

MARIE-CHANTAL BENDA

DEUX ESSAIS SUR L'ANALYSE DU MARCHÉ DU  
TRAVAIL À YAOUNDÉ (CAMEROUN)

Thèse

présentée

à la Faculté des études supérieures

de l'Université Laval

pour l'obtention

du grade de Philosophiae Doctor (Ph.D.)

Département d'Économie  
FACULTÉ DES SCIENCES SOCIALES  
UNIVERSITÉ LAVAL

Avril 1998

© Marie-Chantal BENDA, 1998



National Library  
of Canada

Acquisitions and  
Bibliographic Services

395 Wellington Street  
Ottawa ON K1A 0N4  
Canada

Bibliothèque nationale  
du Canada

Acquisitions et  
services bibliographiques

395, rue Wellington  
Ottawa ON K1A 0N4  
Canada

*Your file* *Votre référence*

*Our file* *Notre référence*

The author has granted a non-exclusive licence allowing the National Library of Canada to reproduce, loan, distribute or sell copies of this thesis in microform, paper or electronic formats.

The author retains ownership of the copyright in this thesis. Neither the thesis nor substantial extracts from it may be printed or otherwise reproduced without the author's permission.

L'auteur a accordé une licence non exclusive permettant à la Bibliothèque nationale du Canada de reproduire, prêter, distribuer ou vendre des copies de cette thèse sous la forme de microfiche/film, de reproduction sur papier ou sur format électronique.

L'auteur conserve la propriété du droit d'auteur qui protège cette thèse. Ni la thèse ni des extraits substantiels de celle-ci ne doivent être imprimés ou autrement reproduits sans son autorisation.

0-612-31485-5

Ce 14e jour du mois de avril 19 98, les personnes soussignées, en leur qualité de membres du jury de la thèse de Mme Marie-Chantal BENDA, ont assisté à la soutenance de cette thèse.

<u>NOMS</u>	<u>UNIVERSITÉ</u>	<u>SIGNATURE</u>
<u>FORTIN, Bernard</u>	<u>Université Laval</u>	
<u>LACROIX, Guy</u>	<u>Université Laval</u>	
<u>VAN AUDENRODE, Marc</u>	<u>Université Laval</u>	
<u>SHEARER, Bruce</u>	<u>Université Laval</u>	
<u>MONTMARQUETTE, Claude</u>	<u>Université de Montréal</u>	

# Résumé

À l'aide de données d'enquête-ménage sur les conditions d'activités à Yaoundé (Cameroun) en 1991, nous montrons que les secteurs public, privé formel et privé informel présentent différents mécanismes de rémunérations. Par ailleurs, les modèles de choix du secteur de travail indiquent que la préférence pour les emplois des secteurs public et privé formel est sous-estimée lorsqu'on ignore les contraintes de rationnement sur la mobilité intersectorielle des travailleurs. Enfin, l'analyse du cumul d'emplois montre des offres de travail principal et secondaires fonctions négatives du salaire.

*Marie – Chantal BENDA*

*Bernard FORTIN*

# Résumé

Au cours des deux dernières décennies, la littérature sur le fonctionnement du marché du travail dans les pays en voie de développement (PVD) s'est considérablement enrichie tant sur le plan théorique que sur le plan empirique. Cependant, plusieurs faits restent à expliquer. L'objectif de cette thèse est d'améliorer la compréhension du fonctionnement du marché du travail urbain dans les PVD. Plus spécifiquement, nous analysons la segmentation du marché du travail et le comportement d'offre de travail dans plusieurs emplois.

Nous utilisons les données provenant de l'enquête conduite conjointement par le groupe de recherche français DIAL (Développement des Investigations sur l'Ajustement à Long terme) et la Direction de la Statistique et de la Comptabilité Nationale (DSCN) du ministère du Plan et de l'Aménagement du Territoire Camerounais. Cette enquête a été réalisée en 1993 (janvier-février) auprès des ménages de Yaoundé au Cameroun.

Dans l'analyse de la segmentation, nous tenons explicitement compte du secteur informel, en plus des secteurs public et privé formel. Selon nos résultats, les rémunérations des caractéristiques productives montrent l'existence de différences dans les mécanismes de détermination des salaires dans les trois secteurs retenus. Quand nous considérons la mobilité intersectorielle restreinte, il apparaît clairement que les

secteurs public et privé sont les secteurs préférés des travailleurs. Lorsque les contraintes de rationnement ne sont pas introduites dans le modèle, la spécification de type probit prédit mieux les observations de l'échantillon que la spécification de type logit. Toutefois, la préférence pour les emplois des secteurs public et privé formel est sous-estimée quand on ignore le rationnement.

Les résultats des estimations simultanées des offres de travail principal et secondaire montrent des fonctions d'offre de travail principal et secondaire à pente négative. Néanmoins, le comportement d'offre de travail secondaire des travailleurs contraints semble être différent de celui des travailleurs non-contraints.

*Marie – Chantal BENDA*

*Bernard FORTIN*

# Avant-propos

J'aimerais remercier chaleureusement mon directeur de thèse, M. Bernard Fortin, pour son encouragement et sa disponibilité. Par sa patience et sa rigueur de travail, il a su stimuler ma curiosité pour les problèmes d'économie du travail.

Mes remerciements vont également à M. Guy Lacroix, codirecteur de thèse. Ses conseils au niveau de l'approche économétrique ont facilité l'analyse empirique.

Ma reconnaissance va également à Dominique Ndjinkeu et Lise Chrétien pour leurs commentaires constructifs.

Je remercie aussi les programmes PBF et PARADI pour leur appui financier ainsi que DIAL-DSCN pour avoir mis à ma disposition la banque de données utilisée dans cette recherche.

Je voudrais enfin remercier ma famille pour son appui inconditionnel. Dans diverses circonstances, elle a su me donner le courage et la persévérance de mener à terme cette thèse.

# Principales abréviations utilisées

BCEAO: Banque Centrale des États d'Afrique de l'Ouest

BEAC: Banque des États d'Afrique centrale.

Franc CFA: franc de la Communauté financière en Afrique, dans le cas de l'Union Monétaire Ouest-Africaine ou franc de la Coopération Financière en Afrique centrale, dans le cas de l'Union Monétaire en Afrique centrale.

CNPS: Caisse nationale de prévoyance sociale.

DIAL: Développement des investigations sur l'ajustement à long terme.

DSCN: Direction de la statistique et de la comptabilité nationale.

EIU: Economist Intelligence Unit.

PAS: Programme d'ajustement structurel.

PME: Petite et moyenne entreprise.

PVD: Pays en voie de développement.

SMIG: Salaire minimum interprofessionnel garanti.

SMAG: Salaire minimum agricole garanti.

UDEAC: Union douanière et économique de l'Afrique centrale.

# Table des Matières

<b>Résumé</b>	<b>ii</b>
<b>Résumé</b>	<b>iii</b>
<b>Avant-propos</b>	<b>v</b>
<b>Principales abréviations utilisées</b>	<b>vi</b>
<b>Table des matières</b>	<b>vii</b>
<b>Liste des tableaux</b>	<b>ix</b>
<b>1 Introduction</b>	<b>1</b>
<b>2 Segmentation du marché du travail</b>	<b>6</b>
2.1 Introduction . . . . .	6
2.2 Revue de la littérature . . . . .	9
2.3 Les données . . . . .	14
2.3.1 Quelques généralités . . . . .	14
2.3.2 Présentation de l'enquête . . . . .	21
2.4 Détermination des salaires en absence de rationnement . . . . .	34
2.4.1 Cadre théorique . . . . .	34

2.4.2	Spécification économétrique . . . . .	37
2.4.3	Résultats . . . . .	45
2.5	Choix occupationnel en présence de rationnement . . . . .	55
2.5.1	Cadre théorique . . . . .	55
2.5.2	Résultats . . . . .	59
2.6	Conclusion . . . . .	63
	Bibliographie . . . . .	65
	Annexe A: Grille des salaires du secteur privé . . . . .	72
	Annexe B. Modèle probit trichotomique . . . . .	73
	Annexe C. Test de Chow . . . . .	75
<b>3</b>	<b>Analyse de l'offre de travail principal et secondaire</b>	<b>76</b>
3.1	Introduction . . . . .	76
3.2	Les données . . . . .	82
3.3	Modèle théorique . . . . .	86
3.3.1	Le modèle de base . . . . .	87
3.3.2	Les formes fonctionnelles . . . . .	91
3.4	Spécification économétrique . . . . .	94
3.4.1	Stratégie empirique . . . . .	94
3.4.2	Estimations . . . . .	95
3.5	Résultats . . . . .	98
3.6	Conclusion . . . . .	111
	Bibliographie . . . . .	114
	Annexe A. Calcul des dérivées . . . . .	118
<b>4</b>	<b>Conclusion</b>	<b>119</b>

# Liste des Tableaux

TABLEAU 2.1 Taux de change (franc CFA / \$ US) . . . . .	16
TABLEAU 2.2 Définition des variables . . . . .	23
TABLEAU 2.3 Statistiques descriptives des travailleurs . . . . .	28
TABLEAU 2.4 Répartition des travailleurs par âge, par sexe . . . . .	30
TABLEAU 2.5 Répartition des travailleurs selon le diplôme, par sexe . . . . .	31
TABLEAU 2.6 Cas observables en présence de rationnement . . . . .	33
TABLEAU 2.7 Estimation des équations de salaires non corrigées pour la sélection . . . . .	46
TABLEAU 2.8 Estimation de la règle de participation . . . . .	49
TABLEAU 2.10 Estimation des équations des salaires corrigées pour la sélection . . . . .	51
TABLEAU 2.11. Test de Hausman . . . . .	52
TABLEAU 2.12. Cas observables . . . . .	57
TABLEAU 2.13 Observations relatives au rationnement . . . . .	58
TABLEAU 2.14 Règle de participation avec rationnement . . . . .	61
TABLEAU 2.15 Nombre de travailleurs prédits et observés par secteur . . . . .	62
TABLEAU A.1. Grille des salaires mensuels du secteur privé par catégorie et par échelon (en FCFA) zone 1: ville Yaoundé et Douala. . . . .	72
TABLEAU 2.7.A Test de Chow . . . . .	75
TABLEAU 3.1 Statistiques descriptives . . . . .	83

TABLEAU 3.2 Répartition des travailleurs, selon sexe et l'âge. . . . .	85
TABLEAU 3.3. Répartition des travailleurs par scolarité, par sexe . . . . .	86
TABLEAU 3.4. Régimes observables . . . . .	91
TABLEAU 3.5. Estimation de la participation aux activités secondaires . . . . .	100
TABLEAU 3.6 Estimation des salaires principal et secondaire . . . . .	103
TABLEAU 3.7. Estimation des offres de travail principal et secondaire . . . . .	106
TABLEAU 3.8. Calculs des élasticités . . . . .	110

# Chapitre 1

## Introduction

Depuis le début des années 80, et suite aux crises économiques persistantes, la majorité des pays en voie de développement (PVD) se sont engagés dans des programmes d'ajustement structurel (PAS) sous l'égide de la Banque Mondiale et du Fonds Monétaire International. Ces programmes proposent un rééquilibrage macroéconomique qui concerne particulièrement le rôle et l'importance du secteur public et parapublic. Les mesures proposées impliquent des ajustements majeurs sur le marché du travail urbain, comme le refoulement de la main d'oeuvre vers les secteurs privés formel ou informel.

Contrairement à la plupart des pays de l'Afrique sub-saharienne qui sont entrés en phase d'ajustement structurel depuis le début des années 80, le Cameroun a longtemps été considéré comme un modèle de prospérité économique (EIU 1995). Ses performances économiques étaient essentiellement basées sur son agriculture diversifiée et sur l'exploitation off-shore de pétrole.

