



**HAL**  
open science

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

Gilles Margirier

► **To cite this version:**

Gilles Margirier. Mobilité géographique et salaires à l'entrée sur le marché du travail. 2004. halshs-00105130

**HAL Id: halshs-00105130**

**<https://shs.hal.science/halshs-00105130>**

Submitted on 10 Oct 2006

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

# CAHIER *de* RECHERCHE **EMOI**

2004 # 2

Efficienc*e* et Mutations des Organisations Industrielles

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

Gilles **MARGIRIER**

Juin 2004



Laboratoire d'Economie de la Production et de l'Intégration Internationale – FRE2664  
UPMF-BP47 -38040 GRENOBLE Cedex 9  
[lepii@upmf-grenoble.fr](mailto:lepii@upmf-grenoble.fr) Tél. : 04 76 82 56 92  
<http://www.upmf-grenoble.fr/lepii>

# Migration and wages for new entrants on labour market

Gilles Margirier

LEPII - Université Pierre Mendès France

Bp47 - 38040 - Grenoble Cedex

[gilles.margirier@upmf-grenoble.fr](mailto:gilles.margirier@upmf-grenoble.fr)

may 2004

## **Abstract :**

We analyse migration for new entrants on french labour market, when getting a job. An econometric test of a model 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 show 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. This wage benefit is increasing with the distance of migration and is varying with the number of years of school completion.

**Key words :** geographic mobility, wages, labor market

**JEL classification :** J2, J3

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

Gilles Margirier

LEPII – Université Pierre Mendès France

Bp47 – 38040 – Grenoble Cedex

[gilles.margirier@upmf-grenoble.fr](mailto:gilles.margirier@upmf-grenoble.fr)

mai 2004

## Résumé :

On étudie les comportements de mobilité géographique liés à la prise d'un emploi pour une cohorte de 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 d'une base de données permettant une appréhension assez fine des localisations spatiales et distinguant différents seuils de distance de mobilité. On montre ainsi 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. Ce gain salarial augmente avec la distance de migration et se différencie selon le niveau d'études.

## Mots clés :

Mobilité géographique, salaires, marché du travail

## Classification JEL : J2,J3

(Soumis : Revue d'Economie Politique)

## I - Introduction

Les questions traitées ici s'inscrivent dans la problématique plus large de l'analyse économique des migrations dont la théorisation consiste à élaborer 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. L'orientation générale de cette problématique a été donnée dès 1932 par J.R. Hicks pour qui « les différences dans les avantages économiques nets, principalement les différences dans les salaires, sont les causes principales des migrations » (p 76).

Les très nombreuses applications empiriques de ce modèle ont fait l'objet de recensions présentées dans Goetz (1999), Greenwood (1975, 1985, 1997), Jayet (1996). Elles peuvent être rangées dans deux grands sous-ensembles : i) les recherches visant à rendre compte de l'orientation et de l'intensité des flux de population entre diverses régions et de leur caractère équilibrant ou non (voir par exemple Vanderkamp, 1971, ou Finnie, 1999, pour une recherche plus récente), ii) les recherches qui visent à préciser les comportements individuels et à mesurer les bénéfices monétaires de la migration.

Les recherches inscrites dans le second sous-ensemble, y compris celle présentée ici, prennent appui sur le modèle canonique proposé par Sjaastadt (1962), dans lequel la mobilité géographique est considérée comme un investissement. En retour des dépenses engagées, l'individu espère des flux annuels de rémunération plus élevés que ceux qu'il aurait obtenu sans mobilité. La décision de migrer ou non est alors conditionnée par la rentabilité de l'investissement, rentabilité mesurée par la somme actualisée des flux de bénéfices nets.

Lorsqu'on étudie les migrations sur très longue distance (migrations internationales), elles sont le plus souvent dissociées dans le temps de l'occupation d'un emploi, l'individu choisissant d'abord de migrer et procédant ensuite à la recherche d'un emploi. Lorsque les migrations sont très courtes, il est également fréquent que le changement de résidence soit dissocié d'un changement dans l'activité. Les individus changent de domicile pour des raisons de confort, de vie personnelle, etc., sans que leur emploi en soit la cause. Clark et Van Lierop (1986) rapportent par exemple qu'aux USA, l'association entre migration et emploi est très peu fréquente lorsque la mobilité résidentielle observée est inférieure à deux miles.

Malgré tout, un grand nombre de décisions de migration sont liées à un passage à l'activité ou à un changement d'emploi. Les mêmes auteurs ont estimé que l'association entre migration et changement d'emploi est présente dans 75 % des cas où la mobilité résidentielle est supérieure à cent miles. Bartel (1979) observe sur deux échantillons, l'un composé d'hommes jeunes, l'autre d'hommes adultes, que la décision de changer d'emploi est à l'origine, respectivement de 50% et de 30 % des mobilités observées. Brutel, Jegou, Rieu (2000) soulignent, pour la France, l'association fréquente entre mobilité résidentielle et promotion professionnelle. Krieg (1987) étudie l'impact sur la probabilité de migrer d'un changement d'emploi, d'un changement d'employeur, d'un changement simultané d'emploi et d'employeur et trouve un effet positif.

On étudie, dans cet article, la mobilité géographique des salariés en France. Notons que si les recherches sur ce thème sont abondantes sur le cas des USA, celles portant sur les salariés français sont assez peu nombreuses (Dumartin [1995], Baccaïni [2001], Drapier, Jayet [2002]). Plus précisément, la population concernée est celle de primo-entrants sur le marché du travail ayant effectivement trouvé un emploi. Malgré cette restriction relative à la catégorie d'âge, les résultats obtenus auront une portée plus générale, l'essentiel des mobilités étant concentré sur les premières années de vie active. Les données utilisées reposeront sur un découpage spatial assez fin et constitueront une des originalités de cette étude. En effet, si les données individuelles se sont enrichies sur le plan des informations relatives aux caractéristiques personnelles des individus concernés, elles restent souvent assez frustes en termes de localisation spatiale. Ce manque conduit fréquemment à agréger les individus au sein d'espaces de grande taille. La conséquence en est que de nombreuses migrations,

pourtant significatives, sont ainsi négligées, les individus étant considérés comme non mobiles car demeurés dans les limites des espaces retenus. Dans le cas de la France, une analyse sur la base d'un découpage en régions n'échappe pas à cet écueil et sous-estime l'importance des flux de mobilité. L'espace retenu ici pour le classement des individus sera la zone d'emploi, un découpage fin qui présente l'avantage de correspondre autant que faire se peut aux marchés locaux du travail. Dans ce cadre nous étudierons un modèle de migration faisant intervenir la décision de migrer et les salaires associés. La section 2 explicitera la problématique et la modélisation retenue. La section 3 présentera les données utilisées et la section 4 fournira les résultats économétriques. Nous comparerons les résultats obtenus à partir d'un découpage en zones d'emploi et ceux obtenus à partir d'un découpage en régions administratives. Nous présenterons également une modélisation prenant en compte d'une certaine façon la distance de migration. Une synthèse des résultats sera présentée en section 5.

## II - 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 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

#### Les coûts :

Définis de manière générale, les coûts correspondent aux frais à engager pour occuper l'emploi. Ils peuvent découler par exemple de la nécessité de disposer d'un véhicule personnel pour effectuer les missions correspondantes au poste de travail ou d'une obligation d'achat de tout autre équipement personnel nécessaire aux tâches à accomplir. Même si ces dépenses peuvent, dans certains cas, être importantes elles ne concernent que des types d'emploi particuliers et peuvent de ce fait être négligées. La principale source de coûts réside dans les dépenses générées par l'éloignement géographique entre le lieu de résidence et le lieu de travail. Au-delà d'une certaine distance, l'utilité retirée d'un lieu de résidence est obérée si fortement par le coût du déplacement quotidien et la perte du temps de loisir correspondant au temps de transport qu'un changement de résidence s'impose. L'accroissement du coût est alors notable.

Les coûts de la mobilité sont de trois types. Ils comprennent : i) les frais liés au changement de logement, ii) les coûts psychologiques dus à l'éloignement de la région d'origine, des amis et des membres de la famille, éloignement qui limite la fréquence des retours lors des week-end et périodes de vacances, et tend à rompre les liens sociaux constitués préalablement iii) les coûts d'information sur les opportunités d'emploi hors du marché local du travail.

Les premiers ont une composante fixe et une autre qui augmente avec la distance parcourue.

Les coûts psychologiques sont plus difficiles à traduire en termes monétaires mais pourtant très importants. Ils augmentent continûment avec la distance de migration. Leur variabilité selon les individus peut être partiellement expliquée par différentes caractéristiques personnelles. La rupture ou la distension des liens sociaux liés à l'éloignement constitue la dévalorisation d'un capital social existant, mais tous les individus n'accordent pas la même valeur à cette perte de capital, n'ont pas les mêmes capacités à reconstruire ce capital social dans la région de destination et ne sont pas prêts à assumer le risque associé à cette reconstruction. Quels facteurs peuvent différencier les individus de ce point de vue ? Des études ayant montré que la population féminine avait une aversion plus forte vis à vis du risque (par exemple en matière de gestion des portefeuilles d'actifs), 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. Pour la population adulte, la vie maritale est un

obstacle très important à l'investissement en mobilité car elle contraint à une mobilité liée, sauf à des niveaux très élevés de revenu associé où l'aisance matérielle permet alors de compenser plus facilement l'éloignement des membres du couple. Cependant, dans le cas d'une population jeune, primo-entrante sur le marché du travail, la nécessité jointe de trouver un emploi peut au contraire être un facteur augmentant la propension à la mobilité. La présence d'un enfant, dans la mesure où elle renchérit le coût du déménagement, où elle impose des solutions de garde hors du cercle familial, peut limiter l'investissement en 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 alors même qu'il disposera d'une période de vie active moins longue pour espérer rentabiliser l'investissement réalisé. Concernant le niveau d'éducation, la relation est plus complexe. Il est difficile de justifier une relation causale du type : « plus le niveau d'éducation est élevé, plus les coûts psychologiques sont faibles ». Il est néanmoins possible de penser que les deux variables peuvent être négativement corrélées, dans la mesure où un niveau élevé d'éducation implique un parcours scolaire plus fréquemment accompagné d'une mobilité géographique, signe de coûts psychologiques faibles. On peut même envisager, à la suite de Schwartz (1973, p 1161), une relation causale inverse : ceux ayant des coûts psychologiques faibles investiront davantage en éducation en vue d'une plus grande mobilité géographique pour l'occupation d'un emploi.

