



**Groupe d'économie  
Lare-Efi  
du développement**

*Université Montesquieu-Bordeaux IV*

## Document de travail

DT/137/2007

**Le marché du travail urbain en Thaïlande  
est-il segmenté ?  
Analyse à l'aide d'un modèle à changement  
de régime endogène avec règle  
de séparation inconnue**

par

***Kumlaï Jongkon***

*Doctorant – LARE-Efi – GED – Université Montesquieu-Bordeaux IV*

# **Le marché du travail urbain en Thaïlande est-il segmenté ? Analyse à l'aide d'un modèle à changement de régime endogène avec règle de séparation inconnue**

par

**Kumlai Jongkon**

*Doctorant – LARE-Efi – GED – Université Montesquieu-Bordeaux IV*

## **Résumé :**

Cet article tente d'évaluer un aspect spécifique du marché du travail urbain en Thaïlande en se basant sur la théorie du marché du travail segmenté. Le débat actuel sur la pauvreté et la persistance de l'inégalité est relié aux théories dominantes du capital humain et de la segmentation du marché du travail. Contrairement aux prédictions faites par la théorie néoclassique, les partisans de la théorie de la segmentation suggèrent qu'il existe des segments distincts au sein du marché du travail, à savoir les secteurs primaire et secondaire. Cette analyse s'inscrit dans une approche dualiste afin de montrer que le marché du travail se caractérise par deux fonctions de gains. Dans cette optique, une analyse économétrique est proposée à l'aide d'un modèle à changement de régime avec règle de séparation inconnue. Cette méthode permet d'échapper aux problèmes techniques de biais de sélection et de troncature qui font l'objet de critiques vis-à-vis des études antérieures.

A l'aide d'une Enquête sur la main-d'œuvre (LFS), relative à la période 1985-2004, les résultats de l'analyse empirique confirment la dualité du marché du travail urbain en Thaïlande. En effet, deux aspects importants sont mis en évidence. En premier lieu, l'analyse montre que, non seulement les salaires dans le secteur secondaire sont relativement faibles, mais aussi que les taux de rendements au capital humain sont proches de zéros, notamment pour la variable liée à l'expérience professionnelle. Par conséquent, les résultats du test empirique permettent de rejeter l'hypothèse du modèle standard selon lequel il existe une fonction de gains unique. En deuxième lieu, l'étude de la répartition sectorielle des travailleurs, effectuée à l'aide du calcul des probabilités attachées aux secteurs primaire et secondaire, montre que près des trois quarts des individus sont classés dans le secteur secondaire où les salaires sont relativement faibles. En définitive, le test empirique et l'analyse de la répartition confirment l'existence de la dualité du marché du travail urbain en Thaïlande.

## **Abstract : Is the Thai Urban Labour Market Segmented? Analysis Using a Switching Model with Unknown Regime**

This article attempts to evaluate a particular aspect of the urban labour market in Thailand along the lines of the theory of the labour market segmentation. The recent debate on the poverty and the persistence of the inequality frequently refers to two dominant theories, namely the theory of human capital and the theory of segmentation. Contrary to the predictions of the neo-classic theory, advocates of the segmentation theory suggest that there are several segments within the labour market, such as a primary and a secondary sector. This analysis follows a dualistic approach according to which the labour market is characterized by two wage functions instead of one equation. By this direction, we carry out an econometric analysis, using the switching model with unknown regime. This method escapes from the technical problems, namely the selection and truncation biases which give strong criticisms to former studies.

Using the Labor Force Survey (LFS) from 1985 to 2004, the results of the empirical analysis confirm the duality of the urban labour market in Thailand. Indeed, it should be stressed two important aspects. First, the analysis shows that not only wages in the secondary sector are relatively low but the returns to the human capital are also close to zeros, particularly for the experience variable. Consequently, the results of the empirical test enable us to reject the assumption of the human capital according to which there is only one wage function. Second, the study of workers' distribution carried out by using the probability attached to the primary sector and secondary shows that three quarter of individuals are classified in the secondary sector where wages are relatively low. Ultimately, the empirical test and the analysis of the distribution confirm the existence of the duality of the urban labour market in Thailand.

**Mots-clés:** Segmentation du marché du travail ; Capital humain ; Modèle à changement de régime ; Thaïlande

**Keywords:** Labour Market Segmentation; Human Capital; Switching model; Thailand

**JEL classification :** J31 ; J42

## Sommaire

<b>1. Introduction.....</b>	<b>1</b>
<b>2. Théorie du capital humain versus théories de la segmentation, et méthodes empiriques .....</b>	<b>2</b>
2.1. Confrontation théorique de la détermination salariale.....	2
2.2. Différentes méthodes du test de la segmentation .....	3
A. Méthodes de définition a priori .....	3
B. Méthodes de détermination a posteriori.....	4
<b>3. La segmentation du marché du travail : un modèle à changement de régime.....</b>	<b>5</b>
3.1. Conception générale du modèle.....	5
A. Formulation du modèle à changement de régime avec règle de séparation inconnue.....	5
B. Logique du test .....	6
3.2. Sélection des données et des variables .....	7
3.3. Résultats des estimations.....	8
A. Première étape du test : existe-t-il des fonctions de gains ?.....	8
B. Deuxième étape du test : le modèle suit-il la prédiction de la théorie de la segmentation ?.....	11
<b>4. Répartition sectorielle selon les caractéristiques individuelles et de l'emploi .....</b>	<b>12</b>
4.1. Probabilités d'appartenance au secteur primaire .....	12
4.2. Répartition des individus selon les caractéristiques individuelles et de l'emploi .....	13
<b>5. Conclusion.....</b>	<b>15</b>
<b>Références bibliographiques .....</b>	<b>16</b>
<b>Annexes.....</b>	<b>20</b>



## 1. Introduction

Au cours des trois dernières décennies, la Thaïlande a adopté des stratégies de développement économique étroitement associées au mode de production capitaliste. Le succès de l'économie thaïlandaise reflète « *un modèle de développement asiatique* »<sup>1</sup> par lequel la croissance phénoménale s'est réalisée au rythme annuel de 7 %, et où le nombre de personnes pauvres a été divisé par cinq entre 1960 et 1996<sup>2</sup>. Cependant, l'inégalité de revenus n'a cessé de s'accroître, alors qu'elle implique probablement un effet négatif sur la croissance économique à long terme et l'instabilité sociale. Juste après la période de la crise économique des années 1990, les autorités thaïlandaises ont mené à la fois une politique de redistribution et une politique active du marché du travail, afin de lutter contre cette inégalité accrue<sup>3</sup>.

En Thaïlande, l'implication du marché du travail dans la lutte contre la pauvreté et l'inégalité de revenus devient une question centrale dans le débat actuel, car l'inégalité salariale entretient une relation étroite avec l'inégalité globale de revenus<sup>4</sup>. Plusieurs études ont tenté d'expliquer la persistance de l'écart salarial par la différence individuelle en termes de qualification, en supposant un marché du travail concurrentiel<sup>5</sup>. Or, la segmentation du marché de l'emploi en Thaïlande est une réalité qui est susceptible de biaiser les résultats attendus des programmes des politiques néoclassiques. Par conséquent, il paraît logique de s'interroger sur l'existence probable du marché du travail segmenté, et de montrer que le modèle standard du capital humain est peu applicable au cas de la Thaïlande. Pour ce faire, nous sommes amenés à adopter une approche *dualiste* qui nous permet de vérifier l'hypothèse pertinente de deux fonctions de gains.

A l'aide de l'Enquête de main-d'œuvre, relative à la période 1985-2004, nous allons vérifier l'existence de la segmentation du marché du travail urbain par la mise en œuvre d'un modèle économétrique à changement de régime endogène, avec règle de séparation inconnue. En adoptant l'approche *dualiste* au lieu d'une approche *structuraliste à la française*<sup>6</sup>, il est possible de distinguer les *bons* et les *mauvais* emplois, nécessaires aux analyses ultérieures de la mobilité inter-segments et de la mobilité salariale. En outre, contrairement à la méthode de classification de groupes et à l'analyse factorielle, qui dépendent largement du type d'algorithme utilisé et du nombre de variables introduit, ce modèle exige peu de variables, et il donne directement les résultats des estimations de fonctions de gains spécifiques à chaque segment.

Après avoir abordé la confrontation théorique de la détermination salariale entre la théorie du capital humain et la théorie de la segmentation, les techniques utilisées pour estimer la fonction de gains sont brièvement présentées (section 2). Ensuite, la spécification du modèle, la sélection des variables, et les résultats du test de la dualité à l'aide du modèle à changement de régime avec règle de séparation inconnue sont explicités (section 3). Enfin, l'analyse de la répartition des travailleurs clarifiera la structure du marché du travail en Thaïlande (section 4).

---

<sup>1</sup> « Il est frappant de voir combien certains pays tournent le dos à tous les dogmes. Au modèle autocentré, l'expérience asiatique oppose sa focalisation sur les exportations. Contre la théorie standard, elle présente des excédents commerciaux et budgétaires en pleine période de décollage économique. A l'orthodoxie libérale, elle répond par l'interventionnisme des Etats, la relative fermeture aux importations de biens de consommation, le contrôle sévère des investissements étrangers et des marchés financiers. A tel point, selon certains, que c'est pour avoir trahi cette orientation que l'Asie a subi la crise que l'on sait. » [Severino (2004) p.2].

<sup>2</sup> Voir Annexe A-1.

<sup>3</sup> NIDA(2005).

<sup>4</sup> Isra (2001), Krongkeaw and Kakwani (2003).

<sup>5</sup> Hawley (2000), Blunch (2004), Yamauchi (2001).

<sup>6</sup> Ce terme est repris de l'article de Hanchane, Lamanthe et Valette (2005), et l'application empirique des approches dualistes et structuraliste dans Combarous (2001).

## 2. Théorie du capital humain versus théories de la segmentation, et méthodes empiriques

### 2.1. Confrontation théorique de la détermination salariale

Pendant les années 1960 et 1970, l'approche théorique du capital humain a été développée par les pionniers néoclassiques, Schultz (1961) et Becker (1964). Selon Becker, certaines activités effectuées par l'individu ont un impact plus ou moins positif sur ses rendements futurs – sous forme monétaire ou non. Par exemple, la formation sur le tas d'un individu réalisé au sein d'une entreprise est susceptible d'améliorer son revenu futur. L'investissement en capital humain est donc le résultat d'une décision individuelle en tenant compte ses contraintes budgétaires, à savoir les revenus de ses parents et d'autres facteurs non monétaires. En effet, le niveau d'éducation, les formations, les soins médicaux, la migration et la recherche de l'information sur les prix sont des formes particulières du capital humain [Becker (1993) p. 11]. En présence des coûts directs et indirects liés à la scolarisation et à la formation sur le tas<sup>7</sup>, le modèle de base met en avant une relation positive entre les coûts concernés et les rendements au capital humain, ce qui permet d'estimer un taux de rendement, critère de la décision d'investissement [Riboud (1978) p.8]. Il s'agit d'une fonction de gain<sup>8</sup>, développée par Mincer (1974).

