissements	0,0697	4,008	0,0521	3,108	0,0157
Ecart inter-zones de taux de chômage	- 0,0557	- 8,981	- 0,0492	- 8,004	- 0,0148
Ecart inter-zones de tx de création d'établissements	0,0421	4,119	0,0275	2,734	0,0083
Ecart inter-zones de nombre de chambres d'hôtel	0,0425	5,857	0,0570	7,443	0,0172
Originaire d'un pole urbain	- 0,0712	- 2,678	- 0,1083	- 4,190	- 0,0326
Nombre « théorique » d'années d'études	0,1629	19,763	0,1050	7,649	0,0316
(Nombre « théorique » d'années d'études)*(sexe)	0,0562	6,622	0,0307	3,260	0,0092
Mobilité pour études	0,1028	5,012	0,1087	5,323	0,0327
Expérience professionnelle (nombre de mois)	0,0077	8,439			
<u>Catégorie socio-professionnelle du père</u>					
Père ouvrier, employé	-	-	-	-	-
Père cadre, technicien, profession intermédiaire	0,1157	5,151	0,1152	5,175	0,0347
Père agric., artisan, commerçant, chef d'entreprise	0,0935	3,603	0,0939	3,635	0,0283
Vie en couple	0,3265	11,430	0,3215	11,294	0,0969
(Vie en couple)*(sexe)	0,1684	4,291	0,1745	4,460	0,0526
Présence d'un enfant	- 0,6176	- 4,146	- 0,6242	- 4,215	- 0,1882
(Présence d'un enfant)*(sexe)	0,1136	0,619	0,1077	0,589	ns
Sexe	- 0,9051	- 7,792	- 0,5655	- 4,403	- 0,1705
Age	- 0,0224	- 4,262	- 0,0231	- 4,424	- 0,0069
Khi-deux	5203,1		5044,7		
N	25243		25243		

sur la décision de migration, tout comme le fait de résider dans un pôle urbain avant d'occuper un emploi est un facteur dissuasif de migrer.

Le troisième élément de la décision de migration est l'appréciation du coût qu'elle engendre. Certaines caractéristiques scolaires et personnelles influent non seulement sur le salaire perçu mais également sur les coûts de migration.

Comme nous en avions fait l'hypothèse, le niveau d'éducation abaisse le coût de la migration et en augmente la probabilité. Le terme d'interaction montre que l'effet de l'éducation sur le coût – et donc sur la probabilité de migration – est légèrement différencié selon le sexe, l'accroissement du niveau d'études abaissant davantage le coût pour les hommes que pour les femmes. Le fait d'avoir déjà réalisé une migration dans le cadre scolaire favorise la migration liée à l'emploi. Ceci peut être le signe d'une moindre aversion au risque, déjà manifestée lors de l'épisode scolaire, ou d'une absence de coûts psychologiques du fait, notamment, que l'individu revient dans sa région d'origine.

Nous avions suggéré que l'origine sociale pouvait renchérir le coût de la migration pour les jeunes d'origine modeste, en raison d'un coût d'accès plus élevé à l'information sur les emplois disponibles et d'une moindre capacité à reconstruire le capital social dévalorisé par la migration. Les résultats indiquent effectivement une probabilité moindre de migration pour les enfants d'ouvriers et employés que pour les autres catégories sociales, notamment que les enfants de cadres et de professions intermédiaires.

La vie en couple favorise la décision de migration conformément à ce qui avait été postulé compte tenu de la jeunesse de la population concernée. Cet effet est nettement renforcé lorsque l'individu qui migre pour occuper un emploi est un homme. La présence d'un enfant renchérit la migration et exerce un fort effet dissuasif. On a également cherché à voir si cet effet était différencié selon le sexe mais la faiblesse du *t* de Student associé ne permet pas de conclure sur ce point.

Sur la base de l'hypothèse d'une aversion plus forte pour le risque, nous avions considéré que les coûts de migration devaient être plus élevés pour les femmes que pour les hommes. En fait, la probabilité de migrer des hommes célibataires ne devient équivalente à celle des femmes que pour les niveaux de formation les plus élevés ; elle est nettement inférieure pour les plus bas niveaux de qualification. Les chiffres de la dernière colonne du tableau 3 permettent de calculer que pour des individus célibataires ayant 17 ans d'études (niveau 1 de l'enseignement supérieur), l'écart de probabilité est de 1,4 % en faveur des femmes. Pour ceux ayant 12 ans d'étude, il est de 6 %. Plusieurs commentaires peuvent être faits à ce propos. Premièrement, les individus travaillant dans le secteur public, dont on peut penser qu'ils ont une plus forte aversion pour le risque, ne sont pas inclus dans l'échantillon et une proportion importante d'entre eux (64 %) sont des femmes. Deuxièmement, la prise en compte de la mobilité au niveau fin des zones d'emploi permet d'appréhender beaucoup de comportements de mobilité sur une faible distance. Or, dans ce cas, les coûts psychologiques, supposés plus forts pour les femmes, sont faibles. Une troisième remarque porte sur la nature des emplois offerts aux femmes, davantage tertiarisés et donc davantage concentrés dans les zones urbaines et les centre-ville des