Les coûts d'information sur les opportunités d'emploi enfin, augmentent également avec la distance et sont un facteur susceptible de réduire la propension à la mobilité. Certaines des variables citées précédemment influencent le niveau des coûts d'information. L'origine sociale et familiale exerce son effet par les relais d'information que constituent les réseaux sociaux dont font partie les décideurs économiques, les personnes issues des couches aisées pouvant s'informer à moindre coût des opportunités d'emploi. Concernant le niveau d'éducation, Schwartz considère qu'il est associé étroitement au niveau des coûts d'information, ces derniers diminuant au fur et à mesure que le premier augmente, du fait d'une capacité plus grande à obtenir et analyser des informations publiées, et à utiliser des modes d'information plus sophistiqués (p 1160). On peut toutefois objecter à cet argument qu'il existe des coûts importants d'information pour les emplois les plus qualifiés, liés par exemple à la nécessité de se déplacer pour des entretiens d'embauche et qui sont, en même temps, des sources d'information sur la nature de l'emploi, les tâches à accomplir, les conditions de travail et la rémunération associée. Au total, donc, il n'est pas évident que les coûts d'information diminuent avec le niveau de qualification.

#### Les recettes :

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 hors de la zone d'origine et celui obtenu si l'individu reste dans sa zone d'origine. 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<sup>1</sup>.

L'origine de ces écarts réside dans la grande diversité à la fois des qualifications individuelles et des emplois proposés. Faute d'un appariement de qualité, le postulant à l'emploi doit fréquemment accepter un certain déclassement et donc un salaire moindre que celui auquel il peut prétendre du fait de ses compétences.

L'origine de ces écarts réside dans la grande diversité à la fois des qualifications individuelles et des

---

<sup>1</sup> 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.

emplois proposés. 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 ses compétences. Ces déséquilibres qualitatifs 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)<sup>2</sup>, « une capacité particulière à gérer les déséquilibres » qui se traduit par une moindre aversion pour la mobilité.

Le tableau 1 résume ce qui vient d'être dit en présentant les effets attendus des différentes variables sur le supplément salarial et les coûts. Par voie de conséquence, on en déduit, dans la mesure du possible, les bénéfices attendus de la mobilité géographique.

Tableau 1 : Effets propres attendus de quelques variables sur le salaire et les coûts dans un contexte de mobilité

	Effet propre attendu des variables sur...			
	Supplément salarial	Coûts psychologiques	Coûts d'information	Bénéfice de la mobilité
Niveau d'éducation	+	?	?	?
Sexe Masculin		-		+
Origine sociale élevée		-	-	+
Vie maritale		?		?
Présence d'un enfant		+		-
Age		+		-

## 2.2. La décision

Pour un individu  $i$ , la décision de migrer ou non est conditionnée par l'écart entre les rémunérations qu'il peut percevoir en fonction de son choix, soit  $W_{im}$  et  $W_{in}$ , et par les coûts  $C_i$  associés à la migration. Recettes et dépenses s'étalant sur une longue période de temps, l'utilisation d'un taux d'actualisation permet de calculer le bénéfice attendu de la migration sur les  $T$  années d'activité de l'individu :

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

, avec  $r$  ce taux d'actualisation.

L'individu acceptera d'être mobile si  $B$  est supérieur à 0, refusera sinon.

Une modélisation des choix adaptée au contexte de cette étude, suppose de modifier l'équation (1) pour tenir compte du fait que l'actualisation des salaires perçus nécessiterait à minima de disposer, d'une part de données à la fois individuelles et temporelles, d'autre part d'une connaissance des coûts de la mobilité. Considérons 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. Il apprécie le gain salarial immédiat de la migration par le ratio :  $(W_{im} - W_{in})/W_{in}$ . Par ailleurs, il considère les différences de caractéristiques entre la zone de destination et celle d'origine, contenues dans un vecteur  $Z_i$ , en sorte que les écarts

<sup>2</sup> 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).

dans le revenu moyen, dans la dynamique de l'emploi, dans la densité du tissu productif, dans les aménités offertes par les deux zones, soient perçues comme des éléments d'appréciation de sa carrière salariale future. Plus ces différences seront importantes, 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, on peut reformuler économétriquement la relation (1) de la manière suivante :

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

$\varepsilon$  étant un terme de perturbation. En approximant par les logarithmes, on obtient :

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

, avec  $w_i = \log W_i$ ,

La décision de migrer est liée à un rendement positif ( $B_i > 0$ ). Une fois la décision prise, l'individu occupe l'emploi et perçoit un salaire. Celui-ci peut être modélisé dans le cadre d'une équation de gains mobilisant des caractéristiques individuelles influençant le niveau de salaire (dont certaines peuvent être identiques à celles influant sur le coût) et des caractéristiques de l'emploi occupé. Notons que, dans la mesure où le salaire est un élément de la décision de mobilité, il est logique de ne retenir, parmi les caractéristiques de l'emploi occupé, que celles qui peuvent être appréhendées avant l'occupation du poste par l'individu. Soit :

$$w_i = \beta_0 + \beta'_1 X_i + \beta'_2 N_i + u_i$$

avec  $X_i$  le vecteur des caractéristiques personnelles,  $N_i$  le vecteur des caractéristiques de l'emploi,  $u_i$  un terme de perturbation.

Les valeurs prises par  $B$  pour la population concernée ne sont pas observables mais une indication est donnée par le fait que les individus ont migré ou non, contenue dans une variable discrète  $M$  prenant respectivement les valeurs 1 ou 0. La probabilité d'observer un individu ayant migré sur une distance donnée sera donc :

$$\text{Prob } \{M_i = 0\} = \text{Prob } \{B_i \leq 0\} = \text{Prob } \{a_0 + a_1(w_{im} - w_{in}) + a'_2 Z_i + a'_3 X_i + \varepsilon_i \leq 0\}$$

$$\text{Prob } \{M_i = 1\} = \text{Prob } \{B_i > 0\} = \text{Prob } \{a_0 + a_1(w_{im} - w_{in}) + a'_2 Z_i + a'_3 X_i + \varepsilon_i > 0\}$$

La modélisation de la décision de migrer par l'estimation Probit de l'équation (2) se heurte au fait que seul le salaire perçu par l'individu peut être observé, celui qu'il aurait perçu s'il avait fait un choix différent n'étant pas connu.

Une solution consiste à estimer préalablement les salaires des populations migrante et non migrante dans le cadre d'une fonction de gains :

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

$$w_{im} = \beta_{0m} + \beta'_{1m} X_i + \beta'_{2m} N_i + u_{im}$$

puis à incorporer, à l'aide des coefficients estimés, les valeurs prédites  $\hat{w}$  dans l'équation (2). Toutefois, l'estimation des équations (3) par les MCO se heurte à la possibilité d'un effet de sélection (d'auto-sélection). En effet, la constitution des sous-populations peut être influencée par des caractéristiques inobservables affectant à la fois le choix de mobilité et le niveau du salaire. Si c'est le cas, les termes de perturbation  $u$  seront alors corrélés à celui de l'équation de sélection  $\varepsilon$  et les coefficients  $\beta$  estimés seront biaisés (Vella, 1997). Afin de se prémunir de ce biais de sélection, une solution consiste à procéder selon la méthode en deux étapes préconisée par Heckman (1979).

Dans une première étape, on combine les équations (2) et (3), et on spécifie une équation de sélection, telle que (voir annexe 1) :

$$B_i = \delta_0 + \delta'_1 X_i + \delta'_2 Z_i + \delta'_3 N_i + v_i \quad (4)$$

$v_i$  étant un terme de perturbation suivant une loi  $N(0,1)$   $X_i$  étant maintenant le vecteur incluant non seulement les caractéristiques personnelles influant spécifiquement sur la décision de mobilité via le coût mais aussi celles influant sur le niveau de salaire. Le membre de droite de l'équation (4) est désormais composé uniquement de variables exogènes,  $v_i$  étant supposé suivre une loi  $N(0,1)$ .

On peut estimer  $\text{Prob}\{M_i=0,1\}$ , par la méthode du maximum de vraisemblance, à l'aide d'un Probit soit, en regroupant l'ensemble des variables explicatives au sein d'un vecteur  $V_i=[X_i, Z_i, N_i]$  pour simplifier l'écriture:

$$\text{Prob}\{M_i=0\} = \text{Prob}\{B_i \leq 0\} = \text{Prob}\{\delta'V_i + v_i \leq 0\} = \text{Prob}\{v_i \leq -\delta'V_i\} = \Phi(-\delta'V_i)$$

$$\text{Prob}\{M_i=1\} = \text{Prob}\{B_i > 0\} = \text{Prob}\{\delta'V_i + v_i > 0\} = 1 - \Phi(-\delta'V_i)$$

$\Phi$  étant la fonction de répartition de la loi normale.

