

Existe-il un impact négatif de la mobilité d'emploi involontaire sur la carrière salariale : Analyse appliquée au marché du travail thaïlandais

Jongkon Kumlai¹

ATER, Doctorant- LARefi-Université Montesquieu Bordeaux IV

L'objectif de cette présente étude consiste à modéliser, d'une part, les déterminants de la mobilité professionnelle susceptibles de constituer une forme particulière de carrières salariales et, d'autre part, les effets d'une durée de chômage sur la perception de salaires courants. Compte tenu des limites méthodologiques relatives aux estimations des fonctions de gains, nous sommes amenés à adopter une technique du maximum de vraisemblance à information complète qui permet d'obtenir des coefficients sans biais, convergent et axiomatiquement efficace. L'hypothèse explicite de la croissance salariale relative à la mobilité professionnelle est remise en cause, dans la mesure où certaine catégorie de mouvement d'emploi génère non plus une hausse de salaires mais une instabilité salariale. A l'aide de l'enquête socio-économique de Panel (*HSEPS*), l'étude de l'impact de chômage sur les salaires est mise en examen. Près de 11,6 pour cent de perte de salaires est attribué aux individus mobiles lors d'un changement d'emploi involontaire. Parmi ces derniers, ce sont les moins éduqués, plus âgés et les mieux payés qui subissent le plus la réduction de revenus.

Mots-clés : mobilité professionnelle, mobilité salariale, fonction de gains, marché du travail, Thaïlande.

JEL : J21, J234, J62

¹ Doctorant au Laboratoire d'Analyse et de Recherche Economiques (LAR-efi), l'université de Bordeaux IV-Montesquieu, 33608 PESSAC Cedex-France. E-mail: okrajong@yahoo.fr Tel. 05 56 84 85 39. Cet article est destiné au colloque *Nouveau travail, nouveaux emplois, nouvelles carrières*, Vendredi 11 avril 2008 à BEM Bordeaux Management School.

1. Introduction

Bien que les études sur la relation mobilité d'emploi et croissance salariale dominent la littérature économique contemporaine, grâce à la disponibilité croissante de données de panel, les faits stylisés de leur sens de causalité ne semblent pas totalement partagés. Ce désaccord résulte vraisemblablement, d'une part, d'une existence des formes complexes et multidimensionnelles des mobilités d'emploi et, d'autre part, d'une prédominance des facteurs structurels du marché du travail. En fait, si le changement d'emploi provient d'une décision rationnelle d'un individu, la mobilité d'emploi volontaire tend alors à améliorer sa position dans l'échelle de la distribution de salaires. À l'inverse, le changement d'emploi involontaire s'associe souvent aux sources d'instabilité d'emploi et salariale, creusant ainsi des inégalités de salaires entre les mobiles et les immobiles. Dans ce contexte, il importe de se référer à deux arguments théoriques qui tentent d'avancer les explications de ce dynamisme. D'un côté, un ensemble de théories néoclassiques, tels que le modèle du capital humain spécifique, l'appariement et de la recherche optimale d'emploi, tient à confirmer la croissance générale des salaires consécutive à la mobilité d'emploi voulue. De l'autre, la vision structuraliste ou segmentationniste insiste sur le fait que la structure dynamique du marché est susceptible de dominer la décision rationnelle de la mobilité, et que la mobilité d'emploi subie s'associe à une baisse salariale. Ces différentes inspirations théoriques s'efforcent d'apporter la réponse à la question posée : la séparation de l'emploi, en passant par le chômage, induit-elle une baisse ou un gain de salaire? Ainsi, si l'on considère les théories dominantes, en particulier la théorie de la recherche d'emploi dans laquelle la situation du chômage est tout à fait volontaire – la recherche d'emploi est d'autant plus efficace que l'individu consacre à plein temps à la recherche d'emploi –, le salaire proposé est constaté supérieur au salaire courant. À l'opposé, si le chômage résulte d'un licenciement forcé, il est tout à fait possible qu'une pénalité en termes d'une baisse de revenu se produit. L'analyse consiste alors à démontrer une éventuelle perte de salaire consécutive à la mobilité d'emploi involontaire que subissent les individus mobiles.

En Thaïlande, depuis la récession économique suscitée par la crise financière de la fin des années quatre-vingt-dix, on assiste à une montée de la flexibilité de l'emploi et de la sensible rigidité salariale. En fait, au moment de l'ajustement nécessaire du marché, nombre de travailleurs ont subi un licenciement de masse². Plusieurs études s'accordent sur le fait que la pratique de l'ajustement en quantité se révèle sensiblement plus fréquente par rapport à l'ajustement en termes de prix. Dans le marché du travail thaïlandais, l'apparente flexibilité limitée de salaire est en effet une surprise, étant donné l'absence d'indications intensives de la syndicalisation susceptible d'infléchir la rigidité salariale [Behrman et *al.* (2001) p. 4]. Dans ce contexte, nous cherchons à savoir si, en Thaïlande, la

² En ce qui concerne l'ajustement par la quantité, on assiste à une flambée du taux de chômage qui est passé de 1,1 pour cent en 1996 à 3,4 pour cent en 1998, soit équivalent à une hausse de 779,700 chômeurs.

fréquence et la durée du chômage après la séparation de l'emploi induisent une certaine réduction de salaire. Pour ce faire, il faudrait considérer un différentiel de revenus entre ce que l'individu aperçoit et ce qu'il aurait dû avoir s'il ne change pas le travail. À l'aide du modèle Probit multinomial à changement de régime endogène appliqué aux enquêtes socio-économiques de Panel, réalisées en 2005 et 2006, les investigations empiriques permettent d'approximer un tel calcul. Sur le plan technique, contrairement aux modèles de sélection exogène et à deux étapes d'estimation, l'utilisation de l'approche de sélection endogène donne lieu à un ensemble de coefficients sans biais, convergents et axiomatiquement efficaces. D'une manière générale, ce type d'exercice tente de corriger les erreurs de l'hétérogénéité observée et inobservée, influençant les fonctions de gains. L'estimation du modèle considéré donne lieu à des équations simultanées, à savoir trois équations de gains (de la mobilité d'emploi volontaire, involontaire et de la stabilité d'emploi) et deux équations de sélection (de la mobilité d'emploi volontaire et involontaire). À l'issue de ces estimations, l'analyse en termes de pertes salariales par un calcul statistique sera mise en avant. Par ailleurs, il importe de noter que l'étude empirique antérieure de Pérez et Sanz (2005), à l'aide du même modèle et appliquée à certains pays européens, suggère que la mobilité d'emploi en passant par le chômage engendre des rendements négatifs dans l'ensemble des pays considérés : par rapport aux personnes immobiles, les pertes salariales des mobiles atteignent 8 % au Portugal, 19 % en Allemagne, 9 % en Espagne et 9 % en France [Pérez et Sanz (2005) p.549]. Par conséquent, les interrogations préalables de nos analyses se résument dans plusieurs directions plus ou moins spécifiques : quels sont les déterminants des mobilités d'emploi volontaires, involontaires et des immobiles ? Quelles sont les relations causales entre ces dernières et les trajectoires salariales ? Enfin, l'ultime objectif de cette analyse consiste à dégager des effets du chômage sur l'éventuelle réduction de salaire d'un individu mobile.

L'organisation se présente de la manière suivante. Dans un premier temps, il est question d'encadrer les aspects théoriques et empiriques relatifs à l'analyse de la mobilité d'emploi. Dans un second temps, à la vertu des méthodes économétriques sélectionnées, les déterminants du changement d'emploi seront traités. Dans cette même partie, l'impact des mobilités d'emploi sur les salaires et la croissance salariale sera abordé à l'aide des modèles probit multinomial à changement de régime endogène.

2. Controverses théoriques et empiriques de mobilités

A. Formes de mobilité d'emploi

Nombre d'études portant sur les dynamiques salariales font apparaître la complexité de la relation mobilités du travail et carrières salariales. Plusieurs facteurs, pouvant donner forme à la

carrière salariale d'un individu, proviennent, d'une part, d'une croissance générale des salaires dans l'économie, susceptible de contribuer à améliorer en termes absolus le niveau de rémunérations, net de l'accroissement de la productivité du travail et, d'autre part, d'une hausse de la productivité apparente par l'accumulation d'expérience et de compétence dans le marché. À ces facteurs, s'ajoute les changements de positions individuelles dans le marché du travail qui semblent participer à modifier la forme de la carrière salariale par le biais d'une mobilité inter et intra firme [Le Grand et Tåhlin (2002) p.3-4]³. Le terme *mobilité du travail* couvre plusieurs directions : il peut prendre forme d'un changement sectoriel et/ou d'entreprises, fonctionnel et socioprofessionnel. Lorsque le changement se produit au sein de la même entreprise, il s'agit de *mobilité interne*. Au contraire, quand le changement de situation correspond également à un changement d'entreprise ou d'employeur, on parlera de *mobilité externe* [Bédoué (1992)]. En raison d'une limite de disponibilité de données longitudinales, la présente étude portera exclusivement sur la mobilité externe, que ce soit les mobilités d'emplois accompagnées ou non d'une mobilité géographique⁴ et d'un changement socioprofessionnel.

Afin de simplifier la compréhension, il importe de distinguer les différentes catégories de mobilité d'emploi : d'une part, les séparations de l'employeur par une démission ou d'un licenciement et, d'autre part, un passage au chômage « *moved through unemployment* » ou une obtention immédiate d'un emploi après la séparation « *job-to-job change* ». Ainsi, Verger (1996) note que *le thème est difficile, la séparation entre mobilité choisie et mobilité subie, la résolution des problèmes d'éventuelle simultanéité des évolutions de salaire et des changements de poste de firme ou du secteur représentent des défis presque insurmontables dans l'état actuel des données et dont la résolution est pourtant nécessaire à la compréhension des mécanismes en jeu* [Verger (1996)]. Dans le cadre des théories néoclassiques, l'ensemble des caractéristiques individuelles, souvent considérées comme variables stratégiques, permettent d'infléchir la carrière salariale. Ainsi, toutes formes de mobilité sont volontaires, et résultent d'une décision rationnelle. Malgré une existence des coûts supportés à court terme, l'individu espère, à long terme, récupérer les rendements positifs de l'investissement inhérent au changement d'emploi. En effet, la réalisation du changement d'emploi s'effectue à l'aide d'une comparaison des coûts que supportent les individus mobiles en période de chômage. Ainsi, l'individu décide de supporter les coûts du chômage en quittant l'entreprise actuelles si et seulement si les coûts

³L'allocation et la réallocation de l'emploi, y compris la rotation de l'emploi, bien qu'elles contribuent significativement à influencer le profil de salaires ne sont pas prises en compte dans l'analyse. La création et la destruction de l'emploi peuvent intervenir aussi bien dans le cas de mobilité interne qu'externe. Par exemple, dans un cadre de mobilité externe, la séparation de l'emploi a lieu lorsque l'individu aperçoit une nouvelle opportunité d'emploi nouvellement créé dans une autre entreprise. Ainsi, le changement de structure du marché caractérisé par la quantité importante des emplois créés influence la décision de changement d'emploi. Dans un même ordre d'idée, l'emploi peut être créé et rempli par l'employé au sein d'une même entreprise. Si l'ancien post n'est pas remplacé, la destruction de l'emploi est prévue. Dans le cas contraire, il s'agit simplement d'un changement d'organisation sans aucune création ni destruction. Voir Hassink (1996) et Taek-Jin Shin (2007).