Les revenus pétroliers ont permis une accélération des dépenses publiques et privées. Cependant, lorsqu'en 1985-86 les prix des principales sources de devises et les revenus pétroliers ont commencé à chuter, les dépenses n'ont pas suivi le mouvement. Le déficit budgétaire et l'endettement se sont donc mis à augmenter rapidement. Soutenu par la Banque Mondiale et la Banque Africaine de Développement, le Cameroun a adopté en 1989 un programme d'ajustement structurel pour une période de cinq ans.

Ce programme visait entre autres la réduction des dépenses publiques, notamment par la diminution des coûts de la main d'oeuvre dans le secteur public. À ce titre, la réforme des entreprises publiques, la fermeture et la restructuration des banques (à participation étatique) étaient prévues. En vue de contrôler encore mieux la masse salariale, des modifications devaient être apportées à la politique du logement et des indemnités de transport des fonctionnaires. Des réductions des salaires nominaux ont été imposées à deux reprises en 1993. Enfin, de concert avec les autres pays membres de l'UDEAC (Union douanière et économique de l'Afrique centrale), le Cameroun a dévalué le franc CFA de 50 pour cent en janvier 1994 dans le but de relancer ses exportations.

Les mesures draconiennes instaurées pour redresser la situation économique se sont accompagnées de changements sociaux à plusieurs niveaux. En effet, des modifications d'importance variable selon l'âge et le sexe ont été observées dans le taux d'emploi de la population active. De nouvelles formes d'organisation du travail se sont développées sous forme de travail informel ou de pluriactivité. Les caractéristiques du temps de travail se sont modifiées et le chômage s'est accru parfois de manière déguisée. De plus, les groupes à faible revenu ou oeuvrant dans des emplois précaires ont vu leur importance augmenter.

Les rares études sur le marché du travail dans les pays en voie de développement adoptent une approche focalisant sur les entreprises (Sethuraman 1976, Hugon 1982 et Van Dijk 1986). Cette approche ne permet pas d'appréhender le fonctionnement du marché du travail dans son ensemble. Ainsi le processus d'insertion sur le marché du travail et la relation entre la participation et le niveau de vie des individus ne sont pas mis en évidence. De plus, cette approche n'apporte qu'un éclairage limité sur certaines politiques économiques comme la lutte contre la pauvreté et les effets du programme d'ajustement structurel.

L'utilisation de données d'enquête-emploi auprès des ménages permet une meilleure appréhension du fonctionnement du marché du travail. Notre recherche, qui se fonde sur ce type de données pour le Cameroun, permet d'analyser les choix d'occupation ainsi que le phénomène de pluriactivité dans un contexte d'ajustement structurel. En modélisant explicitement le secteur informel, nous mettons l'accent sur les orientations nouvelles de la dynamique du marché du travail urbain dans les pays en développement. Ce type d'analyse, qui est encore relativement rare en Afrique, permet de mieux saisir les fondements des politiques économiques et sociales orientées vers la réduction de la pauvreté.

La présente recherche vise à combler certaines faiblesses analytiques concernant la compréhension du marché du travail dont la maîtrise est un élément-clé du système social dans son ensemble. L'objectif de cette thèse est donc de développer les connaissances sur le fonctionnement du marché du travail urbain. Plus spécifiquement, nous analysons la segmentation du marché du travail urbain et le comportement d'offre de travail dans plusieurs emplois dans un contexte de PAS.

Dans l'analyse de la segmentation du marché du travail, nous testons l'hypothèse selon laquelle le marché du travail est divisé en segments distincts faisant en sorte que des individus identiquement productifs pourraient gagner des salaires différents dépendamment du segment dans lequel ils se trouvent. Pour ce faire, nous examinons la détermination des salaires et la mobilité intersectorielle restreinte en milieu de travail urbain.

Notre approche élargit le cadre d'analyse habituel en considérant trois secteurs du marché du travail urbain: le secteur public, le secteur privé formel et le secteur privé informel. Nous portons une attention particulière au secteur informel qui a joué un rôle important dans l'absorption de la main-d'oeuvre au Cameroun en situation de crise économique (DIAL-DSCN 1993). Nous présentons un modèle de choix d'occupations et de détermination des salaires en l'absence de rationnement des emplois pour expliquer les différences de rémunération entre les secteurs. Dans l'analyse du rationnement, nous présentons un modèle de choix occupationnel qui incorpore un phénomène de plus en plus observé dans les pays en développement, à savoir la mobilité des travailleurs du secteur public vers le secteur privé.

La recherche théorique sur l'offre de travail a souvent négligé la possibilité qu'un individu puisse être incité à occuper un deuxième ou troisième emploi (moonlighting). Cependant, les auteurs (par exemple Shishko et Rostker 1976, Krishnan 1990) qui ont tenté d'estimer un modèle du double emploi font l'hypothèse que, pour chacun des travailleurs, les heures travaillées dans l'emploi principal sont complètement rigides. Cette hypothèse est relâchée dans le cadre du modèle que nous estimons.

Nous spécifions un modèle d'offre de travail qui incorpore de façon cohérente les différents motifs qui incitent à occuper un deuxième emploi. Cette recherche permettra de mesurer la sensibilité des heures du travail principal et secondaire aux salaires et aux autres caractéristiques démographiques de l'individu et du ménage dont celui-ci est membre. Nous utilisons les données provenant de l'enquête-ménage effectuée à Yaoundé (Cameroun) en 1993, année durant laquelle le pays était engagé dans un programme d'ajustement structurel.

La thèse est organisée comme suit: au chapitre 2, nous présentons une analyse détaillée de la segmentation du marché du travail. Au chapitre 3, nous analysons le comportement d'offre de travail principal et secondaire. Enfin, le chapitre 4 présente la conclusion générale de cette thèse.

# Chapitre 2

## Segmentation du marché du travail

### 2.1 Introduction

La littérature sur la segmentation du marché du travail (SMT) s'est considérablement enrichie au cours des deux dernières décennies. L'ensemble des travaux cherche à montrer que des travailleurs présentant des caractéristiques productives équivalentes obtiennent des rémunérations différentes selon le segment de travail où ils sont localisés.

La thèse de la SMT est en opposition avec celle de l'approche néoclassique qui soutient que les différences de rémunérations sont plutôt dues aux différences dans les caractéristiques productives des individus. En effet, dans la mesure où le choix du secteur de travail est basé sur le principe de maximisation d'utilité, et en l'absence de contraintes à la mobilité intersectorielle des travailleurs, les individus qui ont des caractéristiques productives élevées (faibles) se localisent dans les secteurs qui offrent les rémunérations les plus (moins) élevées. Il faut cependant préciser que la maximisation d'utilité équivaut à une maximisation de salaires sous certaines conditions. En

effet, il est implicitement présumé que l'utilité ne dépend pas des facteurs autres que le salaire associé au secteur, tels les avantages ou désavantages non-pécuniaires.

L'approche néoclassique présume le libre choix du secteur de travail. Cette hypothèse est critiquée par les partisans de la SMT qui avancent qu'il existe des barrières à l'entrée dans certains secteurs de travail, ce qui fait en sorte que certains travailleurs n'arrivent pas à trouver des emplois dans les secteurs souhaités. De ce fait, ils se localisent dans des secteurs non désirés.

Sur le plan empirique, la méthodologie générale utilisée consiste à comparer les salaires des travailleurs des différents segments. Une approche duale opposant le secteur formel au secteur informel est souvent retenue. Il est présumé que les travailleurs se déplacent de l'informel (où l'entrée est libre) vers le formel où les emplois sont rationnés. La notion de barrières à l'entrée implique qu'il faut non seulement tester l'égalité des salaires des différents secteurs de travail mais aussi tester le rationnement qui s'exerce sur certains secteurs. Une façon de tester l'existence du rationnement est d'évaluer la présence de coûts d'attente pour l'accès au secteur formel.

Pour tenir compte de l'hétérogénéité des opportunités de revenus et ainsi améliorer les prédictions du modèle de la SMT, il importe de désagréger le secteur formel en secteurs public et privé. La mobilité des travailleurs peut être alors envisagée des secteurs privés formel et informel vers le secteur public. Cependant, deux éléments portent à penser que le mouvement des travailleurs ne se fait pas nécessairement toujours dans ce sens. D'une part, dans certains pays on peut observer des salaires plus élevées dans le secteur privé que dans le secteur public (Lindauer et Sabot 1983). Si le choix des secteurs est basé sur la maximisation du salaire, le secteur public ne sera pas alors considéré comme le secteur de premier choix des travailleurs.

D'autre part, le système de formation et la politique d'embauche ont favorisé les emplois dans le secteur public. Cependant, suite aux crises économiques persistantes, plusieurs PVD ont adopté des mesures correctives qui affectent particulièrement les conditions de travail dans le secteur public. Ainsi, les compressions dans l'emploi et les réductions de salaires (en termes nominaux) imposées dans le secteur public conduisent certains travailleurs du secteur public à chercher des emplois dans les secteurs privés formel ou informel. Néanmoins, l'accès aux emplois des secteurs privés n'est pas garanti pour les travailleurs du secteur public en raison de plusieurs facteurs, dont la faiblesse de la demande de travail. La catégorie des travailleurs insatisfaits du secteur public a jusqu'à présent été ignorée des analyses empiriques. Une modélisation appropriée du rationnement doit ainsi tenir compte de la mobilité intersectorielle dans son ensemble.

L'objectif de ce chapitre est d'analyser la SMT à l'aide d'un modèle de choix de secteur de travail qui intègre le concept de mobilité intersectorielle restreinte. Nous présentons une analyse des gains sectoriels et du rationnement à Yaoundé basée sur les données recueillies en 1993 par le groupe DIAL et la DSCN.

Le chapitre est organisé comme suit: à la section 2, nous passons en revue la littérature sur la SMT. La section 3 présente les données utilisées dans ce chapitre. La section 4 analyse la structure des salaires en milieu urbain au Cameroun. La modélisation du rationnement est proposée à la section 5. Enfin, à la section 6 nous présentons les principales conclusions de cette recherche.

## 2.2 Revue de la littérature

Dans les villes des PVD, de grandes entreprises qui utilisent une technologie proche de celles des pays industrialisés coexistent avec des producteurs qui utilisent une technologie de type artisanale. Cette apparente dualité a été l'objet d'études de plusieurs économistes du développement. C'est le cas des modèles probabilistes de migration (Harris et Todaro 1970, Fields 1975) qui, à l'origine, ont été proposés pour expliquer l'exode rural et le chômage urbain dans les PVD.

En insistant sur les gains espérés de la migration, Harris et Todaro ont élaboré un modèle pour expliquer la persistance du chômage en milieu urbain. Le secteur rural était alors opposé au secteur urbain. Cependant, le secteur informel n'est pas inclus dans leur modèle. Avec la reconnaissance de l'importance de ce dernier secteur, au milieu des années soixante dix, le modèle de Harris et Todaro a été transposé et élargi pour décrire le fonctionnement du marché du travail urbain (Fields 1975, Fields 1989). Ainsi, ce marché est subdivisé en deux secteurs: le secteur formel qui offre des salaires élevés et le secteur informel qui offre de faibles salaires. L'entrée dans ce dernier est libre contrairement au secteur formel où il existe des barrières à l'entrée. Le secteur informel est assimilé à un secteur de transition où les travailleurs sont en attente d'un meilleur emploi.

Deux principales théories s'opposent au sujet du fonctionnement des deux secteurs et en particulier au sujet des mécanismes de détermination des salaires. Il s'agit de l'approche néoclassique et de l'approche de la segmentation du marché du travail.

L'approche néoclassique considère que les conditions du marché du travail reflètent l'interaction du comportement de maximisation du profit par les entreprises et de

maximisation d'utilité par les travailleurs. Les forces de l'offre et de la demande équilibrent le marché et le salaire reflète la formation et d'autres investissements en capital humain. Les écarts de salaire entre les secteurs formel et informel traduisent alors les différences de productivités dues aux différences d'habiletés des travailleurs.