L'hypothèse explicite de la théorie du capital humain est l'idée selon laquelle en vertu d'un marché du travail parfaitement concurrentiel, les personnes mieux éduquées et mieux formées obtiendront un niveau de salaires relativement élevé par rapport aux individus moins éduqués et moins formés. En d'autres termes, la productivité du travail résulte, d'une part, du niveau d'instruction et, d'autre part, d'une accumulation de qualification.

Si la théorie du capital humain ne reflète pas la réalité économique durant les années 1970 et 1980, c'est probablement parce qu'elle ignore totalement les aspects socioéconomiques et institutionnels. Dans le cadre de l'économie institutionnelle, la structure et la dynamique du marché du travail sont beaucoup plus complexes [Iliassova (2000) p.5]. Selon les théories institutionnelles, il existe parallèlement des marchés concurrentiels (« *competing groups* ») de type néoclassique dans lesquels les agents sont en parfaite concurrence, et des marchés non-concurrentiels (« *non-competing groups* ») dans lesquels les individus ne sont pas en parfaite concurrence<sup>9</sup>. En d'autres termes, la structure du marché est composée de différents segments plus ou moins concurrentiels. La principale hypothèse de l'approche institutionnelle stipule que l'écart de salaires ne résulte pas uniquement du différentiel en termes de compétences et d'éducation, mais qu'il peut aussi s'expliquer par les différents mécanismes de détermination salariale dans chaque segment [Leontaridi (1998) p.69]. Doeringer et Piore (1971) ont mis en avant les concepts explicites du marché du travail interne et externe, en s'appuyant initialement sur les relations industrielles<sup>10</sup>.

<sup>7</sup> Les coûts directs sont, par exemple, les achats des livres, les coûts de transports à l'école, les frais d'inscription, etc. Ils sont assurés généralement par la famille, du moins dans les premières années. Les frais de scolarité représentent un montant faible dans un pays où l'enseignement est gratuit. Et les coûts indirects sont les gains que l'individu aurait pu obtenir s'il entrait dans la vie professionnelle. Ce sont les coûts d'opportunité. Ce salaire potentiel est le prix du temps consacré à l'étude. Ces coûts varient selon l'âge. En effet, un enfant de moins de 16 ans (âge auquel il peut travailler sans trop de peine), les coûts d'opportunité sont nuls. Au-delà de cet âge, l'étudiant pourrait gagner un salaire dont le montant croîtra à mesure de l'accroissement de ses qualifications [Riboud (1978) p. 8].

<sup>8</sup> Conceptualisée par Mincer en 1964 et développée par les économistes néoclassiques, la fonction de gains est considérée comme un modèle de référence ayant pour but d'analyser de manière empirique les rendements du capital humain. Elle établit une relation entre les gains ou les salaires bruts ou nets, et les différentes formes du capital humain. Ainsi, les taux de rendement résultent de cette relation empirique. La formulation la plus simple, avec dépréciation du capital humain, est la suivante.

$$\ln Y_{it} = \ln E_0 + r_s S_{it} + r_p \int_0^t K_t dt + \ln (1 - K_t) + V'_{it}$$

<sup>9</sup> L'idée du marché du travail non concurrentiel fait appel à l'analyse de Cairnes en 1873, voir Dimou (2005).

<sup>10</sup> Le marché du travail interne se définit par Doeringer et Piore (1971) « ... un appareil administratif..., dans lequel l'évaluation et l'attribution du travail est régie par un ensemble de règles et de procédures administratives. Le marché du travail interne régi par des règles administratives doit être distingué du marché du travail externe de la théorie économique standard où des décisions d'évaluation, d'allocation et de formation sont directement commandées par des variables

En effet, le marché primaire contient les bons emplois (« *good jobs* ») et le marché secondaire se compose des mauvais emplois (« *bad jobs* »). Dans ce marché primaire, les règles institutionnelles se substituent aux mécanismes du marché. De ce fait, les recrutements s'effectuent par les règles internes, propres aux organismes. La réallocation des emplois et la détermination salariale s'établissent par une négociation collective. Par conséquent, le niveau des salaires dans ce secteur est relativement élevé. A la différence du marché interne, le marché externe comprend typiquement des travailleurs peu qualifiés sans aucune sécurité économique et de l'emploi. Les salaires sont relativement moins élevés car ils se déterminent directement sur le marché concurrentiel [Osterman (1975) p.509]<sup>11</sup>. Le processus de production regroupe des tâches simples et répétitives. Les individus sont incapables d'échapper à ce cercle vicieux, et y restent tout au long de leur vie [Harrison et Sum (1979) p.690]. La pauvreté et l'inégalité des salaires sont ainsi liées étroitement aux conditions d'enfermement dans le segment secondaire. *Le problème de la pauvreté pourrait s'appréhender en termes de marché du travail dual...les personnes pauvres se sont enfermés dans le marché du travail secondaire. Eliminer la pauvreté exige qu'ils accèdent au premier segment* [Piore (1970) p.55]. Pour Wial (1991), l'accès aux ressources informationnelles permet à l'individu d'échapper à la situation d'enfermement au marché secondaire. Les individus ne possèdent aucune information nécessaire à la recherche de l'emploi et à l'acquisition de qualifications, qui leur permettent d'accéder au secteur primaire [Wial (1991) p.414].

Les critiques des partisans de la théorie de la segmentation adressées au modèle du capital humain portent essentiellement sur la nature duale de la formation salariale. En effet, les individus homogènes ayant une même dotation initiale en capital humain perçoivent différemment leur salaire, dus au blocage du mécanisme automatique d'égalisation des salaires.

## 2.2. Différentes méthodes du test de la segmentation

La difficulté méthodologique du test de la segmentation est de déterminer le nombre des segments. Les méthodes de détermination *a priori* des segments se heurtent aux problèmes de biais de sélection et de troncature lorsque la règle de séparation devient plus ou moins subjective. Les méthodes de classification de groupes et d'analyse factorielle sont répandues, grâce à leur qualité de classement *a posteriori* des individus.

### A. Méthodes de définition *a priori*

On peut distinguer deux techniques de classement *a priori* en fonction des *catégories professionnelles* et des *catégories industrielles*. La méthode de classement par *catégories de professions* a été adoptée par Psacharopoulos (1978), McNabb et Psacharopoulos (1981) pour le marché du travail en Grande-Bretagne. Sur le plan technique, la classification sectorielle se base sur l'indice de qualification professionnelle, appelé également *occupational rating scale*<sup>12</sup>, afin d'assigner des individus au marché interne ou externe. D'autres travaux empiriques utilisant la classification professionnelle se sont multipliés : Rosenberg (1980), Rumberger et Carnoy (1980), Boston (1990) pour le marché du travail aux Etats-Unis ; Anderson et al. (1986), Theodossiou (1995) et Leontaridi (1998) pour le marché du travail en Grande Bretagne ; Van Ophem (1987) pour le marché du travail

---

*économiques. Ces deux marchés sont reliés. Cependant, le mouvement entre eux se produit à travers certaines classifications de travail qui constituent des ports d'entrée et de sortie à et du marché intérieur.* » [Doeringer and Piore (1971) p.2] (traduction par l'auteur).

<sup>11</sup> MacDonald et Solow (1985), ainsi que Burda (1988), expliquent le caractère dualiste du marché du travail par la présence du mécanisme de négociation collective dans le marché primaire. Tant dans les pays développés que dans les pays en voie de développement, les unions syndicales détiennent le monopole sur l'offre du travail. Elles déterminent les salaires à un niveau important. Les salaires relatifs dans le segment primaire restent par conséquent élevés [Cahuc et Zajdela (1991) p.470]. Il est à remarquer également que les salaires dans le marché externe sont relativement bas, dus à la présence moins importante des unions syndicales dans ce secteur.

<sup>12</sup> Il s'agit d'une méthode conçue par Goldthorpe et Hope (1974) qui consiste à diviser les emplois selon les critères qualitatifs (nature et statuts de l'emploi etc.) - le critère est un indice ou de taux de qualification (*occupational rating*). Par exemple, si le taux est inférieur à 30 %, les emplois seront classés dans le second segment, voir Goldthorpe et Hope (1974).

au Pays-Bas ; pour les pays en développement, l'analyse de Neuman et Ziderman (1986)<sup>13</sup> a eu pour objectif d'étudier le marché du travail en Israël. Au total, l'ensemble des tests empiriques semblent confirmer une dualité de relation de gains pour les marchés primaire et secondaire, en rejetant le modèle standard du capital humain.

Ces études, reposant sur des méthodes de classification *a priori*, ont été techniquement critiquées lorsqu'il s'agit d'estimer les fonctions de gains. En effet, la division des échantillons par les bas et hauts salaires s'expose au problème de « *biais de troncature* », cité par Cain (1976). De plus, cette démarcation présupposée des segments pourrait éventuellement engendrer « *un biais de sélection* » suggéré par Heckman (1979). En effet, les tentatives pour fractionner de manière *arbitraire* le marché du travail en échelle des hauts et bas salaires pour estimer les fonctions de gains provoquent un problème économétrique de *biais de troncature*. En fait, *l'estimation sur des données qui ont été tronquées par la valeur des variables dépendantes entraîne directement des coefficients biaisés des variables indépendantes* [Cain (1976) p.1246]. *Cela est dû à l'exclusion de certaines populations en haut ou en bas de l'échelle de la distribution de revenus ou à l'élimination de certains groupes de populations* [Boston (1990) p.101]. Par conséquent, la validation du test empirique résulte tout simplement d'une forte dépendance entre niveau de salaires et niveau d'instruction.

En ce qui concerne le « *biais de sélection* », selon Heckman (1979), *il résulte d'un mécanisme de sélection des échantillons afin d'estimer les relations de comportements des agents économiques...* [Heckman (1979)]. En effet, nous pouvons distinguer deux sources de problème de sélectivité. D'une part, lors d'un déroulement d'enquête, l'échantillonnage représentatif pourrait avoir pour conséquence le problème d'auto-sélection lié à l'unité enquêtée : une surreprésentation des femmes ou des moins éduqués dans le secteur informel, par exemple. D'autre part, la nature auto-sélective des décisions des chercheurs ou des enquêteurs au regard des données collectées : une sélection subjective de certaines professions à bas salaire engendre éventuellement une surreprésentation des jeunes sans diplôme, par exemple. La classification *a priori* du marché du travail concerne généralement cette seconde procédure d'auto-sélection.

Contrairement aux méthodes de définition *a priori* des segments, la technique de classification de groupes et l'analyse factorielle évitent ces limites méthodologiques, dans la mesure où il s'agit d'un classement *a posteriori* des individus par rapport à chaque segment.

### B. Méthodes de détermination *a posteriori*

Des analyses empiriques portant sur la classification de groupes et l'estimation des fonctions de gains ont été effectuées, par exemple, par Anderson *et al.* (1986), et Sloane *et al.* (1993)<sup>14</sup>. Les résultats des analyses ne semblent pas entièrement en accord avec l'approche théorique<sup>15</sup>. La littérature récente vise à développer une approche *structuraliste* dans laquelle la perception du marché du travail est hétérogène. Il s'agit d'une contribution de Lachaud (1994a, 1994b, 1995a, 1995b, 1997) qui consiste à identifier des ensembles homogènes autour des concepts de protection, de régularité et d'autonomie<sup>16</sup>, afin d'appréhender le phénomène de vulnérabilité dans les marchés du travail.

