

**Analyse des mobilités d'emploi et de bas salaires appliquée au marché du travail thaïlandais :  
À l'aide du modèle Probit multinomial à changement de régime endogène.**

Jongkon Kumlai<sup>1</sup>

L'objectif de cette étude consiste à mettre en évidence une relation complexe entre la mobilité professionnelle et le changement de salaires dans un secteur à bas salaire afin de dresser les réponses à la problématique de l'instabilité chronique de salaires, principale responsable de l'inégalité salariale. Pour dépasser les limites méthodologiques spécifiquement connues de l'hétérogénéité, au lieu de recourir au modèle de sélection exogène, nous considérons un modèle Probit multinomial à changement de régime endogène à l'issue duquel les estimations sont convergentes, sans biais et axiomatiquement efficaces. Avec les enquêtes socio-économiques de Panel, collectées entre 2005 et 2007, une démarche empirique permet d'appréhender le fonctionnement dynamique du marché du travail urbain en Thaïlande. Plusieurs observations conduisent à la conclusion intéressante selon laquelle le modèle de correction des effets endogènes est plus pertinent que celui de sélection exogène car la majorité des paramètres des fonctions de gains semble être sous-estimés. L'essentiel de cette étude tient au fait qu'il existe une corrélation positive entre le changement d'emploi et le bas salaire. Ainsi, les employés à bas salaires sont plus susceptibles de changer d'emploi, confirmé par la significativité du coefficient de corrélation. Ensuite, nous chercherons à savoir si la mobilité d'emploi à bas salaire est profitable aux employés mobiles de ce secteur. Les pertes salariales sont de l'ordre de 4,3 pour cent pour les personnes mobiles à bas salaires comparé aux immobiles. Les plus touchés par ces pertes en termes monétaires englobent les plus éduqués, les travailleurs en âge de travailler, ceux ayant une ancienneté importante, les individus ayant une longue durée de chômage, les personnes ayant un travail à temps plein et ceux qui travaillent dans les grandes entreprises. L'ampleur des coûts d'opportunités supportés par les personnes à bas salaires fait appel aux programmes spécifiques de politiques économiques afin de minimiser ces effets négatifs liés à ces phénomènes.

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

**JEL:** J21, J234, J62

**Job mobility and low wage change in Thailand's labor market:  
Analysis using a multinomial endogenous switching model**

The main purpose of this study consists in highlighting a complex relation between the professional mobility and the wage change in a low wage sector. Moreover, we try to bring answers to the persistent wage instability within this group of individuals using an analysis of wage mobility. To take into account the specific mythological limits of the unobserved heterogeneity, we consider a Probit multinomial endogenous switching approach, instead of using the linear model. In the light of the socio-economic panel data, collected between 2005 and 2007, it enable us to carry out an empirical analysis leading to show the dynamic of the urban labor market in Thailand. Thus, several observations directly drive to the main conclusion according to which the endogenous selection model is more relevant than that of exogenous transformation. In fact, the majority of the parameters from the wage functions seem to be underestimated under the linear approach. Therefore, it is technically accurate to adopt the relevant multinomial switching model. The fundamental result from this study links to the fact that there is a positive correlation between the job mobility and the low wages: the low wage employees are more likely to perform a high job change, shown by the significant level of the correlation parameter of errors terms. Moreover, since the wage penalty from job mobility under exogenous model seems to be relatively low, it is particularly high along the lines of the endogenous approach. In this case, the wage losses are estimated about 4,3 percent for the low wage mover referred to stayers at the same sector. Most people implied in these wage losses include the employees with high educated level, the prime workers, those who have more tenure from the last job, those who come from the long spell of unemployment, those who have a full-time job and particularly those who work within a big companies. The extent of the wage penalties calls upon the specific programs of public policies in order to minimize the negative effects on wage instability in this specific sector.

**Keywords:** job mobility, wage change, wage function, urban labor market, Thailand.

**JEL :** J21, J234, J62

---

<sup>1</sup> 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.

## 1. Introduction

L'étude empirique de la relation mobilité professionnelle et salariale a reçu une attention toute particulière grâce à la disponibilité croissante de données longitudinales. Elle tient en effet à détourner un nouveau regard sur la persistance de l'inégalité salariale, générée par la problématique de la rigidité du marché du travail susceptible d'entraver la mobilité salariale ascendante [Cappellari (2000), Glewwe et Nguyen (2002)]. Compte tenu d'un fort mouvement d'emploi, souvent observé dans le secteur à bas salaires<sup>2</sup>, il apparaît que les individus mobiles souffrent d'une fluctuation aléatoire de revenus, caractéristique de l'emploi précaire et instable. Dans cette perspective, l'inquiétude de l'instabilité chronique de salaire conduit à la mise en œuvre d'investigations empiriques de la mobilité professionnelle relative au secteur à bas salaire. L'hypothèse explicite suit l'idée selon laquelle le changement d'emploi induit systématiquement une mobilité salariale descendante rendant instable le niveau de vie des plus pauvres. A cet égard, l'étude de la simultanéité mobilité-bas salaire doit révéler d'une part l'impact des mouvements d'emploi dans le secteur à bas salaires sur la perception de salaires et, d'autre part, une éventuelle pénalité salariale – perte de salaires consécutive à la mobilité d'emploi – que subissent les individus mobiles. Dans ces directions, la modélisation des effets conjoints de la mobilité d'emploi et le « choix » du bas salaire sur la dynamique salariale constitue la première interrogation de nos analyses.

Le souci croissant d'une dégradation du niveau de vie de la population à bas salaire représente un sujet d'étude tout à fait d'actualité des causes de disparité salariale. Ainsi, le réseau des bas salaires en Europe, « *European Low-Wage Employment Research Network (LoWER)* », initié en 1996, et dont les programmes financés par les projets de recherche en socio-économie de l'Union Européenne, contribue essentiellement à des analyses de l'impact des facteurs institutionnels du marché du travail sur la mobilité, l'inégalité et l'emploi à bas salaires [Gregory *et al.* (2000)]. Les programmes font appel à l'intervention des politiques publiques visant à créer les meilleures conditions du travail en référence non seulement à l'approche de la création d'emploi mais également à la promotion de la mobilité salariale ascendante pour les personnes à bas salaire. Les domaines de recherche relatifs à l'analyse du bas salaire englobent plusieurs aspects tels que la modélisation du salaire minimum légal, l'amélioration de la loi sur la discrimination ou sur les unions syndicales etc. Bien que les contraintes institutionnelles imposent régulièrement une rigidité structurelle des salaires, elles constituent des instruments de politiques nécessaires à l'amélioration et à la protection des individus de bas salaires dans une société [Lucifora (1999) p. 10]. Basée sur ce même concept, l'analyse empirique s'appliquera au cas de la Thaïlande. Depuis la récession économique suscitée par la crise financière de la fin des années quatre-vingts dix, on assiste à une montée de la flexibilité de l'emploi et du salaire, notamment

---

<sup>2</sup> Farber (1998) suggère que les travailleurs mieux rémunérés changent d'emploi moins fréquemment que ceux ayant des bas salaires [Farber (1998) p.48]

parmi les employés à bas salaires au sein du marché du travail thaïlandais. En fait, au moment de l'ajustement nécessaire du marché, nombre de travailleurs ont connu d'une manière brutale une baisse du revenu de l'emploi et un licenciement de masse<sup>3</sup>. Plusieurs études s'accordent sur le fait que la pratique de l'ajustement en quantité se révèle sensiblement plus fréquente. En même temps, le salaire réel évalué juste après l'annonce du flottement du Baht a dépassé de manière inattendue la barre du niveau antérieur à la crise, dû probablement à l'effet compensateur des ajustements en quantité. 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]<sup>4</sup>. Les modalités d'ajustement du marché à la crise économique sont alors susceptibles d'éclairer la dynamique du marché du travail urbain dans la mesure où ce sont les employés à bas salaires qui sont les premières victimes de la destruction de l'emploi et de la réduction du salaire.

Faute de manque de données longitudinales, une étude de la mobilité professionnelle n'a jamais été appliquée au marché du travail thaïlandais. Toutefois, bien que les recherches empiriques [Mincer (1993), Bartel et Rojas (1981), Jovanovic et Mincer (1978)] sur la question de dynamique de l'emploi existent au sein des pays développés, elles considèrent très souvent l'ensemble des individus mobiles, alors qu'une prise en compte des personnes mobiles à bas salaire touche l'essentiel des problématiques de la pauvreté et de l'inégalité des salaires, notamment dans les pays en développement. A l'aide du modèle Probit multinomial à changement de régime endogène appliqué aux enquêtes socio-économiques de Panel, réalisée en 2005, 2006 et 2007, les investigations empiriques dégagent des résultats intéressants. 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. A l'issue de ces estimations, la relation mobilité d'emploi et salariale est examinée par le biais d'un calcul statistique. En d'autres termes, nous chercherons à savoir d'abord s'il existe une liaison systématique entre le changement d'emploi et le fait d'avoir un bas salaire. Ces effets combinés influencent-ils la perception salariale ? La mobilité professionnelle élevée dans un secteur à bas salaire modifie-elle la répartition globale de salaires dans ce secteur ? Et enfin les personnes mobiles sont-elles gagnantes ou perdantes lors d'un changement d'emploi dans le secteur à bas salaire ? Dans un premier temps, l'ensemble des théories permettra de nous positionner sur un plan d'investigations et sur le sens de cette relation. Nous procéderons ensuite à la description des sources statistiques, de la sélection des

---

<sup>3</sup> 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.

<sup>4</sup> La flexibilité des salaires est toutefois défavorable aux pauvres dans le cas d'une réduction artificielle et à caractère illégitime de salaires. Les employés pauvres vont subir une conséquence certaine de la baisse de revenu ou du nombre d'heures de travail en gardant leur emploi actuel [Medhi *et al.* (2006) p. 44]

variables et à la spécification du modèle utilisé. Enfin, la mise en évidence des estimations du modèle endogène visera à expliciter la modélisation des effets conjoints sur les salaires et la pénalité salariale consécutive au changement d'emploi à bas salaire.

## **2. Cadres théoriques et spécification du modèle**

La revue de la littérature théorique et empirique permettra d'encadrer le champ d'investigations de la relation mobilité et bas salaire. La spécification de la méthode utilisée et la sélection des données représentatives seront ensuite explicitées.