Les variables exprimant les gains,  $w_n$  et  $w_m$  étant soumises à un processus de sélection, leur observation est conditionnée par le bénéfice  $B$  et donc  $\text{Prob}\{\text{observer } w_{in}\} = \text{Prob}\{\text{observer } B_i \leq 0\}$  et  $\text{Prob}\{\text{observer } w_{im}\} = \text{Prob}\{\text{observer } B_i > 0\}$ . Les termes d'erreur  $u$  des équations (3) sont corrélés à  $v$  ( $\rho_m \neq 0$ ,  $\rho_n \neq 0$ ) et leurs espérances conditionnelles ne sont pas nulles<sup>3</sup>. En conséquence, les espérances conditionnelles des gains s'écrivent :

$$\begin{aligned} E(w_{in} | B_i \leq 0) &= \beta_{0n} + \beta'_{1n} X_i + \beta'_{2n} N_i + E(u_{in} | v_i \leq -\delta'V_i) \\ &= \beta_{0n} + \beta'_{1n} X_i + \beta'_{2n} N_i + \rho_n \sigma_u [-\varphi(-\delta'V_i)/\Phi(-\delta'V_i)] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E(w_{im} | B_i > 0) &= \beta_{0m} + \beta'_{1m} X_i + \beta'_{2m} N_i + E(u_{im} | v_i > -\delta'V_i) \\ &= \beta_{0m} + \beta'_{1m} X_i + \beta'_{2m} N_i + \rho_m \sigma_u [\varphi(-\delta'V_i)/1 - \Phi(-\delta'V_i)] \end{aligned}$$

Les grandeurs  $[-\varphi(-\delta'V_i)/\Phi(-\delta'V_i)]$  et  $[\varphi(-\delta'V_i)/1 - \Phi(-\delta'V_i)]$  (inverses du ratio de Mills,  $\varphi$  étant la densité de probabilité de la loi normale) peuvent être estimées à partir du Probit de l'équation (4).

Dans une seconde étape, en posant  $\hat{\lambda}_{in} = [-\varphi(-\hat{\delta}'V_i)/\Phi(-\hat{\delta}'V_i)]$  et  $\hat{\lambda}_{im} = [\varphi(-\hat{\delta}'V_i)/1 - \Phi(-\hat{\delta}'V_i)]$ , les variables  $\hat{\lambda}_{in}$  et  $\hat{\lambda}_{im}$  peuvent être introduites dans les équations de gains pour corriger du biais de sélection. On estime alors par les MCO :

$$w_{in} = \beta_{0n} + \beta'_{1n} X_i + \beta'_{2n} N_i + \beta_{3n} \hat{\lambda}_{in} + \eta_{in} \quad (5)$$

$$w_{im} = \beta_{0m} + \beta'_{1m} X_i + \beta'_{2m} N_i + \beta_{3m} \hat{\lambda}_{im} + \eta_{im}$$

où  $\beta_{3n} = \rho_n \sigma_u$ ,  $\beta_{3m} = \rho_m \sigma_u$

,  $E(\eta_{in} | B_i \leq 0) = 0$  et  $E(\eta_{im} | B_i > 0) = 0$ . Les coefficients  $\beta$  attachés aux variables  $\hat{\lambda}$  traduisent l'impact de l'effet de sélection.

Une fois ces estimations réalisées, l'équation structurelle (2) pourra alors être estimée après avoir introduit les valeurs prédites  $\hat{w}$  issues des équations (5).

<sup>3</sup> Sur les moments d'une distribution normale bi-variée avec biais de sélection, voir par exemple Dhrymes (1997).

### III. Données et statistiques descriptives

#### 3.1. Données utilisées :

Les données sont issues de l'enquête réalisée au printemps 2001 par le Cereq<sup>4</sup> afin d'appréhender les parcours d'insertion professionnelle de près de 750 000 personnes âgées de 16 ans et plus, sorties trois ans auparavant du système éducatif, à tous niveaux de formation. L'échantillon initial de 55 000 individus 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. Afin de tenir compte du fait que dans le secteur public, l'obtention d'un emploi est souvent préalable à la connaissance de la localisation géographique de cet emploi, seuls les emplois du secteur privé ont été retenus. De cette population, on a retiré les individus travaillant à temps partiel au moment de l'enquête<sup>5</sup>. Après élimination des observations comportant des valeurs manquantes, les estimations ont porté sur 26 000 observations environ.

La base de données utilisée comporte de très nombreuses informations sur les caractéristiques personnelles de l'individu, sur son parcours scolaire, son parcours d'insertion professionnelle entre la fin des études et la date de l'enquête (41 mois), sur les caractéristiques des éventuels différents emplois occupés durant cette période de trois ans. Particulièrement intéressant pour notre propos est le fait que les informations relatives à la localisation géographique soient disponibles selon un codage par « zone d'emploi ». Ce découpage du territoire métropolitain en 348 zones territoriales délimite les périmètres dans lesquels une grande partie de la population réside et travaille à la fois. L'information sur les parcours individuels fournie par la base Cereq a été complétée par des informations économiques relatives aux zones d'emplois de résidence des individus concernés. Nous avons utilisé pour cela les données collectées par l'Insee et la Datar<sup>6</sup> et procédé à l'appariement des deux bases. Chaque observation de l'échantillon est donc composée d'informations individuelles fournies par la base Céreq et d'informations relatives d'une part à la zone d'origine de l'individu, d'autre part à sa zone de destination à l'occasion de son entrée sur le marché du travail, fournies par la base Insee-Datar.

Bien que les zones présentent une certaine « perméabilité », et donc qu'une certaine fraction de la population réalise quotidiennement des mobilités alternantes, habitant dans une, travaillant dans une autre, elles définissent de manière satisfaisante des marchés locaux du travail dans un grand nombre de cas<sup>7</sup>. Construit selon un critère de fonctionnement du marché du travail, cet espace s'avère plus cohérent avec notre problématique et donc plus approprié à la mesure de la mobilité géographique de notre population que d'autres, définis uniquement sur des bases administratives ou politiques (département, région administrative). Un second avantage est qu'il permet une approche plus précise de la mobilité résidentielle comme on peut le voir à l'aide des deux tableaux suivants. Le tableau 2 ci-dessous (colonnes 1 et 2) montre que la mobilité résidentielle intra-régionale est d'un niveau presque équivalent à la mobilité inter-régionale ; sur 26 % de mobiles, 12 % le font 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, c'est même la modalité dominante. Les colonnes 4 et 5 présentent à la population des mobiles recensée selon deux critères différents, celui du changement de région ou du changement de zone et répartie selon le niveau de formation. Le constat est celui d'une sur-représentation des plus hauts niveaux de formation lorsque l'approche est régionale.

Tableau 2 : Composition de la population des mobiles et proportion d'individus mobiles selon une

<sup>4</sup> Une présentation détaillée des modalités de l'enquête est disponible à l'adresse suivante : <http://www.cereq.fr/cereq/G98ind/enquete.htm>

<sup>5</sup> Emplois dans le secteur privé : 77,3 % du total des emplois ; emplois à temps plein : 86,1 % du total des emplois.

<sup>6</sup> Données disponibles dans le fichier « Atlas des zones d'emploi ». Voir : Atlas des zones d'emploi, Insee 1998 (CDRom).

<sup>7</sup> En effet, le taux de stabilité des actifs, défini comme la part de ceux qui résident et travaillent dans une zone d'emploi donnée parmi l'ensemble des actifs ayant un emploi et résidant dans la zone est inférieur à 70 % dans seulement 25 % des cas en 1995 (Q2 = 80 %, Q3 = 87 %, min = 23,6 %, max = 95,3 %, moyenne = 76,4 %).

### approche par région ou par zone d'emploi

Niveaux de formation	Proportion d'individus mobiles dans la population, dont :		Répartition des mobiles selon le niveau de formation		
	Mobilité résidentielle inter-régionale	Mobilité résidentielle intra-régionale	Critère : changement de région (a)	Critère : changement de zone (b)	Ecart (b) - (a)
3 <sup>e</sup> cycle du supérieur	23,9	16,3	22,9	17,2	-5,7
2 <sup>e</sup> cycle du supérieur			17,8	16,8	-1,0
1 <sup>er</sup> cycle du supérieur			26,4	28,3	+1,9
Enseignement secondaire	7,4	7,7	22,3	24,7	+2,4
Enseignement professionnel court			10,8	12,9	+2,1
Total	15,1	11,7	100,0	100,0	

### 3.2. Variables et statistiques descriptives

Les deux variables clés de notre étude sont la mobilité géographique et le salaire perçu.

La mobilité sera appréhendée à partir d'une différence observée entre la zone du domicile occupé à la fin des études et celle du domicile occupé à la date de l'enquête et codée à l'aide d'une variable binaire. Les individus dont les zones de résidence à la fin des études et au moment de l'enquête sont identiques seront considérés comme « non mobiles » (MOBI=0), ceux dont les zones de résidence ont changé seront considérés comme « mobiles » (MOBI=1). Nous prendrons en compte également cette mobilité en prenant en compte la distance de migration et utiliserons pour cela une variable à quatre modalités. Les individus mobiles seront classés selon trois modalités, définies par des zones d'origine et de destination différentes, situées i) au sein du même espace régional (MOBI =1), ii) dans des espaces régionaux différents mais ayant une frontière commune (MOBI =2), iii) dans des espaces régionaux différents sans frontière commune (MOBI =3). Par commodité, on parlera alors de mobilités de type I, II, III, caractérisées par des distances croissantes.

Les salaires correspondent au premier salaire mensuel net, incluant les primes, perçu par l'individu lorsqu'il a débuté l'emploi occupé au moment où il a été interrogé.