⁴ L'économie de l'immigration constitue le terme de recherche en économie contemporaine, voir Borjas (1994) et Borjas *et al.* (1996) et Roy (1997).

de recherche d'emploi en période de chômage se révèle inférieurs à ceux liés à la recherche d'emploi en restant au poste actuel. Ce raisonnement induit finalement une hausse de salaire consécutive à la mobilité d'emploi. Toutefois, cette hypothèse fausse certainement des résultats des évidences empiriques, dès lors que la mobilité d'emploi subie s'identifie souvent à une longue période de chômage.

B. Débats théoriques et empiriques de la détermination de la mobilité professionnelle

Plusieurs modèles ont été développés suite à l'étude de Blument *et al.* (1955) mettant en avant le modèle de « *mover-stayer* ». Selon ce dernier, la mobilité professionnelle est un caractère intrinsèque de l'individu: les individus à forte productivité évitent la mobilité, alors que ceux à faible productivité ont tendance à se soumettre à une mobilité fréquente et involontaire tout au long de leur carrière. Par conséquent, l'accroissement de salaire se manifeste rarement dans ce dernier groupe tandis que la mobilité d'emploi semble profitable aux individus ayant une faible propension à changer d'emploi. En fait, la distinction entre faible et forte probabilités individuelles de mobilité résulte de facteurs aléatoires de l'hétérogénéité d'individus, et de la relation particulière de l'emploi : les productivités individuelles varient d'une firme à l'autre et leurs relations de travail sont plus ou moins particulières. Ces effets spécifiques, bien qu'ils soient non négligeables, apparaissent peu pertinents quant aux faits avancés par les théories d'inspiration néoclassique. Selon les théories orthodoxes, les changements d'emploi résultent uniquement d'un comportement rationnel des individus. Premièrement, la spécificité du capital humain, développée par Becker (1964), est susceptible de générer une longue relation d'emploi puisque les individus formés par ce type de formation ont leur productivité au travail dans la firme courante supérieure à celle en provenance d'autres firmes. Mortensen (1978) parvient ensuite à construire une approche plus développée reliant le capital humain spécifique et la mobilité professionnelle dont l'idée centrale tient au fait que la probabilité de se séparer de l'emploi actuel dépend négativement de la part du capital humain spécifique prise dans l'appariement de l'emploi. Dans une même base théorique, le modèle de l'appariement, développé par Jovanovic (1979), considère une relation d'emploi comme étant la clé de l'efficacité de l'appariement de l'emploi-salarié qui, quant à elle, dépend de la quantité d'emplois fréquenté par l'individu. La qualité de l'appariement n'est pas connue *ex ante* par l'individu, mais se révèle au cours du temps. La fréquence de mobilité est ainsi liée à l'incomparabilité salarié-emploi, divulguée par l'ensemble des nouvelles informations [Jovanovic (1979) p. 973]. En effet, cette approche prévoit des conditions de rupture de la relation d'emploi par une révélation des informations incompatibles : l'individu quitte l'entreprise si et seulement si la qualité de l'appariement espérée est inférieure à celle de réservation, compte tenu de l'ensemble de l'information disponible à cette date. Par ailleurs, l'analyse du chômage

prospectif est évoquée dans le modèle de la recherche d'emploi, mis en avant par Burdett (1978). Selon cette approche, l'efficacité de recherche d'emploi a un impact positif sur les gains futurs aussi bien pour les chômeurs que pour les actifs occupés. Certains auteurs se montrent même septiques à l'hypothèse de la rationalité individuelle dans l'explication du phénomène de la mobilité en mettant en cause des relations pertinentes ancienneté-salaires-mobilité [Altonji et Shakotko (1987) et Le Grand et Tahlin (1999)]. En fait, ces relations particulières ne répondent pas à des critères de la rationalité des agents économiques, mais elles découlent simplement du problème économétrique : il existe vraisemblablement des comportements hétérogènes inobservés relatifs aux individus « *mobiles* » et « *immobiles* » qui expliquent les différentes possibilités de quitter l'emploi actuel. En d'autres termes, l'explication de la mobilité d'emploi ne se résume guère à un ensemble des actions individuelles, mais elle résulte d'un problème d'auto-sélection, inscrit essentiellement dans les options économétriques.

Contrairement aux arguments des modèles standards, la théorie de la segmentation du marché du travail suggère que la mobilité d'emploi est souvent involontaire dans certains segments. L'instabilité d'emploi se produit fréquemment au sein du segment secondaire où les possibilités d'accéder aux emplois mieux rémunérés sont limitées. Farber (1998) suggère que *les travailleurs mieux rémunérés changent d'emploi moins fréquemment que ceux ayant des bas salaires... Par conséquent, il n'est rien d'étonnant que l'ancienneté s'apparente à un coefficient positivement significatif dans la fonction de gains* [Farber (1998) p.48]. La prise en compte de la demande du marché permet de rejeter les arguments des théories orthodoxes quant aux explications du mouvement d'emploi. En fait, la corrélation négative entre des années d'ancienneté et la mobilité d'emploi, bien qu'elle soit expliquée mieux par l'accumulation du capital humain spécifique, ne se réalise que dans le marché interne où les relations d'emploi se basent sur la stabilité d'emploi⁵. Par conséquent, les caractéristiques du marché secondaire s'opposent à celles du marché interne, puisque la plupart des relations d'emploi dans le marché secondaire ne sont pas établies par le principe de stabilité d'emploi et de loyauté, mais par un court contrat avec des bas salaires. Par cette hypothèse, la mobilité d'emploi involontaire se réalise souvent dans le secteur secondaire, alors que la mobilité d'emploi volontaire s'associe au processus d'internalisation du marché. Il faudrait alors s'attendre à une perte substantielle de salaire dans le segment secondaire suite à la mobilité d'emploi subie.

Les investigations empiriques appliquées aux pays développés sont nombreuses, tandis que dans les pays en développement, elles sont rarement abordées, en raison d'une limite de données disponibles. L'étude de Mincer (1986), appliquée aux enquêtes des Etats-Unis entre 1970 et 1981, montre que la mobilité d'emploi est *généralement* associée à un gain positif de salaire, exception faite

⁵ Le processus d'internalisation est dynamisé par plusieurs facteurs. D'une part, les employés du secteur primaire sont généralement attirés par un niveau de salaires élevé, moyen stratégique pour l'employeur afin d'obtenir des réels efforts et la loyauté de la part de ses employés [Lazear (1995)] et, d'autre part, l'importance des coûts de transactions relatifs aux recrutements et aux formations spécifiques incite l'employeur à adopter la stratégie de salaires d'efficience [Le Grand, Szulkin et Tahli (1995)].

pour les licenciés seniors. Selon cette étude, malgré une croissance de gains en terme absolu, les individus impliqués dans le changement d'emploi, sauf des jeunes mobiles, n'arrivent pas à rattraper le niveau de salaires des immobiles [Mincer (1986) p.184-185]. Nombre d'études appliquées aux États-Unis et en Europe confirment le fait que la séparation volontaire de l'employeur produit un gain de salaire globalement positif [Royalty (1998) et Perez et Sanz (2005)]. Toutefois, les gains positifs sont fonction décroissante d'âge, d'ancienneté et de nombre de changements d'emploi [Farber (1994), Light et McGarry (1995) et Bartel et Borjas (1982)]. Toutefois, l'avantage salarial relatif à la mobilité professionnelle devient incertain lorsqu'on prend en compte l'existence d'une période de chômage que subit l'individu mobile. Tout d'abord, la fréquence du chômage consécutive à une séparation de l'emploi peut engendrer des effets négatifs de la mobilité d'emploi sur les salaires. Selon l'approche d'information imparfaite [Lockwood (1991), Gibbons et Kertz (1991) et Blanchard et Diamond (1994)], le passage consécutif au chômage est susceptible de réduire les gains futurs si celui-ci se produit fréquemment. Aux fréquences de chômage, s'ajoute la durée de ce dernier : plus la période du chômage est longue, moins la mobilité d'emploi produit la croissance de salaire. Le modèle de la recherche d'emploi suggère que la dépréciation du capital humain général s'accélère en fonction de la longueur de la période du chômage. Par conséquent, il est probable que les individus ayant une longue période de chômage subissent une perte chronique de salaires [Perez et Rebollo (2005) p.534]⁶.

Dans le cas de la Thaïlande, des enquêtes socio-économiques de panel (HSEPS), bien qu'elles soient limitées à deux années d'enquêtes, doivent permettre d'examiner les dynamiques du marché. Dans cette logique, il convient de procéder à une analyse préliminaire de mobilités d'emploi, qui établira des hypothèses inhérentes aux déterminants de changements d'emploi, nécessaires à la mise en place des investigations économétriques.

3. Spécification du modèle et sources statistiques

A. Choix du modèle et sélection des variables

L'estimation des fonctions de gains spécifiques à chaque type de mobilité, à l'aide des méthodes de moindre carré ordinaire, engendre potentiellement des coefficients biaisés des variables estimées, dès lors que tous changements d'emploi dépendent d'autres variables, observées et non observées, non prises en compte dans le processus d'estimation. À la suite de l'article de Heckman (1979)⁷, une telle technique conduit à un problème économétrique de *biais de sélection* et de *l'hétérogénéité*. Dans cette

⁶ Perez (2005) considère un modèle de la recherche de l'emploi non stationnaire. L'étude confirme que la réduction du salaire est étroitement liée à une longueur de la période de chômage et à un manque des emplois offerts. Voir également Perez et Rebollo (2005).

⁷ Le problème d'auto sélection est soulevé par Roy (1951) et les conséquences de la sélectivité dans les études économétriques sont étudiées par Gronau (1974), Lewis (1974) et Heckman (1979).

logique, il importe de procéder à des techniques d'estimations prenant en compte des décisions individuelles en matière de mobilité d'emploi. Parmi les approches disponibles, on retient, d'une part, la procédure à deux étapes d'estimation, fréquemment utilisée en raison d'une disponibilité croissante des logiciels qui facilitent la mise en oeuvre des telles estimations et ,d'autre part, un modèle à des estimations d'équations simultanées, à l'aide de la recherche de l'optimisation de la fonction de vraisemblance à information complète. Contrairement aux techniques d'estimations à deux étapes, le processus du maximum de vraisemblance offre des estimations sans biais, convergente et axiomatiquement efficace. Cette présente étude tente alors d'appliquer cette dernière technique.