grandes agglomérations, ce qui impose plus de mobilité aux jeunes filles des milieux ruraux ou périurbains lointains qu'à leurs homologues masculins. Enfin, il faut considérer qu'il s'agit d'une population jeune et qu'il est possible que l'aversion au risque ne se vérifie pas pour les jeunes générations féminines.

Enfin, l'âge exerce un effet négatif sur la migration conformément à ce que de nombreuses études ont mis en évidence. Il est intéressant toutefois de noter que cet effet se fait sentir dès la sortie du système éducatif, même si son influence est faible à ce stade.

## 4.2. Les gains salariaux et la présence d'un effet de sélection

L'estimation séparée d'équations de gains pour les migrants et les non-migrants autorise chaque variable prise en compte à exercer un effet différent sur le salaire selon le groupe. Les résultats sont présentés au tableau 4<sup>14</sup>.

Le premier constat est que les paramètres estimés  $\beta_{\lambda_i}$  sont significativement différents de 0 pour les migrants et les non-migrants (probabilité inférieure, respectivement, à 2 pour 1000 et à 1 pour 10 000). Ils traduisent la non-indépendance des termes d'erreur de l'équation de sélection et des équations de gains, ce qui justifie le recours à la procédure utilisée. Par comparaison avec des travaux de même nature, notons que l'article séminal de Nakosteen et Zimmer [1980] mettait en avant un coefficient significatif (au seuil de 5 %) pour les non-migrants et non significatif pour les migrants. Robinson et Tomes [1982] ont réalisé des estimations séparées sur 11 régions canadiennes en distinguant les salariés ayant entre 5 et 20 ans d'expérience et ceux ayant plus de 20 ans d'expérience. Ils obtiennent 7 coefficients significatifs sur 22 pour les non-migrants et 4 sur 22 pour les migrants. Falaris [1988] utilise un échantillon de jeunes travailleurs et étudie leurs choix de mobilité entre diverses régions des USA dans la période de deux ans qui suit leur sortie du système scolaire en testant un modèle de migration sur deux périodes à l'aide d'un logit emboîté. Il conclut à un effet de sélection peu marqué, conclusion justifiée par l'absence de biais observable dans quatre des cinq équations de gains testées, sur chacune des périodes. Krieg [1997] estime les rendements de la mobilité inter-comtés et inter-états de 4 430 personnes en emploi et chefs de famille sur la période 1983-1987 et n'observe aucun effet de sélection. Enfin, dans une étude récente utilisant des données de panel relatives à un échantillon de jeunes travailleurs, Yankow [2003] aboutit à des termes de correction qui, nous dit l'auteur (note 23, p 507), sont significatifs dans trois des quatre spécifications reportées.

Le second constat porte sur le niveau et le signe des coefficients. Le coefficient pour les individus mobiles est positif traduisant la corrélation

---

14. Les estimations sans l'effet de sélection et sur l'ensemble de l'échantillon figurent en annexe.

**Tableau 4. Equations de gains**

Variables	Migrants		Non-migrants	
	Coeff.	t ratio	Coeff.	t ratio
Constante	5,7470	136,62	6,1775	267,408
Sexe	0,0138	0,315	0,2103	8,509
Nb « théorique » d'années d'études	0,0783	30,725	0,0404	18,847
(Nb « théorique » d'années d'études)*(sexe)	0,0075	2,495	- 0,0073	- 3,905
Expérience professionnelle (nb de mois)	0,0058	17,939	0,0036	17,541
Exerce des responsabilités hiérarchiques	0,0739	10,178	0,0493	9,878
<u>Taille de l'entreprise</u>				
Entreprise de moins de 10 sal.	-	-		
Entreprise de 10 à 49 sal.	0,0089	0,978	0,0211	3,897
Entreprise de 50 à 199 sal.	0,0687	7,196	0,0720	12,417
Entreprise de 200 à 499 sal.	0,1067	9,779	0,1107	16,031
Entreprise de 500 sal. et plus	0,1463	14,287	0,1867	28,358
<u>Zone de localisation de l'emploi</u>				
Zone avec agglo <400 000 h.	-	-		
Zone avec agglo > = 400 000 h.	0,0590	8,150	0,0531	11,193
Ile de France	0,1568	13,221	0,2138	16,759
$\lambda$	0,0306	3,172	- 0,2146	- 10,759
R <sup>2</sup> aj.	0,4325		0,3023	
N	6 570		18 673	