Nous disposons en outre de trois ensembles de variables relatives i) aux caractéristiques des individus concernés, ii) aux emplois qu'ils occupent, iii) aux zones de résidence. Différentes variables sont représentatives des caractéristiques personnelles. La durée de formation (EDUC) est introduite, mesurée par le niveau de sortie des individus traduit en nombre d'années d'études excluant tout redoublement ou avance (nombre d'années « théoriques »). Le nombre réel d'années d'études effectuées ne figurant pas dans le fichier initial, il aurait pu être déduit 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 nous permet en outre d'introduire l'âge à la fin des études (AGE) comme variable explicative, sans corrélation excessive avec la durée de formation. La vitesse à laquelle l'individu a réalisé son parcours scolaire est prise en compte par la variable DAGE ; celle-ci mesure l'écart entre l'âge à la fin des études et l'âge « théorique » d'un individu ayant effectué son parcours sans saut de classe ni redoublement. Est pris en compte également le fait d'être un homme (SEXE ; 'masculin'=1), de vivre en couple ou non (COUPL ; 'vie en couple'=1), d'avoir des enfants ou non un an après la fin des études (ENFT ; 'avoir un enfant ou plus'=1), le statut professionnel du père, distingué selon deux modalités (STATU ; 'ouvrier, employé, agriculteur' =0 ; 'artisan, commerçant, chef d'entreprise, cadre, technicien' = 1).

Comme il a été dit précédemment, certaines caractéristiques résumant le niveau de richesse, la situation économique, et l'attractivité des zones de destination et d'origine sont introduites. Elles sont

représentées par quatre indicateurs traduisant un écart entre la zone de destination et la zone d'origine des individus. Les différences de richesse entre zones sont appréciées à partir de l'écart dans le logarithme des revenus nets imposables moyens dans chacune des zones (DRIM). L'état relatif des marchés locaux du travail est apprécié par l'écart dans les taux de chômage observés (DTCHO) et par l'écart dans le logarithme du nombre total d'établissements industriels de 10 salariés et plus par km<sup>2</sup> (DETAB), traduisant la densité relative du tissu productif. Un indicateur des différences d'aménités entre les zones est introduit. L'indicateur choisi est l'écart dans le nombre de chambres d'hôtel pour 100 habitants (DHOT) ; il reflète l'attractivité des zones, due à différents facteurs tels que : des conditions climatiques avantageuses, des infrastructures culturelles nombreuses, etc.

Enfin, les variables permettant de caractériser l'emploi sont les suivantes. Les salaires sont exprimés en logarithme et contenus dans la variable WAGE. Le temps passé en emploi depuis la sortie du système éducatif (EXPE), exprimé en mois, mesure l'expérience professionnelle acquise. On prend en compte également le fait que l'individu exerce ou non des responsabilités hiérarchiques (RESPH ; Oui =1)<sup>8</sup>. Enfin, la taille de l'entreprise est codée en cinq variables binaires (T009 : moins de 10 salariés = 1 ; T049 : de 10 à 49 salariés=1 ; T199 : de 50 à 199 salariés = 1 ; T499 : de 200 à 499 salariés = 1 ; T500 : 500 salariés et plus=1).

Les statistiques descriptives relatives aux variables figurent dans le tableau 3. Les valeurs représentées sont les moyennes arithmétiques et les écarts-type, déclinées pour l'ensemble de l'échantillon et selon les modalités de la variable MOBI.

On peut constater que 25,9 % des individus sont mobiles, soit un individu sur quatre. Parmi eux, 11,3 % effectuent une mobilité de type I, 5,9% une mobilité de type II et 8,7 % une mobilité de type III. Les mobilités les plus fréquentes sont donc les mobilités les plus proches<sup>9</sup>.

Les individus ont en moyenne effectué un parcours scolaire correspondant à 12,9 années d'études, le niveau de formation augmentant continuellement avec la distance de mobilité. Ce nombre moyen d'années d'études varie de 12,4 ans pour les non mobiles à 14,3 ans pour les mobiles, soit deux années d'études supplémentaires. Au sein de la population des mobiles, une année d'étude supplémentaire différencie les mobiles de type III de ceux de type I. Le graphique 1 ci-dessous complète cette illustration des comportements de mobilité en fonction du niveau de formation : il montre que près de 70 % des non mobiles sont issus de l'enseignement professionnel court ou de l'enseignement général de niveau bac ; inversement près de 80 % des mobiles de type III ont un diplôme de l'enseignement supérieur.

---

<sup>8</sup> La question posée était la suivante : « Dans l'exercice de cet emploi, av(i)ez-vous un ou plusieurs salariés sous vos ordres ? 1= Non aucun ; 2= Oui, de 1 à 5 personnes ; 3= Oui, de 6 à 10 personnes ; 4= Oui, plus de 10 personnes ». La variable a été construite en regroupant les modalités 2 à 4 sous la modalité 'Oui'.

<sup>9</sup> Bien que cela n'apparaisse pas sur les données présentées, il est important de souligner que ceci se vérifie à tous les niveaux de formation, à l'exception du niveau le plus élevé (3<sup>e</sup> cycle du supérieur) où la mobilité de type III est de loin la plus fréquente puisqu'elle concerne 29 % des individus, soit davantage que les deux autres types de mobilité réunis (27 %).

Tableau 3 : Statistiques descriptives

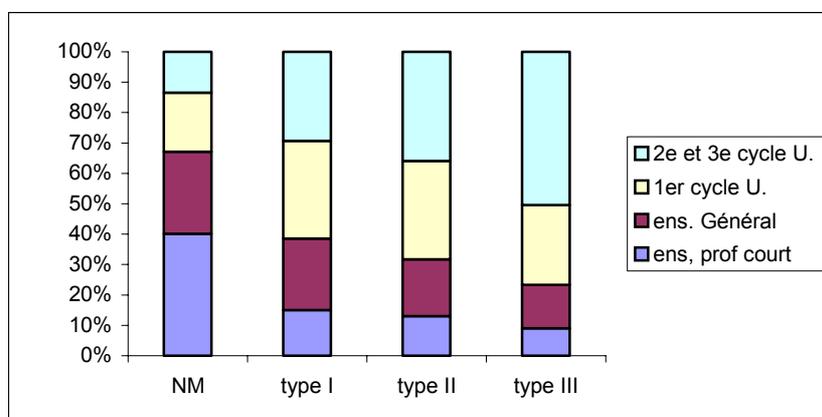
Variables	Ensemble		Non mobiles		Mobiles							
					Ensemble		Type I		Type II		Type III	
	moyenne	ec.type	moyenne	ec. type	moyenne	ec. type	moyenne	ec. type	moyenne	ec. type	moyenne	ec. type
EDUC	12,861	2,414	12,369	2,288	14,268	2,201	13,854	2,164	14,207	2,164	14,847	2,148
AGE	21,387	2,754	20,985	2,732	22,534	2,481	22,187	2,481	22,487	2,462	23,018	2,415
DAGE	2,526	1,829	2,617	1,835	2,266	1,788	2,333	1,797	2,280	1,778	2,171	1,781
SEXE <sup>a</sup>	0,622		0,651		0,542		0,520		0,548		0,565	
COUPL <sup>a</sup>	0,337		0,279		0,501		0,547		0,465		0,465	
ENFNT <sup>a</sup>	0,012		0,013		0,010		0,012		0,011		0,008	
STATU <sup>a</sup>	0,384		0,349		0,485		0,451		0,459		0,548	
DRIM <sup>b</sup>	0,020	0,123	0,000	0,000	0,078	0,233	0,010	0,157	0,078	0,220	0,166	0,288
DETAB <sup>b</sup>	0,101	0,849	0,000	0,000	0,389	1,634	0,105	1,438	0,405	1,668	0,748	1,774
DTCHO	-0,123	1,713	0,000	0,000	-0,474	3,340	-0,035	2,887	-0,622	3,297	-0,944	3,813
DHOT	0,075	1,179	0,000	0,000	0,289	2,302	0,059	1,890	0,406	3,353	0,509	1,844
EXPE	9,176	10,232	9,099	10,286	9,398	10,076	9,516	10,205	9,605	9,980	9,104	9,969
RESPH <sup>a</sup>	0,225		0,211		0,267	0,442	0,248		0,272		0,289	
WAGE <sup>b</sup>	7,001	0,320	6,956	0,300	7,128	0,341	7,064	0,326	7,110	0,316	7,223	0,354
T009 <sup>a</sup>	0,286		0,298		0,251		0,269		0,246		0,230	
T049 <sup>a</sup>	0,248		0,251		0,238		0,255		0,256		0,205	
T199 <sup>a</sup>	0,200		0,198		0,206		0,195		0,210		0,219	
T499 <sup>a</sup>	0,121		0,117		0,132		0,131		0,130		0,136	
T500 <sup>a</sup>	0,145		0,135		0,172		0,150		0,158		0,210	
N	25 905		19 192		6 713		2 932		1 527		2 254	
%	100,0		0,741		0,259		0,113		0,059		0,087	

Les écarts-type sont indiqués pour les variables continues

<sup>a</sup> : variables dummies

<sup>b</sup> : en logarithmes

Graphique 1 : Répartition selon le niveau de formation - par type de mobilité



Pour l'ensemble de la population, le parcours scolaire a été effectué à un rythme plus lent de 2,6 ans que la normale<sup>10</sup> mais ce rythme est plus rapide pour les mobiles et augmente avec la distance de migration.

62 % des individus sont des hommes ; cette proportion est plus élevée que dans l'échantillon de départ (53 %) et s'explique largement tout d'abord par la limitation au secteur privé, les femmes étant plus nombreuses à trouver un emploi dans le secteur public, ensuite par l'élimination des personnes n'occupant pas un emploi à temps plein au moment de l'enquête. On constate que les femmes sont nettement plus présentes dans la population mobile que parmi les non-mobiles.

La vie maritale concerne 34 % des individus en moyenne, mais 50 % des mobiles et seulement 28 % des individus non-mobiles. 38% ont un père appartenant aux catégories sociales les plus élevées en termes d'éducation et/ou de revenu ; cette proportion diffère fortement selon le comportement de mobilité : elle est de 35 % pour les non mobiles, de 49 % pour les mobiles et atteint 55 % pour les mobiles de type III.