Pour ce faire, on suppose que les individus maximisent leurs gains liés à l'emploi tout au long de leur vie active en faisant un choix entre de changer d'emploi et de conserver un emploi actuel, afin de maximiser le bien-être individuel. La décision de séparation est fonction de coûts et de gains relatifs à la mobilité d'emploi. Les équations de gains liées à chaque réalisation s'écrivent de manière suivante :

$$Y_1 = \beta_1' X_1 + v_1 \quad \text{si } I^* > 0 \quad (1-1)$$

$$Y_0 = \beta_0' X_0 + v_0 \quad \text{si } I^* \leq 0 \quad (1-2)$$

$$I^* = \delta' Z + \varepsilon \quad (1-3)$$

Où 1 et 0 indique l'employé mobile et stable, respectivement. I^* , une variable latente, représente la probabilité de changer d'emploi qui est fonction de l'écart entre coûts (c) et gains ($Y_1 - Y_0$) liés à cette séparation. Si les primes sont supérieures aux coûts supportés par l'individu, $I^* > 0$, sinon $I^* \leq 0$. La matrice X_1 , X_0 , ressemblent les variables du capital humain et d'autres variables susceptibles d'expliquer les salaires, et Z représente un vecteur de variables explicatives de l'équation relative à la mobilité d'emploi. β_1 , β_2 , δ sont des vecteurs des paramètres estimés, et ε est un terme aléatoire de moyenne nulle, et variance σ^2 . Le problème de sélection s' identifie à l'existence des corrélations entre les terme d'erreur de l'équation de sélection (1-3) et ceux des équations de salaire (1-1) et (1-2), respectivement. En d'autres termes, l'espérance de salaire (Y) pour chaque valeur de X sur l'échantillon censurée pour la fonction de gains des salariés mobiles équivaut à :

$$E[Y_j | I^* > 0] = \beta_j X + E(v_j | \varepsilon_j) \quad (1-4)$$

La fonction de vraisemblance pour le modèle *mover-stayer* devient alors :

$$\begin{aligned} & \log L(\beta, \delta, \rho, \rho_0, \sigma_1, \sigma_0) \\ &= \sum_{i=0} \left[-\log \sigma_1 + \log \phi \left(\frac{Y_i - \beta' X_i}{\sigma_1} \right) + \log \Phi \left(\frac{\delta Z + \rho_1 (Y_i - \beta' X_i)}{\sigma_1 \sqrt{1 - \rho_1^2}} \right) \right] + \sum_{i=0} \left[-\log \sigma_0 + \log \phi \left(\frac{Y_0 - \beta' X_0}{\sigma_0} \right) + \log \left(1 - \Phi \left(\frac{\delta Z + \rho_0 (Y_0 - \beta' X_0)}{\sigma_0 \sqrt{1 - \rho_0^2}} \right) \right) \right] \end{aligned} \quad (1-5)$$

L'étape d'estimations de la fonction de vraisemblance donne plusieurs paramètres estimés, tels que β_i , δ , ρ_i et σ_i . Si l'impact des variables non observées sur les rendements de l'emploi est important, les ρ_i seront significativement différent de zéro.

Le modèle à deux dimensions, mobil et immobile, explicité ci-dessus se heurte à une limite spécifique selon laquelle la distinction volontaire et involontaire des mobilités n'est pas prise en compte. L'approfondissement de l'analyse des dynamiques du marché doit considérer le caractère multi-facette de la mobilité professionnelle, à savoir les mobilités stratégiques ou subies. Dans ces directions, il importe d'étendre le modèle original au modèle Probit multinomial à changement de régime endogène. S'agissant l'impact de la mobilité d'emploi involontaire sur le salaire, la spécification du modèle est reprise de l'analyse de Pérez et Sanz (2005). On considère que chaque observation est distinguée par la variable dépendante Y_j avec $j = 0, 1$ et 2 . L'individu est alors classé par les différentes situations : la mobilité avec durée de chômage ou mobilité involontaire ($j = 0$), mobilité sans durée de chômage ou mobilité volontaire ($j = 1$) et les personnes immobiles ($j = 1$). Il est alors possible de constituer des fonctions de gains relatives à chaque régime de telle sorte que

$$Y_j = \beta_j' X_j + v_j \quad (1-6)$$

Avec $j = 0, 1$ et 2 . Y_j représente le salaire réel d'une personne appartenant au régime j . X_j est un ensemble des variables explicatives qui englobe également les variables du capital humain et β_j est un vecteur de paramètres estimés. v_j est des termes d'erreurs. Comme précédemment développé, il s'avère que les estimations de ces fonctions à l'aide du modèle exogène conduisent à des coefficients biaisés puisque, techniquement, elles génèrent les problèmes de l'endogénéité des variables explicatives. En fait, il se peut que le choix de mobilité ne soit pas exogène, mais déterminé par d'autres variables non inclus dans ces fonctions de gains. La plupart de la littérature prend en compte ces effets endogènes en cherchant à corriger les termes d'erreurs de ces dernières. En fait, sur le plan technique, si les termes d'erreur sont corrélés avec les variables explicatives, il est vraisemblable que ces processus d'estimation confrontent à des biais de sélection. L'espérance de la fonction de gains devient alors

$$E(Y_j) = \beta_j' X_j + E(v_j | \text{variable non observable}) \quad (1-7)$$

Pour corriger les biais d'auto sélection, il convient d'introduire les composantes correctrices dans l'estimation. Le mécanisme de sélection I_j est décrit de manière suivante:

$$I_j = \delta_j' Z_j + \varepsilon_j \quad (1-8)$$

Avec Z_j un vecteur de variables dépendantes susceptible de structurer le changement d'emploi et δ_j un ensemble de paramètres à estimer. Et ε_j est la composante de résidu de l'équation de sélection. Le changement de régime s'effectue par le processus de sélection de telle sorte que la probabilité d'être classé dans le cas j dépasse celles des autres possibilités :

$$Y = Y_j \text{ si } I_k = \max \{I_j\}, j = 0,1,2 \text{ et } k = 0,1,2 \quad (1-9)$$

Concernant les équations de sélection, compte tenu du problème d'identification de la matrice variance-covariances, le modèle nécessite une restriction de certaine variable qui se servira comme référence⁸. Dans ce cas, seules deux équations de sélection sont prises en compte et le régime $j = 3$ ou la stabilité d'emploi fera une référence.

$$I_j^* = I_j - I_2 = \delta_j^* Z_j + \varepsilon_j^*, \delta_j^* = \delta_j - \delta_2 \text{ et } \varepsilon_j^* = \varepsilon_j - \varepsilon_2 \quad (1-10)$$

Où le signe "*" indique une transformation des équations de sélection originales aux formes réduites avec restriction. Une telle procédure exige une redéfinition des conditions d'assignation des individus selon les régimes. Les paramètres issus des équations de gains s'interprètent alors en référence en référence à l'immobilité d'emploi. Au final, le modèle Probit multinomial consiste à faire apparaître trois régimes possibles :

$$Y = \begin{cases} Y_0 \text{ si } I_0^* > 0, I_0^* - I_1^* > 0 \\ Y_1 \text{ si } I_1^* > 0, I_0^* - I_1^* \leq 0 \\ Y_2 \text{ si } I_0^* \leq 0, I_1^* \leq 0 \end{cases} \quad (1-11)$$

D'une manière générale, les deux étapes d'estimations de ces équations conçues par Hecman (1979) produisent des coefficients sans biais et convergent sous l'hypothèse de la normalité. Cependant, certain nombre de limites doit être abordé. D'une part, les estimateurs des écarts types sont non convergents car la régression de la deuxième étape se révèle hétéroscédastique, dû au processus de

⁸ Ceci est une spécificité connue du modèle Probit.

sélection⁹ et, d'autre part, la valeur de coefficient de corrélation, qui doit être comprise entre -1 et 1, n'est souvent pas respectée. En d'autres termes, l'hypothèse supposée de la valeur de coefficient de corrélation n'est qu'une simplification du modèle à deux étapes d'estimation puisqu'elle est susceptible de dépasser l'intervalle -1 et 1. Contrairement à cette dernière technique, bien que la méthode du maximum de vraisemblance suppose une normalité de la distribution des résidus, elle apparaît relativement plus pertinente en termes de robustesse des estimateurs. Supposons, pour un individu, la probabilité d'observer le salaire (y_1) tel que $i_0^* > 0$ et $i_0^* - i_1^* > 0$ s'exprime de manière suivante :

$$\Pr(y_1, I_0^* > 0 \text{ et } I_0^* - I_1^* > 0 | X, Z) = f(y_1) \cdot \Pr(\varepsilon_0 > -\delta_0'Z_0, \varepsilon_1 \leq -\delta_1'Z_1 | X, Z) \quad (1-12)$$

Le premier terme indique une fonction de densité et le deuxième terme concerne la fonction de répartition de la distribution binominale de termes d'erreurs des équations de sélection. La vraisemblance pour la mobilité d'emploi involontaire devient alors :

$$\Pr(y_1, I_0^* > 0 \text{ et } I_0^* - I_1^* > 0 | X, Z) = \frac{1}{\sigma_0} \phi\left(\frac{Y_1 - \beta_1 X}{\sigma_0}\right) \cdot \Phi_2(\varepsilon_0 > -\delta_0'Z_0, \varepsilon_1 \leq -\delta_1'Z_1 | X, Z) \quad (1-13)$$

Ce qui équivaut à

$$\Pr(y_1, I_0^* > 0, I_0^* - I_1^* > 0 | X, Z) = \frac{1}{\sigma_0} \phi\left(\frac{Y_1 - \beta_1 X}{\sigma_0}\right) \cdot \Phi_2(\eta_0, \eta_1, \rho) \quad (1-14)$$

où $\eta_0 = \frac{\delta_0'Z_0 + \frac{\rho_{\varepsilon_0 v_0}}{\sigma_0}(y_1 - \beta_0 X_0)}{\sqrt{1 - \rho_{\varepsilon_0 v_0}^2}}$ et $\eta_1 = \frac{\delta_1'Z_1 + \frac{\rho_{\varepsilon_1 v_1}}{\sigma_1}(y_1 - \beta_1 X_1)}{\sqrt{1 - \rho_{\varepsilon_1 v_1}^2}}$. σ_0 représente une variance de l'équation de gain

relative à la mobilité involontaire, Φ_2 et ϕ sont une fonction de répartition de la distribution binominale et une fonction de densité de la distribution normale, respectivement, et $\rho_{\varepsilon_0 \varepsilon_1}$ représente le coefficient de corrélation des résidus des équations de sélection. $\rho_{\varepsilon_0 v_0}$ est le coefficient de corrélation des termes d'erreur de l'équations de sélection et de gain. Au final, la fonction de vraisemblance s'associe aux probabilités d'observer les niveaux de salaires inhérents à toutes les réalisations considérées s'écrit de manière suivante :

⁹ La question est à savoir quelle est la valeur de $Var(v_1 | \varepsilon > 0)$

$$\begin{aligned}
& \ln L(\delta_j, \beta_j, \sigma_{u_j}, \rho_{\varepsilon_{ij}}, \rho, X, Z, I^*) \\
&= \sum_{\substack{I_0^* > 0 \\ I_0^* - I_1^* > 0}} [\ln(\Phi_2(I_0^* > 0, I_0^* - I_1^* > 0, \rho)) - \ln(\sigma_{u_0}) + \ln(\phi(\frac{y_0 - \beta_0 X}{\sigma_{u_0}}))] \\
&+ \sum_{\substack{I_1^* > 0 \\ I_0^* - I_1^* \leq 0}} [\ln(\Phi_2(I_1^* > 0, I_0^* - I_1^* \leq 0, \rho)) - \ln(\sigma_{u_1}) + \ln(\phi(\frac{y_0 - \beta_1 X}{\sigma_{u_1}}))] \\
&+ \sum_{\substack{I_0^* \leq 0 \\ I_1^* \leq 0}} [\ln(\Phi_2(I_0^* \leq 0, I_1^* \leq 0, \rho)) - \ln(\sigma_{u_2}) + \ln(\phi(\frac{y_0 - \beta_2 X}{\sigma_{u_2}}))]
\end{aligned} \tag{1-15}$$

Les estimations simultanées des équations de salaires et de sélection à l'aide du processus d'optimisation de vraisemblance à information complète donnent un ensemble de paramètres suivants : les coefficients relatifs aux équations de gains et de sélection, les variances des équations de gains (σ_{ij}), les coefficients de corrélations des résidus ($\rho_{\varepsilon_{ij}}$) tel que $j = 0, 1, 2$ et le coefficient de corrélation des équations de sélection (ρ). Notons que les variances des équations de sélection sont normalisées à un puisqu'il est impossible d'observer l'ampleur de ces dernières. Toutefois, le modèle devient naturellement exogène lorsqu'il n'existe aucun lien fonctionnel entre les résidus des fonctions de gain et de sélection. En d'autres termes, si les valeurs $\rho_{\varepsilon_{ij}}$ équivalent à zéro, les relations de salaires deviennent linéaires.