Malgré la bonne résolution apportée au problème de classement *a priori*, la méthode de classification de groupes n'échappe pas aux critiques méthodologiques. En fait, *cette démarche dépend non seulement du nombre et du type des variables introduites pour déterminer les groupes d'individus homogènes, mais également du type d'algorithme utilisé* [Leontaridi (1998) p.91].

L'analyse factorielle consiste, quant à elle, à vérifier s'il existe un petit nombre des composantes principales parmi l'ensemble des variables introduites. Les estimations de fonctions de

<sup>13</sup> Voir les résultats du test de la dualité des fonctions de gains dans Thomson (2002).

<sup>14</sup> Voir, entre autres, pour les analyses cluster, Boston (1990) pour le marché du travail aux Etats-Unis, et Flatau et Lewis (1993) pour le marché du travail en Australie.

<sup>15</sup> Les résultats de l'analyse d'Anderson *et al.* (1986) ne vont pas entièrement dans la même ligne que les hypothèses de la théorie de la segmentation dans la mesure où le deuxième cluster, pris comme le marché primaire, ont une grande taille avec certaines promotions internes mais englobe un certain nombre des travailleurs temporaires [Anderson *et al.* (1986) p. 587].

<sup>16</sup> Parmi d'autres, l'analyse de Lachaud en 1997 au Burkina Faso a distingué les formes du travail suivant : (i) salarié protégé ; (ii) salarié non protégé (iii) indépendant non agricole évolutif ; (iv) indépendant non agricole involutif ; (v) agriculteur progressif (vi) agriculteur de subsistance ; (vii) éleveur ; (ix) autre actif. [Lachaud (1997) p.237.]



gains sont ensuite effectuées<sup>17</sup>. La plupart des résultats des estimations des fonctions de gains à la suite des méthodes de désagrégation des segments par des analyses factorielles confirment la validité du marché du travail segmenté<sup>18</sup>. Cependant, selon Thomson (2002), *une telle analyse sert simplement à renforcer l'homogénéité perçue dans le marché du travail... Cette technique a été appliquée le plus largement pour examiner un strict modèle dualiste de l'industrie* [Thomson (2002) p.19]. Une autre limite de cette approche est *l'incapacité explicative de la relation entre, d'une part, la différenciation des structures industrielles, et, d'autre part, l'impact de ces différences sur le marché du travail, à savoir le niveau de salaire et la stabilité d'emploi etc.* [Buchele (1984) p.410]

Compte tenu des contraintes techniques et des objectifs particuliers précisés précédemment, il semble préférable de faire appel à la méthode de Dickens et Lang (1985a, 1985b, 1987, 1988, 1992), qui échappe à la fois aux problèmes économétriques d'auto-sélection et de troncature. Dans ce modèle, la division des segments n'est pas subjective lorsque les individus sont classés dans chaque segment par une règle de séparation inconnue. En ce qui concerne l'hypothèse implicite d'existence de deux segments, l'attention doit être portée sur l'objectif particulier de l'étude qui consiste, d'une part, à distinguer les *bons* et les *mauvais* emplois, et d'autre part, à analyser ultérieurement la dimension dynamique du marché du travail, à savoir la mobilité professionnelle et salariale.

### 3. La segmentation du marché du travail : un modèle à changement de régime

#### 3.1. Conception générale du modèle

Le modèle à changement de régime fait partie d'un ensemble de modèles à changement endogène, le classement des individus dans le secteur primaire ou secondaire étant conditionné par d'autres variables observées. L'origine de la méthode économétrique est apparue dans un article de Maddala (1983) qui étudie les différents modèles endogènes avec règle de séparation inconnue et imparfaite<sup>19</sup>, à partir desquels Dickens et Lang (1985a, 1985b, 1987, 1988, 1992) ont développé un modèle appliqué à la théorie de la segmentation. Rappelons que le modèle à changement de régime avec règle de séparation inconnue suppose que des individus ayant des mêmes dotations initiales en capital humain n'auront pas les mêmes taux de rendements de ce dernier, en raison de la présence du marché du travail segmenté.

##### A. Formulation du modèle à changement de régime avec règle de séparation inconnue

Supposons qu'un individu maximise sa fonction d'utilité contenant les salaires et les caractéristiques non monétaires de l'emploi. Les trois équations du modèle se présentent sous la forme suivante :

$$\ln W_{ip} = X_i \lambda_p + v_{pi} \quad (1-1)$$

$$\ln W_{is} = X_i \lambda_s + v_{si} \quad (1-2)$$

$$Z^*_i = D_i \Pi + v_{wi} \quad (1-3)$$

où les équations (1-1) et (1-2) sont les deux fonctions de gains pour les secteurs primaire et secondaire, respectivement. L'équation (3), appelé l'équation de sélection, représente une tendance qu'un individu

<sup>17</sup>Voir Oster (1974), McNabb et Whitfield (1998), Tolbert et al. (1980) et Buchele (1983).

<sup>18</sup>La vérification empirique est positive dans l'analyse de Buchele (1983) qui fait appel à la méthode de l'analyse factorielle et à l'estimation de la fonction de gains et dans l'analyse de McNabb (1986) avec les mêmes méthodes. Elle est négative pour l'analyse de Anderson *et al.* (1986) avec la méthode de cluster et l'estimation de la fonction de gain et dans l'étude de Sloane et al (1993) avec les mêmes méthodes.

<sup>19</sup>La méthode à changement de régime avec règle de séparation inconnue est utilisée par plusieurs études sur le marché du travail, à savoir le modèle de « *union-nonunion* », de « *stayers-movers* » et autres. Elle est connue également sous le nom du *modèle de sélection* [Heckman(1979)]. Voir Maddala (1983).

soit localisé dans secteur primaire.  $\ln W_{ip}$  et  $\ln W_{is}$  sont les logarithmes des salaires,  $X_i$  et  $D_i$  sont les vecteurs de variables indépendantes.  $\lambda_p, \lambda_s$  et  $\Pi$  représentent les paramètres des équations de gains et de l'équation de sélection respectivement.  $v_{pi}, v_{si}, v_{wi}$  sont des termes résiduels de trois équations. En effet,  $Z^*$  est une variable latente et non observée, il convient de définir  $W_i$  tel que :

$$W_i = \ln W_{ip} \quad \text{si } Z^* > 0 \quad (1-4)$$

$$W_i = \ln W_{is} \quad \text{si } Z^* \leq 0 \quad (1-5)$$

En effet,  $Z^*$  n'est rien d'autres que la différence entre les utilités associées aux secteurs primaire et secondaire. Par conséquent, la probabilité qu'un individu se trouve dans le segment primaire est d'autant plus élevée que la maximisation de l'utilité inhérente au secteur primaire dépasse celle du secteur secondaire. Par contre, notre programme d'estimation ne donne pas directement la répartition des individus selon les secteurs. Il importe donc de calculer les probabilités individuelles à l'aide des paramètres estimés. En effet, la probabilité qu'un individu se classe dans le secteur primaire ( $Z^* > 0$  ou  $v_{wi} > -D_i \Pi$ ) est sous forme suivante<sup>20</sup> :

$$\frac{\Pr\{v_{wi} > -D_i \Pi | D_i, X_i, v_{pi}\} \cdot f(v_{pi})}{\Pr\{v_{wi} > -D_i \Pi | D_i, X_i, v_{pi}\} \cdot f(v_{pi}) + \Pr\{v_{wi} \leq -D_i \Pi | D_i, X_i, v_{si}\} \cdot f(v_{si})} \quad (1-6)$$

Si l'on considère que les termes d'erreurs suivent la distribution normale à moyenne nulle et à variance constante ( $\sigma^2$ ), et que la variance des résidus de l'équation de sélection est normalisée à 1<sup>21</sup>, la somme de logarithme de la fonction de vraisemblance s'exprime de manière suivante<sup>22</sup> :

$$\sum_{i=1}^N \ln \left\{ 1 - \theta \frac{\left( \frac{-D_i \Pi - \frac{\sigma_{pw}}{\sigma_{pp}} v_{pi}}{\left(1 - \frac{\sigma_{pw}^2}{\sigma_{pp}^2}\right)^{1/2}} \right)}{\left( \frac{v_{pi}}{\sigma_{pp}} \right)^{1/2}} \cdot \phi \left( \frac{v_{pi}}{\sigma_{pp}} \right) \cdot \sigma_{pp}^{-1/2} + \theta \frac{\left( \frac{-D_i \Pi - \frac{\sigma_{sw}}{\sigma_{ss}} v_{si}}{\left(1 - \frac{\sigma_{sw}^2}{\sigma_{ss}^2}\right)^{1/2}} \right)}{\left( \frac{v_{si}}{\sigma_{ss}} \right)^{1/2}} \cdot \phi \left( \frac{v_{si}}{\sigma_{ss}} \right) \cdot \sigma_{ss}^{-1/2} \right\} \quad (1-7)$$

où  $\sigma_{pw}$  et  $\sigma_{sw}$  représentent des covariances des résidus  $v_{pi}$  et  $v_{wi}$ , et des résidus  $v_{si}$  et  $v_{wi}$ , respectivement,  $\sigma_{pp}$  et  $\sigma_{ss}$  sont des variances des résidus des deux équations de gains.  $\theta(\cdot)$  et  $\phi(\cdot)$  représentent, respectivement, la fonction de répartition et de densité du modèle Probit.

### B. Logique du test

Le test de la segmentation par la méthode à changement de régime avec règle de séparation inconnue s'effectuera en deux étapes. La première étape consiste à maximiser deux fonctions de vraisemblance avec et sans contraintes, à l'aide d'une méthode d'optimisation algorithmique de base. En effet, le modèle sans contraintes concerne la fonction logarithmique de vraisemblance du modèle à changement de régime représentée par l'équation (1-7) qui livrera trois équations simultanées, à savoir deux fonctions de gains et une équation de sélection. L'hypothèse alternative, s'agissant d'un modèle

<sup>20</sup> Cette formulation a été utilisée par Dickens et Lang (1985a), et Cipollone (2001).