positive entre le résidu d'estimation de l'équation de sélection et de l'équation de gains. Un coefficient positif pour les migrants traduit un effet de sélection positif. Il signifie qu'ils perçoivent un salaire significativement supérieur à celui qui aurait été perçu par des individus strictement identiques au plan de l'observation mais qui auraient été affectés aléatoirement à la population des migrants. Cet effet de sélection peut être imputé à des facteurs inobservables tels que la motivation professionnelle, susceptible d'agir sur la recherche du meilleur emploi au prix d'une mobilité géographique et d'être reconnue par l'employeur et gratifiée d'une rémunération supérieure. Pour les non-migrants, un coefficient négatif traduit un effet de sélection positif (cf. note 8). Autrement dit, les non-migrants perçoivent un salaire supérieur à celui d'individus identiques au plan de l'observation qui auraient été affectés à la population des non-migrants par un tirage aléatoire.

L'examen des travaux cités précédemment ne livre pas de résultats empiriques clairs et concordants concernant le signe des coefficients affectant  $\lambda$ . Ainsi, Nakosteen et Zimmer observent une absence d'effet de sélection pour les migrants et un effet de sélection positif pour les non-migrants. Robinson et Tomes observent un effet de sélection plutôt positif pour les mobiles dans le groupe ayant le moins d'expérience professionnelle, les signes étant plus incertains pour les plus expérimentés et pour les non-migrants des deux groupes. Falaris observe un effet de sélection négatif pour les migrants dans

les deux équations pour lesquels l'effet est significatif. Yankow précise, pour sa part, que « le signe des coefficients estimés suggère une sélection positive... »<sup>15</sup> mais l'introduction de la variable de sélection rend non-significatifs les coefficients de la quasi totalité des variables qui sont inclus dans l'équation de gains, coefficients par ailleurs très significatifs lorsque l'estimation se fait par les MCO sans inclusion de cette variable de sélection.

Le troisième constat est le niveau élevé du coefficient attaché à  $\hat{\lambda}_n$  en comparaison de celui affecté à  $\hat{\lambda}_m$ . L'effet de sélection est nettement positif pour les non-migrants mais assez faiblement positif pour les migrants. Nos résultats sont, de ce point de vue, assez proches de ceux obtenus par Nakosteen et Zimmer.

Les travaux évoqués précédemment ainsi que celui-ci étudient des populations différentes et proposent des spécifications qui diffèrent largement entre elles, dans les équations de gains et dans les variables préalablement prises en compte pour apprécier le biais de sélection, ce qui peut influer sur la mise en évidence ou non de ce biais<sup>16</sup>. Pour approfondir cette question, nous avons fait varier la spécification et les populations étudiées. Les valeurs obtenues pour les paramètres de sélection sont présentées dans le tableau 5. La première ligne reprend le résultat déjà rapporté au tableau 4. La seconde ligne présente les valeurs obtenues en estimant une variante du modèle initial : les variables de localisation des emplois, qui tiennent compte de la présence ou non de grandes agglomérations, ne sont pas incluses dans l'équation de gains. L'hypothèse est faite que la localisation de l'emploi n'a pas d'effet sur le salaire immédiat mais influe sur la carrière salariale future et donc intervient dans la décision de mobilité (la carrière future est supposée meilleure dans les grandes agglomérations). On constate que ceci affecte peu l'effet de sélection pour les non-migrants. Pour les migrants, par contre, l'effet de sélection reste faible mais devient négatif en conservant le même niveau de significativité. Les quatre lignes suivantes réestiment le modèle initial en distinguant les populations masculines et féminines, les populations qualifiées (enseignement supérieur) et non qualifiées (enseignement secondaire et professionnel) : l'effet de sélection est plus marqué pour la population masculine que pour la population féminine ; il est non significatif pour les migrants non qualifiés. Pour conclure sur ce point, quatre enseignements peuvent être retirés : (i) l'effet de sélection est clairement établi pour la population non-mobile et il est positif quelque soit les différentes spécifications ou les sous-échantillons retenus ; (ii) cet effet est nettement moindre pour la population mobile que pour la population non-mobile ; (iii) le signe de l'effet de sélection est plus incertain pour les migrants et dépend davantage de la spécification retenue ; (iv) lorsque l'on tient compte de la localisation de l'emploi dans l'équation de gains, ce qui est souhaitable pour contrôler les disparités spatiales des salaires, la présence d'un effet de sélection positif pour les migrants apparaît.