Globalement les variables caractérisant les zones du point de vue de la richesse moyenne, de la densité d'établissements de production, de la situation de l'emploi, des aménités présentes, traduisent toutes un écart en faveur des zones de destination. Concernant les écarts de niveau de richesse et de densité d'établissements, ils augmentent avec l'éloignement entre l'origine et la destination ; ainsi, les mobiles résident dans une zone dont le niveau de richesse est de 7,8% supérieur, en moyenne, à celui de leur zone d'origine et cette proportion atteint 16,6 % pour ceux ayant effectué une mobilité de type III. Concernant les taux de chômage et la part des infrastructures hôtelières, l'écart est également en faveur des zones de destination ; ainsi les mobiles migrent, en moyenne, vers des zones dont le taux de chômage est inférieur de 0,5 point de pourcentage à celui de leur zone d'origine, l'écart étant de 0,9 point pour les mobiles de type III.

L'expérience professionnelle acquise préalablement à l'embauche dans l'emploi occupé au moment de l'enquête est de 9 mois en moyenne. 23 % des individus exercent des responsabilités hiérarchiques dans l'emploi occupé, cette proportion étant plus élevée pour les individus mobiles et tendant à augmenter avec la distance de mobilité. Enfin, 26,6 % travaillent dans une entreprise de 200 salariés et plus, les mobiles étant plus fréquemment employés dans des entreprises de grande taille.

Le salaire perçu au moment de l'enquête est en moyenne de 1098 euros<sup>11</sup> ; il est de 1049 euros pour les non mobiles et 1246 euros pour les mobiles dans leur ensemble. Ce salaire croît avec la distance de migration : il est respectivement de 1169 euros, 1224 euros, 1371 euros pour les mobiles de type I, II et III.

#### **IV. Résultats économétriques**

##### *4.1. Mobiles versus non mobiles*

Conformément à ce qui a été présenté dans la section II, on estime dans un premier temps l'équation de sélection en régressant par une spécification Probit, pour la totalité des observations, la variable MOBI sur un ensemble de variables exogènes du modèle, telles que définies dans le membre de droite de l'équation (4), ceci afin d'obtenir les valeurs  $\lambda_i$  qui permettront ensuite de corriger le biais de sélection dans les équations de gains. Les résultats d'estimation sont présentés au tableau 4, colonnes 1 et 2.

Le modèle est globalement très significatif et l'hypothèse de nullité globale des pentes est rejetée. Les coefficients des variables représentatives des caractéristiques individuelles sont tous très significativement différents de 0. Nous reviendrons ultérieurement sur l'analyse détaillée des résultats

---

<sup>10</sup> Cette valeur élevée s'explique en partie par des reprises d'étude qui tirent la moyenne vers le haut.

<sup>11</sup> Rappelons qu'il s'agit des salariés du secteur privé, travaillant à temps complet.

relatifs à ces variables.

Tableau 4- Décision de migration (Probit)

	Forme réduite		Forme structurelle		Forme structurelle (mobilité inter-régionale)	
	Coeff.	t-ratio	Coeff.	t-ratio	Coeff.	t-ratio
Constant	-3,0712	-38,052	-1,9600	-13,436	-2,7662	-19,336
DWAGE			2,9146	7,947	2,5433	6,204
RESPH	0,1020	4,724				
EXPE	0,0072	8,020				
T009	-	-				
T049	0,0160	0,635				
T199	-0,0073	-0,274				
T499	-0,0271	-0,860				
T500	-0,0119	-0,399				
EDUC	0,1990	32,766	0,0567	3,072	0,0716	3,674
SEXE	-0,0656	-3,416	-0,0804	-4,193	-0,0361	-1,619
AGE	-0,0227	-4,422	-0,0101	-1,889	0,0036	0,549
COUPL	0,4218	21,716	0,4235	21,828	0,1921	8,547
ENFNT	-0,5089	-5,945	-0,5070	-5,929	-0,4647	-4,445
STATU	0,0634	3,276	0,0663	3,436	0,0857	3,844
DRIM	1,6580	13,985	1,6592	14,001	2,4482	19,521
DETAB	0,0570	3,491	0,0574	3,518	-0,0002	-0,012
DTCHO	-0,0391	-7,032	-0,0392	-7,048	-0,0401	-6,820
DHOT	0,0525	7,057	0,0523	7,016	0,0586	7,758
Khi-deux	5063		5040		4296	
N	25911		25911		25911	

Le second temps consiste à estimer les gains associés aux différents types de mobilité et ce, en fonction de caractéristiques, individuelles d'une part, relatives à l'emploi d'autre part. Concernant ces dernières, n'ont été retenues comme variables explicatives que celles contenant des informations pouvant être connues du salarié avant la prise de l'emploi. Dans la mesure où les équations de gains sont utilisées ici pour éclairer la décision de mobilité, il est normal de ne pas retenir des variables qui ne pouvaient être appréciées par le salarié avant la prise de l'emploi. Les résultats d'estimation sont présentés au tableau 5 ci-dessous. Les gains sont estimés séparément pour les non mobiles et les mobiles. Cette démarche repose sur l'hypothèse que chaque variable explicative n'exerce pas la même influence sur les salaires selon le groupe, les coefficients estimés pouvant varier d'un groupe à l'autre. Une estimation portant sur l'ensemble de l'échantillon et incluant une variable indicatrice pour caractériser la mobilité aurait, à l'inverse, permis moins de souplesse dans l'estimation.

Les coefficients relatifs à la variable  $\lambda$  sont significativement différents de 0 pour les non mobiles et les mobiles. Ils traduisent donc 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 séminale de Nakosteen et Zimmer mettait en avant un coefficient

significatif pour les non-migrants et non significatif 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 est que ces coefficients sont négatifs. Ils traduisent la corrélation négative entre le résidu d'estimation de l'équation de sélection et celui de chacune des équations de gains. Un coefficient significatif et négatif pour les mobiles traduit un effet de sélection négatif. Il signifie qu'ils perçoivent un salaire significativement inférieur à celui qui aurait été perçu par des individus strictement identiques au plan de l'observation mais qui auraient été affectés à la population des non mobiles par un tirage au hasard dans l'ensemble de la population. Ce résultat est contre-intuitif, des coefficients positifs pour les mobiles étant plutôt attendus, principalement du fait de 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,  $\lambda_n$  prenant des valeurs négatives (voir page 7). 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-mobiles par un tirage aléatoire. Il y a donc de leur part une perception du désavantage salarial qu'aurait engendré une mobilité géographique<sup>12</sup>.

L'examen des travaux cités précédemment ne livre pas de résultats empiriques clairs et concordant concernant le signe des coefficients affectant  $\lambda$ . Ainsi, Nakosteen et Zimmer, observent une absence d'effet de sélection pour les mobiles et un effet de sélection positif pour les non-migrants<sup>13</sup>. Falaris observe un effet de sélection négatif pour les mobiles dans les deux équations pour lesquels l'effet est significatif. Concernant l'étude de Yankow, l'auteur précise que « le signe des coefficients estimés suggère une sélection positive... »<sup>14</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<sup>15</sup>.

Le troisième constat est le niveau élevé du coefficient attaché à  $\lambda_n$  en comparaison de celui affecté à  $\lambda_m$ . L'effet de sélection est nettement positif pour les non mobiles mais assez faiblement négatif pour les mobiles. Nos résultats sont, de ce point de vue, assez proches de ceux obtenus par Nakosteen et Zimmer.

Si l'on examine maintenant les coefficients estimés pour les différentes variables incluses, un enseignement important 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

---

<sup>12</sup> Les différentes spécifications testées pour l'équation de décision ainsi que les tests effectués sur différents sous-échantillons ne modifient pas les résultats énoncés relatifs aux coefficients  $\lambda$ .

<sup>13</sup> Leurs estimations portent sur un échantillon de taille nettement plus modeste que celui utilisé ici et les spécifications qu'ils retiennent pour l'équation de décision et l'équation de gains n'incluent qu'un petit nombre de variables. En particulier, l'équation de gains n'inclut que deux variables et ne prend pas en compte le niveau d'éducation dont on sait qu'elle est une variable clé.

<sup>14</sup> L'auteur ne reporte pas la valeur des coefficients dans les résultats qu'il présente.

<sup>15</sup> Voir Gabriel et Schmitz (1995) pour un test empirique direct de l'existence d'un effet de sélection positif pour les migrants. Ils observent que les migrants avaient eu préalablement plus de « succès » sur le marché du travail que les non-migrants possédant des caractéristiques observables identiques, traduisant le fait que les premiers avaient davantage de capacités et/ou de motivation que les seconds et ils concluent à la présence d'un effet de sélection favorable.

recherche d'emploi, au mieux ils valorisent l'investissement en capital humain qu'ils ont réalisé précédemment. Les taux de rendement sont en effet de 3,7% pour les non mobiles et de 8,2% pour les mobiles.

Le fait d'être un homme apporte un supplément de salaire mais ce bonus n'est guère différent selon que l'individu est mobile ou non. Avoir terminé ses études en avance par rapport à l'âge théorique n'est pas un facteur de gain supplémentaire, au contraire. Cet indicateur, souvent utilisé dans les fonctions de gains comme proxy des aptitudes non révélées par le niveau d'éducation, n'a pas ici l'effet attendu. Une explication tient peut-être aux reprises d'études ou au travail salarié durant les études : l'individu sort plus tard sur le marché du travail mais a acquis une expérience professionnelle qui est valorisée. Le rendement de l'expérience acquise antérieurement est plus élevé pour les mobiles que pour les non mobiles (6,8% en rendement annuel contre 4,4%)<sup>16</sup>. Comme on pouvait s'y attendre, le fait d'exercer des responsabilités hiérarchiques influe positivement sur le salaire. Toutes choses égales par ailleurs, cette caractéristique est davantage valorisée pour les mobiles que pour les non mobiles. Enfin la taille de l'entreprise joue également un rôle, le supplément de salaire apporté par rapport à la catégorie de référence (les entreprises de moins de 10 salariés) augmentant fortement et continûment avec la taille.