Cependant, à partir de la théorie néoclassique, il est difficile d'expliquer comment des travailleurs qui présentent des caractéristiques productives identiques peuvent être arbitrairement répartis entre deux secteurs offrant des salaires différents. La théorie de la segmentation du marché du travail (Dickens et Lang 1985, 1992) explique la persistance des écarts salariaux observés pour des travailleurs identiquement productifs.

Le marché du travail segmenté est caractérisé, d'une part, par l'existence de plusieurs segments distincts où opèrent différents mécanismes de détermination de salaires. Les faibles salaires dans le secteur informel sont souvent interprétés comme la conséquence d'une faible rémunération du capital humain dans ce secteur comparativement au secteur formel (Taubman et Watcher 1986). Les divergences salariales résultent alors des différences entre les emplois plutôt que des différences productives entre les individus. D'autre part, les emplois de certains segments sont rationnés de sorte qu'il y a un coût pour accéder à ces emplois.

L'approche de la segmentation du marché du travail s'appuie sur les théories du salaire efficient<sup>1</sup> ou des négociations salariales<sup>2</sup> pour répondre aux critiques des néoclassiques

---

<sup>1</sup>L'idée avancée par la théorie du salaire efficient pour expliquer le dualisme du marché du travail est celle de l'existence de relations positives entre le salaire et la productivité qui jouent un rôle important dans le secteur primaire mais qui a peu, ou pas du tout, d'importance dans le secteur secondaire (Stiglitz 1984, Yellen 1984). On recense cinq fondements à la relation entre le salaire et la productivité: le modèle nutritionnel (Stiglitz 1976), le modèle sociologique (Akerlof 1984), le modèle de sélection adverse (Weiss 1980, Stiglitz 1976), le modèle du "tire-au-flanc" (Shapiro et Stiglitz 1984, Bullock et Summers 1986) et le modèle de rotation de la main d'oeuvre (Stiglitz 1974, Salop 1979).

<sup>2</sup>Dans les théories du salaire efficient, la persistance de l'écart salarial entre les deux secteurs et le rationnement découlent d'une politique délibérée de l'entreprise qui conserve tout le pouvoir sur le

sur la coexistence du secteur primaire caractérisé par la présence d'emplois à salaires élevés mais rationnés et du secteur secondaire qui fonctionne de manière concurrentielle et qui présente de faibles salaires.

La segmentation du marché du travail est subordonnée à la vérification de deux propositions (Dickens et Lang 1992). Premièrement, les mécanismes de détermination des salaires sont différents de sorte que des travailleurs identiquement productifs reçoivent des rémunérations différentes selon le secteur de travail. Les salaires reçus sont faibles dans le secteur informel et élevés dans le secteur formel. La deuxième proposition à tester est celle de la mobilité intersectorielle réduite qui implique que tous les travailleurs n'ont pas la même opportunité d'avoir un emploi dans le secteur offrant des revenus élevés.

Les tests empiriques de la segmentation du marché du travail sont peu concluants. Par exemple, Magnac (1991) développe un modèle des décisions de choix de secteur et d'offre de travail en Colombie. Le rationnement est exprimé en termes de coûts fixes à l'entrée du secteur formel et il est pris en considération dans la décision de participation. Il semble y avoir différents mécanismes de rémunération du travail entre le secteur formel et le secteur informel. Cependant, l'hypothèse de rationnement est rejetée. Magnac rejette alors l'hypothèse de marché du travail segmenté sans pouvoir accepter l'hypothèse alternative de marché concurrentiel.

---

marché du travail. La théorie des négociations salariales propose une autre vision du fonctionnement du secteur primaire. Dans le secteur primaire, il existe des syndicats qui possèdent un pouvoir de monopole. Les entreprises sont légalement contraintes d'accepter de négocier avec les syndicats et les chômeurs ne peuvent pas concurrencer les travailleurs employés puisque les entreprises n'ont pas le droit de les embaucher pour un salaire plus faible. Dans le cas où la firme détermine unilatéralement l'emploi, les négociations concernent uniquement le salaire. Si l'entreprise accepte de s'engager également sur le niveau de l'emploi, les négociations portent à la fois sur l'emploi et sur le salaire. La théorie "insider-outsider" (Lindbeck et Snower 1985) suppose que les insiders disposent d'une rente de situation leur permettant d'obtenir des salaires supérieurs sans que les outsiders puissent leur faire concurrence.

Pour Nietzert (1993), les rendements attendus élevés dans le secteur formel et le surplus d'offre de travail dans le secteur informel traduisent les différences de rémunération sectorielle et l'entrée limitée vers le secteur formel. Ces résultats lui permettent de conclure à l'existence d'un marché du travail segmenté au Kenya.

Pradhan (1994) analyse l'offre de travail en tenant compte du rôle du secteur informel en milieu urbain en Bolivie. L'inaccessibilité du secteur formel, identifiée par la recherche d'emploi, traduit le rationnement des emplois du secteur formel. La forte probabilité de rationnement calculée suggère le rejet de l'hypothèse de marché du travail concurrentiel.

Van der Gaag et Vijverberg (1989) s'intéressent aux secteurs primaire et secondaire en Côte d'Ivoire. Ils identifient des mécanismes de détermination des salaires différents dans les deux secteurs. Cependant, ils n'effectuent aucun test sur les restrictions de la mobilité intersectorielle. Ces auteurs soulignent l'hétérogénéité dans les sources de revenu au sein des secteurs primaire et secondaire. Ils suggèrent d'élargir l'analyse à plusieurs secteurs pour obtenir des résultats plus concluants. Cette idée est renforcée par les différences salariales relevées dans plusieurs pays lorsque le secteur formel est subdivisé en secteur public et en secteur privé. De telles différences sont observées dans les travaux de Lindauer et Sabot (1983) pour la Tanzanie, de Binnel (1981) pour le Kenya, le Ghana et le Nigéria et de Van der Gaag et Vijverberg (1988) pour la Côte d'Ivoire.

On peut citer Gindling (1991) qui, en plus des secteurs public et privé, considère le secteur informel au Costa Rica. Les différences salariales observées sont en défaveur du secteur informel et supporteraient la thèse de la segmentation du marché du travail.

Dans la mesure où il considère des emplois relativement homogènes, aucun test formel du rationnement n'est effectué.

L'hétérogénéité peut également être envisagée au sein du secteur informel. Ainsi, Cohen (1991) retient trois segments distincts du secteur informel à Khartoum (Soudan). Il montre l'existence de structures de rémunération différentes selon les segments retenus. Dans l'analyse de la mobilité des travailleurs, mesurée par le taux de maintien dans le même emploi, il trouve que la mobilité présumée du secteur informel vers le secteur formel n'est pas automatique. De plus, il relève une fraction substantielle de mouvements des travailleurs du secteur formel vers le secteur informel principalement vers le sous-secteur de travail autonome.

Lachaud et Pénouil (1987), analysant le marché du travail à Yaoundé (Cameroun) et à Bouaké (Côte d'Ivoire), montrent également que la mobilité des travailleurs ne peut être envisagée uniquement du secteur informel vers le secteur formel. En effet, l'accès au secteur formel peut avoir lieu après une période d'apprentissage plus ou moins longue dans le secteur informel. Toutefois, l'entrée dans le secteur formel est souvent un moyen d'accumuler le capital nécessaire pour s'établir à son propre compte dans le secteur informel. Ceci infirme l'hypothèse implicite de la segmentation du marché du travail selon laquelle le secteur informel est un secteur de transit où les travailleurs sont en attente d'accéder aux emplois du secteur formel.

En définitive, les études empiriques dénotent la faiblesse de l'hypothèse du marché du travail dual, mais le modèle concurrentiel qui en est l'alternative n'est pas accepté. La stratification du marché du travail urbain qui généralise l'approche dualiste à plus de deux segments est une voie de recherche de plus en plus privilégiée pour expliquer le fonctionnement du marché du travail urbain dans les PVD.

Cependant, lorsqu'on considère plus de deux segments, le modèle économétrique devient rapidement complexe particulièrement pour l'estimation de la règle de sélection. Certaines études utilisent alors les modèles logit polytomique ou logit emboîté qui permettent de tester facilement les différences de salaires entre des secteurs. Néanmoins, on impose alors l'indépendance entre les alternatives ou du moins l'interdépendance permise est très limitée (Hausman et Wise 1978, Horowitz 1980). Les modèles de probit polytomique permettent de relâcher cette hypothèse. La lourdeur des calculs qu'ils impliquent lorsque le nombre d'alternatives (segments) augmente limite cependant leur utilisation. Notre recherche considère les approches du probit et du logit polytomiques dans le cas de plus de deux alternatives, plus précisément de trois secteurs.

Avant de passer à la modélisation du mécanisme de détermination des salaires et de la mobilité intersectorielle, nous présentons les données utilisées dans cette analyse.

## 2.3 Les données

### 2.3.1 Quelques généralités

Le Cameroun<sup>3</sup> est un pays d'Afrique centrale qui couvre une superficie de 475 442  $Km^2$ . À l'ouest, il est bordé par l'Océan Atlantique et le Nigéria, à l'est par le Tchad et la République Centre africaine, tandis qu'au sud on retrouve le Congo, le Gabon et la Guinée équatoriale. Son milieu physique se caractérise par une grande diversité

---

<sup>3</sup>Les éléments présentés dans cette section sur le Cameroun sont en grande partie tirés de Economist Intelligence Unit (1995).

allant des zones équatoriales au sud aux zones semi-désertiques au nord. Les conditions climatiques oscillent entre 7 à 8 mois de saison pluvieuse dans le sud équatorial et la même durée de saison sèche dans les régions sahéniennes au nord.

## **Population**

Estimée à 12,2 millions en 1992, la population croît au taux annuel moyen de 2,9%. Comme plusieurs pays d'Afrique sub-saharienne, la structure par âge montre une population jeune avec environ 45% d'individus âgés de moins de 15 ans. L'espérance de vie des hommes est de 54 ans alors que celle des femmes est de 57 ans. Au cours des dix dernières années, la population urbaine a augmenté au taux annuel moyen de 6%. Environ 42% de la population totale résidait en ville en 1992. Les principales villes sont par ordre décroissant de taille: Douala, la capitale économique, Yaoundé, la capitale administrative, Nkongsamba, Maroua, Garoua, Bafoussam et Bamenda.

Le pays est ethniquement très diversifié. La majorité de la population descend de la lignée des Bantu. Le groupe ethnique le plus représenté est celui des Bamileké basés dans l'ouest où l'on retrouve également les Tiker et les Bamoun. Le long de la rivière Sanga on retrouve les Eton, Ewondo, Boulou. Les Bassa, Douala et les Bakoko vivent essentiellement dans les plaines côtières autour de Douala. Dans les forêts on retrouve des pygmés. Le nord est habité par les musulmans d'origines soudanaise, Foulbé Haussa et Arabes Choa.

Le français et l'anglais sont les deux langues officielles, mais à l'image de la diversité ethnique du pays, plusieurs dialectes locaux sont parlés. La plus importante des langues locales est le Pidgin.

## Évolution économique

La monnaie du Cameroun est le franc CFA émis par la Banque des États d'Afrique Centrale (BEAC) et par la Banque Centrale des États d'Afrique de l'Ouest (BCEAO). Le franc a cours dans les treize pays de la zone franc<sup>4</sup>. La parité est fixe entre le franc CFA et le franc français. Les fluctuations du franc CFA sont déterminées par les mouvements du FF. L'évolution du taux de change du franc CFA par rapport au \$ US au tableau 2.1 montre une chute du franc CFA depuis 1986. Les pays de la zone

**TABLEAU 2.1**  
**Taux de change (franc CFA / \$ US)**  
**moyenne annuelle des taux officiels**

<b>ANNÉE</b>	1980	1981	1982	1983	1984	1985
<b>TAUX</b>	211,3	271,7	328,6	381,1	437,0	449,3
<b>ANNÉE</b>	1986	1987	1988	1989	1990	
<b>TAUX</b>	346,3	300,5	297,8	319,0	272,3	
<b>ANNÉE</b>	1991	1992	1993	1994	1995	1996*
<b>TAUX</b>	282,1	264,7	283,2	555,2	499,2	511,3

source: FMI (1996a) et FMI(1996b).