15. L'auteur ne reporte pas la valeur des coefficients dans les résultats qu'il présente.

16. Par exemple, l'estimation réalisée par Nakosteen et Zimmer n'inclut qu'un petit nombre de variables. En particulier, l'équation de gains n'inclut que deux variables : le fait d'être travailleur indépendant ou non et le changement ou non de secteur d'activité. Elle n'inclut pas le niveau d'éducation dont on sait qu'il est une variable clé.

**Tableau 5. Estimations du biais de sélection pour différents échantillons**

	Migrants		non-migrants	
	Coeff.	t-ratio	Coeff.	t-ratio
Modèle initial (N = 25 243)	0,0306	3,172	- 0,2146	- 10,759
Variante modèle initial (*) (N = 25 243)	- 0,0295	- 3,406	- 0,1784	- 9,701
Hommes (N = 15 273)	0,0385	3,218	- 0,2842	- 11,702
Femmes (N = 9 520)	0,0192	1,205	- 0,08194	- 2,417
Qualifiés (N = 16 982)	0,0237	2,229	- 0,0746	- 2,915
Non qualifiés (N = 8 261)	- 0,0067	- 0,364	- 0,1207	- 4,595

(\*) Sans prise en compte des différences de taille des agglomérations dans l'équation de gains.

### 4.3. L'impact de la migration sur les gains salariaux

Si l'on s'intéresse maintenant (en revenant au tableau 4) aux coefficients des autres variables et tout d'abord aux caractéristiques individuelles et scolaires, on voit que le sexe influence significativement les gains et que les hommes bénéficient d'un bonus appréciable. Pour un non-migrant, ayant les caractéristiques moyennes d'éducation de son groupe (12,4 ans d'études), l'écart de salaire dû au sexe est  $e^{(0,2103 - 0,0073 \times 12,4)} - 1$ , soit 12,7 %. Un second enseignement est que les taux de rendement de l'éducation sont clairement différenciés selon le comportement de migration. Plus les individus élargissent le champ géographique de leur recherche d'emploi, mieux ils valorisent l'investissement en capital humain qu'ils ont réalisé précédemment. La prise en compte d'un effet d'interaction entre l'éducation et le sexe indique que les hommes valorisent moins bien l'investissement en capital humain que les femmes lorsqu'il n'est pas suivi de migration. En effet, dans ce cas, l'écart hommes-femmes diminue de 0,73 % par an ; il est de + 13 % pour 12 ans d'études, mais de + 9 % pour 17 ans d'études. A l'inverse, pour les migrants, chaque année d'études en plus augmente l'écart de 0,75 %. Enfin, le rendement de l'expérience professionnelle est plus fort pour les migrants ; traduit en taux annuel, il est du même ordre que celui de l'éducation. Au total donc, la migration permet d'améliorer nettement la valorisation du capital humain.

Les caractéristiques de l'emploi exercent également une influence notable. Le fait d'assumer des responsabilités hiérarchiques est bien mieux valorisé pour les migrants que pour les non-migrants. La prise en compte de la taille de l'entreprise dans l'équation de gains a diverses justifications théoriques (Brown et Medoff, [1989]) qui conduisent toutes à attendre un salaire croissant avec l'effectif de l'entreprise. Ceci se vérifie largement, l'écart étant

supérieur à 15 % entre les entreprises de moins de 10 salariés et celles de plus de 500 salariés. La localisation spatiale de l'emploi influe sur les salaires versés, le salaire augmentant avec la taille des agglomérations, permettant de compenser un coût de la vie plus élevé. Pour les migrants, l'écart des rémunérations entre l'Ile de France et les zones incluant des agglomérations ayant entre 400 000 et 1 000 000 d'habitants est de 10,3 %, celui entre l'Ile de France et les zones rurales ou moins urbanisées est de 17 %. Pour les non-migrants, les écarts sont encore plus importants : respectivement de 17,4 % et de 23,8 %. L'ensemble des *t* de student associés aux coefficients correspondant, à l'exception d'un seul, à des seuils de probabilité largement inférieurs à 5 %, les résultats obtenus ont une certaine robustesse<sup>17</sup>.