Tableau 5 : Equations de gains

Variables	Mobiles		Non Mobiles		Mobiles		Non Mobiles	
	Coeff.	t ratio	Coeff.	t ratio	Coeff.	t ratio	Coeff.	t ratio
Constant	5,7658	162,678	6,1614	309,336	5,6526	231,575	5,9785	478,044
EDUC	0,0816	42,164	0,0369	18,003	0,0862	55,341	0,0594	69,287
SEXE	0,1278	19,755	0,1202	26,028	0,1218	18,778	0,1064	26,604
DAGE	0,0185	10,104	0,0229	19,842	0,0176	9,509	0,0222	21,570
RESPH	0,0628	8,666	0,0408	7,819	0,0622	8,528	0,0473	10,369
EXPE	0,0055	17,178	0,0036	16,786	0,0061	18,764	0,0047	25,637
T009	-	-	-	-	-	-	-	-
T049	0,0063	0,696	0,0218	3,867	0,0064	0,702	0,0165	3,304
T199	0,0681	7,157	0,0709	11,751	0,0708	7,404	0,0670	12,419
T499	0,1116	10,269	0,1140	15,882	0,1191	10,874	0,1094	16,935
T500	0,1568	15,394	0,1916	28,066	0,1659	16,115	0,1894	30,699
$\lambda$	-0,0386	-4,463	-0,2808	-12,918				
R <sup>2</sup> Aj	0,424		0,304		0,409		0,278	
N	6719		19192		6908		19855	

Les quatre dernières colonnes du tableau 5 reportent les résultats obtenus en estimant l'équation de gains sur les échantillons séparés, sans correction du biais de sélection. On constate que certains coefficients sont biaisés « vers le haut », particulièrement pour les non mobiles, lorsqu'on n'intègre pas l'effet de sélection : ce sont ceux de l'éducation, de l'expérience et des responsabilités hiérarchiques. A l'inverse, on voit que la non prise en compte de l'effet de sélection conduit notamment à légèrement sous estimer l'impact du sexe (le fait d'être un homme) sur le salaire.

Les coefficients non biaisés obtenus nous permettent de calculer les salaires prédits pour chaque

<sup>16</sup> Il s'agit de l'expérience acquise depuis la sortie du système éducatif. Celle acquise antérieurement, dans le cas d'une reprise d'études ou d'un travail pendant les études, n'est pas incluse.

individu en situation de mobilité ou de non mobilité. On estime ainsi les salaires  $\hat{W}_{im}$  et  $\hat{W}_{in}$  et l'écart  $(\hat{W}_{im} - \hat{W}_{in})$ , contenu dans la variable DWAGE. Il nous est maintenant possible de revenir à la forme structurelle de l'équation de décision formulée à l'équation (2) et d'estimer économétriquement cette équation, selon les modalités exposées à la section 2, en incluant l'écart de salaire dans l'estimation Probit, en remplacement des variables incluses dans le vecteur  $N_i$  utilisées pour estimer l'équation (4). Les résultats du modèle Probit sont présentés au tableau 4 (colonnes 3 et 4). Il en ressort que la décision de migrer est liée positivement au niveau d'éducation. Le coefficient estimé est plus faible que celui obtenu pour l'équation de sélection. Ceci s'explique par le fait qu'une partie de l'effet de l'éducation sur le bénéfice de la migration est captée par la variable DWAGE et traduit l'effet de l'éducation sur le supplément salarial découlant de la mobilité. L'effet restant, exprimé ici par le coefficient, traduit l'abaissement des coûts de mobilité (psychologique et d'information) au fur et à mesure que le niveau d'éducation augmente. Nous avons donc une réponse au problème laissé sous forme interrogative dans le tableau 1.

Le coefficient négatif affecté à la variable SEXE qui traduit la plus faible probabilité de migrer lorsque l'individu est de sexe masculin est plutôt une surprise. Nous avons postulé l'inverse dans la section 2, invoquant la plus forte aversion pour le risque de la population féminine. Deux remarques peuvent être faites qui rendent compatible l'hypothèse d'une plus grande aversion féminine pour le risque avec le résultat observé. Tout d'abord, 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. Ensuite, 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 de l'éloignement sont faibles. Une troisième remarque consiste à prendre en compte le fait qu'il s'agit d'une population jeune. A l'inverse des deux précédentes, elle remet en cause notre hypothèse initiale, à savoir qu'il n'est pas sûr que les comportements postulés se vérifient pour les jeunes générations.

L'âge dont on a postulé l'effet négatif sur la probabilité de migrer est ici affecté d'un coefficient non significatif du fait de la grande homogénéité de la population étudiée du point de vue de ce critère. La vie en couple influe positivement sur la migration. Comme nous l'avons envisagé, pour une population jeune, en phase d'insertion, cette situation favorise une dynamique de mobilité, notamment en atténuant les coûts psychologiques. Cet effet positif se manifeste uniquement pour les couples sans enfant. On constate en effet que le fait d'être parent diminue la probabilité de migrer. Le statut social du père a l'effet attendu, un statut plus élevé augmentant la probabilité de migrer du fait d'un abaissement des coûts psychologiques et d'information. L'impact de cette variable sur la décision de migrer est cependant nettement plus faible que celui des situations matrimoniale et parentale.

Comme nous l'avons souligné précédemment, le comportement de l'individu est guidé par le bénéfice immédiat qu'il peut retirer de la migration mais également par les bénéfices futurs qu'il anticipe. Ceux-ci peuvent s'appréhender par le choix de s'insérer sur un marché du travail structurellement dynamique plutôt que déprimé, de préférer un espace à plus haut niveau de vie et possédant des aménités attractives. L'examen des coefficients des quatre variables retenues pour exprimer ce type de choix nous montre globalement que les caractéristiques des espaces d'origine et de destination sont bien pris en compte par les individus. C'est particulièrement vrai pour l'écart de niveau de vie entre les zones. Concernant l'état du marché du travail, tant l'écart dans la densité du nombre d'établissements que celui des taux de chômage entre les zones sont bien intégrés dans la décision. Plus le tissu est dense et plus le taux de chômage est faible et plus l'individu anticipe une carrière salariale favorable et est incité à migrer. La perception d'aménités est également un critère pris en compte par les candidats à la migration comme en témoigne le coefficient positif et très significatif affecté à la variable DHOTEL.

Enfin, l'écart de rémunération, représenté par la variable DWAGE, est affecté d'un coefficient très largement positif, traduisant le fait qu'un supplément salarial exerce un significatif sur la décision de migrer.

Qu'en est-il des résultats précédents si l'on considère uniquement la mobilité inter-régionale au lieu de raisonner au niveau plus fin des zones d'emploi comme on l'a fait jusque là ? Nous avons vu précédemment que cela sous-estimait fortement les effectifs de mobiles, notamment parmi la population à plus bas niveau de formation, mais qu'en est-il des différences dans l'appréhension des comportements de mobilité ? Nous avons reconstruit la variable MOBI en sorte que seuls les mouvements inter-régionaux soient considérés comme relevant de la mobilité et réestimé le modèle dans ce cadre. Les résultats de l'estimation Probit de l'équation structurelle sont présentés au tableau 4 dans les colonnes 5 et 6, mais la comparaison directe des coefficients ne permet pas d'apprécier les différences entre les deux modèles. De ce fait, nous avons fait figurer au tableau 6 ci-dessous les effets marginaux issus des estimations de ces deux équations, calculées pour l'individu moyen. On constate ainsi qu'une variation de salaire affecte fortement la probabilité de migration, mais l'impact du salaire sur la décision de migration est nettement atténué si l'on considère la mobilité au niveau inter-régional. A l'inverse, être un homme plutôt qu'une femme diminue la probabilité de migrer d'une zone à l'autre de 2,5 %, mais le sexe n'a plus d'effet significatif sur la probabilité de migration d'une région à l'autre. De même, alors que la vie en couple augmente de 13 % la mobilité de migrer (par rapport à la situation de célibataire) lorsqu'on considère la mobilité inter-zones, elle l'augmente de 4% seulement dans une approche inter-régionale. Le constat est le même pour le fait d'avoir des enfants dont l'effet négatif sur la mobilité est fortement atténué.

Tableau 6 : Effets marginaux sur la probabilité de migrer

	Mobilité inter-zones		Mobilité inter-régions	
	Proba	t ratio	Proba	t ratio
DWAGE	0,8821	7,955	0,4824	6,219
EDUC	0,0172	3,071	0,0136	3,673
SEXE	-0,0245	-4,167	-0,0069	-1,611
AGE	-0,0031	-1,889	0,0007	0,549
COUPL	0,1340	21,122	0,0379	8,260
ENFNT	-0,1238	-7,800	-0,0658	-6,372
STATU	0,0202	3,417	0,0165	3,798
DRIM	0,5021	13,902	0,4643	18,888
DETAB	0,0174	3,517	-0,0000	-0,012
DTCHO	-0,0119	-7,036	-0,0076	-6,797
DHOT	0,0158	7,004	0,0111	7,724

#### 4.2. Prise en compte de la distance de migration

L'étude peut maintenant être approfondie en tenant compte de la distance de migration et en distinguant, comme on l'a précisé précédemment, trois types de mobilité (I, II et III), caractérisés par une distance croissante. La décision de migrer est liée à un rendement positif ( $B_i > 0$ ) mais on fait l'hypothèse que l'individu tient compte de la distance de migration. Comme cela a été dit dans la section 2, la distance augmente le montant des dépenses à engager et par conséquent l'investissement devient plus risqué. Si l'individu est prêt à migrer dès lors que  $B_i > 0$ , la distance acceptée sera conditionnée par le niveau du bénéfice correspondant. Plus le bénéfice est élevé, plus l'individu accepte une mobilité lointaine, les seuils de bénéfice étant en quelque sorte les différentes primes de risque exigées par l'individu. Si le lieu de résidence est le même ( $M_i=0$ ), on admet que  $B_i$  est inférieur ou égal au seuil  $b_0$  correspondant à un bénéfice nul et donc que l'individu n'a pas trouvé, sur les autres marchés locaux du travail, des conditions salariales avantageuses permettant de compenser, et au-delà, les coûts engendrés par la mobilité. Si l'individu a accepté un emploi sur un marché du travail local différent et a changé de résidence ( $M_i \neq 0$ ), c'est qu'il a atteint l'un des seuils de bénéfices  $b_m$  associés aux distances 1,2,3.