Bien que la description des rendements de l'emploi représente un grand intérêt, elle ne permet pas d'observer la mobilité salariale à la suite de la mobilité d'emploi. Pour ce faire, nous allons adopter une analyse comparative des salaires prédits corrigés des effets endogènes. Techniquement, il revient à calculer d'une part les salaires non conditionnels issus d'une application des coefficients de l'équation de gains avec correction aux caractéristiques productives des personnes mobiles ayant subi une durée de chômage, et d'autre part, les revenus conditionnels effectués par un même calcul mais avec les coefficients de l'équation de gains inhérente à la stabilité d'emploi. A titre indicatif, le montant de salaires prédits par le modèle endogène pour les personnes subissant une mobilité d'emploi s'exprime de façon suivante¹⁰:

$$E(Y_0 | I_0^* > 0, I_0^* - I_1^* > 0) = \beta_0' X_0 + \frac{\sigma_{v_1}}{(1 - \rho^2)} (\theta_{01} \lambda_1 + \theta_{00} \lambda_0) \tag{1-16}$$

où σ_{v_1} est la variance de la fonction de gains. θ_{01} et θ_{00} sont les fonctions de corrélations entre les termes d'erreurs des équations de gains et des processus de sélection. Elles se définissent de manière suivante :

¹⁰ Le modèle est appliqué par Fische et *al.* (1981). La reformulation est extraite du modèle de Maddala (1983) page 282.

$$\theta_{00} = (\rho_{\varepsilon_0 v_0} - \rho \cdot \rho_{\varepsilon_0 v_1}), \theta_{01} = (\rho_{\varepsilon_0 v_1} - \rho \cdot \rho_{\varepsilon_0 v_0}) \quad (1-17)$$

où $\rho_{\varepsilon_j v_{ji}}$ et $\rho_{\varepsilon_i v_{ji}}$ sont les covariances des termes d'erreurs des équations de gains et des deux processus de sélection, respectivement. Si la décision de la mobilité est non simultanée, on devrait avoir une valeur ρ non significativement différent de zéro. Dans ce cas, le mécanisme de sélection devient exogène. Les termes λ_0 et λ_1 visent à contrôler les processus bivariés de la probabilité d'expérimenter la mobilité d'emploi involontaire par rapport à la stabilité d'emploi et la mobilité volontaire par rapport à la stabilité d'emploi.

$$\lambda_0 = \phi(\delta_0^* Z) (1 - \Phi(-\delta_0^* Z))^{-1}, \lambda_1 = \phi(\delta_1^* Z) (1 - \Phi(-\delta_1^* Z))^{-1} \quad (1-18)$$

Au total, les rendements de la mobilité d'emploi involontaire par rapport à la stabilité d'emploi du même emploi pourraient être obtenus par la différence prise entre les équations de gains des mobiles involontaire et des immobile.

B. Sources statistique et sélection des variables

Cette présente étude fait appel à un ensemble de données qui appairient des informations provenant des enquêtes socio-économiques de panel sur la période allant de 2005 à 2006, réalisées dans un cadre de des projets du Partenariat national pour le développement (CDP-PAM). Il s'agit d'une toute première réalisation d'une enquête longitudinale, collectées par le Bureau national des statistiques. La base de données, constituée des questionnaires auprès de 6000 ménages, comporte principalement deux parties relatives aux informations du ménages et de l'individu, âgé de plus de 15 ans, respectivement. La deuxième partie du fichier présente un intérêt particulier dans la mesure où nombre de variables inhérentes aux caractéristiques de l'individu et de l'emploi sont figurés dans ce fichier. Compte tenu une dimension longitudinale des données, il est possible de constituer les trajectoires professionnelles des individus. Toutefois, certaines particularités de l'actuelle enquête doivent être précisées. En fait, bien que l'enquête longitudinale ne soit effectuée qu'à partir de 2005, elle dispose d'un ensemble des renseignements relatifs aux historiques de changements d'emploi remontant à trois dernières périodes consécutives. Contrairement à d'autres sources statistiques de Panel dans lesquelles les séries d'enquêtes sont généralement collectées sur une base d'année de référence, plusieurs variables enregistrées dans l'enquête socio-économique de Panel (*HSEPS*) se réfèrent à des années antérieures à l'année de référence, telles que les dates de séparation et de reprise du travail qui s'appliquent à des mois et des années correspondantes, les types de profession, les statuts du travail, les tailles de l'entreprise, les nombres d'heure, de jour du travail, les types de

paiement, les méthodes de recherche de l'emploi, les raisons de la séparation de l'emploi, les indemnités au chômage et la formation facilitée par l'Etat. Toutefois, il importe de noter deux majeures contraintes de l'enquête. D'une part, les informations recueillies ne comportent pas les rémunérations rapportant à des dates antérieures, sauf le montant de salaires au cours des périodes de référence. Par conséquent, seules deux déclarations de salaires mensuels des années 2005 et 2006 sont disponibles. D'autre part, l'enquête ne permettra pas de procéder à une analyse des trajectoires professionnelles par cohortes dès lors que les dates antérieures auxquelles l'individu déclare d'avoir séparé et/ou reprise de l'emploi se limitent à seulement trois périodes. En d'autres termes, nous ne disposons aucunes informations sur les caractéristiques de l'emploi et de l'individu lorsque la fréquentation de changement d'emploi est supérieure à trois. En outre, il importe de préciser d'autres variables basées sur une année de référence dans l'enquête. Parmi ces dernières, on trouve le nombre d'emplois entrepris par l'individu au cours d'une année, le nombre de fois au chômage, les formations obtenues, l'état de santé, le secteur et catégories de l'emploi et d'autres caractéristiques de l'individu – âge, niveau d'éducation, statut dans le ménage etc.

A partir des renseignements disponibles inhérents aux mobilités d'emploi dans le passé, il est tout à fait possible de constituer un ensemble de variables nécessaires à l'analyse des dynamiques du marché du travail. Les historiques du mouvement d'emploi portant sur une base mensuelle permettent d'établir les durées d'occupation des postes et du chômage à trois moments dans le passé. Par définition, la mobilité d'emploi s'assimile à la séparation de l'employeur au cours du mois et de l'année déclarée. Ainsi, on considère que si la date de reprise du nouvel emploi correspond à un mois suivant de la séparation de l'ancien emploi, le type de mobilité d'emploi que subit l'individu correspondra à la *mobilité d'emploi sans passer par la période de chômage*. Dans le cas contraire, il subira des mois de *chômage à la suite d'une séparation de l'emploi*. Il est alors possible d'établir trois catégories d'individus suivant les types de mobilité: (i) la mobilité d'emploi *volontaire* correspond au premier cas où l'individu n'a aucune de période de chômage ; (ii) la mobilité d'emploi *involontaire* correspond au deuxième cas dans lequel le changement d'emploi s'effectue en passant par la situation sans emploi¹¹; (iii) on associe des *immobiles* aux individus qui ne déclarent aucun changement d'emploi. Toutefois, la définition de la séparation volontaire, – l'individu ne passe pas par la période de chômage –, peut fausser la réalité et provoquer une mauvaise spécification lorsque l'obtention d'un nouvel emploi juste après une séparation involontaire pourrait être facilitée par la recherche d'emploi efficace. Dans ce contexte, la procédure de sélection sera alors corrigée par certaines variables, à savoir les raisons de se séparer de l'emploi – démission, licenciement, fin de contrat, fin des travaux etc. la sélection de données représentatives concerne uniquement les personnes âgées entre 15 et plus en 2005, ayant économiquement active, vivant en milieu urbain et travailleurs non indépendants

¹¹ Cette hypothèse est également faite dans les analyses de Perez et Sanz (2005) et Abowd *et al.* (1999).

durant deux enquêtes consécutives. Les salaires sont déclarés positifs pour l'ensemble de deux périodes. Les salaires sont estimés à une échelle mensuelle. Les enquêtes de Panel couvrent près de 6000 ménages englobant 16310 individus âgés supérieurs à 15 ans en 2005 et 21695 en 2006. La procédure de sélection des données permet de constituer au total 2171 unités représentatives qui seront utilisées dans nos analyses.

La définition et la moyenne des variables sélectionnées sont indiquées dans le tableau A-1, reporté en annexe. Ces dernières sont patronnées en deux sous groupes suivants. D'abord, il s'agit des variables relatives aux fonctions de gains telles que les variables du capital humain. L'expérience au carré a pour objectif de capturer la dépréciation du capital humain, compte tenu la forme non linéaire de la relation salaire et expérience. Les rendements marginaux de salaires relatifs aux variables autres que celles du capital humain sont pris en considération. Il s'agit des rendements monétaires du sexe masculin par rapport au sexe féminin, le fait de résider à Bangkok par rapport aux autres régions pour la variable binaire, de la taille de firme et de l'ancienneté pour la variable continue. Ensuite, quant aux variables relatives aux équations de sélection, il importe d'introduire les modalités relatives aux caractéristiques conjointes de l'individu et de l'emploi. D'une part, la prise en compte des niveaux d'éducation primaire et universitaire des individus comme variable binaire permet de comparer leur probabilité de changer d'emploi par rapport à ceux ayant une étude secondaire. On espère avoir des effets négatifs du fait d'être un homme et un chef de ménage, variable binaire, sur la propension à la mobilité d'emploi, alors que le fait d'être célibataire semble montrer le contraire. L'expérience potentielle, l'expérience au carré et le nombre de membre de la famille sont à caractère continu. Les accumulations de l'expérience et de l'ancienneté auront un impact négatif sur la mobilité. D'autre part, l'information relative à l'emploi permet de constituer un vecteur de variables explicatives des équations de sélection. En effet, le fait d'avoir un emploi public et semi-public par rapport aux autres professions devrait réduire la probabilité du changement d'emploi, alors qu'un ouvrier s'associe à une forte possibilité de changer d'emploi. De plus, la taille de firme devrait réduire la mobilité d'emploi. D'autres particularités de l'emploi rassemblent le travail temporaire, le nombre d'emploi possédé par l'individu et le jour de travail par mois. Les deux premières caractéristiques semblent avoir un effet positif sur la probabilité de changement d'emploi alors que le nombre de jour du travail par mois tend à la réduire. Les différentes régions sont incorporées comme variables binaire. Enfin, l'impact de l'environnement macroéconomique sur la mobilité d'emploi est modélisé par l'introduction du taux de chômage trimestriel au moment de changement de dernier emploi. Le processus des estimations économétriques montre les résultats plus ou moins inattendus. Dans un premier temps, l'étude considère l'ensemble des déterminants des mobilités, involontaire, volontaire et de la mobilité d'emploi du secteur à bas salaire. Dans un second temps, leur impact sur les salaires est modélisé.