<sup>21</sup> Cette spécification a pour but de fixer une identification exigée par la matrice de variance-covariance des résidus pour trois

équations tel que 
$$\text{Cov}(v_p, v_s, v_w) = \begin{bmatrix} \sigma_p^2 & \sigma_{ps}^2 & \sigma_{pw}^2 \\ \sigma_{sp}^2 & \sigma_s^2 & \sigma_{sw}^2 \\ \sigma_{wp}^2 & \sigma_{ws}^2 & \sigma_w^2 \end{bmatrix}$$

<sup>22</sup> Le logarithme de la fonction de vraisemblance est repris de la version originale de Dickens et Lang (1985a). Voir également une démonstration dans Cipollone (2001).

avec contraintes de paramètres, correspond à l'estimation de fonction de gains par la méthode du maximum de vraisemblance, équivalente à la méthode de moindre carré ordinaire<sup>23</sup>. A l'issue de ces estimations économétriques, nous cherchons à savoir quel est le modèle le plus pertinent. En d'autres termes, il convient de vérifier si le modèle à deux équations de gains est préférable à celui avec une seule équation. Pour ce faire, nous serons amenés à effectuer un test de  $\chi^2$ , *test du rapport de vraisemblance*. Si l'hypothèse de la segmentation est validée, la deuxième étape du test sera nécessaire. Cette deuxième étape consiste à vérifier si nos deux équations de gains suivent la prédiction de la théorie de la segmentation, selon laquelle les rendements du capital humain du secteur primaire sont relativement supérieurs à ceux du secteur secondaire. A cet égard, il convient de calculer les taux de rendement du capital humain associés à chaque secteur. Si l'hypothèse est acceptée, nous n'aurons aucune raison de rejeter l'hypothèse de la dualité du marché du travail.

### 3.2. Sélection des données et des variables

L'hypothèse forte du modèle à changement de régime est que deux personnes ayant des différentes caractéristiques individuelles sont supposées évaluer de manière similaire un aspect non-monnaire d'un emploi, ce qui n'est pas prouvé dans la réalité. A titre d'exemple, une femme préfère probablement l'emploi temporaire qui lui laissera le temps de s'occuper de sa famille au travail à plein temps, tandis qu'un homme ignore cet aspect pour travailler plus. Notre test sera non valable si cette hypothèse n'est pas respectée. Par conséquent, la crédibilité du test repose sur le fait que les individus sélectionnés soient homogènes. En d'autres termes, si les individus sont homogènes, les préférences individuelles à l'égard des aspects non-monnaire de l'emploi se ressemblent.

Compte tenu de l'hypothèse d'homogénéité, nos données se portent exclusivement sur *les employés du secteur privé, non agricole, travaillant dans une zone urbaine, âgés entre 15 et 64 ans*. En effet, cette sélection correspond à l'étude du marché du travail urbain, essentiellement non agricole. Les employés publics sont exclus du fait que ces derniers ont un grand avantage à l'égard des aspects non-monnaire, tels que la sécurité de l'emploi, la protection sociale etc. Etant donné l'hétérogénéité des emplois entre les secteurs public et privé, nous sommes amenés à effectuer une sélection des emplois du secteur privé. Pour les employés du sexe masculin, les individus représentatifs avec un statut de chef de ménage sont considérés, afin de rendre les préférences non-monnaire homogènes. Pour des employés du sexe féminin, les individus avec un statut de chef de ménage et d'épouse du chef du ménage sont sélectionnés.

Les estimations sont fondées sur l'Enquête sur la main-d'œuvre de 2003 et 2004. Nous sélectionnons les individus qui déclarent avoir un nombre d'heure de travail hebdomadaire supérieure ou égale à 20. Le salaire horaire comprend des rémunérations de l'emploi principal ou secondaire, des primes et d'autres rémunérations liées au travail<sup>24</sup>. Les variables sélectionnées sont détaillées dans le tableau A-2, rapporté en annexes. En effet, les variables dépendantes pour les équations de gains sont *l'année d'éducation, l'expérience potentielle, - et l'expérience au carré - et la variable éducation multipliée par l'expérience*<sup>25</sup>, afin de capter la complémentarité éducation-expérience<sup>26</sup>. Les variables de l'équation de sélection sont *l'année d'éducation, le travail hautement qualifié (binaire), la taille de la firme supérieure à 50 employés (binaire) et Bangkok (binaire)*. De ce fait, l'individu ayant un *travail hautement qualifié* dans une firme de taille supérieure à 50 employés, située à Bangkok, a

<sup>23</sup> La fonction de vraisemblance pour le modèle avec contraintes est 
$$LFR = \prod_{i=1}^N \left[ \sigma^{-1/2} \phi \left( \frac{Y_i - \tilde{X}_i \tilde{\beta}}{\sigma^{1/2}} \right) \right]$$

<sup>24</sup> Le salaire horaire est une somme de toutes les rémunérations par heure (pour l'emploi primaire et secondaire). Il est calculé à l'aide du nombre d'heures de travail par semaines : le salaire mensuel déclaré positif est divisé par 4 (4 semaines par mois en moyenne) et par le nombre d'heures du travail par semaine.

<sup>25</sup> Notons que les variables indépendantes dans la fonction de gains, développée par Mincer (1964), ont une liaison fonctionnelle avec le log de salaire horaire : une année d'éducation ou d'expérience additionnelle entraîne une hausse de salaires ; l'expérience au carré représente un effet d'amortissement du capital humain. L'expérience potentielle qui est généralement inconnue dans l'enquête, se calcule à partir de l'expression suivante : l'âge-6-année d'éducation.

<sup>26</sup> En effet, Futoshi (2004) montre que le niveau d'éducation et l'expérience sont complémentaires pour les immigrants. Nous introduisons cette variable afin de tester cette complémentarité pour chaque segment.

relativement plus de chance de se classer dans le segment primaire. En fait, considérer l'année d'éducation comme variable de sélection a pour objectif de pouvoir mesurer l'impact du niveau d'éducation atteint sur la probabilité d'être classé dans le secteur primaire. Concernant les autres variables de sélection (binaires), elles sont réduites à trois. Le *travail hautement qualifié*, c'est-à-dire le travail intellectuel et non-manuel. En effet, la Classification Internationale Type des Professions de 1988 (CITP-88) a défini les différents niveaux de compétences liés à chaque profession<sup>27</sup>. Ceci nous permet d'inclure dans ce groupe de « *travail hautement qualifié* » les professions correspondant aux 3<sup>ème</sup> et 4<sup>ème</sup> niveaux de compétences, les plus hauts niveaux, tel que : (1) *les membres de l'exécutif et des corps législatifs, les cadres supérieurs de l'administration publique, les dirigeants et cadres supérieurs d'entreprise* ; (2) *les professions intellectuelles et scientifiques* et ; (3) *les professions intermédiaires*. En ce qui concerne la *taille des firmes supérieure à 50 employés*, nous suivons la suggestion de Suehiro et Wailersak (2004)<sup>28</sup>, qui admet l'existence du marché du travail interne dans une grande firme comme *Siam Cement Public Company Limited*. Enfin, l'introduction d'une variable inhérente à *Bangkok* tend de capturer l'effet positif du fait de travailler dans cette région, où existe une grande concentration des activités économiques du pays.

### 3.3. Résultats des estimations

En fait, ce modèle est peu répandu du fait des difficultés de trouver le maximum de vraisemblance<sup>29</sup>. Plusieurs valeurs initiales ont été recherchées pour que le processus algorithmique de maximisation ne tombe pas dans une zone d'inexistence du maximum. Les tableaux 2 et 3, ci-après, affichent les estimations pour les employés, hommes et femmes, respectivement, en 2002 et 2003.

Il convient de préciser qu'en 2002, le niveau d'éducation explique peu la probabilité d'être classé dans le segment primaire, aussi bien pour les hommes que pour les femmes, alors qu'en 2003, le fait d'avoir un niveau d'éducation élevé entraîne une forte probabilité d'entrer dans ce dernier. En outre, le fait d'avoir un *travail hautement qualifié* et/ou de travailler dans une grande entreprise à Bangkok, rehausse la probabilité d'être classé dans le secteur primaire. Concernant l'impact de la complémentarité entre éducation et expérience sur les salaires, les coefficients sont significativement positifs pour le modèle standard du capital humain, ce qui corrobore l'analyse de Futoshi (2004). Par contre, les effets diffèrent d'un secteur à l'autre pour le modèle à changement de régime. En effet, aussi bien pour le secteur primaire que le secteur secondaire, la complémentarité a peu d'impact sur les salaires pour les hommes, tandis qu'elle génère une hausse des salaires pour les femmes qui travaillent dans le secteur secondaire.

#### A. Première étape du test : existe-il deux fonctions de gains ?

Il convient d'effectuer un test statistique afin de vérifier si le modèle à deux équations de gains est relativement mieux représenté à l'égard des données, par rapport au modèle standard à une seule équation de gains. Dickens et Lang (1985a, 1985b, 1987, 1988, 1992) suggèrent le test statistique du Chi-deux, noté *test du rapport de vraisemblance* pour lequel il faudrait déterminer le degré de liberté par la méthode de Monte Carlo. En effet, cette dernière suggère de fixer le degré de liberté égal au nombre de paramètres contraints plus le nombre des paramètres non-identifiés [Goldfeld et Quint (1975)]. Dans le contexte de notre étude, le degré de liberté est égal à 13, y compris 6 paramètres

<sup>27</sup> La CITP-88 définit les compétences comme la «capacité d'accomplir les tâches afférentes à un emploi donné». « Pour établir une taxonomie autour du concept de compétence professionnelle, deux dimensions des compétences sont définies. Le niveau des compétences associé à l'exercice d'un emploi est censé mesurer la complexité et l'éventail des tâches à accomplir. La spécialisation des compétences définit l'étendue des connaissances requises, l'outillage et les machines utilisés, le matériel sur lequel ou avec lequel on travaille ainsi que la nature des biens et services produits » [Elias (1997) pp.6].

<sup>28</sup> Les résultats d'analyse de Suehiro et Wailersak (2004) montrent que le marché du travail interne existe au sein d'une grande firme publique «*Siam Cement Public Company Limited*». Cette entreprise, qui est l'une des entreprises les plus modernes, génère une promotion de carrière des managers qui engendre un marché du travail interne.

<sup>29</sup> Il existe plusieurs méthodes algorithmiques de la maximisation des fonctions de vraisemblance, à savoir la méthode de Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno (BFGS), de Berndt-Hall-Hausman (BHHH), de Newton, de Davidon-Fletcher-Powell (DFP) et de Steeper ascent. Parmi ces méthodes, nous utilisons deux méthodes, à savoir méthode de BFGS et de Newton, conduites sous le programme de Limdep (version 8) [Green (1995)].