La décision de migrer est modélisée à l'aide d'un Probit ordonné et les biais de sélection sont corrigés dans les quatre équations de gains correspondantes (voir annexe 2). La forme structurelle n'est pas estimée car, contrairement au cas binaire, il existe plusieurs décisions alternatives à la décision de ne pas migrer et donc plusieurs salaires alternatifs.

Les coefficients issus de la forme réduite du Probit ordonné sont peu différents de ceux du Probit binaire pour les variables correspondantes et ne nécessitent pas de commentaires particuliers. Les résultats ont été placés en annexe 3. Une différence cependant avec le modèle binaire tient aux différents niveaux de seuil de bénéfices. On constate que ces seuils sont significativement différents entre eux, traduisant donc des modèles différenciés selon les types de mobilité et confirmant l'idée de seuils de bénéfices décisifs de la distance de mobilité<sup>17</sup>.

Les estimations des quatre équations de gains sont présentées au tableau 7. On retrouve des valeurs proches de celles estimées préalablement pour les coefficients de la variable  $\lambda$  : une valeur élevée, négative et très significative pour les non mobiles, des valeurs plus faibles, négatives et moins significativement différentes de 0 pour les trois types de mobilité. Les enseignements les plus importants concernent l'effet du niveau d'étude et de l'expérience professionnelle antérieure : l'impact sur le salaire est d'autant plus élevé que la mobilité se fait sur une longue distance. Concernant l'éducation, la mobilité de type III procure un rendement par année d'étude d'un tiers plus élevé par rapport à une mobilité de type II et trois fois plus élevé qu'une mobilité de type I. Le rendement de l'éducation est plus faible pour les mobiles de type II que pour les mobiles de type I. Les rendements de l'expérience sont de 8,2 % sur une base annuelle pour une mobilité de type III et de 6,3 % pour une mobilité de type II ou I.

A l'aide des coefficients obtenus, on a simulé l'écart de salaire en pourcentage lié à l'accroissement de la distance de migration, cela pour un individu considéré de sexe masculin, ayant deux ans de retard dans sa scolarité, 9 mois d'expérience professionnelle, n'exerçant pas de responsabilité hiérarchique et travaillant dans une entreprise de 50 à 200 salariés. Le même individu est considéré avec 10, 12, 14 et 17 ans d'études<sup>18</sup>. Les résultats sont reportés au graphique 2 ci-dessous. On en tire les enseignements suivants.

i) La mobilité apporte un supplément salarial même si cette mobilité se fait sur une courte distance. Cependant le bénéfice de migrer sur une courte distance est nettement différencié selon le niveau d'études. L'accroissement relatif de rémunération est bien plus important pour ceux qui ont un haut niveau d'études (+37%) que pour ceux qui sortent du système éducatif au seuil de scolarité obligatoire (+3%).

ii) Les bénéfices marginaux sont positifs, sauf pour les individus ayant 10 ou 12 ans d'études pour qui ils deviennent négatifs ou nuls lorsqu'ils accroissent la distance de migration et réalisent une mobilité de type III. Il découle donc du modèle que les individus issus de l'enseignement professionnel court ou de niveau baccalauréat auront intérêt à privilégier une mobilité de type II.

iii) Les bénéfices marginaux sont globalement décroissants. Autrement dit, même si le salaire augmente avec la distance de migration, le supplément de salaire tend à diminuer au fur et à mesure que la distance croît. Toutefois, d'après le modèle, les individus les mieux dotés en capital scolaire ne tirent qu'un faible avantage d'une mobilité de type II ; par contre une mobilité plus longue leur apporte à nouveau un bénéfice marginal important.

<sup>17</sup> On a  $b_1(=0,5035) \neq b_0(=0)$  et  $b_2(=0,8878) \neq b_1$ .

L'écart entre  $b_2$  et  $b_1$  repose sur le test suivant :  $H_0 : b_2=b_1 \Leftrightarrow b_2-b_1=0$  versus  $H_1 : b_2-b_1 \neq 0$ . Sous  $H_0$ ,  $t = \frac{(\hat{b}_2 - \hat{b}_1) - 0}{\hat{\sigma}_{\hat{b}_2 - \hat{b}_1}} = 27,84$  ( t

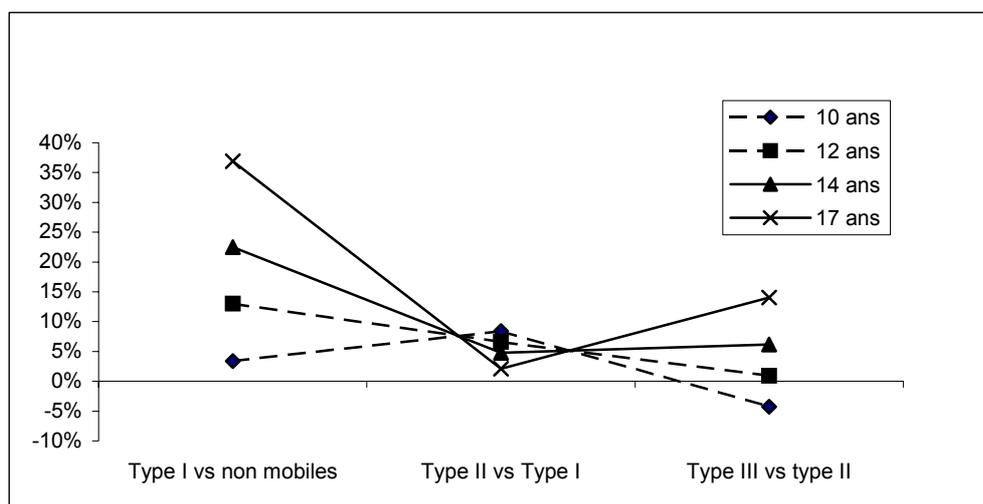
suit une loi de Student (n-k-1)).

<sup>18</sup> Ce qui correspond aux niveaux suivants : enseignement professionnel court, niveau bac, bac+2,, bac+5.

Tableau 7 : Equations de gains

	Mobilité type III		Mobilité type II		Mobilité type I		Non Mobiles	
	coeff	t ratio	coeff	t ratio	coeff	t ratio	coeff	t ratio
Constant	5,6213	92,885	5,9766	92,254	5,7750	113,019	6,2261	313,426
EDUC	0,0939	28,780	0,0677	17,800	0,0768	25,167	0,0290	13,497
SEXE	0,1440	12,680	0,0982	7,480	0,1257	13,026	0,1208	29,809
DAGE	0,0125	3,921	0,0206	5,499	0,0217	7,976	0,0229	22,879
RESPH	0,0559	4,573	0,0545	3,732	0,0732	6,516	0,0355	7,641
EXPE	0,0066	11,629	0,0051	7,730	0,0051	10,714	0,0034	17,951
T009	-		-		-		-	
T049	0,0228	1,368	-0,0068	-0,371	0,0068	0,514	0,0241	4,909
T199	0,0707	4,236	0,0637	3,303	0,0608	4,281	0,0710	13,518
T499	0,1080	5,668	0,1011	4,533	0,1149	7,137	0,1172	18,652
T500	0,1362	7,903	0,1514	7,088	0,1636	10,552	0,1909	31,938
$\lambda$	-0,0282	-2,771	-0,0429	-3,665	-0,0140	-1,198	-0,3768	-15,761
R <sup>2</sup> Aj	0,459		0,369		0,383		0,305	
N	2254		1527		2932		19192	

Graphique 2 : Supplément de salaire apporté par la mobilité selon la distance de migration, pour un individu donné, avec nombre variable d'années d'études



## V. Conclusion

Dans cette étude, nous avons modélisé la décision de mobilité géographique d'une cohorte d'individus primo-entrants sur le marché du travail et ayant trouvé effectivement un emploi. Nous avons fait intervenir pour cela, un ensemble de variables reflétant des caractéristiques individuelles, des caractéristiques économiques des espaces d'origine et de destination et certaines caractéristiques du poste de travail, perceptibles avant l'occupation de l'emploi et pouvant de ce fait intervenir dans le choix.

Les résultats économétriques obtenus apportent, sur l'échantillon pris en compte, une validation empirique intéressante de la problématique de la mobilité reposant sur une analyse coûts-bénéfices, telle qu'elle a pu être proposée par Hicks (1932) et Sjaastadt (1962). L'estimation Probit de l'équation structurelle modélisant la décision fait ressortir que le différentiel de salaire, largement en faveur des mobiles, est une composante essentielle de la décision de mobilité. Interviennent également de manière décisive, les niveaux de richesse, l'état relatif des marchés du travail locaux et les aménités offertes dans les zones d'origine et de destination que l'on a considérés comme des éléments d'appréciation d'une carrière salariale future. A l'inverse, selon leur sexe, leur âge, leur origine familiale, leur niveau d'éducation, leur situation familiale, les individus subissent des coûts de migration différenciés qui sont également explicatifs de la décision prise.

Le niveau d'éducation est une variable clé. Le modèle fait ressortir que la mobilité est beaucoup mieux valorisée au plan salarial lorsque l'individu a un niveau d'éducation plus élevé. Parallèlement, l'éducation tend à abaisser les coûts ce qui ajoute encore à l'incitation à la mobilité. L'origine sociale du père y contribue également ainsi que la vie en couple alors que le fait d'avoir des enfants freine cette mobilité. La probabilité de migrer plus forte pour les filles est un résultat plutôt inattendu pour lequel on a proposé des éléments d'explication mais qui reste à approfondir.