Tableau 1-1: Equation de sélection - Modèle mobile-immobile et Probit multinomial à changement de régime endogène

Type de mobilité	Modèle mover-stayer				Modèle Probit multinomial à changement de régime endogène							
	Mobilité				Mobilité involontaire				Mobilité volontaire			
	Exogène		endogène ⁽¹⁾		Exogène		endogène ⁽²⁾		Exogène		endogène	
	β	$t^{(3)}$	β	t	β	t	β	t	β	t	β	t
Caractéristiques individuelles												
Constant	0,103	0,260	0,075	0,180	0,182	0,380	-0,045	-0,090	-1,901	-4,080*	-2,077	-4,38*
Primaire et sans instruction	0,206	1,730**	0,122	1,030	0,218	1,640	0,121	0,960	0,090	0,600	0,100	0,670
Universitaire	-0,270	-2,210**	-0,378	-2,670*	-0,273	-2,040**	-0,376	-2,390*	-0,107	-0,660	-0,067	-0,410
Expérience	-0,066	-5,300*	-0,060	-4,660*	-0,055	-4,040*	-0,045	-3,200*	-0,044	-2,880*	-0,036	-2,30**
Exp ²	0,001	4,950*	0,001	4,570*	0,001	3,250*	0,001	2,680*	0,001	3,430*	0,001	2,59*
Ancienneté (<10)	0,756	5,670*	0,723	5,660*	0,513	3,890*	0,447	3,620*	0,818	4,060*	0,783	3,99*
Homme	0,061	0,660	0,076	0,830	0,053	0,520	0,102	1,020	0,005	0,040	0,012	0,100
Célibataire	0,114	1,130	0,163	1,570	0,009	0,080	0,045	0,390	0,195	1,470	0,178	1,350
Chef de ménage	-0,075	-0,710	-0,145	-1,390	-0,138	-1,200	-0,225	-2,050**	0,063	0,430	0,090	0,630
Nombre de membres	-0,016	-0,780	-0,017	-0,840	-0,010	-0,460	-0,014	-0,680	-0,012	-0,460	-0,018	-0,660
Caractéristiques de l'emploi												
Public et semi-public	-0,379	-2,790*	-0,363	-2,660*	-0,252	-1,670***	-0,244	-1,650***	-0,339	-2,000**	-0,347	-2,02**
ouvrier	0,292	1,910**	0,324	2,220**	0,366	2,240**	0,396	2,540*	-0,144	-0,710	-0,187	-0,920
Jour du travail par mois	-0,022	-2,280**	-0,022	-2,220	-0,022	-1,970**	-0,018	-1,460	-0,003	-0,340	0,000	0,000
Taille de firme	-0,079	-3,080*	-0,071	-2,790*	-0,072	-2,520*	-0,050	-1,800**	-0,047	-1,430	-0,042	-1,280
Pluri-activité	1,376	12,030*	1,315	10,350*	0,230	1,730***	0,251	2,000**	1,624	12,820*	1,612	12,66*
Travail temporaire	0,173	1,650***	0,256	2,400*	0,244	2,060**	0,320	2,650*	-0,085	-0,640	0,007	0,050
Régions												
Bangkok	-0,125	-0,840	-0,163	-1,090	-0,162	-0,970	-0,269	-1,630	0,031	0,180	0,058	0,330
Centre	-0,155	-0,960	-0,226	-1,400	-0,151	-0,840	-0,292	-1,680***	-0,004	-0,020	0,026	0,140
Nord	0,460	2,58*	0,474	2,630*	0,481	2,580*	0,301	1,590	0,153	0,710	0,154	0,720
Sud	-0,388	-1,770***	-0,375	-1,780**	-0,309	-1,270	-0,343	-1,520	-0,289	-1,010	-0,283	-0,980
Taux de chômage trimestriel												
Coefficient de corrélation (ρ)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Pseudo-Log de vraisemblance ⁽⁴⁾	-722,4		-6262478,2		-568,1		-6784676,6		-409,3		-6784676,6	
Teste de Wald(20)	327,5		345		155,4		168,8		211,6		168,8	
N pondéré	2171											

Notes: (1) il s'agit des résultats issus du maximum de vraisemblance à information complète ; (2) c'est un modèle Probit multinomial de sélection endogène ; (3) statistique de *t student* = $\beta/\text{écart-type}$; * = significatif à 1% ; ** = significatif à 5% ; *** = significatif à 10% ; (4) L'utilisation de l'estimateur robuste de variance-covariance de Huber/White/Sandwich impose automatiquement le pseudo-log de vraisemblance dans le programme Stata 8. Voir White (1982).

Source: enquêtes socio-économiques de panel (HSEPS), 2005-2006.

4. Déterminants des mobilités d'emploi

A l'aide des données issues de l'enquête socio-économique de panel, des estimations économétriques s'opèrent à deux dimensions, englobant, d'une part, la détermination de la mobilité d'emploi et, d'autre part, l'impact du chômage sur la mobilité d'emploi. Les investigations empiriques des déterminants de la mobilité d'emploi s'effectuent par la procédure du maximum de vraisemblance à information complète de l'équation (1-5) et (1-15), à l'aide de la mise en œuvre des programmations sous le logiciel Stata 8¹². Les valeurs de départ correspondent aux coefficients de variables à l'issue des estimations exogènes. Le tableau 1-1 montre les résultats de caractéristiques des mobilités volontaires et involontaires qui confirment certains faits relatifs à la partition théorique.

Pour pouvoir comparer les résultats issues des différents modèles, nous avons pris en considération des estimations relatives aux modèles exogènes et endogènes. Le tableau 1-1 met en évidence une relation fonctionnelle entre la probabilité d'effectuer un changement d'emploi et ses

¹² Il importe de remarquer que contrairement aux autres logiciels, Stata 8 a une interface d'utilisation spécifiquement destiné à faciliter la recherche du maximum de vraisemblance sous commande ML. Gould et Sribney (2003).

variables pertinentes. Plusieurs tests de modèles présentés affirment la pertinence des modèles considérés. Tout d'abord, la mise en place des tests de Chi-deux ou test de Wald, a pour objectif la vérification de la significativité globale des paramètres estimés. Ainsi, les valeurs du test indiquées dans le tableau 1-1 dépasse loin derrière la valeur critique de la statistique de Chi-deux avec vingt degré de liberté et à un pour cent du risque d'erreur. Cette dernière équivaut à 8,26. Ensuite, la considération des processus de sélection endogène au lieu de la logique exogène améliore la compréhension du phénomène de la mobilité d'emploi en ce sens que la significativité de certaines variables indépendantes de sélection exogène diffère celle du mécanisme de choix endogène. A titre indicatif, selon le modèle *mobile-immobile*, l'impact du niveau d'éducation universitaire – par rapport aux études secondaire – sur la probabilité de changer d'emploi dans le choix endogène est négativement plus significatif que dans le cadre du modèle exogène. Son coefficient est significativement négatif à un pour cent alors qu'il ne l'est qu'à cinq pour cent selon le modèle de sélection exogène. La même remarque est également observée pour la variable du travail temporaire. Il semble alors tout à fait raisonnable de corriger les effets endogènes dans les choix de mobilité professionnelle afin de réduire les limites méthodologiques relatives au biais de coefficients. Pour l'ensemble des résultats, la majorité des signes de paramètres estimés correspondent à ce qu'on espérait et à ce que prédit la partition théorique. Les déterminants de mobilité d'emploi se portent sur deux axes relatifs aux caractéristiques individuelles et à l'emploi.

En premier lieu, le tableau 1-1 affirme que le niveau d'étude, l'expérience et l'ancienneté de l'individu sont les premiers déterminants du processus dynamique de la mobilité d'emploi. D'un point de vue théorique, toute décision de mobilité professionnelle appartient à l'individu dont les caractéristiques personnelles induisent la possibilité de réalisation de son choix afin de maximiser ses gains futurs. Ainsi, dans le modèle de base, bien que le fait d'avoir obtenu un diplôme universitaire par rapport au niveau d'étude secondaire réduit la chance de la séparation de l'emploi, la possession du certificat d'étude primaire ou sans instruction n'a aucun impact sur la probabilité du changement d'emploi dans le modèle endogène¹³. Par ailleurs, le modèle étendu montre que la probabilité de passer à la période de chômage est considérablement réduite pour les plus éduqués mobiles – en référence à ceux immobiles – alors que dans le cas de la mobilité volontaire, elle ne constitue aucun lien de causalité avec ce niveau d'étude. Ce résultat est tout à fait habituel dès lors que les changements volontaires de profession peuvent se réaliser dans n'importe quel niveau d'instruction. À ces effets, s'ajoute la mobilité d'emploi qui est négativement liée à l'expérience, comme le montre le tableau 1-1, puisque tous les coefficients de la variable expérience sont négativement et significativement différents de zéro à un pour cent du risque d'erreur, sauf à cinq pour cent pour la mobilité d'emploi volontaire. Ce résultat ne doit pas masquer la validité de l'hypothèse néoclassique selon laquelle

¹³ Toutefois, ce même paramètre semble être significatif à cinq pour cent selon le modèle exogène.

L'accumulation du capital humain général ou spécifique induit une baisse tendancielle de possibilité de changer d'emploi. La séparation involontaire se montre davantage sensible aux effets de l'expérience de sorte que son coefficient de la variable expérience semble être négativement et relativement significatif. L'instabilité d'emploi est d'autant plus réduite que l'expérience dans le marché du travail augmente. Par ailleurs, les conséquences de l'accumulation du capital humain dans le processus dynamique de l'emploi urbain pourraient également se démontrer par la mise à jour de la variable d'ancienneté dans le modèle. En effet, la valorisation de l'ancienneté joue à la baisse sur la probabilité de la séparation de l'emploi. Pour ce faire, il importe d'inclure une variable indicatrice donnant une année d'ancienneté inférieure à dix années du dernier poste de travail. Ainsi, le fait de se situer dans cette tranche d'années d'ancienneté – par rapport à ceux ayant plus de dix années d'ancienneté – implique, toutes choses égales par ailleurs, une très forte probabilité d'engendrer un changement d'emploi, à toute catégorie de mobilités confondues. Le tableau 1-1 montre alors une significativité positive d'un tel coefficient à un pour cent du risque d'erreur. L'impact de la faible ancienneté sur la mobilité est marquant dans le cas de la mobilité d'emploi volontaire, ce qui s'explique, au sens du modèle de l'appariement salarié-emploi, par une volonté des jeunes individus d'« expérimenter » une certaine quantité d'emplois afin de maximiser leur chance de la recherche du meilleur emploi¹⁴. Toutefois, on n'aperçoit aucuns signes d'effets sur la probabilité de changer d'emploi de la part d'autres variables caractérielles telles que le fait d'être un homme, célibataire, chef du ménage et le nombre de membres dans la famille, aussi bien dans le modèle de base qu'étendu. Ainsi, seules certaines caractéristiques pertinentes de l'individu ont des réelles répercussions sur la réalisation du changement professionnel.