**Tableau 1: Estimations des fonctions de gains à l'aide d'un modèle à changement de régime : homme, chef du ménage, 15-64 ans (2002-2003)**

Année 2002	MCO		Primaire		Secondaire		Sélection	
	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$
								-
Constant	0,7561	9,222***	0,1028	0,737	1,1860	13,797***	-1,1608	8,782**
Education (année)	0,0556	9,347***	0,1080	11,372***	0,0166	2,387**	0,0180	*
Expérience potentielle (année)	0,0191	3,746***	0,0735	8,895***	0,0057	1,109		1,304
Expérience <sup>2</sup>	-0,0004	-5,562***	-0,0009	-7,460***	-0,0002	-2,513**		
Expérience*Education	0,0015	5,683***	-0,0008	-2,192*	0,0006	2,135*		
Travail hautement qualifié							1,0805	10,268*
Taille de firme (>50)								**
Bangkok et son agglomération							0,3417	5,400**
Ecart-type	0,1131	28,636***	0,0670	11,654***	0,0543	14,229***	0,3475	*
Log de vraisemblance		-539,7693					Normalisé à 1	5,616**
Rapport de vraisemblance <sup>(1)</sup>	<b>706,6166</b>							*
N pondéré	<b>1640</b>							
<b>Année 2003</b>								
								-
Constant	0,6579	8,023***	-0,0900	-0,562	1,1172	11,701***	-1,3836	9,806**
Education (année)	0,0657	11,277***	0,1285	11,224***	0,0193	2,432**	0,0447	*
Expérience potentielle (année)	0,0171	3,444***	0,0696	7,581***	0,0095	1,777		2,823**
Expérience <sup>2</sup>	-0,0003	-4,520***	-0,0007	-5,528***	-0,0002	-3,033***		*
Expérience*Education	0,0014	5,325***	-0,0013	-3,032***	0,0005	1,656		
Travail hautement qualifié							0,7632	8,735**
Taille de firme (>50)								*
Bangkok et son agglomération							0,3253	5,493**
Ecart-type	0,1162	30,619***	0,0855	9,610***	0,0558	12,086***	0,3492	6,020**
Log de vraisemblance		-642,4238					Normalisé à 1	*
Rapport de vraisemblance	<b>722,5692</b>							
N pondéré	<b>1875</b>							

Notes: (1) le rapport de vraisemblance est égal à  $-2(\log$  de vraisemblance du modèle avec contraintes -  $\log$  de vraisemblance du modèle sans contrainte), il est équivalent à l'équation (1) en Annexe B-2-2. \* significatif à 10%; \*\* significatif à 5%; \*\*\* significatif à 1%.

Source: Valeurs calculées à partir des enquêtes LFS du troisième trimestre (2002-2003).

**Tableau 2 : Estimation des fonctions de gains avec un modèle à changement de régime : femme, chef du ménage ou épouse, 15-64 ans (2002-2003)**

	MCO		Primaire		Secondaire		Sélection	
	$\beta$	<i>t</i>	$\beta$	<i>t</i>	$\beta$	<i>t</i>	$\beta$	<i>t</i>
<i>Année 2002</i>								
<i>Constant</i>	0,8030	11,802***	0,5305	2,900***	1,0592	13,043***	-1,2322	-7,409***
<i>Education (année)</i>	0,0547	11,239***	0,0879	7,716***	0,0266	4,222***	0,0070	0,3880
<i>Expérience potentielle (année)</i>	0,0131	2,844***	0,0321	2,396**	0,0052	0,9590		
<i>Expérience<sup>2</sup></i>	-0,0004	-5,784***	-0,0004	-1,851	-0,0003	-3,850***		
<i>Expérience*Education</i>	0,0013	5,451***	0,0005	0,723	0,0010	3,0190***		
<i>Travail hautement qualifié</i>							0,6917	6,893***
<i>Taille de firme (&gt;50)</i>							0,4509	6,850***
<i>Bangkok et son agglomération</i>							0,2826	4,400***
<i>Ecart-type</i>	0,0876	29,1380***	0,0769	9,474***	0,0555	15,856***	Normalisé à 1	
<i>Log de vraisemblance</i>	-341,9806		-52,0109					
<i>Rapport de vraisemblance<sup>(1)</sup></i>	<b>579,9395</b>							
<i>N pondéré</i>	<b>1698</b>							
<i>Année 2003</i>								
<i>Constant</i>	0,8054	10,450***	0,5924	3,482***	1,3158	17,595***	-2,1813	-12,285***
<i>Education (année)</i>	0,0558	10,421***	0,0779	7,042***	-0,0019	-0,293	0,1250	8,238***
<i>Expérience potentielle (année)</i>	0,0065	1,268***	0,0263	2,365**	0,0008	0,179		
<i>Expérience<sup>2</sup></i>	-0,0003	-3,585***	-0,0003	-1,479	-0,0002	-2,836***		
<i>Expérience*Education</i>	0,0018	7,005***	0,0006	1,141	0,0009	3,257***		
<i>Travail hautement qualifié</i>							0,5536	4,554***
<i>Taille de firme (&gt;50)</i>							0,5994	7,583***
<i>Bangkok et son agglomération</i>							0,3891	5,189***
<i>Ecart-type</i>	0,1022	28,644***	0,1344	14,806***	0,0341	13,152***	Normalisé à 1	
<i>Log de vraisemblance</i>	-457,1117		-90,0015					
<i>Rapport de vraisemblance</i>	<b>734,2205</b>							
<i>N pondéré</i>	<b>1641</b>							

Notes: (1) le rapport de vraisemblance est égal à  $-2(\log \text{ de vraisemblance du modèle avec contraintes} - \log \text{ de vraisemblance du modèle sans contrainte})$ , il est équivalent à l'équation (1) en Annexe B-2-2.\* significatif à 10%; \*\* significatif à 5%; \*\*\* significatif à 1%

Source: Valeurs calculées à partir des enquêtes LFS du troisième trimestre (2002-2003).

contraints à l'égalité pour deux équations du modèle à changement de régime (y compris la variance), 5 paramètres contraints à zéro pour l'équation de sélection, et 2 covariances non identifiés<sup>30</sup>.

Les valeurs du rapport de log de vraisemblance sont calculées et rapportées dans le tableau 2 relatifs aux hommes, et dans le tableau 3 pour les femmes. Les résultats sont assez nets. Le modèle à deux équations est le plus pertinent. En effet, toutes les valeurs du rapport de log de vraisemblance dépassent largement la valeur critique avec un risque d'erreur de 1 %. Pour les hommes, les rapports de log de vraisemblance sont de l'ordre de 706,6166 en 2002 et de 722,5692 en 2003, et dépassent la valeur critique de 34,53 avec un risque d'erreur de 0,1%, et 13 degré de liberté. Pour les femmes, les valeurs du rapport de vraisemblance étant de 579,9395 et de 734,2205 pour 2002 et 2003, ils dépassent également la valeur critique. Cependant, contrairement aux enquêtes relatives aux années 1985 et 2000, les données réalisées en 2002 et 2003 ont les mêmes caractéristiques. Par conséquent, il serait intéressant d'appliquer le même test aux données inhérentes aux trois années à intervalle de 5 ans, à savoir les années 1987,1992 et 1997. A l'aide du tableau A-3, indiqué en annexes, les tests du rapport de vraisemblance valident la supériorité du modèle à deux équations de gains. De ce fait, nous n'avons aucune raison de rejeter l'hypothèse de la dualité du marché du travail urbain en Thaïlande.

Au delà du test statistique, il importe de vérifier dans un deuxième temps si les estimations économétriques reflètent la prédiction de la théorie de la segmentation selon laquelle les rendements au capital humain du premier segment sont supérieurs à ceux du segment secondaire.

#### *B. Deuxième étape du test : le modèle suit-il la prédiction de la théorie de la segmentation ?*

Les estimations du modèle à changement de régime, présentées dans les tableaux 2 et 3, ne donnent pas directement les taux de rendements du capital humain. Il convient par conséquent de les calculer à partir des estimations de fonctions de gains pour chaque secteur. En fait, nous avons une fonction de gains pour le secteur primaire sous la forme suivante :

$$E(\log W_i | W_i = W_p) = \beta_{p0} + \beta_{p1}s_i + \beta_{p2}e_i + \beta_{p3}e_i^2 + \beta_{p4}e_i s_i \quad (1-8)$$

L'équation (1-8) implique le taux de rendement à l'éducation pour le secteur primaire que l'on peut évaluer comme suit :

$$\partial E(\log W | W = W_p) / \partial s = \beta_{p1}s_i + \beta_{p4}\bar{e} \quad (1-9)$$

Quant au taux de rendement de l'expérience pour ce secteur, il s'écrit formellement :

$$\partial E(\log W | W = W_p) / \partial e = \beta_{p2} + 2\beta_{p3}\bar{e} + \beta_{p4}\bar{s} \quad (1-10)$$

Le calcul des taux de rendement du capital humain pour le segment secondaire s'effectue de façon analogue. Ainsi, les taux de rendement à l'éducation et de l'expérience, évalués à la moyenne du log des salaires, sont calculés et présentés au tableau 4.

Tant pour les hommes que pour les femmes, les taux de rendement de l'éducation et de l'expérience du secteur primaire sont relativement supérieurs à ceux du secteur secondaire. L'écart des taux de rendement de l'éducation est plus significatif que celui de l'expérience. Par ailleurs, les taux de rendement de l'expérience sont proches de zéro pour le secteur secondaire, tandis que ceux du secteur primaire sont clairement positifs, puisque les coefficients estimés liés à l'expérience sont, quant à eux, tous non significativement différents de zéro. En d'autres termes, une année d'éducation ou d'expérience additionnelle engendre une légère hausse de salaires dans le secteur secondaire, tandis qu'elle provoque une augmentation significative des salaires dans le secteur primaire. Par conséquent, cette situation entraîne un faible niveau des rémunérations, comme l'on peut le constater au tableau 3. En fait, les moyennes des salaires en logarithme dans le secteur secondaire sont significativement inférieures par rapport à celles du secteur primaire. Si cet écart est maintenu dans le temps, il

<sup>30</sup> Lorsque trois équations dans le modèle à changement de régime sont contraintes à une seule équation, plusieurs paramètres sont non-identifiables, à savoir, deux covariances des résidus,  $\sigma_{pw}$  et  $\sigma_{sw}$ .

**Tableau 3 : Rendements au capital humain du secteur primaire et secondaire (%) et la moyenne du log de salaires**

	Education		Expérience		Log de salaires	
	Primaire	Secondaire	Primaire	Secondaire	Primaire	Secondaire
<b>HOMME</b>						
2002	8,9	3,0	2,3	0,3	2,4	1,5
2003	10,0	3,0	2,5	0,5	2,4	1,5
<b>FEMME</b>						
2002	9,7	4,6	2,3	0,3	2,4	1,5
2003	8,8	1,7	2,6	0,0	2,2	1,4

Source: à partir de LFS du troisième trimestre (2002 et 2003).

peut contribuer à perpétuer l'inégalité salariale et la pauvreté monétaire dans le marché du travail<sup>31</sup>.

## 4. Répartition sectorielle selon les caractéristiques individuelles et de l'emploi

### 4.1. Les probabilités d'appartenance au secteur primaire

Les estimations du modèle ne donnent pas directement la répartition des employés selon les segments puisque la variable latente est non observable. Cependant, il est possible de calculer les probabilités individuelles inhérentes à chaque segment, à l'aide de la formule (1-6), précédemment indiquée. La figure 1 montre la répartition des employés de sexe masculin en fonction des probabilités attachées au secteur primaire en 2002.