\* : moyenne de janvier à octobre 1996.

franc ont dévalué leur monnaie de 50% en janvier 1994 portant le cours de 50 à 100 francs CFA pour 1 FF.

Le Cameroun possède une grande variété de ressources naturelles. Les principales ressources minérales sont le pétrole, la bauxite, le fer et le gaz naturel. L'agriculture,

<sup>4</sup>La zone Franc en Afrique comprend les pays suivants: Bénin, Burkina-Faso, Cameroun, Centrafrique, Congo, Côte d'Ivoire, Gabon, Guinée équatoriale, Mali, Niger, Sénégal, Tchad, Togo.

l'élevage et la production forestière constituent les principales sources potentielles de croissance. Le secteur agricole bénéficie de conditions climatiques favorables qui permettent la production de cultures vivrières et industrielles diversifiées (banane, café, cacao,...).

Au cours de la période qui a suivi l'indépendance, le Cameroun a compté essentiellement sur son agriculture qui demeure encore le secteur économique clé, employant les deux tiers de la population. La croissance économique a été soutenue à la fin des années 70 et durant la première moitié des années 80 grâce à l'exportation de pétrole dont la production a commencé en 1979. Sur cette période de la première moitié des années 80, le Cameroun a enregistré sa meilleure performance économique avec un taux de croissance moyen de 7,5 % par an. Depuis lors, la production de pétrole n'a cessé de baisser et devait arrêter au milieu des années 90 avec l'épuisement des réserves de pétrole. La diminution de la production pétrolière, la chute des cours mondiaux du pétrole en 1986 et la dégradation des termes de l'échange des autres produits d'exportation ont entraîné une baisse des recettes provenant des exportations camerounaises. Les dépenses n'ayant pas suivi cette tendance, il s'en est suivi une crise économique qui perdure jusqu'à aujourd'hui.

### **Education et emploi**

Le niveau d'alphabétisation au Cameroun est un des plus élevés d'Afrique avec un taux national de l'ordre de 73%. Cependant, il existe une grande disparité régionale avec par exemple 93% d'enfants de la zone anglophone qui fréquentent l'école contre 44% dans les provinces du nord. L'inadéquation entre la formation et l'emploi engendre de nombreux chômeurs diplômés (Ngandjeu 1988). Ces chômeurs, majoritairement jeunes, ont essentiellement une formation en lettres, droit ou sciences sociales qui sont

les domaines privilégiés par les étudiants qui aspirent à des postes administratifs et commerciaux déjà saturés de la fonction publique, des banques et des industries. Le taux de chômage des jeunes âgés entre 20 et 24 ans est supérieur à 40%, alors que le taux de chômage de la population active est estimé à 24,6% en milieu urbain.

### **Le marché du travail urbain**

Le marché du travail urbain peut être subdivisé en secteurs public, privé formel et privé informel. On doit cependant souligner que la définition du secteur informel varie selon les études. Plusieurs définitions ont en effet été proposées dans la littérature pour distinguer secteurs formel et informel. Les critères qui reviennent souvent sont la forme de propriété de l'entreprise, les conditions de travail, la taille de l'entreprise et le statut légal de l'entreprise (Swaminathan 1991). En outre, l'importance du secteur informel demeure mal connue, car très souvent il s'agit d'un secteur qui n'est pas enregistré dans les statistiques officielles (Cordonnier 1991). Les données disponibles ne nous permettent pas de quantifier précisément l'évolution temporelle de la part relative des différents secteurs. Cependant, certaines enquêtes fournissent une estimation de l'importance relative de ces secteurs pour une année donnée. Ainsi, DIAL-DSCN (1993) estimait qu'en 1993, environ 28,4%, 14,3% et 57,3% de personnes occupant un emploi étaient respectivement employés dans le secteur public, le privé formel et l'informel<sup>5</sup>. Ces chiffres mettent en évidence l'importance du secteur informel dans la création d'emplois dans le milieu urbain. Cependant, ce secteur ne peut absorber tout le flux de main d'oeuvre refoulée par les secteurs public et privé.

---

<sup>5</sup>L'indicateur de l'appartenance au secteur informel retenu par DIAL-DSCN (1993) est le fait d'être non salarié.

## Conditions de travail

La durée de la prestation de travail est régie par le Code du travail. La loi, en vigueur en 1993, stipule que dans les établissements publics ou privés non agricoles, la durée du travail ne peut excéder 40 heures par semaine et 173 heures par mois. Il s'agit d'un principe d'application générale. Mais, divers décrets l'adaptent aux situations diverses.

Les heures supplémentaires sont rémunérées à un taux majoré progressif (15% pour les 8 premières heures supplémentaires, 30% pour les 8 heures suivantes et 40% pour les autres). Le travailleur a droit à un congé payé d'une journée et demi par mois de service. Cependant, les congés payés ne sont pas cumulables d'une année à l'autre et leur renonciation est sans valeur.

La loi impose à la femme enceinte un congé d'une durée de 14 semaines au total dont 4 avant la date présumée de l'accouchement et 10 après celui-ci. La législation sociale garantit à la femme en congé de maternité le plein montant de sa rémunération en plus des diverses allocations familiales qu'elle reçoit de la caisse nationale de prévoyance sociale (CNPS). Pendant une période de 15 mois à compter de la naissance de l'enfant, la mère a droit à un repos pour allaitement d'une durée d'une heure rémunérée par jour. La présence d'aides familiales et d'autres adultes, apparentés au chef du ménage ou à son conjoint, permettent aux femmes de continuer de travailler sans interruption de carrière pour élever leurs enfants. Par ailleurs, un seul revenu étant rarement suffisant pour subvenir aux besoins du ménage, les femmes sont incitées à être présentes et à rester sur le marché du travail.

Le système de rémunération, régi par la loi, est très complexe au Cameroun<sup>6</sup>. Il existe des différences dans les méthodes de détermination du salaire au niveau du secteur public et du secteur privé. Mentionnons d'abord que le personnel de l'administration publique obéit à des règles diverses. Certains sont des fonctionnaires et relèvent exclusivement du droit de la fonction publique. Ceux-ci sont regroupés en quatre catégories notées A, B, C et D. Il existe d'autres travailleurs de la fonction publique qui ne sont pas soumis au statut général de la fonction publique, qui sont des agents de l'État ou des contractuels relevant du Code du travail. Pour cette catégorie de travailleurs, la classification professionnelle des emplois propose 12 catégories de 12 échelons chacune. Les salaires de référence de ces catégories sont fixés par décret-loi. Dans l'ensemble, la méthode de détermination du salaire semble respectée au sein du secteur public (Monga 1989).

La situation est différente dans le secteur privé formel. D'une part, le secteur privé propose une grille de douze catégories de six échelons chacune<sup>7</sup>. Le gouvernement donne une grille de la rémunération de base des différentes catégories. En pratique, les entreprises, en entente avec l'employé ou avec les syndicats, peuvent offrir des salaires plus élevés que ce qui est prévu à la grille de rémunération.

D'autre part, en jouant sur les dispositions juridiques, l'entreprise peut rémunérer son personnel à sa guise, par exemple, en offrant à tous les employés des primes légales mais à montant variable. C'est ainsi que l'on observe toute une mosaïque de rémunérations pour des individus de même profil professionnel.

---

<sup>6</sup>En 1956, le salaire minimum a été remplacé par le salaire minimum interprofessionnel garanti (SMIG) et le salaire minimum agricole garanti (SMAG), lesquels ont été supprimés en mai 1976 pour être remplacés par le salaire minimum catégoriel que l'on connaît présentement (Pougoue 1988).

<sup>7</sup>Selon la politique d'abattement de zones, les salaires des zones semi-urbaines et rurales sont moins élevés que ceux des deux principales villes du pays, Yaoundé et Douala. Nous présentons à l'Annexe 1, un exemple de la grille des salaires du secteur privé en vigueur en 1989 à Yaoundé et à Douala (zone 1).

En effet, les éléments du salaire sont d'une part, le traitement au rendement ou au temps de travail et d'autre part, les divers avantages monétaires (gratification, prime d'ancienneté, prime de rendement,...) ou en nature (logement, nourriture, téléphone,...) et toutes les primes fixes versées régulièrement.

Du côté des retenues, une partie est obligatoire comme les diverses taxes (communale, surtaxe progressive, contributions au crédit foncier) et les différentes cotisations (à la CNPS et les cotisations syndicales). Les retenues non-obligatoires sont entre autres les contributions au terme de contrats et/ou de toute autre entente entre l'employeur et le travailleur. Il n'y a pas cependant de contributions prévisionnelles pour la période de chômage. Toute personne qui connaît un épisode de chômage est prise en charge par sa famille. Toutefois, les retraités reçoivent des indemnités de la CNPS. Dans cette thèse, nous essayons de saisir cette complexité du système de rémunération à travers les données présentées dans la section suivante.

### **2.3.2 Présentation de l'enquête**

Nous utilisons les données de l'enquête menée conjointement par DIAL et la DSCN en 1993 (janvier-février) auprès des ménages de Yaoundé. Un des objectifs de cette enquête sur les conditions d'activité de la population de Yaoundé était d'analyser l'importance du secteur informel dans le marché du travail urbain au Cameroun. Les différentes questions posées renseignent sur le fonctionnement du marché du travail dans cette ville.

L'enquête a été effectuée sur un échantillon de 11 172 personnes appartenant à 1 961 ménages. L'information sur les caractéristiques socio-démographiques et sur les activités est disponible pour 7 865 individus âgés de 10 ans ou plus <sup>8</sup>. De l'échantillon de départ, les étudiants à temps plein ont été exclus. D'autres individus ont été exclus suite aux données manquantes ou invraisemblables, comme dans le cas où les années d'expérience dépassent l'âge. Les résultats des estimations des chapitres suivants sont basés sur des sous-échantillons de 3 208 travailleurs, hommes et femmes de 18 ans ou plus.

L'exploitation de la banque de données a nécessité la transformation de certaines variables. L'ensemble des variables créées est défini au tableau 2.2 ci-après.

### **Caractéristiques démographiques**

La variable *AGE* indique le nombre d'années révolues de l'individu. À partir de cette variable on peut analyser la structure de l'échantillon par catégorie d'âge. Des variables dichotomiques de groupe d'âge sont définies comme suit: *AGE1824* pour l'âge compris entre 18 et 24 ans, *AGE2534* de 25 à 34 ans, *AGE3544* de 35 à 44 ans *AGE4554* de 45 à 54 ans et *AGE55+* de plus de 55 ans. Nous avons créé également une variable d'âge au carré *AGE2*.

Pour analyser les effets de l'état civil et du statut de l'individu dans le ménage, nous avons créé les variables dichotomiques suivantes représentant respectivement l'individu marié (*MARIE*), chef du ménage (*CHEMENA*) ou de sexe féminin (*FEMME*).

---

<sup>8</sup>Se référer à DIAL-DSCN (1993) pour le questionnaire et la présentation des premiers résultats de l'enquête.