En deuxième lieu, conjugué aux facteurs expliquant la dynamique de l'emploi tirés des caractéristiques de l'individu, la structure de l'emploi n'en demeure pas moins importante dans la détermination de la mobilité professionnelle. Le tableau 1-1 met en évidence l'implication des traits de l'emploi dans la possibilité du mouvement d'emploi de sorte que la majorité des coefficients de variables introduites se montre significativement différents de zéro, sauf pour la variable le nombre de jours de travail par mois. En fait, il importe de souligner l'effet réducteur de l'obtention de l'emploi public et semi-public dans la probabilité de changer d'emploi dans la mesure où le coefficient de la variable considérée est, toutes choses égales par ailleurs, négativement et significativement différent de zéro à un risque de un pour cent. Toutefois, si l'on considère les coefficients de la même variable dans le modèle Probit multinomial, les probabilités de changements involontaires et volontaires d'emploi par rapport à la stabilité d'emploi se réduisent mais avec une significativité de dix et cinq pour cent, respectivement. Cette observation semble tout à fait habituelle en raison d'une supériorité relative des salaires et d'une forte valorisation des promotions des carrières dans ce secteur, entraînant

¹⁴ On retrouve ici le terme utilisé par Jovanovic (1979) dans son modèle de l'appariement emploi-salarié dans lequel l'individu, au début de sa carrière, est incité à expérimenter l'emploi ou « *job shopping* ».

ainsi une faible incitation à changement d'emploi. A l'opposé, la catégorie d'emploi ouvrier est supposée générateur du fréquent mouvement d'emploi puisque, d'une part, le salaire de réservation des individus dépasse généralement le salaire actuel, provoquant une recherche permanente d'un emploi meilleur rémunéré et, d'autre part, le contrat de ce type de travail est surtout court et la finalisation des travaux engagés se limite à une certaine période déterminée. Ainsi, l'analyse empirique permet de confirmer l'instabilité de l'emploi situé en bas de l'échelle de la distribution salariale. Techniquement, la variable ouvrier, figurée dans le tableau 1-1, est positivement et significativement différente de zéro à deux pour cent dans le modèle de base et à un pour cent pour la mobilité d'emploi involontaire – relativement à l'immobilité d'emploi. Toutefois, elle semble être non significative au cas de la mobilité volontaire. Ces résultats reflètent une réalité du marché du travail urbain dans le sens où les employés les plus vulnérables, les ouvriers, sont souvent victimes de l'instabilité d'emploi et du chômage involontaire dont les conséquences négatives s'associent à la réduction permanente du revenu de l'emploi. Si la faiblesse des salaires parvient à expliquer la fluctuation de l'emploi urbain, l'emploi temporaire et la pluriactivité n'en sont pas moins significatifs. En fait, la probabilité de se séparer de l'employé est positivement corrélée avec ces deux caractéristiques de l'emploi dans la mesure où, par rapport aux immobiles, les personnes mobiles qui possèdent parallèlement plusieurs emplois ou/et qui ont un emploi temporaire¹⁵ subissent systématiquement l'instabilité d'emploi. Ainsi, le tableau 1-1 indique une significativité positive à un et à deux pour cent de la variable pluriactivité pour les personnes volontairement et involontairement mobiles, respectivement. L'ampleur du travail temporaire est plus nette pour les individus involontairement immobiles du fait de la significativité positive à un pour cent, contrairement à l'indifférence de zéro du coefficient dans le cas du changement d'emploi volontaire. Le travail temporaire implique encore une fois un caractère précaire de l'emploi, conduisant certainement à creuser les disparités contrastées en termes d'emploi et de revenus. La considération de la taille des entreprises dans l'analyse est susceptible d'éclairer le degré de la facilité de la mobilité de l'emploi, spécifique à chaque type d'entreprises. Le tableau 1-1 montre que le coefficient inhérent à la variable taille de firme est significativement négatif à un pour cent pour le modèle de base et à cinq pour cent pour la mobilité involontaire¹⁶. Toutes choses égales par ailleurs, la probabilité du changement d'emploi est d'autant plus réduite que la taille de firme s'agrandit. Dans ce sens, les employés travaillant dans les petites entreprises subissent une instabilité permanente d'emploi relativement à des immobiles.

En troisième lieu, la répartition de la mobilité d'emploi par régions n'a pas dégagé les résultats marquants. Seul le modèle mobile-immobile produit une certaine significativité de certaines variables

¹⁵ Dans cette analyse, l'emploi temporaire est une approximation de type de rémunération horaire et journalière.

¹⁶ Toutefois, la taille de firme n'a aucuns effets sur la possibilité du changement volontaire d'emploi.

régionales. La probabilité de changer d'emploi est positivement et significativement pour la variable de la région du Nord, par rapport à la région du Nord-est. Cependant, la prédiction probabiliste des mobilités volontaires-involontaires ne semble produire aucun effet significativement spécifique sur les variables régions. Enfin, l'inclusion du taux de chômage permet d'observer, avec une vue macroéconomique, un ajustement du marché du travail à l'égard de la mobilité d'emploi. En fait, il est démontré dans le tableau 1-1 que l'introduction de cette variable macroéconomique conduit à des effets négatifs sur la probabilité de se séparer de l'emploi, notamment la séparation involontaire. Ce constat semble tout à fait logique, dès lors que les individus sont moins incités à réaliser un changement d'emploi en période de forte tension de chômage. Au contraire, ils s'efforcent de conserver leur emploi actuel en attendant une nouvelle opportunité et une amélioration de la situation économique.

L'étape suivante consiste, d'une part, à quantifier les liens dénoués entre les fonctions de salaires et les équations de sélection, permettant d'éclairer la pertinence des modèles endogènes et, d'autre part, à dégager l'impact de l'instabilité d'emploi sur les revenus du marché du travail.

5. Impact de la mobilité d'emploi sur la formation salariale

Pour mesurer les effets des mobilités professionnelles sur les salaires courants, nous avons à notre disposition la fonction de gains à la Mincer qui relie la variable dépendante – le logarithme de salaire mensuel en 2006 – aux variables du capital humain et aux autres variables indicatrices sélectionnées. À l'aide du modèle Probit multinomial à changement de régime endogène, les coefficients inhérents aux variables de l'équation de gain sont figurés dans le tableau 1-2.

Certains variables sont automatiquement surestimés lors d'une régression du modèle exogène. Le coefficient relatif à la variable homme dans le modèle exogène dans le cas de la mobilité involontaire n'est significatif qu'à un risque de cinq pour cent, alors que la correction de l'hétérogénéité permet de dégager une importante significativité de un pour cent. Dans tous les cas, il est à noter que les valeurs de coefficients relatifs au modèle endogène se diffèrent catégoriquement de ceux estimés sous le processus de sélection exogène. Le tableau ci-dessus met en évidence l'impact de divers facteurs sur les salaires dans les différentes catégories de changement d'emploi. Ils suscitent plusieurs commentaires.

Les effets positifs de variables explicatives sur les salaires se diffèrent d'une catégorie de changement d'emploi à l'autre. Le niveau d'étude explique positivement la perception de salaire avec une certaine divergence entre les différents types de mobilité.

Tableau 1-2: les coefficients de fonction de gains du modèle Probit multinomial à changement de régime endogène pour les catégories de mobilité d'emploi

Type de mobilités	Involontaire				Volontaire				Immobile			
	Exogène		Endogène		Exogène		Endogène		Exogène		Endogène	
	β	$t^{(1)}$	β	t	β	t	β	t	β	t	B	t
Constant	2,759	13,280*	2,663	11,780*	2,176	7,030*	2,143	7,120*	2,535	33,760*	2,688	37,960*
Années d'instruction	0,053	3,900*	0,042	2,730*	0,108	7,550*	0,103	7,290*	0,088	28,450*	0,085	27,130*
Expérience potentielle	0,016	1,180	0,005	0,340	0,034	2,580*	0,031	2,540*	0,038	8,500*	0,034	7,550*
Expérience ²	0,000	-1,750***	0,000	-1,220	0,000	-2,260**	0,000	-2,260**	-0,001	-6,810*	-0,001	-5,960*
Ancienneté (années)	0,042	3,980*	0,039	3,770*	0,021	2,250**	0,020	2,180**	0,018	8,600*	0,018	8,210*
Homme ⁽²⁾	0,233	2,170**	0,256	2,450*	0,104	1,100	0,116	1,280	0,213	8,720*	0,214	8,600*
Taille de la firme	0,013	0,330	0,000	0,010	0,024	1,000	0,020	0,870	0,032	4,500*	0,026	3,730*
Résidence à Bangkok	0,397	3,540*	0,325	2,730*	0,494	5,580*	0,475	5,600*	0,219	8,970*	0,208	8,440*
R^2 ajusté	0,355				0,514				0,557			
$F(\text{sig.})$	12,390(0,000)				21,090(0,000)				327,17(0,000)			
N pondéré	2171											

Notes: la variable dépendante est le logarithme népérien de salaire de l'année 2006; (1) statistique de t $student = \beta/\text{écart-type}$: * = significatif à 1% ; ** = significatif à 5% ; *** = significatif à 10% ; (2) base = femme ; (3) base = autre régions.

Source: enquêtes socio-économiques de panel (HSEPS), 2005-2006.

Il semble tout à fait désavantagé, à un même niveau d'instruction, de passer par une situation de chômage, puisque le rendement de salaire apparaît inférieur à celui relatif à la mobilité volontaire. Ainsi, à la lecture du tableau 1-2, le rendement marginal de l'éducation n'atteint que 5,3 pour cent, alors qu'il s'élève à 10,8 pour cent pour les personnes volontairement mobiles.