Pour poursuivre sur l'impact de la migration sur les gains salariaux, il est utile de procéder à une décomposition des écarts entre migrants et non-migrants, en distinguant (i) l'effet des différences de caractéristiques (personnelles et d'emploi) entre les individus, (ii) l'effet des rendements différents de ces caractéristiques, (iii) l'effet de la sélection. En utilisant une méthode de décomposition du type de celle proposée par Oaxaca [1973], on peut faire apparaître les trois contributions précédentes en écrivant :

$$\bar{w}_m - \bar{w}_n = \beta^{**} (\bar{Y}_m - \bar{Y}_n) + (\beta_m - \beta^*)' \bar{Y}_m + (\beta^* - \beta_n)' \bar{Y}_n + (\beta_{\lambda m} \bar{\lambda}_m - \beta_{\lambda n} \bar{\lambda}_n)$$

avec  $\bar{w}_j$ , la moyenne des logarithmes des salaires de chaque groupe,  $\bar{Y}_j$  désignant, pour la simplicité de la notation, les vecteurs  $X$  et  $N$  des variables explicatives entrant dans la fonction de gains, prises à leur valeur moyenne sur l'ensemble des individus de chaque groupe.  $\bar{\lambda}_j$  est la valeur moyenne, pour le groupe, de l'inverse du ratio de Mills et  $\beta_{\lambda j}$  les coefficients associés.  $\beta^*$  est le vecteur des coefficients calculés comme la moyenne arithmétique pondérée des coefficients des vecteurs  $\beta_j$  issus de l'estimation des gains. Le premier terme du membre de droite donne la contribution à l'écart de salaire des différences de caractéristiques entre les groupes, les deux suivants indiquent la contribution des différences de rendements et le terme entre parenthèses la contribution du biais de sélection.

Le tableau 6 résume les résultats obtenus. La première colonne présente la liste des régresseurs des équations de gains après regroupement des variables relatives aux attributs personnels et au capital humain d'une part, des variables relatives à l'emploi d'autre part et en faisant apparaître la variable représentant l'effet de sélection. La seconde colonne traduit, pour chaque variable (ensemble de variables), l'impact sur le salaire des différences de caractéristiques des individus migrants et non-migrants. La troisième traduit l'impact des différences de rendement, pour les migrants et les non-

17. Une spécification possible aurait consisté à introduire les variables caractérisant le marché du travail de la zone où se situe l'emploi dans les équations de gains (revenu moyen, densité des établissements, taux de création d'établissement et taux de chômage). Cette spécification a été testée (résultats disponibles sur demande). Le revenu et le taux de chômage ont des coefficients significatifs et de signe attendu (effet positif sur les gains pour le revenu, négatif pour le taux de chômage), les coefficients des deux autres variables sont non significatifs. Les variables distinguant les agglomérations selon leur taille perdent alors la significativité de leurs coefficients ; ceux des autres variables ne sont que marginalement modifiés.

migrants, de chacune de ces caractéristiques (exprimées par la somme des deuxième et troisième termes de l'équation ci-dessus) pour les différentes variables. La quatrième colonne totalise les deux premières et donne la contribution de chaque variable (ensemble de variables) à l'écart entre les moyennes logarithmiques des salaires. Cet écart figure au bas du tableau. Il indique que le salaire moyen observé du groupe des migrants est, après conversion en pourcentage, supérieur de 18,7 % à celui du groupe des non-migrants. Mais l'écart aurait encore été plus important si aucun effet de sélection n'avait été présent (si les individus s'étaient répartis au hasard dans chaque groupe). Net de l'effet de sélection, l'écart de salaire passe à 24,1 %<sup>18</sup>. L'effet combiné des biais de sélection affectant les migrants et les non-migrants abaisse donc de 29 % l'écart de salaire entre les deux groupes.