**TABLEAU 2.2**  
**Définition des variables**

<b>VARIABLES</b>	
AGE	âge de l'individu en nombre d'années
AGE1824	variable dichotomique =1 si l'individu âgé entre 18 et 24 ans
AGE2534	variable dichotomique =1 si l'individu âgé entre 25 et 34 ans
AGE3544	variable dichotomique =1 si l'individu âgé entre 35 et 44 ans
AGE4554	variable dichotomique =1 si l'individu âgé entre 45 et 54 ans
AGE55+	variable dichotomique =1 si l'individu âgé 55 ans ou plus
FEMME	variable dichotomique =1 si l'individu est une femme
MARIE	variable dichotomique =1 si l'individu est marié
CHEMENA	variable dichotomique =1 si l'individu est chef de ménage
NENF05	nombre d'enfants âgés de 5 ans ou moins au sein du ménage
NENF612	nombre d'enfants âgés de 6 à 12 ans au sein du ménage
TAILMEN	taille du ménage
NHEBPERS	nombre de personnes apparentées ou non-apparentées au chef du ménage hébergées
BASSA	variable dichotomique =1 si l'individu est d'ethnie Bassa
BAMILEKE	variable dichotomique =1 si l'individu est d'ethnie Bamileké
EWONDO	variable dichotomique =1 si l'individu est d'ethnie Ewondo
SCOLAR	nombre d'années de formation scolaire réussies
EDU0	variable dichotomique =1 si l'individu est analphabète
PRIMAIRE	variable dichotomique =1 si l'enseignement primaire est le niveau le plus élevé atteint
SECONDAIRE	variable dichotomique =1 si l'enseignement secondaire est le niveau le plus élevé atteint
TECHNIQUE	variable dichotomique =1 si la formation technique est le niveau le plus élevé atteint
UNIVERSITE	variable dichotomique =1 si la formation universitaire est le niveau le plus élevé atteint
EDUPERE	scolarité du père du répondant en nombre d'années
TPEPUB	variable dichotomique = 1 si le père de l'individu a travaillé dans le secteur public
TPEPRI	variable dichotomique = 1 si le père de l'individu a travaillé dans une grande ou moyenne entreprise du secteur privé
EXPER	expérience de travail en nombre d'années.
ANCIEN	ancienneté en nombre d'années

**TABLEAU 2.2 (suite)**  
**Définition des variables**

VARIABLES	
PUBLI	=1 si l'individu travaille dans le secteur public
PRIVE	=1 si l'individu travaille dans le secteur privé
INFORM	=1 si l'individu travaille dans le secteur informel
SALAI	taux de salaire horaire
LOGSAL	logarithme du taux de salaire
REVSEC	taux de salaire horaire dans l'emploi secondaire
LOGREVS	logarithme du taux de salaire de l'emploi secondaire
REVHORT	revenu hors-travail en milliers de francs CFA

Les variables *NENF05* et *NENF612* indiquent respectivement le nombre d'enfants âgés de 5 ans ou moins et de 6 à 12 ans. *TAILMEN* indique la taille du ménage dont l'individu est membre. Cette variable compte le chef du ménage et sa famille directe (conjoint et enfants) mais aussi la parenté du chef du ménage et d'autres personnes non-apparentées mais toutes vivant en permanence au sein du ménage. Pour identifier les effets de la pression communautaire sur les décisions d'offre de travail, nous avons créé la variable *NHEBPERS* indiquant le nombre total de personnes (apparentées ou non-apparentées au chef du ménage ou son conjoint, autres que celles de la famille directe du chef du ménage) hébergées au sein du ménage.

Trois variables dichotomiques ont été créées pour représenter les ethnies les plus répandues à Yaoundé. Il s'agit de *BAMILEKE* pour les Bamileké, *BASSA* pour les ethnies Bassa et Bakoko et *EWONDO* pour les personnes appartenant à l'ethnie Ewondo.

La variable *SCOLAR* indique la scolarité exprimée en nombre d'années complétées. Nous avons aussi créé des variables dichotomiques correspondant au niveau d'enseignement le plus élevé atteint par l'individu. Ces variables permettent de saisir

l'importance du diplôme dans les différentes analyses. Il s'agit de *EDU0* qui correspond à l'absence de formation pour les individus analphabètes, *PRIMAIRE* correspond à l'enseignement primaire, *SECONDAIRE* l'enseignement secondaire, *TECHNIQUE* formation technique et *UNIVERSITE* la formation de niveau universitaire. Le niveau de formation du père de l'individu est capté par *EDUPERE*, qui indique le nombre d'années de scolarité réussies par le père.

### **Variables relatives à l'emploi (principal et secondaire)**

Les heures totales de travail sont représentées par la variable *HEURPRI*. Pour les individus qui occupent plusieurs emplois, identifiés par la variable dichotomique *CUMUL*, le nombre total d'heures par semaine dans l'emploi secondaire est donnée par *HEURSEC*.

Le nombre total d'années travaillées au sein de la même entreprise est l'ancienneté, notée *ANCIEN*, alors que l'expérience (*EXPE*) est mesurée par le nombre total d'années travaillées. Dans plusieurs études, lorsqu'on n'a pas directement ce nombre, l'expérience est approximée par la différence entre l'âge, la scolarité et l'âge de début de scolarité (généralement 6 ans). Cependant, cette mesure surévalue la durée de travail des personnes qui connaissent des épisodes de chômage ou de non-participation sur le marché du travail. Par contre, la variable d'expérience comme nous la définissons sous-évalue l'expérience de travail de la population si la question qui y réfère n'est posée qu'aux individus qui ont déclaré avoir travaillé durant la semaine de référence de l'enquête.

Pour tenir compte de l'effet d'obsolescence du capital humain, nous avons construit la variable *EXPE2* (expérience élevée au carré). Il faut noter que le nombre d'années d'expérience peut aussi refléter un certain goût pour le travail. En effet, il est possible

que l'expérience soit fortement corrélée avec des caractéristiques non-observables qui affectent la situation de l'individu sur le marché du travail. Dans ce cas on a un problème d'endogénéité de l'expérience<sup>9</sup>.

La variable de revenu hors-travail utilisée dans cette recherche, *REVHORT*, est définie comme étant la somme des transferts nets des membres du ménage, d'allocations familiales, de pensions alimentaires, de revenus d'intérêts et de dividendes. Ils sont exprimés en milliers de francs CFA. Dans cette étude nous les supposons exogènes <sup>10</sup>.

En ce qui concerne le salaire, certaines personnes ont indiqué leur rémunération en milliers de francs CFA alors que d'autres ont mentionné la tranche de revenu dans laquelle se situait leur rémunération. À ces derniers nous imputons le salaire moyen de la tranche. Nous pouvons alors déterminer le revenu hebdomadaire en milliers de francs CFA, puis calculer le taux de salaire horaire *SALAI* en divisant ce revenu hebdomadaire par le nombre d'heures travaillées par semaine. Cependant, la nouvelle variable risque de souffrir du biais de division, conséquence des erreurs de mesure possibles dans l'évaluation des heures de travail. Nous construisons le taux de salaire exprimé sous forme logarithmique soit *LOGSAL*. Nous avons procédé de la même façon pour déterminer le taux de salaire de l'emploi secondaire *REVSEC* et son logarithme *LOGREVS*.

---

<sup>9</sup>Mroz (1987) a rejeté l'hypothèse d'exogénéité de l'expérience par rapport aux heures de travail dans le cas des femmes.

<sup>10</sup>Dans le cas où ces revenus sont endogènes, on peut utiliser la technique de variables instrumentales pour tenir compte de cette endogénéité.

Trois variables dichotomiques de secteurs de travail ont été définies: *PUBLI* si l'individu travaille en administration publique ou dans une entreprise publique, *PRI-VE* si l'individu travaille dans une entreprise privée enregistrée. Le travail dans le secteur informel est défini par la variable dichotomique *INFORM*. L'importance du secteur informel varie selon la définition retenue. Ainsi, la proportion des travailleurs de ce secteur est de 37% pour les entreprises individuelles et de type familiale, de 46,8% pour les entreprises de 5 personnes ou moins, de 62,47% pour les entreprises qui n'ont pas de local professionnel standard et de 47,7% pour les entreprises non enregistrées à la CNPS.

L'enregistrement de l'entreprise à la CNPS nous semble approprié pour saisir le caractère informel de l'entreprise dans le cadre d'un questionnaire s'adressant aux travailleurs. En effet, au Cameroun l'enregistrement à la CNPS implique l'affiliation du travailleur à la CNPS, ce qui se traduit par des prestations d'allocations familiales. Si l'individu n'est pas affilié à la CNPS alors que l'entreprise est enregistrée, l'individu n'est pas sans ignorer que les autres employés sont affiliés et reçoivent de la CNPS des allocations familiales. Ainsi, les entreprises privées, peu importe leur taille, qui ne sont pas enregistrées sont classées dans le secteur informel.

Parmi les 3 208 hommes et femmes de 18 ans ou plus, nous considérons 2 105 travailleurs pour lesquels nous possédons l'information complète pour effectuer l'analyse de la segmentation du marché du travail. Le tableau 2.3 présente les statistiques descriptives des différentes variables créées.

En moyenne, il y a plus d'hommes que de femmes qui travaillent. Environ les deux tiers des travailleurs sont mariés. La taille moyenne du ménage est de 7 individus mais il y a peu de jeunes enfants d'âge préscolaire ou qui fréquentent l'école primaire.

**TABLEAU 2.3**  
**Statistiques descriptives des travailleurs**

VARIABLES	ensemble	public	privé	informel
<i>démographique</i>				
FEMME	0,373	0,343	0,246	0,476
HOMME	0,627	0,657	0,754	0,524
MARIE	0,676	0,816	0,688	0,562
CHEMENA	0,563	0,711	0,630	0,396
NENF05	1,139	1,105	1,238	1,135
NENF612	1,353	1,527	1,149	1,282
TAILMEN	6,933	7,081	6,791	6,900
BASSA	0,072	0,102	0,092	0,041
BAMILEKE	0,272	0,228	0,307	0,298
EWONDO	0,223	0,192	0,181	0,267
FRANCAIS	0,935	0,955	0,963	0,901
ANGLAIS	0,297	0,469	0,358	0,119
<i>capital humain</i>				
AGE	35,06	38,28	34,85	32,72
AGE1824	0,125	0,013	0,132	0,214
AGE2534	0,383	0,317	0,410	0,429
AGE3544	0,326	0,441	0,327	0,231
AGE4554	0,129	0,208	0,074	0,082
AGE55+	0,037	0,020	0,057	0,043
SCOLAR	9,862	12,71	10,54	7,27
EDU0	0,051	0,023	0,026	0,083
PRIMAIRE	0,217	0,105	0,221	0,447
SECONDAIRE	0,293	0,322	0,335	0,255
TECHNIQUE	0,173	0,176	0,118	0,167
UNIVERSITE	0,198	0,371	0,241	0,042
EDUPERE	3,017	3,419	3,335	2,581
TPEPUB	0,188	0,246	0,160	0,147
TPEPRI	0,100	0,092	0,143	0,090
EXPER	9,842	12,66	9,78	7,47
ANCIEN	7,612	10,74	6,03	5,62

**TABLEAU 2.3 (suite)**  
**Statistiques descriptives des travailleurs**

VARIABLES	ensemble	public	privé	informel
<i>secteur de travail</i>				
PUBLI	0,386	1,0	0,0	0,0
PRIVE	0,166	0,0	1,0	0,0
INFORM	0,448	0,0	0,0	1,0
<i>revenus</i>				
REVSEC	0,066	0,075	0,093	0,049
SALAI	0,647	1,108	0,678	0,257
REVHORT	1,116	1,124	2,395	0,663
N	2105	812	350	943

L'âge moyen des travailleurs est de 35 ans contre 30 ans pour ceux qui ne travaillent pas.

Lorsqu'on examine la répartition des travailleurs par secteur, nous constatons que la proportion de femmes est en moyenne plus élevée dans le secteur informel (47%), alors qu'elles représentent en moyenne 38% des travailleurs. La proportion de travailleurs mariés ou de chefs de ménage est plus élevée dans le secteur public. L'âge moyen est de 6 ans plus élevé dans le secteur public que dans le secteur informel. Dans le secteur public, le groupe d'âge le plus représenté est celui des 35 à 44 ans (42%), alors que dans les secteurs privés formel et informel, c'est le groupe d'âge des 25 à 34 ans qui est le plus représenté (39% et 40%). On peut noter la proportion particulièrement importante du groupe des jeunes de moins de 25 ans dans le secteur informel (20%). Comme nous l'avons déjà mentionné, au moment de l'enquête, le Cameroun était engagé dans un programme d'ajustement structurel, de sorte que l'emploi dans le secteur public était limité pour les jeunes. Ceux-ci ont été de plus en plus employés par le secteur informel qui, au cours des dernières années, est le principal créateur d'emplois.