L'effet du niveau d'instruction sur le revenu de l'emploi des personnes stables se situe entre ces deux montants de rendement, soit 8,8 pour cent. Sans surprise, le mouvement involontaire de l'emploi réduit considérablement l'effet de l'expérience sur le montant de revenu. On s'attend à ce que le coefficient de la variable expérience soit non significatif si l'individu connaît fréquemment une situation de chômage. Ceci est techniquement démontré dans le tableau 1-2. A l'opposé, il apparaît logique que la réalisation du changement d'emploi volontaire induit un impact positif de l'expérience sur les gains. Toutefois, ces estimations de la variable expérience ne génèrent que très peu de différence en termes de rendements entre les personnes volontairement mobiles et les personnes ayant un emploi stable. Dans un même ordre d'idée, on remarque des effets tout à fait positifs de l'ancienneté sur les salaires, expliquant ainsi une importance de la spécificité du capital humain prévalant dans le marché du travail. Selon le tableau 1-2, à toutes catégories de mobilité, l'ancienneté relative au dernier poste joue, toutes choses égales par ailleurs, à la hausse sur les salaires, bien que son coefficient ne soit significatif qu'à cinq pour cent au sein des individus volontairement mobiles. Le fait d'être un salarié du sexe masculin par rapport aux femmes induit un niveau de salaire supérieur, notamment à la suite d'une mobilité d'emploi involontaire. Toutefois, il n'entraîne aucune différenciation salariale dans un cas du changement d'emploi volontaire. Ce paradoxe s'explique par le fait qu'une personne masculine qui subit une instabilité d'emploi a plus de facilité d'améliorer son salaire qu'une femme involontairement mobile, alors que l'égalité homme-femme est observée dans un mouvement d'emploi volontaire. Une autre variable indicatrice introduite dans la fonction de gains concerne le fait de travailler à Bangkok et agglomération qui semble expliquer la formation salariale,

pour toutes catégories de mobilité. À la lecture du tableau 1-2, toutes choses égales par ailleurs, le fait de changer d'emploi dans la capitale économique du pays, par rapport aux autres régions induit une possibilité croissante de percevoir un niveau de salaires supérieur.

6. Analyse des pertes salariales consécutives à la mobilité d'emploi involontaire

Compte tenu de l'objectif de l'analyse consistant à modéliser des effets de chômage sur la mobilité salariale, il nécessite de calculer le différentiel de salaires, approximé par la différence entre ce que l'individu perçoit et ce qu'il aurait dû avoir s'il décide de rester dans une même entreprise.

En effet, à la suite des estimations relatives aux modèles Probit multinomial, il est possible de comparer le montant de salaires des personnes involontairement mobiles avec ce qu'ils auraient dû gagner s'ils ne changent pas d'emploi. La formulation mathématique est présentée par les équations (1-16) – (1-18). Pour ce faire, il faudrait vérifier tout d'abord s'il existe des liens fonctionnels entre les équations de gains et de sélection endogènes, une manière de savoir si les effets hétérogènes inobservables influencent l'ensemble de variables explicatives de la fonction de gain. Si la relation est vérifiée, le modèle endogène est considéré pertinent. Ainsi, le tableau A-2, reporté en annexe, informe la significativité de la plupart des coefficients de corrélation qui semble confirmer une relation systématique entre les équations considérées. Bien que certains coefficients de corrélation ne soient pas significatifs, les résidus des équations de gains et de sélection semblent confirmer l'importance du processus de sélection endogène. Le tableau 1-3 met en évidence les coûts monétaires relatifs à chaque typologie de mobilité. Il s'agit d'une perte de salaire en moyenne, ramenée en pourcentage du taux de croissance.

Le tableau 1-3 montre que les personnes mobiles, passant par le chômage, perdent près de 11,6 pour cent de salaires, par rapport à ce qu'elles auront dû avoir sans changer d'emploi. Par conséquent, il est clair que le passage au chômage après la séparation de l'emploi induit systématiquement une baisse salariale, donc les coûts monétaires que supportent les moins advantagés. La perte de salaire répartie selon les caractéristiques individuelles et de l'emploi suggère plusieurs commentaires.

En premier lieu, les caractéristiques productives de l'individu sont susceptibles d'expliquer la probabilité d'expérimenter une baisse de salaires consécutive à la mobilité professionnelle involontaire. En fait, il convient de souligner une corrélation positive entre l'ampleur de réduction salariale et l'instruction. En d'autres termes, il revient à dire que les individus involontairement mobiles, par rapport aux immobiles, connaissent d'autant une forte chute de salaires qu'ils sont mieux instruits. La scolarisation joue un rôle crucial dans la détermination de salaires puisque l'accumulation du niveau d'instruction est susceptible d'améliorer les rémunérations.

Tableau 1-3: Perte de salaires due à la mobilité d'emploi involontaire (%).

Variables	Mobilité involontaire/stabilité d'emploi ⁽¹⁾	
	Moyenne	Ecart-type
Niveau d'instruction		
sans instruction	-1,9	51,5
primaire	-9,5	33,8
secondaire	-14,7	29,4
universitaire	-32,2	11,5
Classe d'âge (années)		
15-20	8,1	49,9
21-30	-12,8	30,7
31-40	-8,4	47,8
40-50	-13,1	55,9
supérieure à 50	-36,0	12,4
Ancienneté (années)		
inférieure et égale à 1	-7,3	39,5
2-5	-13,8	48,2
6-10	-35,1	10,5
supérieure à 10	-30,3	13,8
Durée de chômage (mois)⁽²⁾		
inférieure et égale à 3	-12,5	39,6
4-6	-7,2	47,4
7-12	-6,5	38,4
supérieur à 12	-32,0	10,8
Catégorie de l'emploi		
Emploi public et semi-public	-35,8	9,1
Ouvriers	8,2	45,4
Travail temporaire	9,5	48,8
Travail à temps plein	-26,5	23,4
Classe salariale		
1 ^{er} quintile	1,5	49,7
2 ^{ème} quintile	-21,6	16,9
3 ^{ème} quintile	-27,1	13,6
4 ^{ème} quintile	-28,6	19,8
5 ^{ème} quintile	-41,8	9,5
Taille de la firme⁽³⁾		
inférieure et égale à 10	1,5	48,1
11-100	-14,0	38,2
supérieure à 100	-27,5	17,3
Total	-11,6	40,3
N pondéré	2171	

Notes: il s'agit d'un calcul du taux de croissance salariale d'un individu ;(1) le différentiel de salaires entre ce que les personnes ayant une certaine durée de chômage gagnent et ce qu'ils auraient dû gagner s'ils n'effectueraient pas un changement d'emploi; (2) il s'agit de durée de dernier chômage connu de l'individu; (3) la taille de la firme réduite à trois classes est approximée par le nombre d'employés dans une firme.

Source: enquêtes socio-économiques de panel (HSEPS), 2005-2006.

De ce fait, à la suite d'une séparation brutale de l'entreprise, la perte d'un tel stock du capital humain réduit considérablement les salaires. Dans un même ordre d'idée, le tableau 1-3 indique une liaison fonctionnelle entre l'âge et la pénalité salariale : plus les personnes mobiles avancées dans l'âge, plus l'ampleur de l'instabilité salariale est accentuée¹⁷, conséquence certaine d'une dépréciation progressive du capital humain et physique. En fait, la forte dégradation salariale des personnes involontairement mobiles est observée parmi les plus âgés de plus de cinquante ans, alors que l'impact

¹⁷ Toutefois, les individus âgés de 21 à 30 ans expérimentent exceptionnellement une réduction de salaire plus importante que ceux ayant entre 31 et 40 ans, soit -12,8 % pour les premiers contre -8,4 % pour les deuxièmes.

négalif de chômage sur les salaires est le moins accentué parmi les plus jeunes de 15 à 20 ans, soit 36 pour cent de perte pour les plus âgés contre 8,1 pour cent pour les plus jeunes. Encore une fois, l'ancienneté relative au dernier poste occupé explique la dynamique salariale des personnes connues du chômage. En effet, il en résulte que les années d'ancienneté et la profondeur de la perte salariale constituent une relation étroitement positive. Ainsi, à la lecture 1-3, les salariés involontairement mobiles ayant entre 6 et 10 années d'ancienneté ont connu une baisse salariale de près de 35,1 pour cent par rapport aux personnes ayant un emploi stable, contre 7,1 pour cent pour les individus mobiles ayant moins d'une année d'ancienneté. Ce résultat est tout à fait attendu puisqu'une perte du capital humain spécifique relatif à une firme produit un effet négatif sur la perception salariale. Enfin, il apparaît que l'intensité des coûts monétaires, suite à un changement d'emploi involontaire, est positivement liée à la durée de chômage, engendrée par l'individu mobile. L'ampleur de décroissance salariale est accentuée parmi les personnes ayant trois mois de durée de chômage. Ey, à partir de 12 mois de chômage, la perte de salaire consécutive à la mobilité involontaire atteint son maximum, soit 32 pour cent.

En deuxième lieu, il s'avère que certaines particularités de l'emploi constituent un ensemble des facteurs explicatifs des pertes de revenus. Dans ce contexte, le tableau 1-3 montre que, en référence aux personnes ayant un emploi stable, les salariés involontaires mobiles du secteur public et semi-public connaissent une baisse considérable de salaire, équivalant à près de 35,8 pour cent, alors que les ouvriers perçoivent en moyenne une hausse de 8,2 pour cent de revenus consécutif à la mobilité involontaire. De même, une croissance salariale due au changement d'emploi involontaire est également observée chez les travailleurs mobiles en temps partiel. Par contre, le travail à temps plein semble subi davantage une perte salariale lors d'une séparation de l'emploi, estimée à 26,5 pour cent. Par conséquent, il paraît évident que ce sont les emplois hautement rémunérés, – l'emploi du secteur public ou semi-public et le travail à temps plein –, qui tendent à susciter une instabilité salariale. Ce qui pourrait être parallèlement témoigné par une étude comparative de la pénalité salariale selon la classe quintile de revenus. En fait, il est tout à fait logique que les individus mobiles connaissent d'autant plus une forte dégradation de salaires qu'ils sont mieux rémunérés. En d'autres termes, plus le niveau de salaire est élevé, plus la perte de revenus, due à la mobilité d'emploi, est forte. Enfin, on remarque une corrélation parfaitement positive entre la taille de la firme et la probabilité de percevoir une chute de salaires à la suite de la mobilité d'emploi involontaire. Comme le montre le tableau 1-3, près de 27,5 pour cent d'une baisse salariale appartient aux groupes d'employés mobiles des grandes entreprises dont la taille dépasse 100 personnes, alors que le changement d'emploi involontaire dans les petites entreprises de moins de dix employés induit un gain tout à fait positif. Le risque de voir ses salaires se réduire est alors moins accentué que dans des entreprises de grande taille.

7. Conclusion

L'objectif de cette présente étude consiste à montrer, d'une part, les déterminants de la mobilité professionnelle visant à constituer une forme particulière de carrière salariale et, d'autre part, les effets non négligeables de chômage sur la perception de salaires courants. Compte tenu des limites méthodologiques des estimations des fonctions de gains, nous sommes amenés à adopter une technique du maximum de vraisemblance à information complète qui permet d'obtenir des coefficients sans biais, convergent et axiomatiquement efficace. Les estimations du modèle Probit multinomial à changement de régime endogène produit des résultats intéressants. Il semble tout à fait logique d'adopter pour cette méthode, dès lors que les estimations de sélection exogène masquent un certain nombre de problèmes relatifs au biais d'endogénéité. L'hypothèse explicite de la croissance salariale consécutive à la mobilité professionnelle est remise en cause, dans la mesure où certaine catégorie de mouvement d'emploi génère une dynamique instable de salaires. Les personnes involontairement mobiles perdent près de 11,6 pour cent de salaires lors d'un changement d'emploi.