### **1. Relation complexe mobilité d'emploi-bas salaire : une revue des théories et des évidences empiriques**

#### *a. Revue de la littérature théorique*

L'analyse de la mobilité d'emploi dans un secteur à bas salaire constitue un vif débat théorique basé sur deux courants de pensées. Les théories néoclassiques englobent les modèles du capital humain, de l'appariement emploi-salarié et de la recherche de l'emploi qui associent ces décisions simultanées aux résultats de la rationalité individuelle dont les caractéristiques productives font partie d'un ensemble de principaux déterminants du changement d'emploi à bas salaire. Or, l'étude de la structure du marché suggère une conclusion inverse quant à la détermination de la mobilité d'emploi à bas salaire. Les théories d'inspiration néoclassique soutiennent une croissance générale de salaire due à une recherche efficace du meilleur emploi alors que le modèle de la segmentation s'attache à l'instabilité salariale générée par une caractéristique de l'emploi précaire au sein du secteur à bas salaire.

Il n'existe aucun fait commun quant au sens de la causalité mobilité d'emploi et mobilité salariale. Selon les théories standards, la mobilité salariale est souvent vue comme le résultat d'une décision de la mobilité d'emploi : les individus adoptent une meilleure stratégie pour un changement d'emploi lorsqu'ils constatent un niveau de salaires insuffisant – salaire courant étant inférieur au niveau de salaire alternatif. 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, la croissance salariale 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 dans d'autres firmes, ainsi que leur salaire respectif. Parsons (1972) met en œuvre alors une relation inverse entre la probabilité de changement d'emploi et le niveau du capital humain spécifique. En d'autres termes, la mobilité professionnelle diminue avec l'expérience ou l'ancienneté du travail, mesure très contestable du stock du capital humain spécifique. 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 emploi-salarié. Le concept de capital humain spécifique et de la mobilité est repris par Farber (1998) pour mettre en avant l'efficacité des séparations d'emploi en question. 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 salarié-emploi qui, quant à elle, dépend du nombre 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. A la différence du modèle du capital humain spécifique, la productivité d'un individu est supposée constante au cours du temps et son niveau varie d'une firme à l'autre, dépendant de la manière dont les firmes l'évaluent. L'individu procède en effet à un calcul coût-avantages de sa recherche. Le temps et les efforts seront consacrés à la recherche d'opportunités d'emploi. Il convient de distinguer, parmi les individus qui recherchent l'emploi, les actifs déjà occupés et les actifs sans emploi. Dans le cas où l'individu recherche un emploi en ayant déjà un emploi actuel, la meilleure stratégie consiste à fixer un niveau de salaire de réservation<sup>5</sup> qui

---

<sup>5</sup> Ce salaire de *réserve*, ou d'*acceptation*, égalise coûts et gains marginaux de la recherche d'emploi, ce qui dépend de la distribution des salaires dans l'économie, du degré de stabilité des emplois proposés et de l'impatience de chaque demandeur d'emploi

servira de critère d'acceptation de l'offre de salaire d'un emploi alternatif. L'employé acceptera l'offre de salaire et quitte l'emploi actuel si et seulement si le salaire proposé est au moins équivalent à son salaire de réservation, tout en prenant en compte l'ensemble des coûts liés au changement d'emploi [Burdett (1978) p. 121]. La séparation de l'emploi est d'autant plus fréquente que le salaire de réservation est élevé, notamment parmi des personnes à bas salaire : la différence entre le salaire actuel et de réservation est fonction décroissante du salaire courant [Mortensen (1986), van den Berg (1992)]. Une manière de réduire le coût inhérent à la mobilité d'emploi est de diminuer cet écart, ou de rechercher l'emploi avec une rémunération supérieure. Par conséquent, si l'écart de salaires espérés et de réservation est plus élevé dans le secteur à bas salaire que dans le secteur à haut salaire, on s'attend à ce que la probabilité de changer d'emploi à bas salaire soit la plus élevée [van den Berg (1992)]. La logique du modèle de la recherche de l'emploi optimal mène alors à la conclusion selon laquelle le changement d'emploi des employés à bas salaire améliore généralement le niveau de revenu de ces derniers.

Contrairement au concept du marché du travail concurrentiel dont la structure du marché est homogène, la théorie de la segmentation suppose un ensemble d'interactions existantes entre segments – secondaire et primaire dans l'optique du marché dual. En effet, les mobilités inter-segments sont généralement limitées, conduisant à une rigidité du marché du travail. Pour les mouvements intra-segments, les salariés du marché interne sont particulièrement peu mobiles en raison des incitations à établir une longue relation d'emploi. A l'opposé, les mobilités fréquentes apparaissent peu favorables aux pauvres dans le secteur secondaire. La distinction des mobilités entre les approches néoclassiques et les démarches intentionnalistes montrent qu'il s'agit de deux paradigmes différents. En effet, Viatorisz et Harrison (1973) observent une divergence des processus dynamiques des deux marchés au lieu d'une convergence de l'économie vers l'équilibre. La pauvreté persistante et la montée de l'inégalité salariale sont alors liées à la situation d'auto-renforcement à l'enfermement, « *self-reinforcement cycle of stagnation* », dans le segment à bas salaire. Le mécanisme d'auto-égalisation supposée par l'hypothèse du marché unique ne fonctionne plus, ce qui engendre un cycle vicieux pour les pauvres. En effet, si la situation d'enfermement est connue de certaines personnes dès leur entrée à la vie active, elle peut également s'identifier aux caractéristiques personnelles à leur naissance telles que leurs origines socio-économiques<sup>6</sup>. En fait, le fait de rester dans le marché interne pendant une longue période ne fait courir aucun risque de pertes en terme monétaire alors que travailler dans le secteur secondaire pour une longue période entraîne une perte relative de salaire, dû essentiellement à

---

<sup>6</sup> Piore (1975) appelle cela *des chaînes de mobilité*. Les points de départ dans une chaîne de mobilité peuvent se présenter sous diverses formes: ils se définissent non seulement par les types d'emploi mais également d'autres points d'importance sociale et économique. Ainsi les individus considérés, occupant un emploi spécifique, tendent généralement à être titrés par un ensemble limité de caractéristiques telles que des écoles, des voisinages, et des types de familles; et réciproquement, les personnes étant issues de la même école ou voisinage ont une forte probabilité de procéder à des emplois de mêmes types [Piore (1975) p.128]

une dévalorisation économique et sociale des compétences. Les mobilités d'emploi subies dans un marché secondaire peuvent entraîner une baisse considérable des salaires tandis que dans un marché primaire, elles sont considérées comme génératrices de salaire d'autant plus que celles-ci sont généralement voulues [Apostle et al (1986) p. 341].

*b. Revue de la littérature empirique*

Compte tenu de diverses formes de mobilité d'emploi, les mobilités salariales et professionnelles constituent une réelle complexité sur le plan pratique. La mobilité volontaire ou stratégique améliore en général la position de l'individu dans la distribution des salaires tandis que la mobilité involontaire ou contrainte se traduit par une dégradation des revenus de l'individu. Par conséquent, il convient de distinguer les différents mouvements d'emploi affectant la croissance salariale de l'individu. Dans la pratique, on divise les formes de mobilité en trois sous groupes à savoir la mobilité volontaire et involontaire, la mobilité passant par une courte ou longue durée de chômage, et la mobilité parmi les jeunes et les plus expérimentés. Malgré la pertinence des modèles néoclassiques, les faits observés relatifs à l'impact de la mobilité d'emploi sur les salaires sont peu concluants. Concernant la relation entre mobilité d'emploi et âge, le changement d'emploi au début de carrière semble plus bénéfique qu'en fin de carrières [Keith et McWilliams (1997, 1999), Topel et Ward (1992)]. Bien que, les changements d'emploi soient souvent associés à la perte d'accumulation du capital humain spécifique, les jeunes individus accumulent des compétences à un taux plus rapide que celles des immobiles. Le différentiel des salaires disparaît avec le temps [Bougheas et Georgellis (2004)]. De plus, le mécanisme automatique d'égalisation salariale se renforce par le fait que les fréquentes mobilités de certains adultes plus âgés conduisent à une chute des revenus, conséquence d'une hausse des coûts d'opportunités. A cet égard, les effets positifs de la mobilité d'emploi sur la croissance des salaires s'expliquent dans les théories de l'appariement et de la recherche par une forte intensité de recherche d'emploi, permettant à certains individus d'accéder directement à des emplois plus lucratifs, et d'avoir les postes bien rémunérés [Munasinghe et Sigman (2003) p. 217]. Pour ce qui est de la question de mobilité volontaire et involontaire, l'effet de la mobilité d'emploi sur la mobilité salariale est plus ou moins négatif. Mincer (1986) a montré, dans ses analyses empiriques appliquées aux États-Unis, que la hausse des salaires générée par les mobilités d'emploi est une réalité, exception faite des travailleurs plus âgés qui sont souvent liés à la situation de licenciement [Mincer (1986) p. 184]. La durée de chômage a un impact non négligeable sur la croissance éventuelle de salaires. En suivant l'approche de l'information imparfaite, l'existence d'une durée de chômage pourrait avoir un effet négatif sur le salaire. Selon Blanchard et Diamond (1994) et Lockwood (1991), le chômage entraînera un effet substantiel sur les salaires futurs des individus si la durée de ce dernier est longue et assez fréquente. Ces analyses remettent en cause les études de Jovanovic et Mincer (1981) selon lesquelles la mobilité subie est globalement profitable. Sans prendre en compte la durée du chômage

qui pourrait nuancer l'effet positif de la mobilité d'emploi sur la mobilité salariale, les résultats peuvent être faussés.

Les évidences empiriques à l'égard des déterminants de bas salaires, avancées notamment dans les pays européens, ont pour vocation de justifier la marge de manœuvre des politiques d'intervention. En effet, Gosling *et al.* (1997) suggèrent que, entre 1991 et 1994, seul cinquante pour cent de persistance dans les bas salaires parmi les hommes est expliqué par les caractéristiques individuelles alors que la deuxième moitié reste inexplicable. Van Opstal *et al.* (1998) expliquent que le capital humain spécifique est loin d'être le seul déterminant de mobilité salariale ascendante tandis que l'expérience professionnelle explique la part significative de cette dernière. Il existe un accord selon lequel les mouvements ascendants de salaires sont souvent observés dans les sociétés où l'inégalité salariale est élevée. Les personnes les plus mobiles sont les femmes, les seniors et les moins instruits. Les déterminants de persistance dans des emplois à bas salaires s'associent d'une part aux caractéristiques individuelles – l'effet d'hétérogénéité –, et d'autre part au temps passé dans l'emploi à bas salaires – la structure de dépendance. Pour Sloane et Theodossiou (1996), le facteur de dépendance semble être le plus important que l'effet hétérogène, ce qui signifie que les individus font face aux contraintes externes que constituent des barrières à la mobilité. Par conséquent, les politiques d'intervention par le biais des instruments institutionnels ont pour objectif non seulement de réduire les effets de compression salariale pour ce groupe d'individus, mais également de les protéger contre des risques divers liés aux fluctuations dans les marchés du travail [Sloane et Theodossiou (1996) p. 99].