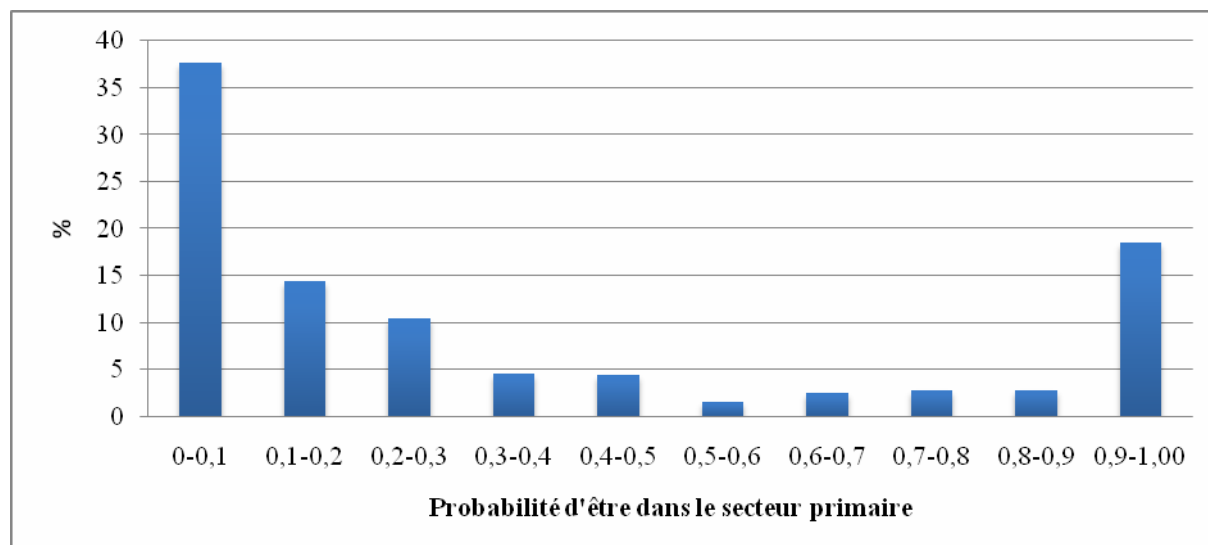
La figure 1 soulève deux remarques essentielles. En premier lieu, on observe que la forme de la répartition des individus selon les segments est nettement bimodale. On note, d'un côté, un nombre important d'individus ayant une probabilité comprise entre 0 et 0,3, et, d'un autre côté, une concentration d'individus ayant une probabilité autour de 0,9 à 1. En d'autres termes, cela signifie qu'il existe une nette séparation entre les deux segments du marché. En deuxième lieu, contrairement à certains résultats issus du même modèle appliqué aux pays développés<sup>32</sup>, la plupart d'individus sont classés dans le secteur secondaire. En effet, on constate une grande partie des individus dans le secteur secondaire, puisque les probabilités associées au secteur primaire sont relativement faibles pour ces derniers. Notons qu'il est impossible de classer les individus lorsqu'ils ont une probabilité attachée au secteur primaire autour de 50. Par conséquent, *les individus ayant une probabilité relative au secteur primaire inférieure ou égale à 0,30 seront classés dans le secteur secondaire, tandis que si la valeur de la probabilité est supérieure ou égale à 0,70, les individus seront associés au secteur primaire*. Les individus ayant une probabilité comprise entre deux intervalles seront non-classés. Le tableau 4, ci-après, montre la répartition des individus selon les secteurs en 2002.

Le tableau 4 montre que le secteur secondaire regroupe un nombre significatif d'individus - hommes ou femmes -, par rapport au secteur primaire. Or, ce dernier englobe moins d'un quart de la population prise en compte. Par ailleurs, en 2002, on note le nombre relativement significatif de femmes dans le segment secondaire (75,8 %), alors que le nombre d'hommes dans ce même secteur demeure inférieur (62,6 %). Cependant, la tendance est inversée en 2003. Par conséquent, ce résultat tend à montrer que le marché du travail urbain en Thaïlande se caractérise par la dualité de la

<sup>31</sup> Notons que les choix individuel d'investissement au capital humain peuvent être en fonction des caractéristiques personnelles non observables. Nous parlons donc de l'hypothèse du capital humain endogène [voir Bourguignon *et al* (2003) et Menedez (2003)]. Par conséquent, l'estimation des fonctions de gain est liée au problème d'auto-sélection. Pour alléger cet effet, Cipollone (2001) a introduit les variables instrumentales dans les deux modèles (MCO et modèle à changement de régime). L'auteur montre que l'endogénéité a peu d'impact quantitatif sur les coefficients du capital humain, notamment dans le modèle à changement de régime.

<sup>32</sup> Parmi d'autres, les travaux de Dickens et Lang (1985a, 1985b) sur les Etats-Unis et de Cipollone (2001) sur L'Italie ont suggéré qu'une grande partie d'individus se trouve dans le secteur primaire.



**Figure 1: Répartition des hommes selon les secteurs en 2002 (en %)****Tableau 4 : Répartition des individus par secteur (%)**

	HOMME		FEMME	
	2002	2003	2002	2003
<i>Primaire</i>	24,2	23,8	11,8	27,8
<i>Non Classé</i>	13,2	11,4	12,5	10,4
<i>Secondaire</i>	62,6	64,9	75,7	61,8
	100	100	100	100

Source: à partir du LFS (2002 et 2003).

répartition salariale. En d'autres termes, un grand nombre d'employés ont une faible rémunération, tandis qu'un certain nombre d'individus possède un emploi qui engendre une rémunération relativement élevée.

#### 4.2. Répartition des individus selon les caractéristiques individuelles et de l'emploi

Selon le tableau 5, on constate que le fait d'avoir un diplôme universitaire engendre une forte probabilité d'être classé dans le marché primaire, et que les individus avec un niveau d'études secondaires (second et premier cycle) ont aussi une chance non-négligeable de trouver un emploi dans ce même segment du marché du travail. Les personnes pauvres travaillent principalement dans le secteur secondaire. Il s'agit essentiellement d'individus sans instruction ou ayant atteint un niveau d'éducation primaire, qui ont un faible niveau de rémunération par rapport à ceux ayant atteint un niveau d'éducation secondaire et universitaire. Près des trois quart des diplômés universitaires se classent dans le secteur primaire. Cela signifie que le fait d'avoir atteint un niveau d'éducation donnera plus de chance de trouver un travail dans le secteur primaire.

L'analyse de la répartition sectorielle des travailleurs selon les régions produit un résultat espéré. En effet, le fait de travailler à Bangkok, dans son agglomération et dans la région du Centre, accroît la probabilité de trouver un emploi dans le secteur primaire. A l'opposé, la proportion des travailleurs dans le secteur primaire des régions du Nord et du Nord-est est relativement peu significative. Ce phénomène est dû au fait que ces deux dernières régions sont les moins développées. Plus particulièrement, ce sont des régions essentiellement rurales où le nombre des personnes pauvres reste relativement élevé par rapport à la moyenne nationale<sup>33</sup>.

<sup>33</sup> Krongkeaw and Kakwani (2003).

**Tableau 5 : Répartition des individus selon les caractéristiques individuelles et les segments pour les hommes, chefs du ménage (2002)**

	Primaire	Non Classé	Secondaire	Total
<b>Education</b>				
<i>Sans instruction</i>	0,0	20,7	79,3	100
<i>Primaire</i>	10,1	13,7	76,2	100
<i>Secondaire premier cycle</i>	15,8	15,4	68,9	100
<i>Secondaire seconde cycle (général)</i>	20,8	14,9	64,3	100
<i>Secondaire seconde cycle (professionnel)</i>	39,5	8,4	52,1	100
<i>Diplôme de niveau Bac+2</i>	34,3	13,9	51,8	100
<i>Universitaire</i>	70,8	9,1	20,1	100
<i>total</i>	24,2	13,2	62,6	100
<b>Région</b>				
<i>Bangkok et agglomération</i>	27,9	16,0	56,2	100
<i>Centre</i>	23,7	12,6	63,8	100
<i>Nord</i>	12,2	6,3	81,5	100
<i>Nord-est</i>	14,3	3,9	81,8	100
<i>Sud</i>	24,2	13,2	62,6	100
<i>total</i>	24,2	13,2	62,6	100
<b>Expérience</b>				
<i>0-10</i>	16,9	16,0	67,2	100
<i>11-20</i>	22,2	16,9	60,8	100
<i>21-30</i>	27,5	10,1	62,4	100
<i>31-40</i>	34,2	7,1	58,7	100
<i>&gt;41</i>	17,0	10,5	72,5	100
<i>total</i>	24,2	13,2	62,6	100

Source: Valeurs calculées à partir des enquêtes LFS du troisième trimestre (2002).

**Tableau 6 : Répartition des individus selon les catégories de l'emploi pour les hommes, chefs du ménage (2002)**

	Primaire	Non Classé	Secondaire	Total
<b>Catégories professionnelles<sup>(1)</sup></b>				
<i>Membres exécutifs et cadres supérieurs</i>	83,9	4,8	11,3	100
<i>Professions intellectuelles et Scientifiques</i>	77,7	14,9	7,3	100
<i>Professions intermédiaire</i>	61,5	17,0	21,4	100
<i>Employés de type administratif</i>	37,4	13,0	49,6	100
<i>Personnel commercial et vendeurs</i>	8,4	7,9	83,7	100
<i>Artisans et ouvriers</i>	8,3	10,7	81,1	100
<i>Conducteurs installation et de machines</i>	16,2	18,3	65,5	100
<i>Ouvriers ou employés non qualifié</i>	3,8	13,2	83,0	100
<i>total</i>	24,2	13,2	62,6	100
<b>Type d'industries<sup>(2)</sup></b>				
<i>Industrie manufacturière</i>	23,5	16,9	59,7	100
<i>Construction</i>	11,5	5,7	82,8	100
<i>Electricité, gaz et eau</i>	79,5	12,1	8,4	100
<i>Commerce de gros et de détail</i>	17,0	14,2	68,8	100
<i>Transports, entrepôts et communications</i>	30,7	13,9	55,4	100
<i>Service</i>	20,4	12,6	67,0	100
<i>Banque, finance et immobiliers</i>	47,5	5,6	46,9	100
<i>total</i>	24,2	13,2	62,6	100

Note: (1) Classification International Type des professions (CITP-88); (2) Classification Internationale Type, par Industrie (CITI-88).

Source: Valeurs calculées à partir des enquêtes LFS du troisième trimestre (2002).

En ce qui concerne l'expérience, on constate que plus l'ancienneté d'un individu s'accroît, plus sa probabilité d'être classé dans le secteur primaire augmente. De ce fait, le marché du travail thaïlandais est caractérisé par l'importance de l'ancienneté, notamment dans le secteur primaire où le taux de rendement à l'expérience est significativement positif. Cependant, l'ancienneté est moins rémunérée dans le secteur secondaire.

Au-delà des variables du capital humain, la théorie de la segmentation explique les causes de l'inégalité salariale par le fait que la productivité du travail réside non plus dans les caractéristiques individuelles, mais dans les types d'emploi. La répartition des employés pour les catégories professionnelles et industrielles est affichée au tableau 6. Dans ce dernier, on remarque une distribution bipolaire des travailleurs selon les professions. D'un côté, on trouve une grande proportion d'individus du secteur secondaire qui travaillent comme vendeurs, artisans et ouvriers non qualifiés, et d'un autre côté, une grande partie des travailleurs appartenant aux autres professions. Plus de 80 % d'individus ayant l'une de ces trois dernières professions sont les plus concernés par la pauvreté lorsqu'ils sont classés dans le secteur à bas salaires. Par ailleurs, on constate que la disparité en termes de répartition des employés est beaucoup plus importante parmi les divers types d'emplois que parmi les différents niveaux d'éducation. Cela repose sur le fait que le type d'emploi joue un rôle prépondérant dans la détermination salariale par rapport aux niveaux de compétences et de qualifications. Par conséquent, les politiques économiques préconisées doivent prendre en compte la dimension de la distribution de l'emploi qui caractérise une persistance de l'inégalité de salaires.