**Tableau 6. Décomposition des écarts de salaire (logarithme) entre migrants et non-migrants**

	Impact des caractéristiques	Impact des coefficients	Total
Constante		- 0,4306	- 0,4306
Variables	0,1099	0,5369	0,6468
Dont :			
* relatives à l'individu (sex, études, exp.)	0,0797	0,5449	0,6246
* relatives à l'emploi occupé (responsabilités, taille et localisation de l'entreprise)	0,0302	- 0,0080	0,0222
Sélection			- 0,0455
Ecart			0,1708

La deuxième ligne du tableau fait apparaître que la différenciation des salaires est bien davantage le fait des différences dans les coefficients (83 % du total) que des différences dans les caractéristiques des deux groupes<sup>19</sup>. Autrement dit, ce qui explique les différences de salaire entre les migrants et les non-migrants c'est moins le fait que les populations concernées sont différentes, que la valorisation salariale différente des caractéristiques des

18. L'écart entre les logarithmes des salaires, nets de l'effet de sélection s'exprime de la manière suivante :

$$E(\hat{w}_m | M = 1) - E(\hat{w}_m | M = 0) = \beta'_m \bar{Y}_m - \beta'_n \bar{Y}_n = \bar{w}_m - \bar{w}_n - (\beta_{\lambda m} \bar{\lambda}_m - \beta_{\lambda n} \bar{\lambda}_n)$$

19. A condition de séparer l'effet des différences dans les coefficients des variables de celui des différences dans les constantes. Cette décomposition pose un problème car les chiffres obtenus peuvent être sensibles au choix de la modalité de référence des variables dummies introduites dans la régression (voir Jones, 1983). Pour cette raison, différentes variantes dans le choix des modalités ont été testées. Les résultats (disponibles sur demande) ne sont pas modifiés significativement.

populations migrantes et non-migrantes. Le détail des variables présenté dans les lignes suivantes du tableau montre que la différence dans les coefficients est entièrement due aux attributs personnels et au capital humain. Les différences dans les emplois occupés jouent un rôle mineur dans les écarts de salaire.

L'écart de salaire mentionné précédemment opposait les migrants aux non-migrants. Mais qu'en est-il des différences dans les espérances de gains, pour des individus d'un groupe donné, conditionnellement à une situation qui n'est pas la situation observée ? Ainsi, quel était le salaire espéré d'un individu observé migrant s'il n'avait pas migré et quel supplément de salaire a t-il retiré de la migration ? Inversement, quel était le salaire espéré d'un individu observé non-migrant s'il avait migré et a t-il gagné à ne pas migrer ? La réponse à ces questions est donnée par les écarts dans les logarithmes des salaires calculés à partir des deux équations suivantes :

$$E(\hat{w}_n | M = 1) - E(\hat{w}_m | M = 1) = \beta'_n \bar{Y}_m - \beta'_m \bar{Y}_m$$

$$E(\hat{w}_m | M = 0) - E(\hat{w}_n | M = 0) = \beta'_m \bar{Y}_n - \beta'_n \bar{Y}_n$$

Ces écarts valent respectivement -0,1289 et 0,0416. Ainsi, le modèle prédit que les migrants auraient perçu un salaire inférieur de 13,8 % s'ils n'avaient pas migré. Les non-migrants, pour leur part, auraient bénéficié d'un salaire supérieur de 4,2 % en moyenne. Il découle de la problématique développée précédemment que, pour cette fraction de la population, ce supplément de salaire a été jugé insuffisant pour couvrir les coûts de la migration, ce qui justifie le choix effectué. Notons enfin un dernier élément intéressant qui recoupe ce qui a été dit plus haut (cf. 4.1) concernant les différences de comportement selon le sexe : la perte de salaire qu'aurait entraîné la non-migration est quasiment la même pour les hommes et pour les femmes migrants (-14,2 % pour les hommes, -13,2 % pour les femmes). Pourtant, seulement 22,6 % des hommes ont migré, contre 31,5 % des femmes.

\*

\* \* \*

Cette étude a permis d'appréhender les comportements de mobilité d'une population à la fois homogène en tant que nouvelle entrante sur le marché du travail et diversifiée du point de vue du sexe et des niveaux de qualification. Le découpage spatial retenu a permis de saisir les migrations courtes, particulièrement fréquentes pour les populations les moins qualifiées, et rendu cohérent le critère de découpage (le marché du travail local) et les motifs de migration (l'entrée sur le marché du travail).

Les résultats économétriques obtenus apportent une validation empirique de la problématique de la mobilité reposant sur une analyse coûts-bénéfices, telle qu'elle a pu être proposée par Hicks [1932] et Sjaastad [1962]. Le différentiel de salaire, largement en faveur des migrants, est une composante essentielle de la décision. Interviennent également de manière décisive dans la décision des éléments d'appréciation d'une carrière salariale future. Enfin, les considérations de coût jouent également un rôle et les

individus ont des comportements de mobilité différents selon leur niveau d'éducation, leur sexe, leur âge, leur origine familiale, leur niveau d'éducation, leur situation familiale.