## 2. Sources statistiques et analyses des descriptives

Cette présente étude fait appel à un ensemble de données qui appariait des informations provenant des enquêtes socio-économiques de panel sur la période allant de 2005 à 2007, réalisées dans le cadre des projets du Partenariat national pour le développement (CDP-PAM). Il s'agit d'une toute première réalisation d'enquêtes longitudinales en Thaïlande, annuellement collectées par le Bureau de Statistique Nationale. La base de données, constituée de questionnaires réalisés chaque année auprès de 6000 ménages, comporte principalement deux parties relatives aux informations conjointes du ménage et de l'individu âgé de plus de 15 ans, respectivement. La deuxième partie du fichier présente un intérêt particulier. Puisque les données sont de dimension longitudinale, il devient possible de constituer les trajectoires professionnelles des individus. Toutefois, certaines particularités de ces enquêtes 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 sur les historiques de changements d'emploi relatifs à des années antérieures, limitées à trois 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 les fichiers de 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'heures, de jour du travail, les types de paiement, les méthodes de recherche d'emploi, les raisons de la séparation de l'emploi, les indemnités de chômage et la formation facilitée par l'Etat. 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 du passé, il est tout à fait possible de constituer des 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 du dernier poste et du chômage. Par définition, la mobilité d'emploi s'assimile à la séparation de l'employeur à une date donnée et le bas salaire regroupe des revenus situés en dessus de deux tiers du salaire médian<sup>7</sup>. En raison d'une limite disponible de données longitudinales, la présente étude portera exclusivement sur les questions de mobilité externe, accompagnées ou non d'une mobilité géographique<sup>8</sup> et d'un changement socioprofessionnel. La sélection de données concerne uniquement les personnes âgées entre 15 ans et plus en 2005, étant économiquement active, vivant en milieu urbain et travailleurs non indépendants durant trois enquêtes consécutives. Les salaires sont déclarés positifs pour l'ensemble des deux périodes. Rappelons que les salaires sont estimés à une échelle mensuelle et déflatée par le niveau général des prix. La procédure de sélection des données permet de constituer au total 1883 unités représentatives qui seront utilisées dans nos analyses.

Pour mesurer l'ampleur des phénomènes de la mobilité d'emploi et du bas salaire, on fait appel au calcul des taux de mobilité d'emploi et des bas salaires selon les niveaux d'instruction, le genre, l'âge, l'ancienneté et la taille de la firme. En effet, il existe des faits marquants à l'égard des dynamiques de l'emploi et des bas salaires. Ainsi, selon le tableau 1-1, le taux de mobilité d'emploi pour l'ensemble est estimé à 18,4 pour cent tandis que celui des bas salaires est de l'ordre de 31,3 pour cent. Certaines caractéristiques productives s'associent fortement aux mouvements d'emploi et au secteur à bas salaire.

---

<sup>7</sup> Le seuil est subjectivement et statistiquement fixé. Il a été également utilisé dans les analyses de Alfouso (2004) et Cappellari (2000), entre autres.

<sup>8</sup> L'économie de l'immigration constitue le thème de recherche en économie contemporaine, voir Borjas (1994) et Borjas et al. (1996) et Roy (1997).

**Tableau 1-1 : Taux de mobilité d'emploi et de bas salaires**

	Mobilité	Bas salaire
<b>Niveau d'instruction</b>		
sans instruction	24,7	62,9
primaire	24,9	46,5
secondaire	18,2	24,9
universitaire	10,6	4,3
<b>Sexe</b>		
Homme	19,5	28,6
Femme	16,9	34,6
<b>Classe d'âge (années)</b>		
15-20	44,5	77,4
21-30	25,7	34,4
31-40	12,8	28,3
40-50	11,4	23,7
supérieure à 50	17,3	29,6
<b>Ancienneté (années)</b>		
inférieure et égale à 1	64,2	63,6
2-5	23,6	39,2
6-10	4,5	27,6
supérieure à 10	3,9	15,2
<b>Taille de la firme</b>		
inférieure et égale à 10	34,6	69,6
11-100	17,4	27,8
supérieure à 100	13,3	20,6
<b>Total</b>	18,4	31,3

Source: les Enquêtes socio-économiques de Panel (HSEPS), 2005-2007.

La probabilité de changement d'emploi est d'autant plus réduite que le niveau d'instruction s'accroît : ce sont les sans instructions et les personnes ayant un niveau d'étude primaire qui s'impliquent le plus dans la mobilité d'emploi, soient 24,7 et 24,9 pour cent du taux de mobilité, respectivement, contre 18,2 et 10,6 pour cent pour les salariés ayant une étude secondaire et universitaire respectivement. La même corrélation est également observée au sein du secteur à bas salaire. Il existe une sensible disparité homme-femme dans la mobilité d'emploi mais accentuée dans les bas salaires, soit 34,6 pour cent du taux de bas salaire pour les femmes contre 28,6 pour cent pour les hommes. Par ailleurs, l'âge joue à la baisse sur les probabilités de changement d'emploi et de bas salaire dans la mesure où les taux de mobilité professionnelle et de bas salaires sont fonction décroissante avec l'âge, sauf pour les personnes âgées de plus de 50 ans qui subissent exceptionnellement la mobilité fréquente. De même, l'accumulation croissante d'années d'ancienneté réduit les probabilités de changer d'emploi et de bas salaire, comme le prévoient les théories néoclassiques : près de 64,2 pour cent du taux de mobilité relatif à ceux ayant moins de un an d'ancienneté contre 3,9 pour ceux ayant plus de dix ans d'ancienneté ; 63,6 pour cent du taux de bas salaire est connu des moins anciens contre 15,2 pour cent pour les plus anciens antérieurs au dernier emploi. Enfin, il apparaît que ce sont les individus qui travaillent dans les petites entreprises de moins de dix personnes qui souffrent le plus des bas salaires et du changement fréquent d'emploi. En définitive, l'étude descriptive de ces choix simultanés doit être considérée comme un examen préliminaire des investigations empiriques. Nous procéderons alors à l'encadrement méthodologique et à la sélection des variables du modèle.

### 3. Spécification du modèle et sélection des variables

#### a. *Cadre méthodologique de l'analyse*

L'estimation des fonctions de gains spécifiques à la mobilité d'emploi et au bas salaire à l'aide des méthodes de moindre carré ordinaire engendre potentiellement des coefficients biaisés de variables estimées dès lors que tous changements d'emploi et le « choix » du bas salaire dépendent d'autres variables, observées et non observées. A la suite de l'article de Heckman (1979)<sup>9</sup>, une telle technique conduit à un problème économétrique de biais de sélection et de l'hétérogénéité. Dans cette logique, il importe de procéder à des méthodes d'estimations prenant en compte des facteurs influençant les décisions simultanées de la mobilité d'emploi et le choix du bas salaire. La littérature économétrique propose plusieurs solutions quant aux techniques d'estimation qui considère le problème d'endogénéité<sup>10</sup>. Le modèle à deux étapes d'estimation permet naturellement de corriger l'auto sélection : la première étape consiste à estimer les équations de sélection à l'aide du modèle Probit bivarié afin de dégager des paramètres nécessaires à la constitution des variables de correction ; la prise en compte de l'endogénéité passe par une régression des fonctions de gains avec les composantes correctrices à l'issue de la première étape. A l'aide de cette technique, les paramètres estimés sont convergents et sans biais sous l'hypothèse de la normalité des résidus. Bien que la plupart des travaux fassent appel à cette technique commode à utiliser en raison de la disponibilité d'une telle programmation des logiciels statistiques, un certain nombre de limites doivent être évoqué. 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 sélection<sup>11</sup> et, d'autre part, la valeur de coefficient de corrélation des termes d'erreurs des équations de gains et de sélection, qui doit être comprise entre -1 et 1, n'est souvent pas respectée. Etant donné les mêmes restrictions précédemment citées, la méthode de maximum de vraisemblance induit des estimateurs plus robustes, axiomatiquement convergents et relativement plus efficaces<sup>12</sup>.

On considère que chaque observation est identifiée par la variable dépendante  $Y_{ji}$  avec  $j = 0,1$  et  $i = 0,1$ . L'indice  $j$  est égal à 1 si l'individu est mobile et 0 sinon. De même, si  $i = 1$ , il est assigné au

---

<sup>9</sup> 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) et Heckman (1979).

<sup>10</sup> Parmi les modèles économétriques existants, il apparaît que la méthode de maximum de vraisemblance à information complète donne la meilleure solution. Les coefficients des variables sont axiomatiquement convergents et efficaces. Compte tenu des difficultés de la recherche du maximum, il est impossible de l'utiliser dans cette présente étude. Voir le modèle Probit multinomial à changement endogène dans Pérez et Sanz(2005).