L'ampleur des coûts d'opportunités supportés par les personnes mobiles fait appel aux programmes spécifiques de politiques économiques afin de minimiser ces effets négatifs. D'une part, la forte mobilité d'emploi en milieu urbain ne s'identifie pas nécessairement à une nette amélioration du niveau de vie, les politiques économiques ont alors une place tout à fait prépondérante. Les programmes mis en place consistent à faciliter la fluidité du marché en adoptant une stratégie de soutien monétaire et de recherche optimale de l'emploi afin d'éviter une durée de chômage importante. D'autre part, la problématique de la pauvreté et de l'inégalité s'inscrit parfaitement dans l'objectif de cette étude en ce sens que l'instabilité salariale due au changement d'emploi involontaire pourrait devenir un phénomène chronologique et structurel. Dans ces conditions, les politiques de lutte contre la pauvreté et l'inégalité doivent prendre en compte un aspect dynamique du marché du travail en s'appuyant sur la création d'emplois mieux rémunérés et la mise en œuvre de système efficace pour l'appariement de l'emploi.

Références

- Abowd J.M., Kramarz F, Margolis D.N. 1999. *High Wage Workers and High Wage Firms*, *Econometrica*, 67, 251-334.
- Altonji, J.G. and Shakotko, R.A. 1987. Do wages rise with job seniority? *Review of Economic Studies*, LIV: 437-459.
- Bédoué, C. 1992. *Mobilité professionnelle et formation: éléments d'un bilan des résultats obtenus dans les approches quantitatives de la mobilité*, in L. Coutrot et C. Dubar (éds), *Cheminements professionnels et mobilités sociales*, Paris, La Documentation française, pp. 71-99.
- Bartel, A, Borjas, G. 1981. *Wage Growth and Job Turnover: An Empirical Analysis*, in *Studies in Labour Market* University Chicago.
- Blanchard, O., Diamond, P. 1994. *Ranking, Unemployment Duration and Wages*, *Review of Economic Studies*, 61, p. 417-434.
- Blumen, Isadore, Marvin Kogan and Philip J. McCarthy. 1955. *The Industrial Mobility of Labor as a Probability Process*. Ithaca New York: Cornell University.
- Borjas, G, J. 1994. *The Economics of Immigration*, *Journal of Economic Literature* 32(4): 1667-717.
- Borjas, G, J., Richard, B, F., Lawrence, F, K. 1996. *Searching for the Effect of Immigration on the Labor Market*, *American Economic Review* 86(2), 246-51.
- Cahuc, P., Zylberberg, A. 1996. *Economie du Travail*, De boeck.
- Contini, B., Villosio, C. 2000. *Job changes and job dynamics*, LABORatorio R. Revelli, Centre for employment studies, Working Paper series n°5.
- Farber, H. S. 1994. *The Analysis of Inter-firm Worker Mobility*, *Journal of Labor Economics* 12, 554-593.
- Goodman, L.A. 1961. *Statistical methods for the mover-stayer model*, *Journal of the American Statistical Association*, 56, 841-868.
- Gould, W., J. Pitblado, Sribney, W. 2003. *Maximum Likelihood Estimation with Stata*. 2d ed. College Station, TX: Stata Press.
- Green, W, H. 1997. *Econometric Analysis*, Third Edition, Prentice-Hall International, Inc.
- Gronau, R. 1974. *Wage comparisons: A selection bias*, *Journal of Political Economy* 82, 1119-43.
- _____. 1998. *Mobility and Stability: The Dynamics of Job Change in Labor Markets*, In *Handbook of Labor Economics*.
- Heckman, J, J. 1979. *Sample selection as a specification error*, *Econometrica* 41, 53-161.
- Jovanovic, B., Mincer, J. 1978. *Labor Mobility and Wages*, *Studies in Labor Markets*, Chicago, University of Chicago Press, edited by Sherwin Rosen, 21-63.
- Jovanovic, B. 1979. *Job Matching and the Theory of Turnover*, *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 87(5), 972-90.
- Lazear, E. 1995. *Personnel Economics*, Cambridge (Mass.), MIT Press.
- le Grand, C., Ryszard Szulkin, Tåhlin, M. 1994. *Organizational structures and job rewards in Sweden*, *Acta Sociologica* 37:231-51.
- le Grand, C., Ryszard Szulkin, Tåhlin, M. 1994. *Organizational structures and job rewards in Sweden*, *Acta Sociologica* 37:231-51.
- Ligh, A., McGarry, K. 1995. *Job change pattern and the wages of young men*, the President and Fellows of Harvard College and the Massachusetts Institute of Technology, March 13, 1995, 276-286.
- Lockwood, B. 1991. *Information externalities in the labour market and the duration of unemployment*, *Review of Economic Studies*, 58, p.733-753.

- Maddala, G. 1983. *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometric*, Econometric Society Monographs No. 3, Cambridge University Press, New York
- Mincer, J. 1958. *Investment in human capital and personal income distribution*, The Journal of Political Economy, vol. 66, 281-302.
- _____. 1986. *Wage changes in job changes*, Research in Labor Economics, in *Studies in human capital*, collected essays of Jacob Mincer, volume 1, Edward Elgar, 184-211.
- Mortensen, D. T. 1986. *Job Search*, in: O. Ashenfelter and R. Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 2, Amsterdam: North Holland, 849-919.
- Perez, J. I. G., Sanz, Y. R. 2005. *Wage Changes Through Job Mobility in Europe: A Multinomial Endogenous Switching Approach*, Labour Economics 12, 531-555.
- Roy, A.S. 1997. *Job Displacement Effects of Canadian Immigration by Country of Origin and Occupation*, International Migration Review 3(1): 150-61.
- Royalty, A. 1998. *Job-to-Job and Job-to-Nonemployment Turnover by Gender and Education Level*, Journal of Labor Economics 12, 392-443.
- Topel, R. H., Ward, M. P. 1992. *Job Mobility and the Careers of Young Men*, Quarterly Journal of Economics, May, 107(2), 439-79.
- Van den Berg, G. 1992. *A Structural Dynamic Analysis of Job Turnover and the Costs Associated with Moving to Another Job*, Economic Journal 414, 1116-1133.
- Verger D. 1996. *Aux sources des carrières salariales et de l'emploi : les firmes et les salariés*, Economie et Statistique, n°299, p3-20.
- Widerstedt, B. 1998. *Job mobility, wage growth and match quality in Sweden*. In Widerstedt, B(1998) *Moving or Staying? Job mobility as a sorting process*. Umeå Economic Studies n.464.
- Yaek-Jin Shin. 2007. *The impact of structural dynamics on job mobility rates in the United States*, Social Science Research 36 (2007) 1301-1327.

Annexe

Tableau A-1 : Définition et moyenne des variables sélectionnées.

Variable	Définition	Moyenne
Variable dépendante pour les fonctions de gains		
<i>Log de Salaires</i>	Logarithme de salaires mensuels de 2006	4,30
Variables explicatives des fonctions de gains		
<i>Année d'éducation</i>	Nombre d'année d'éducation atteinte	9,45
<i>Expérience</i>	Calculé sur une base d'expérience potentielle (âge-6-année d'éducation)	20,03
<i>Exp²</i>	Egal à expérience*expérience (exprimé en année)	551,01
<i>Homme</i>	Variable binaire codée 1 si l'individu est du sexe masculin et 0 sinon.	0,54
<i>Taille de firme</i>	Variable continue exprimant la taille de firme dans laquelle l'employé se trouve: 1 pour un employé, 2 est pour la firme dont la taille est inférieure à dix, 3 (de 10 à 50), 4 (de 51 à 100), 5(de 101 à 200), 6(de 201 à 500) et 7 (supérieure à 500).	4,35
<i>Ancienneté</i>	Variable continue exprimé en année, le calcul se base sur la durée d'ancienneté relative à un dernier poste du travail donné.	8,99
<i>Bangkok</i>	Variable binaire codée 1 si la résidence est de Bangkok et 0 sinon.	0,53
Variables dépendantes pour les équations de sélection		
<i>Mobilité d'emploi</i>	Variable discrète, codée 1 s'il s'agit de la mobilité d'emploi et 0 pour la stabilité.	0,10
<i>Mobilité involontaire</i>	Variable discrète, codée 1 si c'est la mobilité d'emploi involontaire et 0 sinon.	
<i>Mobilité volontaire</i>	Variable discrète, codée 2 si c'est la mobilité d'emploi volontaire et 0 sinon.	0,45
Variables explicatives de l'équation de sélection		
<i>Primaire et sans.</i>	Variable discrète, codée 1 si l'année d'éducation est inférieure à six années et 0 sinon.	0,41
<i>Universitaire</i>	Variable discrète, codée 1 si l'année d'éducation est supérieure à 14 années et 0 sinon.	0,30
<i>Expérience</i>	Variable continue, il s'agit de l'expérience potentielle.	20,03
<i>Exp²</i>	Variable continue, égal à l'expérience au carré.	551,01
<i>Ancienneté (<10)</i>	Variable discrète, codée 1 si l'ancienneté est inférieure à dix années et 0 sinon.	0,74
<i>Homme</i>	Variable discrète, codée 1 si l'individu est du sexe masculin et 0 sinon.	0,54
<i>Célibataire</i>	Variable discrète, codée 1 si l'individu est célibataire et 0 sinon.	0,29
<i>Chef de ménage</i>	Variable discrète, codée 1 s'il s'agit du chef de ménage et 0 sinon.	0,37
<i>Nombre de membres</i>	Variable continue exprimant le nombre de membres de la famille.	4,25
<i>Public et semi-public</i>	Variable discrète, codée 1 si l'emploi se trouve dans le secteur publique et semi-public	0,27
<i>ouvrier</i>	Variable discrète, codée 1 si l'individu est ouvrier et 0 sinon.	0,07
<i>Jour du travail/mois</i>	Variable continue montrant le nombre de jours de travail par mois	24,27
<i>Taille de firme</i>	Variable continue exprimant la taille de firme dans laquelle l'individu travaille.	4,35
<i>Plus de deux emplois</i>	Variable discrète, codée 1 si l'individu possède deux emplois ou plus et 0 sinon.	0,10
<i>Travail temporaire</i>	Variable discrète, codée 1 si le type de paiement est horaire et journalier et 0 sinon.	0,20
<i>Résidence à Bangkok</i>	Variable discrète, codée 1 si l'individu réside à Bangkok et 0 sinon.	0,53
<i>Centre</i>	Variable discrète, codée 1 si l'individu réside en région du Centre et 0 sinon.	0,17
<i>Nord</i>	Variable discrète, codée 1 si l'individu réside en région du Nord et 0 sinon.	0,10
<i>Sud</i>	Variable discrète, codée 1 si l'individu réside en région du Sud et 0 sinon.	0,07
<i>Taux de chômage</i>	Variable continue exprimant le taux de chômage trimestriel du moment de changement d'emploi	1,62

Tableau A-2: les coefficients de corrélations des termes d'erreurs des équations de gain et de sélection.

	Mobilités volontaire-involontaire-stabilité	
	β	$t^{(1)}$
$\rho_{v_0\varepsilon_0}$	0,341	1,850**
$\rho_{v_0\varepsilon_1}$	-0,533	-2,580*
$\rho_{v_1\varepsilon_0}$	-0,047	-0,220
$\rho_{v_1\varepsilon_1}$	0,178	1,270
$\rho_{v_2\varepsilon_0}$	0,482	3,980*
$\rho_{v_2\varepsilon_1}$	-0,047	-0,400