Lorsqu'on examine de plus près la répartition des travailleurs par groupe d'âge au sein des différents secteurs au tableau 2.4, nous constatons qu'il y a moitié moins de

**TABLEAU 2.4**  
Répartition des travailleurs par âge, par sexe

groupe d'âge	public			privé			informel		
	H	F	T	H	F	T	H	F	T
AGE MOYEN	39,086	36,786	38,297	35,331	33,500	34,880	31,322	34,262	32,723
AGE1824	0,011	0,018	0,013	0,118	0,174	0,132	0,265	0,158	0,214
AGE2534	0,284	0,382	0,317	0,403	0,430	0,410	0,436	0,422	0,429
AGE3444	0,435	0,454	0,447	0,342	0,279	0,327	0,209	0,255	0,231
AGE4554	0,246	0,136	0,208	0,068	0,093	0,074	0,058	0,110	0,082
AGE55 et +	0,024	0,011	0,020	0,068	0,023	0,057	0,033	0,055	0,043
Nombre	536	276	812	263	87	350	521	422	943

femmes que d'hommes âgés de 45 ans ou plus qui travaillent dans le secteur public. Pour les autres catégories d'âge, les femmes sont plus représentées. Dans le secteur privé, les femmes sont moins présentes que les hommes dans les groupes d'âge de 34 à 44 ans et 55 ans et plus. Au sein du secteur informel, ce sont les hommes âgés de 34 ans ou moins qui sont plus représentés.

Nous poursuivons la présentation des données en nous intéressant à la formation scolaire des travailleurs. Nous constatons que la distribution des travailleurs varie selon le diplôme et le sexe (tableau 2.5). Ainsi, dans le secteur public, près de 43% des hommes ont une formation universitaire, alors que dans les secteurs privés formel et informel respectivement, 24% et 6% ont une telle formation. La majorité des femmes des secteurs public et privé, respectivement 41% et 32%, ont un diplôme de niveau secondaire. Par contre, près de la moitié des travailleuses du secteur informel ont reçu une formation primaire. Pour ceux qui ont obtenu une formation scolaire, la participation dans le secteur informel diminue avec le niveau atteint aussi bien pour

**TABLEAU 2.5**  
**Répartition des travailleurs selon le diplôme, par sexe**

groupe d'âge	public			privé			informel		
	H	F	T	H	F	T	H	F	T
SCOLARITE	12,970	12,132	12,68	10,411	11,419	10,659	7,983	6,485	7,27
EDU0	0,032	0,007	0,023	0,034	0,0	0,026	0,046	0,124	0,083
PRIMAIRE	0,127	0,064	0,105	0,228	0,198	0,221	0,409	0,489	0,447
SECONDAIRE	0,278	0,407	0,322	0,316	0,395	0,335	0,305	0,200	0,255
TECHNIQUE	0,134	0,257	0,176	0,186	0,151	0,178	0,171	0,162	0,167
UNIVERSITE	0,427	0,264	0,371	0,236	0,256	0,241	0,061	0,021	0,042
EDUPERE	2,95	4,31	3,41	2,79	4,99	3,55	2,426	2,751	2,58
Nombre	536	276	812	263	87	350	521	422	943

les femmes que pour les hommes. De plus, on peut noter le pourcentage élevé de femmes sans formation scolaire qui travaillent dans ce secteur informel.

Il importe d'aborder aussi la question relative au rationnement. Les modèles standard de la segmentation du marché du travail considèrent que le secteur informel est un secteur de transition où les travailleurs sont en attente de trouver de meilleures opportunités d'emploi dans le secteur formel (Magnac 1991, Nietzert 1993). Ainsi, les travailleurs du secteur informel peuvent être également en attente d'emploi du secteur public ou privé formel. Cependant, il est possible d'observer un travailleur dans le secteur public en attente d'un meilleur emploi dans le secteur privé formel ou informel. Dans cette thèse, nous considérons que l'attente peut avoir lieu dans l'un ou l'autre des trois secteurs.

La question qui se pose est celle de l'identification du mécanisme de rationnement. La pratique courante est d'estimer une ou deux équations de rationnement (Magnac 1991, Nietzert 1993, Pradhan 1994). Cette estimation attribue à chaque individu une probabilité d'être rationné. Cette approche est utilisée dans la mesure où aucune autre

information ne permet d'évaluer l'ampleur du rationnement. L'inconvénient de cette approche est qu'on cherche à expliquer le choix de secteur et les effets du rationnement sur la décision de choix de secteur de travail sans disposer d'informations qui permettent de séparer le rationnement proprement dit de la satisfaction de l'emploi. Ainsi en évaluant la probabilité de rationnement, il n'est pas possible d'identifier le secteur pour lequel l'individu est effectivement contraint. Lacroix et Fréchette (1994) montrent que cette approche tend à surestimer systématiquement le niveau de rationnement.

Dans l'enquête à notre disposition, tous les individus de 10 ans ou plus ont été interrogés sur les perspectives de travail dans l'avenir et sur le type d'emploi qu'ils souhaitaient occuper. Deux questions nous permettent de connaître la mobilité intersectorielle. La première question nous renseigne sur la mobilité professionnelle en général. A partir de cette question, nous obtenons le nombre de travailleurs qui souhaitent changer d'emploi. Cependant, une personne peut vouloir un autre emploi soit dans la même entreprise, soit dans une autre entreprise du même secteur ou soit dans un autre secteur. Au niveau de cette question, nous ne pouvons pas distinguer la mobilité intra-sectorielle de la mobilité inter-sectorielle. Nous avons besoin d'informations supplémentaires pour identifier les deux sortes de mobilité. Nous utilisons les réponses à la question relative au type d'entreprises où l'individu veut travailler. Cinq catégories d'entreprises ont été retenues dans l'enquête: publique, para-publique, grande entreprise, petite et moyenne entreprise (PME), petite entreprise ou à son compte. Nous supposons que les travailleurs du secteur informel qui désirent un emploi dans une grande entreprise privé ou dans une PME sont rationnés pour le secteur privé. Nous avons sept groupes de travailleurs représentés au tableau 2.6.

**TABLEAU 2.6**  
**Cas observables en présence de rationnement**

catégories	ensemble	public	privé	informel
cas 1. public et public désiré	0,355	0,94	0,0	0,0
cas 2. public mais privé désiré	0,023	0,06	0,0	0,0
cas 3. privé et privé désiré	0,128	0,0	0,791	0,0
cas 4. privé mais public désiré	0,032	0,0	0,209	0,0
cas 5. informel et informel désiré	0,302	0,0	0,0	0,655
cas 6. informel mais public désiré	0,067	0,0	0,0	0,164
cas 7. informel mais privé désiré	0,084	0,0	0,0	0,181

Ce dernier tableau montre que les travailleurs sont généralement satisfaits de leur secteur de travail, et ceux du secteur public plus que dans les autres secteurs. Dans le secteur informel, les travailleurs qui veulent accéder au secteur public sont moins nombreux que ceux qui veulent travailler dans le secteur privé. Seulement 11 femmes du secteur public et 16 du secteur privé veulent changer d'emploi. Dans les estimations, la séparation de l'échantillon en deux sous-échantillons d'hommes et de femmes n'a pas permis d'obtenir des résultats concluants, faute de degrés de liberté<sup>11</sup>. Pour cette raison, nous considérons un seul échantillon regroupant les hommes et les femmes.

L'information disponible permet d'analyser la mobilité des travailleurs du secteur public vers le secteur privé (formel et informel confondus), des secteurs privé formel et informel vers le secteur public et du secteur informel vers le secteur privé formel.

<sup>11</sup>Il n'y a pas eu convergence lors de la maximisation de la fonction de vraisemblance.

## 2.4 Détermination des salaires en absence de rationnement

Le modèle développé ici concerne uniquement le phénomène de choix de l'agent entre plusieurs secteurs de travail. Trois secteurs sont considérés: le secteur public, le secteur privé et le secteur informel. Nous négligeons la détermination du nombre d'heures travaillées et le choix de participation au marché du travail.

Ces hypothèses nous permettent d'éviter la complexité des estimations au prix d'un biais de sélection introduit lorsqu'on veut extrapoler les résultats pour l'ensemble de la population. Ce biais, occasionné par l'exclusion des non-participants, pourrait être corrigé par le recours à une généralisation de la méthode de Heckman. Il est également possible d'adopter une fonction de vraisemblance d'un modèle tronqué. Il nous semble préférable d'ignorer ces complications dans cette thèse et d'insister sur le biais de sélection relatif au problème de choix de secteurs de travail.

### 2.4.1 Cadre théorique

Le modèle envisagé est une extension du modèle de Roy (1951) où le choix de secteur est basé sur la maximisation d'utilité et non sur la maximisation de revenu. Considérons le modèle statique où l'individu  $i$  ( $i = 1, \dots, I$ ), doté de caractéristiques personnelles  $a_i$ , cherche à maximiser l'utilité retirée de la consommation de biens et services,  $x_i$ , qu'il se procure au prix  $p$  normalisé à 1, et du temps marchand,  $h_i$ , au prix  $w_i$ . De plus, il doit tenir compte de sa contrainte budgétaire. Le problème de

maximisation, dans le cas d'un seul marché de travail, s'écrit:

$$\begin{aligned} \max_{x_i, h_i} u(x_i, h_i; a_i) \\ \text{sujet à } x_i = w_i h_i + y_i \\ h_i \geq 0, x_i \geq 0 \end{aligned} \quad (2.1)$$

Les consommations optimales  $x_i^* = x^*(w_i, y_i; a_i)$  et  $h_i^* = h^*(w_i, y_i; a_i)$  permettent à l'individu  $i$  d'atteindre le niveau d'utilité  $u_i = u(x_i^*(w_i, y_i; a_i), h_i^*(w_i, y_i; a_i))$ . Pour des caractéristiques données, l'utilité indirecte  $V_i$  est donc fonction du salaire,  $w_i$ , et du revenu hors-travail,  $y_i$ .

$$V_i = v(w_i, y_i; a_i). \quad (2.2)$$

Dans le cas d'un marché du travail subdivisé en secteurs distincts, l'individu dispose de plusieurs alternatives de secteur de travail, indicées par  $j$ . Soit  $J$  le nombre total d'alternatives (ici  $J = 3$ ) dans un ensemble fini d'alternatives  $C = \{1, \dots, J\}$ <sup>12</sup>. L'individu  $i$  évalue le niveau d'utilité  $V_{ij}$  atteint dans l'alternative  $j$  ( $j = 1, \dots, J$ ), avec:

$$V_{ij} = v(w_{ij}, y_i; a_i). \quad (2.3)$$

Il choisit l'alternative qui lui procure l'utilité la plus élevée<sup>13</sup>.

Le salaire est une variable endogène qui dépend d'un vecteur de caractéristiques productives. L'équation de salaire choisie est une variante de celle de la théorie du capital humain. Cette dernière, initiée par Mincer (1974) et Becker (1975), explique les différences de salaire par les différences de qualifications. En effet, le capital humain, défini comme étant l'ensemble des capacités productives d'un individu, comprend

<sup>12</sup>Pour simplifier, nous supposons que les individus font face au même ensemble de choix  $C$ .

<sup>13</sup>Dans un modèle à deux décideurs, Gindling (1991) interprète  $V_{ij}$  comme la propension, non observée, de l'individu à travailler dans le secteur  $j$ , cette propension étant déterminée par les individus et les employeurs.

aussi bien la formation scolaire reçue par l'individu que l'expérience professionnelle et l'ancienneté accumulées. Dans ce modèle, un investissement de capital humain conduit à une hausse de salaire.