<sup>11</sup> La question est de savoir quelle est la valeur de  $Var(v_j | \varepsilon > 0)$

<sup>12</sup> Contrairement aux estimations à deux étapes de Heckman (1979) qui engendrent des coefficients sans biais mais pas efficace, la méthode de maximum de vraisemblance fournit des estimateurs sans biais, axiomatiquement convergents et efficaces. L'efficacité des estimateurs signifie un minimum de variance. La précision est meilleure si la variance est faible.

secteur à bas salaire et 0 sinon. Par conséquent, le revenu relatif à la mobilité d'emploi dans un bas salaire est  $Y_{1,i}$  tel que

$$Y_{1,i} = \beta_{1,i}' X_{1,i} + v_{1,i} \quad (1-1)$$

$X_{1,i}$  est un ensemble des variables explicatives qui englobent également les variables du capital humain et d'autres variables indicatrices.  $\beta_{1,i}$  est un vecteur de paramètres estimés.  $v_{1,i}$  est des termes d'erreurs. Il s'avère que les estimations de ces fonctions par le modèle linéaire donnent des coefficients biaisés car, comme précédemment cité, il se peut que les variables explicatives soient corrélées aux caractéristiques inobservées de l'individu. La littérature prend en compte la plupart du temps ces effets endogènes en cherchant à corriger les termes d'erreurs de ces dernières. Sur le plan technique, si les termes d'erreur sont corrélés avec les variables explicatives, il est vraisemblable que ces processus d'estimation se confrontent à des biais de sélection. L'espérance de la fonction de gains devient alors :

$$E(Y_{1,i}) = \beta_{1,i}' X_{1,i} + E(v_{1,i} | \text{facteurs non pris en compte}) \quad (1-2)$$

Pour corriger les biais d'auto sélection, Heckman (1979) propose d'introduire les variables instrumentales dans les équations originales. Le processus d'assignation s'effectue à travers des équations de sélection avec les variables latentes qui se définissent comme probabilité statistique d'être classées dans un état  $j$  conditionné à un état  $i$ . Les mécanismes de sélection  $I_j$  et  $S_i$  s'expriment de manière suivante:

$$I_j^* = \delta_j' Z_j + \varepsilon_j \quad (1-3)$$

$$S_i^* = \gamma_i' Z_i + \omega_i \quad (1-4)$$

Avec  $Z_j$  et  $Z_i$  un vecteur de variables dépendantes susceptible de structurer le changement d'emploi et le choix du bas salaire.  $\delta_j$  et  $\gamma_i$  regroupe des paramètres à estimer. Et  $\varepsilon_j$  et  $\omega_i$  représentent les composantes de résidu des équations de sélection relatives à la mobilité d'emploi et au bas salaire, respectivement.  $I_j^*$  et  $S_i^*$  sont les variables latentes, non observées, des équations du changement d'emploi et de l'assignation au secteur à bas salaire, respectivement. L'étude admet l'hypothèse de la normalité des distributions des résidus, ce qui explique que les mécanismes de sélection suivent le modèle Probit multinomial à changement de régime endogène qui se décrivent de manière suivante:

$$Y = \begin{cases} Y_0 & \text{si } I^* > 0, S^* > 0 \\ Y_1 & \text{si } I^* \leq 0, S^* > 0 \end{cases}$$

(1-5)

En fait, le premier cas,  $Y = Y_0$ , encadre des effets de la mobilité d'emploi réalisée dans le secteur à bas salaire sur les salaires actuels alors que le deuxième cas,  $Y = Y_1$ , explique la stabilité d'emploi dans ce même segment. En admettant le modèle endogène, il revient à rechercher le maximum de vraisemblance à information complète suivante :

$$\begin{aligned}
& \ln L(\delta_j, \beta_{ji}, \gamma_i, \sigma_{u_j}, \rho_{\varepsilon_j v_{ji}}, \rho_{\varepsilon_i v_{ji}}, \rho, X, Z, I^*, S^*) \\
&= \sum_{\substack{I^* > 0 \\ S^* > 0}} [\ln(\Phi_2(I^* > 0, S^* > 0, \rho)) - \ln(\sigma_{u_{1,1}}) + \ln(\phi(\frac{y_{1,1} - \beta_{1,1} X_{1,1}}{\sigma_{u_{1,1}}}))] \\
&+ \sum_{\substack{I^* \leq 0 \\ S^* > 0}} [\ln(\Phi_2(I^* \leq 0, S^* > 0, \rho)) - \ln(\sigma_{u_{0,1}}) + \ln(\phi(\frac{y_{0,1} - \beta_{0,1} X_{0,1}}{\sigma_{u_{0,1}}}))] \\
&+ \sum_{S^* \leq 0} [\ln(\Phi_2(I^* \leq 0 \text{ ou } I^* > 0, S^* \leq 0, \rho))]
\end{aligned} \tag{1-6}$$

L'estimation simultanée des équations de salaires et de sélection à l'aide du processus d'optimisation de fonction de vraisemblance donnent un ensemble de paramètres suivants : les coefficients relatifs à deux équations de gains et deux équations de sélection ( $\beta_{ji}$ ,  $\gamma_i$ ,  $\delta_j$ ), les variances des équations de gains ( $\sigma_{uji}$ ), les coefficients de corrélations des résidus ( $\rho_{\varepsilon_j v_{ji}}$ ,  $\rho_{\varepsilon_i v_{ji}}$ ) et le coefficient de corrélation des équations de sélection ( $\rho$ ). 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 s'il n'existe aucun lien fonctionnel entre les résidus des fonctions de gain et de sélection. En d'autres termes, si les valeurs  $\rho_{\varepsilon_j v_{ji}}$  équivalent à zéro, les relations de salaires deviennent obligatoirement linéaires. Par ailleurs, il est possible que le coefficient de corrélation des équations de sélection soit non significatif. Le tel cas n'implique pas automatiquement un modèle exogène puisqu'il s'agit simplement d'une « choix » disjoint, non simultané, de la mobilité d'emploi et de l'emploi à bas salaire.

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 dans le bas salaire. 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 participé au bas salaire, 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 du même

segment. A titre indicatif, le montant de salaires prédits par le modèle endogène pour les personnes subissant une mobilité d'emploi dans un secteur à bas salaire s'exprime de façon suivante<sup>13</sup>:

$$E(Y_0|I^* > 0, S^* > 0) = \beta_{1,1}' X_{1,1} + \frac{\sigma_{v_1}}{(1-\rho^2)} (\theta_{01}\lambda_1 + \theta_{00}\lambda_0) \quad (1-7)$$

où  $\sigma_{v_1}$  est la variance de la fonction de gains.  $\theta_{01}$  et  $\theta_{00}$  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 :

$$\theta_{00} = (\rho_{\varepsilon_0 v_0} - \rho \cdot \rho_{\varepsilon_1 v_0}), \theta_{01} = (\rho_{\varepsilon_0 v_1} - \rho \cdot \rho_{\varepsilon_1 v_1}) \quad (1-8)$$

où  $\rho_{\varepsilon_1 v_1}$  et  $\rho_{\varepsilon_1 v_0}$  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  $\rho$  non significativement différent de zéro. Dans ce cas, le mécanisme de sélection devient exogène. Les termes  $\lambda_1$  et  $\lambda_0$  visent à contrôler les processus bivariés de la probabilité d'expérimenter la mobilité d'emploi par rapport à la stabilité d'emploi et le bas salaire par rapport au reste.

$$\lambda_0 = \phi(\delta_0^* Z) (1 - \Phi(-\delta_0^* Z))^{-1}, \lambda_1 = \phi(\delta_1^* Z) (1 - \Phi(-\delta_1^* Z))^{-1} \quad (1-9)$$

Au total, les rendements de la mobilité d'emploi conditionnée au bas salaire par rapport à la stabilité d'emploi du même segment pourraient être obtenus par la différence prise entre les équations de gains des mobiles et des immobile au sein du segment à bas salaire. Il est ensuite nécessaire d'introduire les variables sélectionnées appliquées aux modèles considérés.

#### *b. Sélection des variables*

La définition des variables sélectionnées est indiquée dans le tableau A-1, reporté en annexe. Ces dernières sont patronnées en deux sous groupes suivants. D'une part, il s'agit des variables relatives aux fonctions de gains reliant les salaires à un ensemble des variables indépendantes telles que le niveau d'éducation, l'expérience, l'expérience au carré qui a pour objectif de capturer la dépréciation du capital humain. De même, les variables indicatrices spécifient les rendements monétaires des travailleurs de sexe masculin par rapport aux femmes, du fait d'être à Bangkok par rapport aux autres régions. La taille de firme et de l'ancienneté est de caractère continu. D'autre part, quant aux variables relatives aux équations de sélection, il importe d'introduire les modalités

<sup>13</sup> Le modèle est appliqué par Fische et al. (1981). La reformulation est extraite du modèle de Maddala (1983) page 282.

inhérentes aux caractéristiques conjointes de l'individu et de l'emploi. 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 ou d'accéder au bas salaire par rapport à ceux ayant un niveau d'étude secondaire. On espère avoir des effets négatifs sur les salaires du fait d'être un homme et/ou un chef de ménage et/ou mariés, codés comme variable binaire, sur la propension à la mobilité d'emploi et du bas salaire. L'expérience potentielle, l'expérience au carré et le nombre de membre de la famille sont à caractère continu. Les résultats espérés tiennent au fait que les accumulations de l'expérience et de l'ancienneté auront un impact négatif sur la mobilité et la probabilité d'être classé dans le bas salaire. L'information relative à l'emploi permet de constituer un vecteur de variables explicatives des équations de sélection de manière suivante : le fait d'avoir un emploi public et semi-public par rapport aux autres professions devrait réduire la probabilité du changement d'emploi et du bas salaire. De plus, la taille de la firme devrait réduire la mobilité d'emploi dans un bas salaire. Les particularités de l'emploi sont identifiées par le travail temporaire, le nombre d'emploi possédé par l'individu et le nombre de jour de travail par mois. Les deux premières caractéristiques semblent renforcer les états de réalisations conjointes alors que le nombre de jour du travail par mois tend à les réduire. Enfin, nous avons pris en considération de l'impact de l'environnement macroéconomique sur les effets combinés de la mobilité et du bas salaire par l'introduction du taux de chômage trimestriel relatif au moment de changement de dernier emploi comme variable explicative. Dans un premier temps, l'étude considère l'ensemble des déterminants de la mobilité d'emploi du secteur à bas salaire. Leur impact sur les salaires est modélisé dans un second temps.

### **3. Résultats des estimations du modèle Probit multinomial à changement de régime endogène**

#### **1. Déterminants de la mobilité d'emploi et des bas salaires**

A l'aide des données issues des Enquêtes Socio-économiques de Panel, l'estimation du modèle à changement de régime endogène est conduite sous la programmation du logiciel Stata 8<sup>14</sup> avec les valeurs de départ correspondant aux coefficients de variables à l'issue des estimations exogènes. Le tableau 1-2 montre les résultats empiriques de déterminants des probabilités de changement d'emploi et d'avoir un bas salaire. Pour pouvoir comparer les résultats générés par différents modèles, nous avons pris en considération des estimations issues à la fois des modèles exogènes et endogènes. Plusieurs tests statistiques relatifs aux modèles économétriques affirment la pertinence de l'approche endogène. D'abord, la mise en place des tests de Chi-deux ou test de Wald, ayant pour objectif la vérification de la signification globale des paramètres estimés, consiste à informer une meilleure spécification des modèles. Ainsi, les valeurs du test indiquées dans le tableau 1-2 dépassent loin derrière

---

<sup>14</sup> Il importe de remarquer que contrairement aux autres logiciels, Stata 8 a une interface d'utilisation spécifiquement destinée à faciliter la recherche du maximum de vraisemblance sous commande ML. Gould et Sribney (2003).