L'estimation préalable d'une forme réduite de l'équation modélisant la décision a mis en évidence la présence d'un biais de sélection dans les populations de mobiles et de non mobiles. La présence d'un biais de sélection positif pour la catégorie des non mobiles est conforme à ce qui a pu être observé dans d'autres études et s'est révélée robuste à différentes spécifications pour l'équation de sélection ainsi qu'à des tests sur divers sous-échantillons. Elle demande néanmoins confirmation, d'autant que le biais de sélection négatif pour les mobiles, même s'il est faible, est plutôt inattendu.

Une originalité de cette étude a été la possibilité d'utiliser un découpage spatial fin qui révèlent les comportements de mobilité des individus les moins pourvus en capital scolaire. Ce découpage a également permis d'introduire la notion de distance et de distinguer ainsi quatre types de mobilité, caractérisés par une distance croissante. Nous avons pu faire un certain nombre de constats empiriques parmi lesquels un au moins peut apparaître comme un véritable fait stylisé : la distance de migration augmente avec le niveau de formation des individus. En complément, on a pu noter qu'à l'exception de la frange la plus qualifiée de la population, les mobilités les plus fréquentes restent les mobilités les plus courtes.

L'estimation de fonctions de gains incorporant les biais de sélection a fait ressortir que les rendements de l'éducation et de l'expérience augmentent fortement avec la distance de migration. Ainsi, les rendements de l'éducation associés à une mobilité de type III sont trois fois supérieurs à ceux des non mobiles et ceux de l'expérience deux fois supérieurs. De telles différences traduisent l'importance des phénomènes d'appariement sur le marché du travail dans la détermination du revenu : si deux individus identiques au plan de l'observation rentabilisent de manière aussi différente une année supplémentaire d'éducation, c'est quelque part que la mobilité leur permet d'ajuster au mieux leur qualification précise avec un ensemble de compétences exigées par le poste de travail. Cependant, le choix de la distance de mobilité doit tenir compte du niveau de formation. Ainsi, on a vu qu'une mobilité de type III n'apportait aucun supplément salarial notable à ceux issus de l'enseignement secondaire, professionnel ou général.

## Références :

- Baccaini B. (2001), "Les migrations internes en France de 1990 à 1999 : l'appel de l'Ouest", *Economie et Statistiques*, n° 344, 39-79.
- 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.
- 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.
- INSEE (1998), *Atlas des zones d'emploi*, CD Rom.
- Dhrymes P.J. (1997), " Limited dependent variables", in : Griliches Z., Intriligator M.D. eds, *Handbook of Econometrics*, NY: North Holland, 4e ed., vol 3, chap 27, 1567-1631.
- Drapier C., Jayet H. (2002), "Les migrations des jeunes en phase d'insertion professionnelle en France - Une comparaison selon le niveau de qualification ", *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, n°3, 356-375.
- Dumartin S. (1995), "Mobilité géographique et insertion professionnelle des jeunes", *Economie et Statistiques*, n° 283-284, 97-110.
- Falaris M. (1988), "Migration and wages of young men", *Journal of Human Resources*, vol. XXIII (4), 514-534.
- Finnie R. (1999), "Inter-provincial migration in Canada : a longitudinal analysis of movers and stayers and the associated income dynamics", *Canadian Journal of Regional Science*, vol. XXII (3), 227-262.
- Gabriel P.E., Schmitz S. (1995), "Favorable self-selection and the internal migration of young white males in the U.S.", *Journal of Human Resources*, vol. XXX (3), 460-471.
- Goetz S.J. (1999 ), "Migration and local labor market" in : *The web book on regional science*, Regional Research Institute ed., <http://www.rri.wvu.edu/regscweb.htm>
- Greenwood M.J. (1975), "Research on internal migration in the U.S.", *Journal of Economic Literature*, vol. 13 (2), 397-422.
- Greenwood M.J. (1985), "Human migration: theory, models and empirical studies", *Journal of Regional Science*, vol. 25 (4), 521-544.
- 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.
- Krieg R.G. (1997), " Occupational change, employer change, internal migration, and earnings", *Regional Science and Urban Economics*, vol 27 (1), 1-15.
- Nakosteen R.A., Zimmer M. (1980), "Migration and income: the question of self-selection", *Southern Economic Journal*, vol. 46, 840-851.

- Schultz T.W. (1975), "The value of the ability to deal with disequilibria", *Journal of Economic Literature*, vol. XIII (3), 827-846.
- Schwartz A. (1973), "Interpreting the effect of distance on migration", *Journal of Political Economy*, vol. 81 (5), 1153-69.
- Sjaastadt L.A. (1962), "The costs and returns of human migration", *Journal of Political Economy*, vol. LXX, 80-93.
- Vanderkamp J. (1971), "Migration flows, their determinants and the effects of return migration", *Journal of Political Economy*, vol. 79, 1012-1031.
- Vella F. (1997), "Estimating models with sample selection bias : a survey", *The Journal of Human Resources*, vol. XXXIII (1), 127-169.
- 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.

## Annexe 1 -

Sous sa forme structurelle, le modèle s'écrit :

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

$$w_{im} = \beta_{0m} + \beta'_{1m} X_i + \beta'_{2m} N_i + u_{im}$$

$$w_{in} = \beta_{0n} + \beta'_{1n} X_i + \beta'_{2n} N_i + u_{in}$$

En substituant :

$$B_i = a_0 + a_1 [(\beta_{0m} + \beta'_{1m} X_i + \beta'_{2m} N_i + u_{im}) - (\beta_{0n} + \beta'_{1n} X_i + \beta'_{2n} N_i + u_{in})] + a'_2 Z_i + a'_3 X_i + \varepsilon_i$$

$$B_i = (a_0 + a_1 \beta_{0m} - a_1 \beta_{0n}) + (a_1 \beta'_{1m} - a_1 \beta'_{1n} + a'_3) X_i + (a_1 \beta'_{2m} - a_1 \beta'_{2n}) N_i + a'_2 Z_i + (a_1 u_{im} - a_1 u_{in} + \varepsilon_i)$$

En posant :

$$\delta_0 = (a_0 + a_1 \beta_{0m} - a_1 \beta_{0n})$$

$$\delta'_1 = (a_1 \beta'_{1m} - a_1 \beta'_{1n} + a'_3)$$

$$\delta'_2 = a'_2$$

$$\delta'_3 = (a_1 \beta'_{2m} - a_1 \beta'_{2n})$$

$$v_i = (a_1 u_{im} - a_1 u_{in} + \varepsilon_i)$$

, on obtient la forme réduite, estimable économétriquement :

$$B_i = \delta_0 + \delta'_1 X_i + \delta'_2 Z_i + \delta'_3 N_i + v_i$$

, le vecteur  $X_i$  contenant maintenant toutes les variables représentant les caractéristiques personnelles prises en compte dans le modèle.

## Annexe 2 -

La variable  $M$ , observable, comporte 4 modalités représentant des classes de distance entre le lieu de résidence associé à l'emploi et celui précédant l'occupation de cet emploi. Elle résulte des choix découlant de la variable latente,  $B$ , non observée. Les seuils de bénéfices  $b_m$  sont des valeurs particulières de  $B$ , décidant des choix suivants : pas de mobilité, mobilité de type I, II, III. On observe :

$$M_i = \begin{cases} 0 & \text{si } B_i \leq 0 \\ 1 & \text{si } 0 < B_i \leq b_1 \\ 2 & \text{si } b_1 < B_i \leq b_2 \\ 3 & \text{si } B_i > b_2 \end{cases}$$

La probabilité d'observer un individu ayant migré sur une distance donnée sera donc (la fonction index étant donnée par l'équation (4)) :

$$\begin{aligned} \text{Prob}\{D_i=0\} &= \text{Prob}\{B_i \leq 0\} = \text{Prob}\{\delta'V_i + \varepsilon_i \leq 0\} = \Phi(-\delta'V_i) \\ \text{Prob}\{D_i=1\} &= \text{Prob}\{0 < B_i \leq b_1\} = \text{Prob}\{0 < \delta'V_i + \varepsilon_i \leq b_1\} = \Phi(b_1 - \delta'V_i) - \Phi(-\delta'V_i) \\ \text{Prob}\{D_i=2\} &= \text{Prob}\{b_1 < B_i \leq b_2\} = \text{Prob}\{b_1 < \delta'V_i + \varepsilon_i \leq b_2\} = \Phi(b_2 - \delta'V_i) - \Phi(b_1 - \delta'V_i) \\ \text{Prob}\{D_i=3\} &= \text{Prob}\{B_i > b_2\} = \text{Prob}\{\delta'V_i + \varepsilon_i > b_2\} = 1 - \Phi(b_2 - \delta'V_i) \end{aligned}$$

On estime  $\text{Prob}\{D_i = 0, \dots, 3\}$ , par la méthode du maximum de vraisemblance, à l'aide d'un Probit ordonné.

**Annexe 3 :**

Résultats d'estimation du Probit ordonné (forme réduite)

	Coeff.	t ratio
Constant	-3,1105	-40,620
RESPH	0,1054	5,310
EXPE	0,0068	7,921
T009	-	-
T049	-0,0026	-0,111
T199	-0,0045	-0,177
T499	-0,0396	-1,320
T500	-0,0058	-0,207
EDUC	0,1954	34,962
SEXE	-0,0513	-2,871
AGE	-0,0176	-3,597
COUPL	0,3390	18,951
ENFNT	-0,4838	-6,319
STATU	0,0766	4,199
DRIM	2,1121	29,412
DETAB	0,0103	0,992
DTCHO	-0,0308	-9,199
DHOT	0,0433	10,699
b <sub>1</sub>	0,5035	58,653
b <sub>2</sub>	0,8878	75,968
Khi-deux	5811	
N	25905	