De nombreux travaux empiriques montrent que les caractéristiques personnelles, telles que la présence des enfants en bas âge et le sexe, affectent également les salaires. Une étude récente de Krishnan (1996) indique que les antécédents familiaux affectent significativement les salaires observés.

Algébriquement, nous écrivons l'équation du salaire comme suit:

$$W_{ij} = X_i \delta_j + \nu_{ij} \quad i = 1, \dots, I, \quad j = 1, \dots, J, \quad (2.4)$$

où  $W_{ij}$  est le taux de salaire de l'individu  $i$  dans l'alternative  $j$ ,  $X_i$  représente les caractéristiques personnelles influençant le salaire de l'individu  $i$ ,  $\delta_j$  représente les rendements sur les caractéristiques  $X_i$  et  $\nu_{ij}$  représente les termes d'erreur.

En remplaçant le salaire par son expression (2.4) dans la relation (2.3), nous pouvons dériver une expression de forme réduite de l'utilité indirecte. La relation (2.3) montre qu'en plus du salaire, donc des variables explicatives de celui-ci, l'utilité indirecte dépend d'autres variables notée  $y_i$  et  $a_i$ . Nous écrivons  $Z$  pour l'ensemble des variables explicatives observables de l'utilité indirecte de l'individu  $i$ .

Dans le contexte d'un modèle aléatoire,  $V_{ij}$ , sous forme réduite, peut être décomposée en ses parties déterministe et aléatoire, comme suit:

$$V_{ij} = V(Z_{ij}, \beta_j) + \epsilon_{ij}, \quad (2.5)$$

où  $Z_{ij}$  représente les caractéristiques observables de l'individu  $i$  et du marché qui affectent l'utilité dans le secteur  $j$ , et où  $\beta_j$  représente un vecteur de paramètres à

estimer et correspondant au secteur  $j$ .  $V$  est une fonction supposée linéaire dans les paramètres. Le terme  $\epsilon_{ij}$  capte les caractéristiques qui influencent l'utilité dans l'alternative  $j$ , mais non-observables par l'économètre. En supposant que la partie déterministe est linéaire, l'équation (2.5) se réécrit alors comme suit:

$$V_{ij} = Z_{ij}\beta_j + \epsilon_{ij}, \quad (2.6)$$

Dans le souci de simplifier la notation, nous ignorons l'indice  $i$  dans la suite de l'exposé. Soit  $(V_1, V_2, V_3)$  le vecteur d'utilités correspondant respectivement aux secteurs public, privé et informel. Soit  $M$  le résultat observé du processus de sélection. La règle de sélection est donnée par:

$$M = \begin{cases} \text{public} & \text{si } V_1 \geq V_2 \text{ et } V_1 \geq V_3, \\ \text{privé} & \text{si } V_2 \geq V_1 \text{ et } V_2 \geq V_3, \\ \text{informel} & \text{si } V_3 \geq V_1 \text{ et } V_3 \geq V_2. \end{cases} \quad (2.7)$$

Dans ces conditions, les observations sur le salaire sont générées de manière suivante:

$$W_j = \begin{cases} W_{pub} & \text{si } M = \text{public}, \\ W_{pri} & \text{si } M = \text{privé}, \\ W_{inf} & \text{si } M = \text{informel}, \end{cases} \quad (2.8)$$

où  $W_j$  représente le logarithme du salaire dans le secteur  $j$ ;  $j=pub, inf$  ou  $pri$  respectivement pour public, informel ou privé.

## 2.4.2 Spécification économétrique

Cette section présente le modèle stochastique de choix d'occupation entre les différentes alternatives. Le modèle complet comprenant la règle de sélection et les

équations de salaires, s'écrit comme suit:

$$W_j = X\delta_j + \nu_j \quad \text{observé ssi} \quad V_j \geq V_k \quad \text{pour } j, k = 1, \dots, J, \quad (2.9)$$

Pour faire son choix, l'individu compare les différences d'utilités de telle sorte qu'un vecteur  $(J - 1)$  de différences d'utilités est construit pour chaque alternative. Le modèle complet présenté en (2.9) se réécrit alors comme suit:

$$W_j = X\delta_j + \nu_j \quad \text{observé ssi} \quad \eta_{jk} < A_{jk} \quad (j, k = 1, \dots, J \quad k \neq j), \quad (2.10)$$

avec  $\eta_{jk} = \epsilon_k - \epsilon_j$  et  $A_{jk} = Z\beta_j - Z\beta_k$ .

Nous voulons estimer les paramètres des équations de salaires de chacun des secteurs en utilisant les données des sous-échantillons respectifs. Pour chaque alternative, le critère de sélection est un choix discret à  $J$  alternatives. Les termes d'erreur des équations de salaire sont supposés indépendants des variables explicatives et suivent une distribution normale multivariée de moyenne nulle et de matrice de covariance  $\Sigma$ . Nous retenons deux distributions des termes d'erreurs des équations de sélection, soit la distribution dite à valeur extrême généralisée et la normale multivariée.

Nous utilisons la méthode d'estimation à deux étapes de Heckman, élargie au cas de plusieurs alternatives (Terza 1980, Maddala 1983, Dubin et McFadden 1984). La première étape de l'analyse empirique est l'estimation des probabilités de la règle de sélection basée sur les différences d'utilités. Ceci permet de construire les rapports de Mills qui sont utilisés en deuxième étape comme variables explicatives supplémentaires dans les équations de salaires. Ces nouvelles équations corrigées sont alors estimées par la méthode des moindres carrés ordinaires.

## Règle de sélection et calcul des rapports de Mills

Un modèle de choix discret peut être dérivé du processus de sélection comme suit:

$$y_j = \begin{cases} 1 & \text{si } V_j \geq V_k \quad \text{pour } k = 1, \dots, J \\ 0 & \text{autrement.} \end{cases} \quad (2.11)$$

$y_j$  est une variable dichotomique qui désigne le résultat observé pour chaque secteur de travail à la suite du processus de sélection.

Les paramètres de la règle de sélection sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance, laquelle consiste à trouver les valeurs des paramètres qui maximisent la fonction de vraisemblance de l'échantillon. Soit  $\theta$  le vecteur des paramètres du modèle (c'est-à-dire les  $\beta$  et les variances et covariances des termes d'erreur). La fonction de vraisemblance s'écrit comme suit:

$$L(y | Z; \theta) = \prod_{j \in C} P_j^{y_j} \quad (2.12)$$

avec  $P_j$  la probabilité que l'individu choisisse le secteur  $j$ . En pratique, il est plus simple de travailler avec le logarithme de la fonction de vraisemblance:

$$L(y | Z; \theta) = \log L(y | Z; \theta) = \sum_{j \in C} y_j \cdot \ln P_j \quad (2.13)$$

Il s'agit donc de trouver les valeurs de  $\theta$  qui maximisent (2.13), c'est-à-dire qui résolvent les équations normales suivantes:

$$\frac{\partial L(y | Z, \theta)}{\partial \theta} = \sum_{j \in C} \frac{y_j}{P_j} \cdot \frac{\partial P_j}{\partial \theta} = 0 \quad (2.14)$$

La formulation de la probabilité de choix du secteur  $j$  ( $P_j$ ) dépend de la distribution des termes d'erreur des équations de sélection ( $\epsilon_j$ )<sup>14</sup>.

### Logit polytomique

Lorsque les termes d'erreur ( $\epsilon_j$ ) sont indépendants et suivent une distribution dite de valeur extrême, les termes d'erreurs en différence suivent alors une distribution logistique multivariée. La probabilité de choix du secteur  $j$  s'écrit comme suit:

$$P_j = \frac{\exp(V_j)}{\sum_{k \in C} \exp(V_k)} \quad (2.15)$$

L'estimation par la méthode du maximum nous permet de dériver les probabilités prédites de choix de chaque secteur ( $\hat{P}_j$ ).

Les termes de correction sont calculés selon Dubin et MacFadden (1984)<sup>15</sup>. Les termes

---

<sup>14</sup> Avec une spécification logit polytomique (MNL), les calculs sont faciles et peu coûteux en temps. Par ailleurs, dans le cas où  $V(\cdot)$  est linéaire dans les paramètres, le logarithme de la vraisemblance est globalement concave, ce qui assure un maximum global unique de la fonction de vraisemblance.

<sup>15</sup> La forme générale des rapports de Mills dans le cas de plusieurs alternatives est présentée dans Maddala (1983: 278).

de correction du biais de sélection sont obtenus comme suit <sup>16</sup>:

$$\lambda_{jk} = \left[ \frac{\hat{P}_k \cdot \ln(\hat{P}_k)}{1 - \hat{P}_k} + \ln \hat{P}_j \right] \quad (j, k = 1, \dots, J; j \neq k), \quad (2.17)$$

où  $\hat{P}_k$  représente la probabilité prédite pour le secteur  $k$ ,  $j$  étant le secteur choisi. Dans le cas de trois alternatives, on voit que pour chaque secteur choisi, il y a deux termes de correction du biais de sélection qui sont ajoutés à l'équation de salaire correspondante.

### Probit polytomique

Dans la spécification du probit polytomique, les termes d'erreur des équations de sélection ( $\epsilon_j$ ) sont corrélés entre eux et suivent une loi normale multivariée. En supposant la normalité des termes d'erreur  $\epsilon_j$ , les termes d'erreur en différence  $\eta_{jk}$  (définis en 2.10) suivent également une loi normale. La probabilité de choix du secteur  $j$  s'écrit:

$$P_j = B(A_{jk}, A_{jl}; \rho_j) \quad (2.18)$$

<sup>16</sup>La méthode la plus courante de correction du biais de sélection dans un modèle logit polytomique est celle utilisée par Lee (1983). Dans notre application, celle-ci implique:

$$E(\epsilon | M = j) = \tau_j \lambda_j \quad (j = \text{public, privé, informel}), \quad (2.16)$$

avec

$$\lambda_j = \frac{\phi[\Phi^{-1}(P_j)]}{P_j}.$$

La variable  $\tau_j$  représente la corrélation entre le processus de sélection et la variable endogène, alors que  $\phi$  et  $\Phi$  représentent respectivement la densité et la cumulative d'une loi normale centrée réduite. Un seul terme de correction est alors calculé. Les équations de salaire sont données par:

$$W_j = X\delta_j + \tau_j \hat{\lambda}_j + \mu_j,$$

avec  $E(\mu_j | M = j) = 0$ . La méthode de Lee impose des restrictions sur la matrice des covariances, ce qui rend la technique de correction inappropriée lorsqu'il y a plus de deux choix (Schmertman 1994).

avec  $B(A_{jk}, A_{jl}; \rho_j)$  la cumulative d'une distribution normale bivariée où  $\rho_j$  est le coefficient de corrélation.

En suivant Fische, Trost et Lurie (1981) et Maddala (1983), deux termes de correction sont construits comme suit:

$$\lambda_{jk} = \left[ \frac{\phi(A_{jk}) \cdot \Phi \left( (A_{jl} - \rho_j A_{jk}) (1 - \rho_j^2)^{1/2} \right)}{B(A_{jk}, A_{jl}; \rho_j)} \right] \quad (2.19)$$

$(j, k, l = 1, \dots, J; j \neq k, l)$

où  $\phi$  et  $\Phi$  représentent respectivement la densité et la cumulative d'une loi normale univariée.