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, certaines variables estimées par le modèle linéaire sont non significatives alors qu'elles semblent significatives dans le modèle endogène. Par exemple, la variable primaire et sans instruction pour la mobilité d'emploi est positive et significative à un pour cent dans le cas du modèle de sélection endogène tandis qu'elle est non significative dans le cas de linéaire. Ces résultats indiquent simplement que les estimations du processus de sélection exogène sont biaisées.

**Tableau 1-2: Equations de sélection - Probit multinomial à changement de régime endogène (mobilité-bas salaire).**

Variables	Mobilité d'emploi				Secteur à bas salaire			
	Exogène		endogène		Exogène		endogène	
	$\beta$	$t^{(1)}$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$
<b>Caractéristiques individuelles</b>								
Constant	-0,378	-0,700	-0,392	-0,84	0,370	0,700	-0,255	-0,540
Primaire et sans instruction	0,124	1,080	0,189	1,970**	0,786	6,860*	0,713	7,820*
Universitaire	-0,345	-2,860*	-0,462	-4,050*	-1,218	-8,030*	-0,846	-6,230*
Expérience	-0,069	-5,190*	-0,04	-2,820*	-0,035	-2,450*	-0,021	-1,810***
Exp <sup>2</sup>	0,001	4,970*	0,001	2,970*	0,001	2,270**	0,000	1,870**
Ancienneté (<10) <sup>(3)</sup>	0,962	8,190*	0,875	8,910*	0,398	3,850*	0,296	3,480*
Homme	0,026	0,270	-0,046	-0,54	-0,452	-4,940*	-0,441	-5,730*
Marié	0,055	0,570	-0,065	-0,83	-0,210	-2,130**	-0,154	-2,030**
Chef de ménage	0,039	0,350	-0,037	-0,41	-0,504	-4,740*	-0,296	-3,410*
Nombre de membres	0,005	0,190	-0,007	-0,38	-0,025	-0,950	0,008	0,410
<b>Caractéristiques de l'emploi</b>								
Public et semi-public	-0,292	-2,290**	-0,236	-2,330**	-0,084	-0,610	-0,05	-0,51
ouvrier	-0,016	-0,070	0,047	0,31	0,414	1,520	0,109	0,600
Jour du travail par mois	-0,008	-0,500	-0,012	-0,83	0,013	0,810	0,016	1,140
Taille de firme	-0,048	-1,820***	-0,053	-2,430*	-0,106	-4,190*	-0,103	-4,700*
Pluri-activité	1,263	8,660*	0,706	5,840*	0,514	2,920*	0,353	2,180**
Travail à temps partiel <sup>(4)</sup>	0,275	2,310**	0,085	0,96	1,055	9,670*	0,702	6,990*
<b>Régions</b>								
Bangkok	-0,156	-0,960	-0,002	-0,02	-0,681	-4,420*	-0,514	-4,230*
Centre	-0,069	-0,410	0,208	1,690***	-0,220	-1,370*	-0,053	-0,43
Nord	0,251	1,360	0,338	2,310**	0,067	0,350	-0,049	-0,350
Sud	-0,619	-2,770*	-0,234	-1,53	-0,363	-1,830**	-0,159	-0,970
<b>Taux de chômage trimestriel</b>								
Coefficient de corrélation ( $\rho$ )			0,394	2,350*			0,394	2,350*
Pseudo-Log de vraisemblance <sup>(2)</sup>		-689,3		3986749,9		-666,7		3986749,9
Teste de Wald(20)		305,7		322,6		540,3		322,6
N pondéré								1883

Notes : (1) statistique de t  $student = \beta/\text{écart-type}$  : \* = significatif à 1% ; \*\* = significatif à 5% ; \*\*\* = significatif à 10% ; (2) 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) ;(3) base = plus de 10 années d'ancienneté ;(4) base = travail à temps plein

Source: les Enquêtes socio-économiques de Panel (HSEPS), 2005-2007.

Nous avons abordé l'hypothèse de la corrélation positive entre les probabilités de changer d'emploi et d'avoir un bas salaire qui pourrait être validée par une vérification du coefficient de corrélation des équations de sélection. Le tableau 1-1 suggère qu'une telle présupposition est statistiquement valide car ce coefficient est positivement et significativement différent de zéro à un risque de un pour cent. Ceci signifie tout simplement que les individus ayant un bas salaire sont généralement incités à changer d'emploi. Les décisions de mobilité du choix de bas salaire sont alors simultanées. En outre, la majorité des signes de paramètres estimés correspondent à ce qu'on espérait et à ce que prévoit la partition théorique. Le tableau 1-1 met en évidence une relation fonctionnelle entre les probabilités de changement d'emploi à bas salaire et les caractéristiques individuelles, et à l'emploi, qui suggère les résultats espérés.



En premier lieu, concernant l'ensemble des caractéristiques individuelles, 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 et du bas salaire. D'un point de vue théorique, toute décision de mobilité professionnelle appartient à l'individu dont les caractéristiques personnelles induisent la possibilité de réalisation afin de maximiser son utilité. Ainsi, bien que la possession du certificat d'étude primaire ou sans instruction augmente les probabilités de changement d'emploi et d'avoir un bas salaire selon le modèle endogène<sup>15</sup>, le fait d'avoir obtenu un diplôme universitaire par rapport au niveau d'étude secondaire les réduit considérablement. A la lecture du tableau 1-2, les variables relatives à l'éducation primaire et sans instruction sont positivement et significativement différentes de zéro alors que celles liées au niveau d'étude universitaire ont un signe opposé avec une significativité de un pour cent. A ces effets, s'ajoute une relation inverse entre l'expérience de travail et les possibilités de réaliser un changement d'emploi dans les bas salaires. Selon le tableau 1-2, les coefficients de la variable *expérience* dans chacune des réalisations sont négativement et significativement différents de zéro à un pour cent du risque d'erreur, hormis celui relatif au bas salaire qui est significatif à dix pour cent. L'instabilité d'emploi est d'autant plus réduite que l'expérience et le niveau d'instruction augmentent. Ces résultats tout à fait habituels ne doivent pas masquer la validité de la thèse néoclassique selon laquelle l'accumulation du capital humain général ou spécifique induit une baisse tendancielle des possibilités conjointes de changer d'emploi et d'avoir un faible niveau de salaire. Par ailleurs, les conséquences de l'accumulation du capital humain dans le processus dynamique de l'emploi pourraient également s'expliquer par une mise à jour de la variable d'ancienneté. En effet, l'accroissement de l'ancienneté joue à la baisse sur la probabilité de la séparation de l'emploi. Pour ce faire, on inclut une variable indicatrice indiquant l'année d'ancienneté inférieure ou égale à dix. Ainsi, le fait d'avoir moins 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 conjointement un changement d'emploi et un bas salaire. Enfin, pour la mobilité professionnelle, aucun effet relatif à d'autres variables indicatrices sur la propension à changer d'emploi ne sont observés tandis que, dans un cadre d'étude du bas salaire, l'impact de ces dernières sur la perception du bas salaire est considérable. Ainsi, le fait d'être un homme par rapport aux femmes induit une probabilité élevée d'échapper au bas salaire, de même que le fait d'être marié et chef du ménage. Par conséquent, la minorité d'individus ayant un bas salaire concerne l'essentiel des moins éduqués, ayant moins d'expérience, moins d'années d'ancienneté et particulièrement les femmes et les célibataires.

En deuxième lieu, conjugués aux facteurs caractérisés de l'individu, la structure du marché et les attributs de l'emploi n'en demeurent pas moins importants dans la détermination des phénomènes

---

<sup>15</sup> Ce coefficient est toutefois non significatif selon le modèle exogène.

conjoints de mobilité et du bas salaire. Tout d'abord, il importe de souligner l'effet réducteur de l'obtention de l'emploi public et semi-public dans la probabilité de changer d'emploi en ce sens que le coefficient de la variable considérée est négativement et significativement différent de zéro à un risque de un pour cent alors que cette variable ne semble pas pour autant influencer la probabilité d'avoir un bas salaire. Cette observation semble tout à fait normale puisque les secteurs publics et semi-publics sont caractérisés par une forte rigidité du travail, entraînant ainsi une faible intensité de changement d'emploi. Bien que l'emploi du secteur public et semi-public offre un certain garanti de stabilité d'emploi et un ensemble d'avantages non monétaires, – la sécurité sociale et la retraite –, les salaires de ce secteur ne sont pas valorisés de manière adéquate. A l'opposé, on s'attend à ce que l'emploi ouvrier génère une fréquente mobilité et un faible salaire mais ce raisonnement n'est pas empiriquement vérifié dès lors que son coefficient est non significativement différent de zéro. Cependant, il semble que la taille de la firme dans laquelle l'individu se trouve constitue un lien négativement étroit avec la propension à changer d'emploi et à accéder au bas salaire. En d'autres termes, les probabilités de se séparer de l'emploi et d'avoir un faible salaire se réduisent d'autant plus que la taille de la firme s'accroît, ceci pourrait être confirmé par la lecture du tableau 1-2 selon lequel les coefficients relatifs à la variable considérée sont significativement négatifs à un pour cent du risque d'erreur. Dans ce sens, les employés travaillant dans les petites entreprises subissent une instabilité permanente d'emploi contrairement à ceux des entreprises à grande taille. Si la structure de la firme parvient à expliquer la fluctuation de l'emploi et du salaire, la pluriactivité du travail n'en est pas moins significative. En fait, il apparaît que les probabilités de se séparer de l'employé et d'avoir un bas salaire s'expliquent, toutes choses égales par ailleurs, par le fait de recourir à plusieurs emplois. D'une manière générale, puisque la principale activité génère probablement un faible revenu, l'individu est incité à adopter une stratégie visant à recourir à plusieurs emplois afin d'augmenter ses revenus additionnels, en provenance d'une forte mobilité d'emploi. La précarité du marché du travail s'assimile au caractère temporaire de l'emploi de sorte que ce dernier induit systématiquement une instabilité de l'emploi et du revenu. Sur le plan technique, bien que ses effets sur la propension à changer d'emploi soient quasiment absents, ils semblent être accentués au sein du secteur à bas salaire. A cet égard, le fait d'avoir un travail à temps partiel induit une forte probabilité d'avoir un bas salaire.