La possibilité d'analyser à la fois la population masculine et féminine nous a livré quelques enseignements. Les jeunes femmes, dont on sait qu'elles sortent majoritairement plus qualifiées du système éducatif que leurs homologues masculins, ont une probabilité de migrer plus élevée, même lorsque l'on contrôle le niveau d'éducation. L'écart entre les sexes se réduit cependant avec le niveau d'éducation. On a pu voir également que ceci ne s'explique pas par des gains salariaux plus élevés pour les filles que pour les garçons en cas de mobilité. Une explication possible est que les emplois féminins, compte tenu de leur nature, sont géographiquement plus concentrés que les emplois masculins, et que ceci influe sur les comportements de mobilité.

Le modèle proposé a également permis d'étudier l'impact de la migration sur le niveau de salaire. Il a mis en évidence un effet de sélection qui ne ressortait pas clairement d'études antérieures consacrées à ce sujet, de surcroît non relatives à la France. Une conclusion prudente mais robuste compte tenu des valeurs obtenues, est qu'un effet de sélection positif est présent pour les non-migrants. Un effet positif a également été mis en évidence pour les migrants mais son niveau est plus faible. L'écart de salaire entre migrants et non-migrants est fortement affecté par l'effet de sélection. On a pu montrer que les caractéristiques individuelles jouent un rôle important, relativement aux caractéristiques de l'emploi occupé, pour différencier le salaire des migrants et celui des non-migrants et que c'est moins les différences dans les attributs respectifs qui comptent que la capacité à valoriser différemment chaque attribut selon que l'on est migrant ou non. Ainsi les différences dans les caractéristiques d'éducation jouent un rôle, mais les rendements différenciés de ces caractéristiques sont bien plus déterminantes.

## Annexe

### Equations de gains (sans correction du biais de sélection)

Variables	Migrants		Non-migrants		Ensemble	
	Coeff.	t ratio	Coeff.	t ratio	Coeff.	t ratio
Constante	5,8482	170,691	6,0816	317,835	6,0141	366,480
Sexe	0,0040	0,093	0,1348	5,934	0,1136	5,874
Nb « théorique » d'années d'études	0,0732	30,835	0,0546	37,822	0,0595	48,896
(Nb « théorique » d'années d'études)*(sexe)	0,0082	2,749	- 0,0023	- 1,319	0,0000	- 0,015
Expérience professionnelle (nb de mois)	0,0060	18,593	0,0045	24,472	0,0048	29,892
Exerce des responsabilités hiérarchiques	0,0694	9,601	0,0507	11,094	0,0565	14,560
<u>Taille de l'entreprise</u>						
Entreprise de moins de 10 sal.	-	-	-	-	-	-
Entreprise de 10 à 49 sal.	0,0049	0,539	0,0164	3,262	0,0136	3,072
Entreprise de 50 à 199 sal.	0,0675	7,120	0,0669	12,364	0,0694	14,712
Entreprise de 200 à 499 sal.	0,1101	10,129	0,1065	16,441	0,1095	19,632
Entreprise de 500 sal. et plus	0,1509	14,729	0,1838	29,698	0,1773	33,427
<u>Zone de localisation de l'emploi</u>						
Zone avec aggro < 400 000 h.	-	-	-	-	-	-
Zone avec aggro >= 400 000 h.	0,0548	7,684	0,0323	7,864	0,0370	10,337
Ile de France	0,1428	13,582	0,2197	18,116	0,1774	22,503
Migration	-	-	-	-	0,0429	10,827
R <sup>2</sup> aj	0,4186		0,2739		0,3477	
N	6 908		19 855		26 763	

## Références bibliographiques

- BARTEL A.P. [1979], « The Migration Decision: What Role Does Job Mobility Play? », *The American Economic Review*, vol. 69 (5), 775-786.
- BORJAS G.J., BRONARS S.G., TREJO S.J. [1992], « Assimilation and the Earnings of Young Internal Migrants », *Review of Economics and Statistics*, février, 170-175.
- BROWN C., MEDOFF J. [1989], « The Employer Size-Wage Effect », *Journal of Political Economy*, vol. 97, 299-318.
- BRUTEL C., JEGOU M., RIEU C. [2000], « La mobilité géographique et la promotion professionnelle des salariés : une analyse par aire urbaine », *Economie et Statistiques*, n° 336, 53-68.