En ce qui concerne la répartition par industrie, le tableau 6 montre un certain nombre de points importants. En premier lieu, près des trois quarts des individus qui travaillent dans le secteur de *l'électricité, gaz et eau* sont classés dans le secteur primaire. Cela est dû au fait que ce secteur englobe principalement les ingénieurs et les personnels scientifiques, des catégories en général très bien rémunérées. En effet, cette composante du système productif a connu une expansion considérable durant la période de croissance, à la fin des années 1980. Une montée spéculative et artificielle des salaires des ingénieurs a été enregistrée durant cette même période<sup>34</sup>. En deuxième lieu, le secteur de la construction reste loin derrière par rapport au nombre des personnes comptabilisées dans le secteur primaire. Ce phénomène est probablement dû à la spécificité des pays en développement : les employés dans le secteur de la construction sont surtout des travailleurs peu qualifiés, issus principalement du milieu rural. Par conséquent, ils sont souvent victimes de discrimination dans le marché du travail urbain.

## 5. Conclusion

L'analyse de la segmentation du marché du travail urbain en Thaïlande à l'aide d'une approche dualiste présente un double intérêt. D'une part, elle consiste à questionner la représentation du marché du travail par une seule fonction de gains, proposée par les études empiriques antérieures. D'autre part, la division du marché en deux segments permet d'effectuer des analyses ultérieures quant à la mobilité professionnelle et salariale. À l'aide de la méthode économétrique à changement de régime avec règle de séparation inconnue, les résultats de l'analyse confirment aussi l'hypothèse de la dualité

En premier lieu, les deux étapes du test à l'aide du modèle à changement de régime rejettent le modèle standard du capital humain qui préconise une relation de gains unique. En effet, le test statistique de Chi-deux indique qu'un modèle avec deux fonctions de gains est le plus pertinent, aussi bien pour les hommes que pour les femmes. La deuxième étape du test consiste à quantifier les taux de rendement au capital humain, afin d'éclairer la compatibilité du modèle à deux équations avec l'approche théorique. Les résultats sont nettement au profit de la théorie de la segmentation lorsque l'on examine les écarts en termes du taux de rendement du capital humain entre les deux segments. Le secteur primaire se caractérise par un rendement élevé, tandis que le secteur secondaire engendre une apparente infériorité en termes de rendement du capital humain.

---

<sup>34</sup> Voir Pitayanon (2002)

En deuxième lieu, le calcul des probabilités d'appartenance au segment primaire permettent d'effectuer une analyse de la répartition sectorielle, montrant les différentes structures entre les segments. En effet, le secteur primaire est surreprésenté par des personnes ayant atteint un niveau d'études universitaires et ayant un *travail hautement qualifié* - défini par un haut niveau des compétences -, alors que le secteur secondaire englobe un nombre significatif d'employés qui ont un niveau d'instruction primaire et secondaire, et qui occupent d'un emploi peu qualifié. Dans cette optique, l'étude a adopté l'idée selon laquelle l'accès au secteur primaire dépend, non seulement du niveau d'éducation, mais également du niveau des compétences, de la taille des firmes et de la localisation géographique. Il en résulte que la répartition salariale est expliquée non seulement par la différence en termes de capital humain, mais aussi par la distribution des emplois et d'autres facteurs précédemment cités. Par conséquent, l'hypothèse de Sobel (1982), concernant la complémentarité de la théorie du capital humain et de la segmentation du marché du travail, paraît plausible.

Enfin, les politiques de lutte contre la pauvreté doivent désormais prendre en considération le ciblage efficace et les problèmes multidimensionnels liés au marché du travail. « *Un meilleur ciblage de la dépense publique et un système de gestion budgétaire efficace sont les principaux outils. Une attention particulière devrait être prêtée à la plus grande utilisation des approches participatives, et à la gouvernance quant au financement et à la répartition des richesses. Les personnes pauvres sont pauvres non pas parce qu'elles manquent des moyens monétaires. Elles sont pauvres parce qu'elles manquent d'accès à des actifs et de pouvoir de négociation lorsqu'elles disposent de ressources* » [Shao Zhiqin (2001) p.10]. La paupérisation et l'inégalité persistante, associées à l'incapacité d'accéder aux ressources sociales ou informationnelles, s'aggravent, non seulement par la faible accumulation des qualifications, mais aussi par la présence de barrières à l'entrée de certains segments du marché. A cet égard, l'étude en termes de dynamique du marché du travail, à savoir la mobilité professionnelle et salariale, doit prolonger l'analyse statique des phénomènes précédents.

### Références bibliographiques

- Anderson, K.H., Butler, J. S., Sloan, F. A. 1987. "Labour Market Segmentation: a Cluster Analysis of Job Groups and Barriers to Entry", *Southern Economic Journal* 53 : 571-590.
- Becker, G. S. 1964. *Human Capital*, New York: Columbia University Press; 2nd ed., Chicago: Chicago university Press, 1975.
- \_\_\_\_\_. 1993. *Human Capital : A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*, the United States of America, The University of Chicago Press, Third edition.
- Blunch, N-H. 2004. *Returns to Education in Thailand : 1994-2002*, Washington DC, Background paper for the 2004 Thailand Social Monitor, The George Washington University.
- Boston, T.D. 1990. "Segmented Labour Markets: New Evidence from a Study of Four Race-Gender Groups", *Industrial and Labour Relations Review*, 44 (1) : 99-115.
- Bourguignon, F., Ferreira, F.H.G., Menéndez, M. 2003. *Inequality of Outcomes and Inequality of Opportunities in Brazil*, Washington DC., World Bank Policy Research Working paper 3174, World Bank.
- Buchele, R. 1983. "Economic Dualism and Employment Stability", *Industrial Relation*, 22 (3) : 410-418.
- Burda, M. 1988. « Wait Unemployment in Europe », *Economic Policy*, October, 391-425.
- Cahuc, P., Zajdela, H. 1991. « Comment expliquer le dualisme du marché de travail à partir de comportement rationnels? », *Revue économique*, mai, 3 : 469-492.
- Cain, G. G. 1976. "The Challenge of Segmented Labor Market Theories", *The Journal of Economic Literature*, December, 1215-1257.
- Cairnes, J.E. 1873. *Essays in Political Economy*, London: McMillan.
- Cipollone, P. 2001. *Is the Italian Market Segmented?*, Working Paper 400, March, Research Department, Banca d'Italia.

- Combarrous, F. 2001. *Les revenus du secteur informel urbain ivoirien : approches dualiste et structuraliste*, dans *Entreprise et Emploi en Côte d'Ivoire, mobilisation du travail et production de rapports sociaux*, Série de recherche 5, Bordeaux, Centre d'Economie du Développement, Université de Bordeaux IV.
- Dickens, WT., Lang K. 1985a. "A Test of Dual Labor Market Theory", *American Economic Review*, 75:792–805.
- \_\_\_\_\_. 1985b. *Testing Dual Labour Market Theory: A Reconsideration of the Evidence*, NBER working Paper, 1883, April.
- \_\_\_\_\_. 1987. *A Goodness of the Fit Test of Dual Labour Market Theory*, NBER Working Paper, 2350, August.
- \_\_\_\_\_. 1988. "Labor Market Segmentation and the Union Wage Premium", *Review and Economics and Statistics*, 70:527–532.
- \_\_\_\_\_. 1992. *Labor Market Segmentation Theory: Reconsidering the Evidence*, National Bureau of Economic Research, Working Papers Series 4087.
- Dimou, M. 2005. *John Elliott Cairnes : Non-Competing Groups and Industrial Organisation*, La Réunion, Working Paper, Centre d'Etudes et de Recherches Economiques et Sociales de l'Université de la Réunion (CERESUR), Université de la Réunion.
- Doeringer, P.B., Piore, M. J. 1971. *Internal Labour Market Manpower Analysis*, Lexington, Mass., D.C., Health and Company.
- Elias, P. 1997. *La classification des professions (CITP-88) : concepts, méthodes, fiabilité, validité et comparabilité internationale*, Paris, Documents de travail de l'OCDE, OCDE.
- Flatau, P. R., Lewis, P. E. T. 1993. "Segmented Labour Market in Australia", *Applied Economics* 25 : 285-294.
- Futoshi Yamauchi. 2004. "Are Experience and Schooling Complementary: Evidence from Migrants' Assimilation in Bangkok Labor Market", *Journal of Development Economics*, 74 : 489-513.
- Goldthorpe, J.H., K. Hope. 1974. *The Social Grading of Occupations: A New Approach and Scale*, Oxford: Clarendon Press.
- Greene, W.H. 1995. *LIMDEP version 7.0*, Econometric Software, Castle Hill.
- Goldfels, S. M., Quandt, R.E. 1975. "Estimation in a Disequilibrium Model and the Value of Information", *Journal of Econometrics*, 3 : 325-348.
- Iliassova, V. 2000. *Labour Market Theories - Competition and Segmentation (Concepts and Methods in Economic Analysis Coursework)*, Glasgow, Working Paper, Department of Economics, Glasgow Caledonian University.
- Isra Sarntisart. 2001. *Long Term Changes in Income Inequality in Thailand*, Bangkok, Working Paper, Chulalongkorn university .
- Hanchane, S., Lamanthe, A., Valette, Aline. 2005. *Tradition, enjeux et perspectives d'une approche pluridisciplinaire du marché du travail : l'expérience du Lest*, Journées du GDR Economie et Sociologie sur les approches du marché du travail, 29 et 30 Septembre, Aix-en-Provence.
- Harrison, B., Sum, A. 1979. "The theory of "Dual" or Segmented Labor Markets", *Journal of Economic Issues*, XIII (3), Septembre 1979.
- Hawley, J. D. 2000. "Changing Returns to Education in Times of Prosperity and Crisis", Thailand 1985-1988, *Economics of Education Review*, Vol. 23, 273-286.
- Heckman, J. J. 1979. "Sample Selection as a Specification Error", *Econometrica*, 41 : 53-161.
- Krongkaew, Medhi. 1999. "Capital Flows and Economic Crisis", *The Development Economics*, December, XXXV (4) :395-416.
- Lachaud, J-P. 1994a. *Marché du travail et exclusion sociale en Afrique francophone : quelques éléments d'analyse*, Bordeaux, DT/1, Centre d'Economie du Développement, Université de Bordeaux IV.
- \_\_\_\_\_. (publié sous la direction de). 1994b. *Pauvreté et marché du travail urbain en Afrique subsaharienne : analyse comparative*, Genève, Institut international d'études sociales.