En troisième lieu, la répartition de la mobilité d'emploi et du secteur à bas salaire par régions n'a pas dégagé les résultats marquants. Pour la mobilité professionnelle, seuls les coefficients relatifs aux régions du Centre et du Nord sont positifs et significatifs, à dix et à cinq pour cent, respectivement. Ce qui signifie que, par rapport à la région du Nord-est, les employés travaillant dans ces dernières sont plus susceptibles de changer d'emploi. Contrairement au cas précédent, la possibilité d'avoir un emploi mieux rémunéré ne s'explique que par le fait de travailler à Bangkok et son agglomération. Selon le tableau 1-2, travailler dans la capitale économique du pays par rapport à la région du Nord-est, induit une forte probabilité d'avoir un niveau de salaire élevé. Enfin, l'inclusion de

la variable taux de chômage permet d'observer avec une vue macroéconomique un ajustement du marché du travail à l'égard de la mobilité d'emploi. Cette variable ne semble pas dégager un quelconque effet sur ces phénomènes conjoints.

## 2. Rendements de la mobilité d'emploi dans le bas salaire

Pour mesurer les effets simultanés de mobilité professionnelle et du bas salaire 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 caractéristiques productives. A l'aide de l'estimation du modèle non linéaire, les informations sur les coefficients inhérents aux variables de l'équation de gain sont affichées dans le tableau 1-3, correspondant à la mobilité et à la stabilité d'emploi dans le secteur à bas salaire, respectivement.

**Tableau 1-3: Coefficients de fonction de gains du secteur à bas salaire (mobilité et stabilité d'emploi).**

Type de mobilités	<i>Mobilité d'emploi</i>				<i>Stabilité d'emploi</i>			
	Exogène		Endogène		Exogène		Endogène	
	$\beta$	$t^{(1)}$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$
Constant	8,073	28,390*	7,627	30,450*	7,889	53,070*	7,981	50,200*
Années d'instruction	0,023	1,660***	0,084	5,530*	0,027	3,260*	0,062	5,550*
Expérience potentielle	0,001	0,090	0,033	2,480*	0,020	2,350*	0,021	2,220**
Expérience <sup>2</sup>	0,000	-1,050	-0,001	-2,700*	0,000	-3,070*	0,000	-2,380*
Ancienneté (années)	0,013	2,070**	0,022	3,310*	0,005	1,580	0,008	2,250**
Homme <sup>(2)</sup>	-0,007	-0,080	0,114	1,490	0,071	2,130**	0,183	4,020*
Taille de la firme	0,017	0,710	0,071	3,290*	0,027	2,620*	0,027	2,010**
Résidence à Bangkok	0,230	1,990**	0,509	4,520*	0,155	4,630*	0,227	5,280*
$R^2$ ajusté	0,1956				0,2652			
$F(\text{sig})$	3,88(0000)				14,93(0000)			
$\rho_{\varepsilon_i \nu_i}$			-0,951	-49,900*			0,884	22,290*
$\rho_{\varepsilon_i \omega_i}$			-0,922	-42,400*			-0,835	-18,600*
$N$ pondéré					1883			

Notes: la variable dépendante est le montant 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: les Enquêtes socio-économiques de Panel (HSEPS), 2005-2007.

Comme précédemment noté, l'application du modèle à changement de régime endogène tient à corriger les erreurs par le biais de sélection relatives aux fonctions de gains. Les informations affichées dans le tableau 1-3 suggèrent que certaines variables sont surestimées affectation d'une régression de sélection exogène : la significativité de certaines variables indépendantes relative à l'équation de gains diffère de celle inhérente au processus endogène. Sans tenir compte du biais de l'endogénéité, les variables expériences, expérience au carré, le fit d'être un homme et taille de la firme relative à la mobilité d'emploi sont non significatives alors que la correction des termes d'erreur les rend significatives à un pour cent du risque d'erreur. De ce fait, il semble tout à fait logique d'identifier et de corriger l'endogénéité des variables explicatives des équations de gains. Le tableau 1-3 met en évidence l'impact des caractéristiques de l'individu et de l'emploi sur les salaires selon différentes catégories de changement d'emploi. Il suscite plusieurs commentaires.

Premièrement, les effets des variables explicatives sur les salaires diffèrent d'une typologie de mobilités à l'autre. Une année additionnelle d'éducation induit, toutes choses égales par ailleurs, un

accroissement de salaire avec une certaine divergence entre les personnes mobiles et immobiles. choses égales par ailleurs, il semble tout à fait avantageux pour des individus à un même niveau d'instruction d'effectuer un changement d'emploi puisque le taux de rendement de l'éducation pour les personnes mobiles est nettement supérieur à celui des individus ayant un emploi stable dans ce secteur à bas salaire. Ainsi, à la lecture du tableau 1-3, le rendement marginal de l'éducation n'atteint que 8,4 pour cent contre 6,2 pour cent pour ces derniers. De même, on s'attend à ce que le coefficient de l'expérience soit positivement significatif pour l'ensemble des choix simultanés. En réalité, l'impact de l'expérience potentielle sur les revenus de l'emploi est toujours considérable quelque que soit les personnes mobiles ou immobiles du marché à bas salaires. Celle-ci s'explique par les informations affichées dans le tableau 1-3 selon lesquelles la variable *expérience* est positivement significative. Le capital humain spécifique joue un rôle prépondérant quant à la croissance des salaires dans ce type de secteur : la valorisation de l'ancienneté génère un effet positif sur la perception de salaires actuels comme on pourrait le constater à travers la lecture du tableau 1-3. Cependant, les disparités homme-femme à l'égard de l'obtention des rémunérations sont quasi-absentes parmi les employés mobiles à bas salaires alors qu'elles sont visiblement prononcées au sein des personnes à caractère immobile. En ce qui concerne la structure des entreprises ou plus précisément la taille des firmes, elle contribue à influencer les rémunérations de l'emploi salarié, notamment parmi les personnes mobiles. La mobilité d'emploi des bas salaires semble être le plus profitable lorsque ce changement s'effectue autour de Bangkok par rapport aux autres aires géographiques. Son rendement domine celui des personnes mobiles. Selon le tableau 1-3, le fait de changer d'emploi dans cette région induit un rendement de l'ordre de 50,9 pour cent contre 22,7 pour cent revenant aux immobiles de la même région. Il est alors indéniable que la ville caractérisée par l'intensité des activités industrielles s'accompagne d'une grande opportunité d'emploi en termes de dynamiques salariales, creusant ainsi un écart de revenus important entre les régions.

#### **4. Coûts monétaires relatifs à la mobilité d'emploi à bas salaire**

L'examen des rendements en termes monétaires doit être complété par l'analyse de la comparaison des trajectoires salariales entre les mobiles et immobiles dans le secteur à bas salaire. En fait, les résultats issus des estimations économétriques ne permettent pas de dégager directement une analyse de différentiel de salaires entre ce que l'individu perçoit lors d'une mobilité d'emploi et ce qu'il aurait dû avoir s'il ne subit pas ce mouvement. Dans ces directions, il importe de considérer une analyse statistique visant à exposer une éventuelle perte ou un coût monétaire que supporte l'individu mobile. En pratique, mesurer la profitabilité de la mobilité professionnelle revient, en quelque sorte, à appréhender et à comparer les différentes trajectoires salariales dans tous les états possibles. Pour ce faire, nous faisons appel à la technique de stimulation des revenus dits conditionnels et non conditionnels déjà abordé ci-dessus. La formulation mathématique est explicitée par les équations de

1-7 à 1-9. Pour pouvoir effectuer une approximation de revenus prédits, il faudrait tout d'abord vérifier s'il existe des liens noués entre les équations de gains et de transformation endogènes visant à savoir, dans une certaine mesure, si les effets hétérogènes inobservables influencent l'ensemble de variables explicatives des fonctions de gain. En réalité, si les résidus de ces équations sont clairement corrélés, le recours au modèle endogène est nécessairement raisonnable. Ainsi, le tableau 1-3 reporte la significativité des coefficients de corrélations des termes d'erreurs qui sont tous significatifs à un pour cent, mesurant ainsi une intensité de corrélation existante entre ces équations. Encore une fois, il semble logique d'opter pour un modèle à changement endogène au lieu d'une approche de sélection exogène. Le calcul statistique de différentiel de salaires prédits permet de décrire une profondeur de la pénalité en termes monétaires des individus mobiles à bas salaire. Le tableau 1-4 met en évidence l'évaluation des coûts monétaires, approximés par un taux de croissance salariale, selon les caractéristiques de l'individu et de l'emploi.

**Tableau 1-4: taux de croissance salariale due la mobilité d'emploi des employés à bas salaires**

Variables	Homme	Femme	Total	Ecart-type
<b>Niveau d'instruction</b>				
sans instruction	-3,4	-2,9	-3,2	4,5
primaire	-4,9	-2,8	-4,1	3,3
secondaire	-6,7	-4,7	-5,7	3,8
universitaire	-11,2	-8,6	-9,4	3,5
<b>Classe d'âge (années)</b>				
15-20	-3,4	-2,5	-3,1	3,9
21-30	-5,7	-4,6	-5,2	3,8
31-40	-5,7	-5,6	-5,7	4,0
40-50	-2,8	-2,6	-2,7	4,5
supérieure à 50	-3,1	-0,4	-1,9	5,2
<b>Ancienneté (années)</b>				
inférieure et égale à 1	-3,8	-3,2	-3,6	4,2
2-5	-6,1	-5,0	-5,4	3,4
6-10	-5,4	2,5	-0,7	5,7
supérieure à 10	-6,8	-3,8	-5,6	6,9
<b>Durée de chômage (mois)<sup>(1)</sup></b>				
inférieure et égale à 3	-4,5	-3,7	-4,2	4,3
4-6	-5,1	2,0	-4,1	5,8
7-12	-5,5	-6,0	-5,7	4,8
supérieur à 12	-9,4	-3,8	-5,7	3,7
<b>Catégorie de l'emploi</b>				
Emploi public et semi-public	-5,9	-7,9	-1,5	4,6
Ouvriers	-1,8	-0,9	-1,5	4,6
Travail temporaire	-3,0	-3,7	-3,3	3,7
Travail à temps plein	-6,2	-3,9	-5,2	4,8
<b>Taille de la firme</b>				
inférieure et égale à 10	-4,0	-1,8	-3,2	4,8
11-100	-4,3	-4,9	-4,6	4,1
supérieure à 100	-6,6	-4,9	-5,8	3,5
<b>Total (endogène)</b>	<b>-4,7</b>	<b>-3,8</b>	<b>-4,3</b>	<b>4,4</b>
<b>Total (exogène)</b>	<b>-2,2</b>	<b>-1,3</b>	<b>-1,8</b>	<b>1,3</b>
<b>N pondéré</b>			<b>1883</b>	

Notes: il s'agit d'un calcul du taux de décroissance salariale d'un individu ou la mobilité salariale ascendante ;(1) il s'agit de durée de dernier chômage connu de l'individu; (4) la taille de la firme réduite à trois classes est approximée par le nombre d'employés dans une firme.