- CLARK W.A., VAN LIEROP W.F. [1986], « Residential Mobility and Household Location Modelling », in: P. Nijkamp ed., *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol. 1, NY: North Holland, 97-132.
- DA VANZO J. [1978], « Does Unemployment Affect Migration? », *The Review of Economics and statistics*, vol. 64, n° 4, 504-514.
- DÉTENG-DESENDRE C., DRAPIER C., JAYET H. [2004], « The impact of Migration on Wages: Empirical Evidence from French Youth », *Journal of Regional Science*, vol. 44, n° 4, 661-691.
- DÉTANG-DESENDRE C., PIGUET V., SCHMITT B. [2002], « Les déterminants micro-économiques des migrations urbain-rural : leur variabilité en fonction de la position dans le cycle de vie », *Population*, vol. 57, n° 1, 35-61.
- DUBUJET F. [1999], « Les déménagements forment la jeunesse », *Insée Première*, n° 647.
- FALARIS M. [1988], « Migration and Wages of Young Men », *Journal of Human Resources*, vol. XXIII (4), 514-534.
- FIELDS G.S. [1976], « Labor Force Migration, Unemployment, and Job Turnover », *The Review of Economics and statistics*, vol. 58, 407-415.
- GOETZ S.J. [1999], « Migration and Local Labor Market » in: The Web Book on Regional Science, <http://www.rri.wvu.edu/regscweb.htm>
- GORDON I.R., MOLHO I. [1995], « Duration Dependence in Migration Behaviour: Cumulative Inertia Versus Stochastic Change », *Environment and Planning A*, vol. 27, 1961-1975.
- GREENWOOD M.J. [1997], « Internal Migration in Developed Countries » in: M.R. Rosenzweig and O. Stark eds, *Handbook of Population and Family Economics*, NY: North Holland, 647-720.
- HECKMAN J.J. [1979], « Sample Selection as a Specification Error », *Econometrica*, vol. 47 (1), 153-161.
- HICKS J.R. [1932], *The Theory of Wages*, Londres: Mac Millan.
- JAYET H. [1996], « L'analyse économique des migrations – Une synthèse critique », *Revue Economique*, vol. 47, n° 2, 193-226.
- JONES F.L [1983], « On Decomposing the Wage Gap: a Critical Comment on Blinder's Method », *The Journal of Human Resources*, vol. 18, n° 1, 126-130.
- KRIEG R.G. [1997], « Occupational Change, Employer Change, Internal Migration, and Earnings », *Regional Science and Urban Economics*, vol. 27 (1), 1-15.
- LEE L.F. [1978], « Unionism and Wage Rates: a Simultaneous Equations Model with Qualitative and Limited Dependent Variables », *International Economic Review*, vol. 19, n° 2, 415-433.
- LEE L.F. [1979], « Identification and Estimation in Binary Choice Models with Limited Dependant Variables », *Econometrica*, vol. 47, 977-996.
- MINCER J. [1978], « Family Migration Decisions », *Journal of Political Economy*, vol. 86, n° 51, 749-773
- NAKOSTEEN R.A., WESTERLUND O. [2004], « The Effects of Regional Migration on Gross Income of Labour in Sweden », *Papers of Regional Science*, vol. 83, n° 3, 581-595.
- NAKOSTEEN R.A., ZIMMER M. [1980], « Migration and Income: the Question of Self-Selection », *Southern Economic Journal*, vol. 46, 840-851.
- OAXACA R. [1973], « Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets », *International Economic Review*, vol. 14, n° 3, 693-709.

- RAUFASTE E., HILTON D.J. [1999], « Les mécanismes de la décision face au risque », *Risques*, n° 39, 1-8.
- ROBINSON C., TOMES N. [1982], « Self-Selection and Interprovincial Migration in Canada », *Canadian Journal of Economics*, vol. XV, n° 3, 474-502.
- SCHULTZ T.W. [1975], « The Value of the Ability to Deal with Disequilibria », *Journal of Economic Literature*, vol. XIII (3), 827-846.
- SJAASTAD L.A. [1962], « The Costs and Returns of Human Migration », *Journal of Political Economy*, vol. LXX, 80-93.
- YANKOW J. [1999], « The Wage Dynamics of Internal Migration within the U.S. », *Eastern Economic Journal*, vol. 25 (3), 265-278.
- YANKOW J. [2003], « Migration, Job Change, and Wage Growth: a New Perspective on the Pecuniary Return to Geographic Mobility », *Journal of Regional Science*, vol. 43 (3), 486-516.