- \_\_\_\_\_. 1995a. *Pauvreté et marché du travail au Bénin : quelques éléments d'analyse*, Bordeaux, DT/6, GTZ, CDG Munich, Centre d'économie du développement, Université Bordeaux 1.
- \_\_\_\_\_. 1995b. « Marché du travail et exclusion sociale dans les capitales d'Afrique francophone: quelques éléments d'analyse », *Revue Tiers-Monde*, ), avril-juin, XXXVI (142).
- \_\_\_\_\_. *Vulnérabilité et marché du travail au Burkina Faso*, Bordeaux, Série de recherché 2, Centre d'économie du développement, Université de Bordeaux IV.
- Leontaridi, M. R. 1998. "Segmented Labour Markets: Theory and Evidence", *Journal of Economic Surveys*, 12 : 63–101.
- MacDonald, I., Solow, R. 1985. "Wage and Employment in a Segmented Labor Market", *Quarterly Journal of Economics*, 1115-1141.
- Maddala, G. 1983. *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometric*, Econometric Society Monographs 3, Cambridge University Press, New York
- McNabb, R., Psacharopoulos, G. 1981. *Racial Earnings Differentials in the UK*, Oxford Economic Papers, 33: 413-425.
- McNabb, R., Whitfield, K. 1998. "The Impact of Financial Participation and Employee Involvement on Financial Performance", *Scottish Journal of Political Economy*, May, 45(2) : 171-187.
- Menendez Rodriguez-Vigil, M. 2003. *Essais sur la mobilité et l'inégalité du revenu*, Paris, Thèse de doctorat, L'Ecole des Hautes Etudes en Sciences Sociales.
- Mincer, J. 1974. *Schooling, Experience and Earnings*, New York, National Bureau of Economic Research.
- National Institute of Development Administration (NIDA). 2005. *Impacts of Fiscal and Labour Market Policies on Income Distribution: Lessons for Thailand*, Submitted to the Community Economy Development and Income Distribution Office, National Economic and Social Development Board (NESDB), Bangkok, Center for Poverty Studies School of Development Economics National Institute of Development Administration (NIDA).
- Neumann, S., Ziderman, A. 1986. "Testing the Dual Labour Market Hypothesis: Evidence from the Israel Labour mobility survey", *Journal of Human Resources*, 21 : 230-237.
- Oster, G. 1979. "A Factor Analytic Test of the Theory of the Dual Economy", *Review of Economics and Statistics*, 61 (1) : 33-39.
- Osterman, P. 1975. "An Empirical Analysis of Labor Market Segmentation", *Industrial and Labor Relations Review*, 28:508-523.
- Piore, M. 1970. "Job and Training", in S.H. Beer and R.E. Barringer (Eds), *The state and the poor*, Cambridge, Mass: Winthrop Press.
- Psacharopoulos, G. 1978. "Labour Market Duality and Income Distribution: the Case of the UK", in Krenelle, W, W. and Shorrocks, A. F. (Eds.), *Personal Income Distribution*, Amsterdam: North-Holland.
- Riboud, M. 1978. *Accumulation du capital humain*, Paris, Economica.
- Rosenberg, S. 1980. "Male Occupation Standing and the Dual Labour Market", *Industrial Relation*, 19 : 34-49.
- Rumberger, R. W., Carnoy, M. 1980. "Segmentation in the US Labour Market: its Effects on the Mobility and Earnings of Whites and Blacks", *Cambridge Journal of Economics* 4 :117-132.
- Severino, J-M. 2004. "Le pari du modèle asiatique", *Le monde*, 20 avril 2004.
- Schultz. T.W.1961. "Investment in Human Capital", *American Economic Review*, March, 51 : 1-17.
- 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.
- Suehiro, Akira., Wailersak, Natenapha. 2004. "Promotion Systems and Career Development in Thailand : a Case Study of Siam Cement", *The International Journal of Human Resource Management*, February, 15 (1):196-218.
- Theodossiou, I. 1995. "Wage Determination for Career and non-Career Workers in the UK: Is There Labour Market Segmentation?", *Economica* 62 : 195-211.

Tolbert, C., Horan, P., Beck, E. M. 1980. "The Structure of Economic Segmentation: a Dual Economy Approach", *American journal of sociology*, 85(5) :1095-1116.

Thomson, E. 2002. *Segmented Labour Markets: A critical Survey of Econometric Studies*, Caledonian Business School Working Paper Series 36, October.

Wial, H. 1991. "Getting a Good Job : Mobility in a Segmented Labor Market", *Industrial Relations*, 30 (3).

Van Opem, H. 1987. "An Empirical Test of the Segmented Labour Market Theory for the Netherland", *Applied Economics* 19 : 1497-1514.

Yamauchi, F. 2001. "Are Experience and Schooling Complementary? Evidence from Migrants' Assimilation in the Bangkok Labor Market", *Journal of Development Economics*, 74 : 489-513.

## Annexes

Tableau A-1 : Indicateurs économiques (1980-2000)

Année	Taux de croissance du PIB (réel)	Taux d'inflation	Incidence de pauvreté <sup>1</sup>	Inégalité de revenus (Gini)	Inégalité salariale <sup>2</sup> (Gini)	Taux de chômage
1980	4,8	19,7	-	0,450	-	-
1981	5,9	12,8	31,0	-	-	-
1982	5,4	5,2	-	-	-	-
1983	5,6	3,8	-	-	-	-
1984	5,8	0,9	-	-	-	-
1985	4,7	2,4	-	-	0,400	3,7
1986	5,5	1,9	-	-	0,393	-
1987	9,5	2,5	-	-	0,402	-
1988	13,3	3,8	32,6	0,481	0,428	-
1989	12,2	5,4	-	-	0,417	-
1990	11,2	5,9	27,2	0,481	0,418	2,3
1991	8,6	5,7	-	-	0,423	-
1992	8,1	4,1	23,2	0,499	0,422	-
1993	8,3	3,3	-	-	0,424	-
1994	9,0	5,0	16,3	0,486	0,416	-
1995	9,2	5,8	-	-	0,420	1,1
1996	5,9	5,9	11,4	0,477	0,406	-
1997	-1,5	5,6	-	-	0,424	-
1998	-10,5	8,1	12,9	0,486	0,422	3,4
1999	4,4	0,3	15,9	0,509	0,416	-
2000	4,6	1,6	-	-	0,415	2,4

Note: (1) Seuil de pauvreté nationale; (2) Travailleurs dans une zone urbaine.

Source : Banque de Thaïlande pour les taux de croissance du PIB et les taux d'inflation); NESDB (1999) pour l'incidence de la pauvreté; Krongkeaw (1979), Suganya et Somchai (1988) and Kakawani (2001) pour l'indice de Gini des revenus; Auteur pour l'inégalité salariale calculée à partir du LFS du troisième trimestre.

Tableau A-2 : Variables sélectionnées

Variabes	Définition
<b>Variable dépendante de deux fonctions de gains</b>	
<i>Log de Salaires</i>	Logarithme de salaires horaires
<b>Variabes explicatives de l'équation de sélection</b>	
<i>Année d'éducation</i>	Nombre d'année d'éducation atteinte
<i>Travail hautement qualifié</i>	Variable binaire: égale à 1 si l'individu est classé dans ce groupe de professions et à 0 sinon
<i>Taille de firme (&gt;50)</i>	Variable binaire: égale à 1 si l'individu travaille dans une entreprise d'une taille supérieure à 50 employés et à 0 sinon
<i>Bangkok</i>	Variable binaire: égale à 1 si l'individu travaille à Bangkok et son agglomération et à 0 sinon
<b>Variabes 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
<i>Education*Expérience</i>	Calculé par Année d'éducation*Expérience, cette variable a pour objectif d'observer la complémentarité entre l'éducation et l'expérience d'un individu dans la détermination salariale



**Tableau A-3 : Estimation des fonctions de gains avec un modèle à changement de régime : homme, chef du ménage, 15-64 ans (1987-1997)**

	MCO		Primaire		Secondaire		Sélection	
	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$
<b>Année 1987</b>								
Constant	-0,0539	-0,554	-0,3644	-2,039*	0,3215	2,637**	-1,0710	-6,91***
Education (année)	0,0952	14,644***	0,1258	11,808***	0,0566	6,004***	-0,0027	-0,133
Expérience potentielle (année)	0,0555	8,715***	0,0949	9,013***	0,0307	4,057***		
Expérience <sup>2</sup>	-0,0007	-7,444***	-0,0011	-7,204***	-0,0004	-4,149***		
Expérience*Education	-0,0008	-2,856***	-0,0020	-4,898***	0,0001	0,346		
Travail hautement qualifié							0,4182	3,502***
Taille de firme (>50)							0,0780	1,0870
Bangkok et son agglomération							0,4642	5,863***
Ecart-type			0,0532	7,898***	0,0768	12,027***		
Log de vraisemblance <sup>(1)</sup>		-423,0802						-242,7029
Rapport de vraisemblance								
		<b>360,7546</b>						
N pondéré		<b>1270</b>						
<b>Année 1990</b>								
Constant	0,2770	4,015***	-0,0422	-0,304	0,4988	6,151***	-1,2418	-9,266***
Education (année)	0,0895	19,080***	0,1330	14,080***	0,0633	9,894***	0,0078	0,5140
Expérience potentielle (année)	0,0403	8,920***	0,0777	8,803***	0,0257	5,345***		
Expérience <sup>2</sup>	-0,0005	-7,969***	-0,0007	-5,099***	-0,0004	-5,553***		
Expérience*Education	-0,0001	-0,487	-0,0024	-5,878***	0,0002	0,805		
Travail hautement qualifié							0,3323	4,083***
Taille de firme (>50)							0,2557	4,777***
Bangkok et son agglomération							0,4506	7,097***
Ecart-type	0,12388586	33,166***	0,0650	10,985***	0,0875	16,262***		
Log de vraisemblance		-824,4307						-524,2766
Rapport de vraisemblance								
		<b>600,3082</b>						
N pondéré		<b>2200</b>						
<b>Année 1995</b>								
Constant	0,5889	10,405***	0,3037	1,427	0,9329	10,621***	-1,5262	-13,211***
Education (année)	0,0905	22,520***	0,1219	9,655***	0,0428	5,869***	0,0504	4,094***
Expérience potentielle (année)	0,0278	7,371***	0,0709	7,052***	0,0185	3,870***		
Expérience <sup>2</sup>	-0,0004	-6,603***	-0,0006	-5,841***	-0,0003	-4,817***		
Expérience*Education	0,0004	2,064**	-0,0018	-3,985***	0,0003	1,463		
Travail hautement qualifié							0,7309	10,284***
Taille de firme (>50)							0,1829	4,093***
Bangkok et son agglomération							0,4320	8,549***
Ecart-type	0,1344	39,661***	0,0689	12,195***	0,0880	15,232***		
Log de vraisemblance		-1307,3780						-840,2183
Rapport de vraisemblance								
		<b>934,3194</b>						
N pondéré		<b>3146</b>						

Notes: (1) le rapport de vraisemblance est égal à  $-2(\log \text{ de vraisemblance du modèle avec contraintes} - \log \text{ de vraisemblance du modèle sans contrainte})$ , il est équivalent à l'équation (1) en Annexe B-2-2.\* significatif à 10%; \*\* significatif à 5%; \*\*\* significatif à 1%

Source: Valeurs calculées à partir des enquêtes LFS du troisième trimestre (1987-1997).