Source: les Enquêtes socio-économiques de Panel (HSEPS), 2005-2007.

Si l'estimation des fonctions de gains à l'aide d'une méthode de moindre carré ordinaire engendre potentiellement les coefficients biaisés dû à l'existence de l'hétérogénéité, l'approximation des écarts de salaires conditionnels et inconditionnels souffre également de ce problème. On pourrait valider cette hypothèse par les résultats affichés au tableau 1-4. En fait, les coûts monétaires relatifs à la mobilité d'emploi à bas salaire, calculés par le modèle de sélection endogène, équivalent à une perte de revenu bien inférieure à ceux conduits par la méthode d'estimations endogènes, soit le taux de

croissance salariale de -1,8 pour cent contre -4,3 pour cent pour le second modèle. A cette proportion, s'ajoute le fait que, selon le modèle de sélection endogène, les hommes subissent davantage une perte de salaires par rapport aux femmes, soit de l'ordre de - 4,7 pour cent contre -3,8 pour cent pour les femmes mobiles. A cet égard, la prise en compte des effets non aléatoires est visiblement essentielle dans la détermination des effets de mouvement d'emploi à bas salaire. Contrairement à l'hypothèse néoclassique selon laquelle la mobilité d'emploi dans les bas salaires induit immédiatement et généralement un accroissement de salaire pour ceux qui cherchent à acquérir un emploi mieux rémunéré, nous venons de démontrer que la réduction de salaires représente une réalité certaine du phénomène connu. Bien que la décroissance salariale ne soit pas pour autant si considérable, son intensité varie selon les caractéristiques productives de l'individu et la structure d'emploi.

Premièrement, les caractéristiques productives de l'individu constituent un premier ensemble de déterminants susceptibles d'infléchir la probabilité d'expérimenter une baisse de salaires consécutive à la mobilité professionnelle dans le secteur à bas salaire. Tout d'abord, l'ampleur d'une perte probable de salaire est fonction croissante des années d'instruction. En d'autres termes, il revient à dire que, les individus mobiles à bas salaire, par rapport aux immobiles, connaissent d'autant plus une forte perte de revenu qu'ils sont mieux instruits. Ainsi, la scolarisation joue un rôle crucial dans la formation de dynamique de l'emploi puisque, toutes choses égales par ailleurs, l'accumulation croissante des années scolaires améliore le niveau de rémunérations par le biais d'une hausse de la productivité apparente du travail. En conséquence, la perte soudaine d'un tel stock de capital humain induit une baisse de salaire puisque les compétences deviennent spécifiques aux entreprises. A la lecture du tableau 1-4, près de - 8,6 pour cent de croissance salariale suite à un changement d'emploi sont connus des individus diplômés de l'université alors que seul 3,2 pour cent du taux de croissance est attribué aux moins instruits, sans instruction. De plus, ce sont les travailleurs de sexe masculin ayant un diplôme universitaire qui souffrent le plus d'une telle pénalité en termes monétaires, soit - 11,2 contre -8,6 pour cent pour les femmes à même niveau d'instruction.

Par ailleurs, une décroissance salariale et l'âge visent à former une relation de courbe en U inversé selon laquelle l'intensité de la perte de salaires s'accroît jusqu'à un certain âge avant de se réduire. On remarque que ce sont les personnes en âge de travailler, de 21 à 40 ans, qui supportent le plus les coûts d'opportunités consécutive à la mobilité d'emploi, soit un taux de croissance salariale de - 5,2 et -5,7 pour cent pour les individus de 21-30 ans et de 31-40 ans, respectivement, contre -3,1 et - 1,9 pour les plus jeunes (15-20 ans) et les plus âgés (plus de 41 ans), respectivement. Approximé par la durée en années de travail relatif au dernier poste occupé, l'ancienneté semble expliquer l'instabilité salariale dans un secteur à bas salaire. Il en résulte que l'accumulation croissante des années passées au dernier emploi accentue la profondeur de la perte de salaire, notamment parmi les plus anciens ayant exercé le même travail pendant plus de dix années. Ainsi, le tableau 1-3 montre que

les salariés mobiles à bas salaire ayant de plus de dix années d'ancienneté ont connu une baisse salariale relativement importante, de près de -5,6 pour cent contre -3,6 pour cent pour ceux ayant moins d'une année d'ancienneté. Ce résultat est tout à fait attendu puisque la perte de la spécificité du capital humain relative à une firme produit un effet négatif sur les salaires selon la théorie de l'appariement emploi-salarié. En outre, la prise en considération de durée du chômage dans cette étude a pour ambition de montrer les effets négatifs de la situation sans emploi sur les gains futurs des salariés à bas salaires. Il semble qu'une telle hypothèse est validée par l'observation des résultats affichés. En fait, selon le tableau 1-4, on constate une différence des pertes de salaires entre les individus ayant passé moins de six mois au chômage et ceux ayant plus de six mois. En référence aux salariés stables, le taux de croissance salariale pour les premiers est de l'ordre de - 4,1 à - 4,2 pour cent, tandis qu'il est près de - 5,7 pour cent pour ceux qui ont plus de six mois de chômage. Par conséquent, l'allègement d'une telle durée de chômage par l'intervention des politiques publiques doit être bénéfique aux employés mobiles dans ce secteur à bas salaires.

Deuxièmement, il s'avère que certaines particularités relatives à l'emploi et la structure du marché forment un intérêt particulier. D'abord, bien qu'il n'existe pas une différence fondamentale en termes de pénalité salariale entre les employés publics et les ouvriers, ce sont les travailleurs mobiles à temps plein qui sont les premières victimes d'une baisse de salaire consécutive à la mobilité d'emploi. Le tableau 1-4 indique que près de -5,2 pour cent d'écart de salaire est destiné à ces derniers contre seulement -3,3 pour cent de réduction de salaire pour les travailleurs à temps partiel aux immobiles. Ce paradoxe est tout à fait habituel dès lors que l'emploi à temps partiel s'associe à un niveau de rémunération très instable avec une faible accumulation du capital humain, tandis que le travail à temps plein demande non seulement un minimum de relation d'emploi mais aussi une compétence plus spécifique. La séparation de ce type d'emploi induit alors une perte considérable contrairement à la première catégorie d'emploi. La structure des firmes pourrait également montrer l'image du fonctionnement dynamique du marché et de salaires des moins rémunérés. En fait, les individus mobiles à bas salaires connaissent d'autant plus une baisse de salaire que la taille des entreprises dans lesquelles ils travaillent s'accroît. Ainsi, à la lecture du tableau 1-4, près de -5,8 pour cent de cette baisse appartient aux groupes d'employés mobiles des grandes entreprises dont la taille dépasse 100 personnes, alors que le changement d'emploi à bas salaire dans les petites entreprises de moins de dix employés induit un taux de croissance de l'ordre de -3,2 pour cent. Parmi ces derniers, ce sont les travailleurs du sexe masculin qui subissent le plus une perte de salaire, estimée -4 pour cent contre -1,8 pour cent pour les travailleurs mobiles de sexe féminin.

En définitive, il semble que la mobilité salariale descendante résultant de la séparation de l'employeur au sein du secteur à bas salaire se produit essentiellement parmi les personnes les plus éduqués, les travailleurs en âge de travailler, les plus anciens du dernier post occupé et notamment les

personnes qui connaissent une longue durée de chômage. Les catégories de l'emploi et la structure du marché permettent également de filtrer les conditions défavorables relatives à la mobilité d'emploi à bas salaire. Dans tous les cas, il ne serait pas logique de conclure de manière hâtive que les changements d'emploi dans les bas salaires permettent en général d'augmenter le niveau de salaires sans tenir compte des profondeurs d'un tel mouvement.

## **5. Conclusion**

En définitive, cette étude a pour ambition de mettre en évidence une relation complexe mobilité professionnelle et salariale, visant à faire apparaître les déterminants de l'instabilité de l'emploi dans un secteur à bas salaire. Les principales hypothèses dressées au cours de cette analyse s'inspirent essentiellement de différentes pensées : l'ensemble des théories néoclassiques, théorie du capital humain spécifique, de l'appariement emploi-salarié et de la recherche d'emploi, suggère que la mobilité d'emploi dans les bas salaires est étroitement liée à la croissance salariale de sorte que l'on associe la mobilité d'emploi à la recherche optimale d'un emploi mieux rémunéré. A l'opposé, la théorie de la segmentation met en avant l'idée selon laquelle la mobilité d'emploi dans un marché secondaire génère particulièrement une instabilité salariale. La disponibilité des enquêtes socio-économiques de Panel permet de procéder à un examen empirique ambitieux des mobilités dans le marché du travail urbain en Thaïlande. Pour dépasser les limites méthodologiques des estimations, l'analyse considère un modèle Probit multinomial à changement de régime endogène à l'issue duquel les estimations sont supposées convergentes, sans biais et axiomatiquement efficaces. L'application d'un tel modèle permet de corriger les effets hétérogènes relatifs aux caractéristiques inobservées. Par conséquent, il est fort possible que les coûts d'opportunités liées à la mobilité d'emploi soient également sous-estimés au sein du modèle exogène qualifié trop simpliste. Les résultats démontrés au cours du développement de cette étude suggèrent que la correction par le biais de l'endogénéité est plus que nécessaire puisque certains coefficients sont biaisés lors d'un processus de sélection exogène. L'essentiel de ce travail réside dans le fait qu'il existe un lien étroit entre ces phénomènes conjoints : les employés à bas salaires sont plus susceptibles d'effectuer un fréquent changement d'emploi, ce qui est démontré par la significativité du coefficient de corrélation des résidus de ces processus de sélection. Deux axes d'investigations sont mis en avant : d'une part, nous cherchons à filtrer les déterminants de la mobilité et des bas salaires et, d'autre part, l'analyse en termes de dynamique salariale est considérée afin d'étudier les coûts liés à ce changement d'emploi.

S'agissant de la détermination de la mobilité d'emploi dans les bas salaires, l'ensemble des résultats est tout à fait en accord avec les analyses antérieures relatives à ces phénomènes conjoints. D'une part, les probabilités de connaître un changement d'emploi et des bas salaires sont en parfaite



corrélation avec les caractéristiques individuelles telles que le niveau d'instruction, l'expérience et l'ancienneté. Tout particulièrement, les bas salaires concernent majoritairement les moins éduqués, les jeunes travailleurs, les femmes, les célibataires. D'autre part, la dimension structurelle du marché du travail joue un rôle prépondérant dans l'accès aux bas salaires et à la mobilité professionnelle. Ainsi, les variables structurelles se montrent significatives, notamment la taille de la firme, les pluriactivités et le travail à temps partiel. Si les coûts d'opportunités relatifs à la mobilité dans le modèle exogène sont peu élevés, ils sont non négligeables lors d'une prise en compte de l'endogénéité dans le modèle originale. Les pertes salariales sont de l'ordre de 4,3 pour cent pour les personnes mobiles à bas salaires comparées aux immobiles du même secteur. Les plus concernés par ces pertes en termes monétaires englobent les plus éduqués, les travailleurs en âge de travailler, les plus anciens relatifs au dernier poste, les individus ayant une longue durée de chômage, les personnes ayant un travail à temps plein et ceux qui travaillent dans les grandes entreprises. L'ampleur des coûts d'opportunités supportés par les personnes à bas salaires fait appel aux programmes spécifiques de politiques économiques afin de minimiser ces effets négatifs. D'une part, la forte mobilité d'emploi dans les bas salaires 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 de l'emploi de manière efficace 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 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 emploi-salarié.

## REFERENCE

- Alfouso, Sousa-Poza. 2004. *Is the Swiss Labor Market Segmented? An analysis Using alternative Approches*, Labour 18(1), 131-161, 2004.
- Apostle, R., Clairmont, D., Mazany, R.L., Osberg, L. 1986. *Job Mobility, Wage Determination and Market Segmentation in the Presence of Sample Selection Bias*, Canadian Journal of Economics, vol. 19, issue 2, 319-46.
- Behrman, Jare R., Pranee Tinakorn. 2000. *The Surprisingly Limited Impact of the Thai Crisis on Labor Including on Many Allegedly More Vulnerable Workers*, Prepared for the ICSEAD Research Contract by Thailand Development Research Institute, 2000.
- Bartel, A, Borjas, G. 1981. *Wage Growth and Job Turnover: An Empirical Analysis*, in Studies in Labour Market University Chicago.
- Becker, G. 1964. *Human Capita*, New York: Columbia University Press; 2nd edn, Chicago: Chicago university Press, 1975.
- 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.
- Spiros Bougheas, Yannis Georgellis. 2004. *Early Career Mobility and Earnings Profiles of German Apprentices: Theory and Empirical Evidence* , LABOUR, CEIS, Fondazione Giacomo Brodolini and Blackwell Publishing Ltd, vol. 18(2), p.233-263, 06.
- Burdett, K.1978. *Theory of employee search: quit rates*, American Economic Review 68, 212– 220.
- Cappellari, L. 2000. *Low-Wage Mobility in the Italian Labour Market*, International Journal of Manpower, Vol. 21(3/4).
- Gould.W., J. Pitblado.,Sribney,W. 2003. *Maximum Likelihood Estimation with Stata*. 2d ed. College Station, TX: Stata Press.
- Fishe, R. P. H., Trost .R. P., Lurie. P. 1981. *Labor force earnings and college choice of young women: An examination of selectivity bias and comparative advantage*, Economics of Education Review 1 (2), 169-191.
- Farber, H. S. 1998. *Mobility and Stability: The Dynamics of Job Change in Labor Markets*, In Handbook of Labor Economics.
- \_\_\_\_\_. 1998. *Mobility and Stability: The Dynamics of Job Change in Labor Markets*, In Handbook of Labor Economics.
- Glewwe, P., Nguyen, P. 2002. *Economic Mobility in Vietnam in the 1990s*, Washington, mimeo, World Bank.
- Gregory, M., Salverda, W., Bazen, S. 2000. *Labour Market Inequalities: Problems and Policies towards Low-wage Employment in International Perspective*, Oxford University Press, Oxford.
- Gronau, R. 1974. *Wage comparisons: A selection bias*, Journal of Political Economy 82, 1119-43.
- 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.

- Keith, K., McWilliams. 1997. A. *Job Mobility and Gender-Based Wage Growth Differentials*, Economic Inquiry, April, 35(2),320-33.
- Lockwood, B. 1991. *Information externalities in the labour market and the duration of unemployment*, Review of Economic Studies, 58, p.733-753.
- Lucifora, C. 1999. *Wage inequalities and low pay: the role of institutions in the labour market*, in Gregory, M, Salverda, W, Bazen, S (Eds),*Labour Market Inequalities: Problems and Policies towards Low-wage Employment in International Perspective*, Oxford University Press, Oxford.
- Medhi, K., Suchitra, C., Isriya, N. 2006. *Economic growth, Employment, Poverty reduction linkages: the case of Thailand*, Genève, discussion paper n°20, Bureau International du Travail.
- Maddala, G. 1983. *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometric*, Econometric Society Monographs No. 3, Cambridge University Press, New York
- \_\_\_\_\_. 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.
- Mortensen, D. T. 1986. *Job Search*, in: O. Ashenfelter and R. Layard (eds.), Handbook of Labor Economics, vol. 2, Amsterdam: North Holland, 849-919.
- Munasinghe, L., Sigman, K. 2004. *A hobo syndrome? Mobility, wages, and job turnover*, Labour Economics 11, 191– 218.
- Parsons, D. O.1972. *Specific Human Capital: An Application to Quit Rates and Layoff Rates*, Journal of Political Economy 80, 1120-1143.
- 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.
- Piore, M. 1970. *Job and Training*, in *The state and the poor*. Edited by S.H. Beer and R.E. Barringer. Cambridge, Mass.: Winthrop Press, 53-83.
- Roy, A.S. 1997. *Job Displacement Effects of Canadian Immigration by Country of Origin and Occupation*, International Migration Review 3(1): 150-61.
- Sloane, P. J., Murphy, P. D., Theodossiou, I., White, M. 1993. *Labour market segmentation: a local labour market analysis using alternative approaches*, Applied Economics 25, 569-581.
- 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 102, 1116-1133.
- Van Opstal, R, Waaijers R, Wiggers, G.1998. *Wage growth of low- and high- skilled workers in The Netherlands*, in Asplund, R, Sloane, P.J, Theodossiou, I (Eds),*Low Pay and Earnings Mobility in Europe*, Edward Elgar, Cheltenham, p.209-19.
- Vietorisz, T., Harrison, B. 1973. *Labor market segmentation : positive feedback and divergent development*, American economic review, 63(2), may, p.366-376

## ANNEXE

**Tableau A-1 : Variables sélectionnées et leur définition**

Variable	Définition
<b>Variable dépendante pour les fonctions de gains</b>	
<i>Log de salaires</i>	Logarithme de salaires mensuels de 2006
<b>Variables explicatives des fonctions de gains</b>	
<i>Année d'éducation</i>	Nombre d'année d'éducation atteinte
<i>Expérience</i>	Calculé sur une base d'expérience potentielle (âge-6-année d'éducation)
<i>Exp<sup>2</sup></i>	Egal à expérience*expérience (exprimé en année)
<i>Homme</i>	Variable binaire codée 1 si l'individu est du sexe masculin et 0 sinon.
<i>Taille de firme</i>	Variable continue exprimant la taille de firme dans laquelle l'employé se trouve.
<i>Ancienneté</i>	Variable continue exprimé en année basé sur la durée d'ancienneté relative à un dernier poste occupé
<i>Bangkok</i>	Variable binaire codée 1 si la résidence est de Bangkok et 0 sinon.
<b>Variables explicatives de l'équation de sélection</b>	
<i>Primaire et sans.</i>	Variable discrète, codée 1 si l'année d'éducation est inférieure à six années et 0 sinon.
<i>Universitaire</i>	Variable discrète, codée 1 si l'année d'éducation est supérieure à 14 années et 0 sinon.
<i>Expérience</i>	Variable continue, il s'agit de l'expérience potentielle.
<i>Exp<sup>2</sup></i>	Variable continue, égal à l'expérience au carré.
<i>Ancienneté (&lt;10)</i>	Variable discrète, codée 1 si l'ancienneté est inférieure à dix années et 0 sinon.
<i>Homme</i>	Variable discrète, codée 1 s'il s'agit des individus du sexe masculin et 0 sinon.
<i>Marié</i>	Variable discrète, codée 1 si l'individu est marié et 0 sinon.
<i>Chef de ménage</i>	Variable discrète, codée 1 s'il s'agit du chef de ménage et 0 sinon.
<i>Nombre de membres</i>	Variable continue exprimant le nombre de membres de la famille.
<i>Public et semi-public</i>	Variable discrète, codée 1 si l'emploi se trouve dans le secteur public et semi-public
<i>ouvrier</i>	Variable discrète, codée 1 si l'individu est ouvrier et 0 sinon.
<i>Jour du travail/mois</i>	Variable continue montrant le nombre de jours de travail par mois
<i>Taille de firme</i>	Variable continue exprimant la taille de firme dans laquelle l'individu travaille.
<i>Plus de deux emplois</i>	Variable discrète, codée 1 si l'individu possède deux emplois ou plus et 0 sinon.
<i>Travail temporaire</i>	Variable discrète, codée 1 si le type de paiement est horaire et journalier et 0 sinon.
<i>Résidence à Bangkok</i>	Variable discrète, codée 1 si l'individu réside à Bangkok et 0 sinon.
<i>Centre</i>	Variable discrète, codée 1 si l'individu réside en région du Centre et 0 sinon.
<i>Nord</i>	Variable discrète, codée 1 si l'individu réside en région du Nord et 0 sinon.
<i>Sud</i>	Variable discrète, codée 1 si l'individu réside en région du Sud et 0 sinon.
<i>Taux de chômage</i>	Variable continue exprimant le taux de chômage trimestriel du moment de changement d'emploi