### Estimation des équations de salaire corrigées

L'espérance conditionnelle de l'équation de salaire du secteur  $j$  est donnée par:

$$E(W_j | M = j) = X\delta_j + \sum_{k=1, k \neq j}^J \rho_{jk} \lambda_{jk} \quad (j = 1, \dots, J) \quad (2.20)$$

En cette deuxième étape, les valeurs des paramètres  $\delta_j$  des équations de salaire sont obtenues par une régression linéaire en tenant compte des  $\lambda_{jk}$  dans la liste des variables explicatives. Ces régressions se présentent comme suit:

$$W_j = X\delta_j + \sum_{k=1, k \neq j}^J \rho_{jk} \lambda_{jk} + \mu_j \quad (j = 1, \dots, J) \quad (2.21)$$

avec  $E(\mu_j | M = j) = 0, \quad J = 3.$

Dans la mesure où le nouveau terme d'erreur est hétéroscédastique, les variances de l'estimation de la méthode des moindres carrés ordinaires après correction du biais de sélection ne sont pas minimales. Nous utilisons alors la méthode de White (1980) pour corriger la matrice de variance-covariance pour toute forme d'hétéroscédasticité potentielle.

### **Le choix des variables**

Avant de passer à l'étape de l'estimation, nous complétons la spécification du modèle en identifiant les variables explicatives qui influencent le salaire du travailleur et le choix de secteur de travail, soit celles faisant partie des vecteurs  $X$  et  $Z$ . Ces variables sont présentées dans les paragraphes suivants.

La spécification retenue permet de tester la pertinence empirique de fonctions de gains liant une mesure des salaires aux variables de capital humain et aux caractéristiques personnelles de l'individu. La variable dépendante (LOGSAL) est le logarithme du taux de salaire.

Les variables explicatives comprennent d'une part des caractéristiques de capital humain telles que la scolarité (SCOLAR), l'expérience (EXPERN) ainsi que leur terme quadratique (SCOLAR2, EXPERN2) et l'ancienneté (ANCIENN), et d'autre part, des caractéristiques personnelles telles que le sexe (FEMME) et l'appartenance ethnique (BASSA, BAMILEKE, EWONDO). Par ailleurs, les variables de secteurs de travail sont PUBLI, PRIVE et INFORMEL.

On s'attend à une relation significative et positive entre le salaire et les caractéristiques de capital humain comme la scolarité, l'expérience professionnelle et l'ancienneté.

Néanmoins, différents travaux empiriques ont montré que l'effet positif de l'expérience décroît dans le temps, indiquant un effet d'obsolescence de ce capital, de sorte qu'on s'attend à un effet négatif du terme quadratique de l'expérience (EXPERN2). Le secteur informel étant souvent qualifié de peu rémunérateur des caractéristiques de capital humain, on s'attend à ce que les coefficients pour ce secteur soient plus faibles que ceux des secteurs public et privé.

Quant aux caractéristiques personnelles, on s'attend à un effet significatif et négatif de la variable dichotomique de sexe indiquant la faible rémunération des femmes, toutes choses restant égales par ailleurs. Le signe positif (négatif) pour les variables ethniques traduira un rendement positif (négatif) perçu à l'égard de l'ethnie en question. Néanmoins, il est possible que d'autres caractéristiques spécifiques aux ethnies et non mesurées par le modèle, telles les relations informelles, expliquent le salaire.

En ce qui concerne les variables explicatives du choix du secteur de travail, en plus des variables explicatives du salaire, nous considérons le revenu hors-travail ( $y_i$ ) et les caractéristiques personnelles ( $a_i$ ). Ces dernières incluent l'âge et son terme quadratique, le sexe, le statut matrimonial et de chef de ménage, le nombre d'enfants âgés de zéro à cinq ans et celui des enfants d'âge scolaire (six à douze ans).

À partir des relations (2.3), (2.4) et (2.9), on voit que toutes les variables explicatives du salaire sont aussi incluses dans les régresseurs (en forme réduite) du choix de secteur de travail ( $X \subset Z$ ). Cependant, la littérature théorique et empirique utilisant la méthode à deux étapes de Heckman pour corriger le biais de sélection montre que les termes inclus dans les équations de salaire sont plus facilement identifiables si une ou des restrictions d'exclusion sont imposées, c'est-à-dire s'il existe des variables explicatives qui affectent le choix du secteur de travail mais qui n'influencent pas le

salaire, et sont donc exclues de l'équation de salaire. Le modèle retenu dans cette thèse impose de telles restrictions.

Plus spécifiquement, les variables d'exclusion sont celles de l'âge, du revenu hors-travail ainsi que les caractéristiques personnelles, statut matrimonial, sexe et les deux variables sur le nombre d'enfants d'âge pré-scolaire et scolaire.

### **2.4.3 Résultats**

#### **Estimations des MCO non corrigées**

Les résultats d'estimations par la méthode des moindres carrés ordinaires des équations de salaire sur diverses variables explicatives pour l'échantillon dans son ensemble et par secteur de travail sont présentés au tableau 2.7. Dans la première colonne, nous montrons les résultats de l'estimation de l'équation de salaire pour l'ensemble des travailleurs. Les variables relatives à l'expérience sont significatives et les signes indiquent que le revenu augmente avec l'expérience puis à partir de 31 ans d'expérience, se met à décroître.

La scolarité et son terme quadratique influencent positivement le salaire. Sur la base des résultats présentés au tableau 2.7, nous obtenons un taux de rendement moyen en éducation de 13,7%, comparable à celui de 13,4% trouvé par Psacharopoulos (1985) pour le Kenya, l'Éthiopie, le Maroc et La Tanzanie. Néanmoins, ce taux est inférieur à celui de 20,0% de la Côte d'Ivoire (Van der Gaag et Vijverberg 1989), pays de la même zone géographique et économique que le Cameroun. Nous remarquons aussi que le salaire est plus faible dans le cas des femmes.

**TABLEAU 2.7**  
**Estimation des équations de salaires**  
**non corrigées pour la sélection**  
**(écart-type entre parenthèses)**

variables	ensemble	ensemble	public	privé	informel
CONST	-2,270* (0,094)	-2,180* (0,090)	-1,571* (0,122)	-1,685* (0,253)	-1,855* (0,162)
FEMME	-0,212* (0,045)	-0,171* (0,044)	-0,066 (0,047)	0,078 (0,122)	-0,326* (0,077)
SCOLAR (/10)	0,434* (0,163)	0,067 (0,157)	0,212 (0,185)	-0,252 (0,444)	-0,309 (0,314)
SCOLAR2 (/100)	0,429* (0,073)	0,447* (0,069)	0,387* (0,074)	0,627* (0,200)	0,629* (0,169)
EXPER (/10)	0,355* (0,067)	0,186* (0,065)	0,153** (0,079)	0,374* (0,160)	0,105 (0,112)
EXPER2 (/100)	-0,058* (0,019)	-0,015 (0,018)	0,006 (0,024)	-0,053 (0,041)	-0,008 (0,032)
ANCIENN (/10)	0,194* (0,039)	0,078* (0,039)	0,113* (0,042)	0,106 (0,112)	0,028 (0,070)
BASSA	-0,064 (0,087)	-0,088 (0,083)	0,071 (0,075)	-0,257 (0,194)	-0,327 (0,194)
BAMILEKE	-0,039 (0,053)	0,015 (0,050)	0,030 (0,054)	-0,034 (0,123)	0,016 (0,091)
EWONDO	-0,058 (0,057)	-0,006 (0,055)	0,055 (0,059)	0,032 (0,148)	-0,045 (0,095)
PUBLI		0,794* (0,056)			
PRIVE		0,567* (0,062)			
N	2105	2105	812	350	943
R <sub>a</sub> <sup>2</sup>	0,381	0,437	0,475	0,241	0,093
F(N,K-1)	144,7	149,4	82,54	13,32	11,76

\* : significatif à 5%

\*\* : significatif à 10%

K: significatif nombre de variables explicatives

Ces résultats pris pour l'ensemble des travailleurs cachent cependant les disparités salariales qui peuvent exister entre les secteurs. Pour vérifier l'importance du secteur d'occupation dans l'explication du salaire, l'estimation de la fonction de salaire est reprise en introduisant simplement dans la régression des variables supplémentaires identifiant le secteur de travail. La deuxième colonne montre les résultats de la nouvelle régression. L'introduction des variables relatives aux secteurs de travail entraîne une augmentation du  $R^2$  d'environ 6%.

Les coefficients positifs et significatifs pour les variables d'occupation indiquent que les secteurs public et privé offrent des salaires plus élevés que le secteur de référence, à savoir l'informel. Il est possible qu'une partie de ces écarts provienne des sous-déclarations des rémunérations pour les travailleurs du secteur informel. Mais, ces différences peuvent être expliquées par l'existence de structures de rémunération différentes au sein des trois secteurs. D'où l'intérêt de faire des analyses par secteur.

Les résultats des estimations de l'équation de salaire par secteur sont présentés dans les colonnes 3 à 5 et montrent que toutes les variables de capital humain ont un effet positif sur le salaire dans le secteur public. Pour le secteur privé, l'expérience et le terme quadratique de la scolarité ont des effets positifs, significativement différents de zéro. Le salaire augmente avec l'expérience, jusqu'à 35 ans d'expérience, puis diminue. D'un autre côté, dès que la scolarité dépasse deux années, le salaire augmente avec la scolarité. Par contre, l'effet de l'ancienneté n'est pas significatif. Pour les travailleurs du secteur informel, les variables relatives à la formation scolaire montrent que le salaire croît avec la scolarité (après deux années de scolarité). Néanmoins, les variables d'expérience et d'ancienneté ne sont pas significativement différentes de zéro. La variable de sexe, qui n'est pas significative pour les secteurs public et privé, a un effet négatif significatif dans le cas du secteur informel.

Ces résultats montrant l'importance relative de chacune des variables explicatives laissent penser à l'existence de mécanismes de rémunération différents selon le secteur. La pertinence de séparer notre échantillon en trois secteurs plutôt que deux est vérifiée à l'aide du test d'égalité des coefficients des équations de salaires des secteurs pris deux par deux. Les statistiques F du test de Chow sont supérieures<sup>17</sup> à la valeur critique de 1,83 et conduisent au rejet de l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients au seuil de 95% et indiquent qu'il existerait bien trois segments différents. Cependant, nous ne pouvons pas pour autant conclure à l'existence de mécanismes de rémunération différents. En effet, depuis Heckman (1976), nous savons que les résultats des estimations par la méthode des moindres carrés ordinaires peuvent souffrir de biais de sélection. Nous tenons compte de ce problème potentiel dans les étapes qui suivent.

### Règle de sélection

Les estimations des modèles logit et probit trichotomiques sont obtenues en utilisant l'algorithme d'optimisation de Newton du logiciel Gauss. Le processus itératif utilise les dérivées premières et deuxièmes de la fonction de vraisemblance par rapport aux différents paramètres d'intérêt. Pour plus de précision, nous utilisons les gradients analytiques de préférence aux gradients numériques. De plus, la matrice hessienne est approximée par le produit extérieur des vecteurs des gradients. Le secteur de référence est le secteur informel. Les résultats de ces estimations sont présentés au tableau 2.8.

D'une manière générale, les deux spécifications présentent des similitudes dans leur résultats et les valeurs du maximum de la fonction de vraisemblance sont assez

---

<sup>17</sup>Les valeurs obtenues sont respectivement de 2,08 pour le public versus le privé, de 21,62 pour le public versus l'informel et de 6,82 pour le privé versus l'informel. Les détails sur le test de Chow sont présentés à l'Annexe C.

**TABLEAU 2.8**  
**Estimation de la règle de participation**  
**(écart-type entre parenthèses)**

variables	logit trichotomique		probit trichotomique	
	public	privé	public	privé
CONST	-9,598* (0,335)	-3,367* (0,333)	-7,196* (0,546)	-10,029* (0,587)
SCOLAR (/10)	1,638* (0,402)	1,326* (0,463)	1,800* (0,355)	7,536* (0,714)
SCOLAR2 (/100)	0,640* (0,195)	0,235 (0,225)	0,252** (0,151)	-2,308* (0,362)
EXPER (/10)	0,853* (0,201)	0,480* (0,222)	0,708* (0,210)	1,033** (0,127)
EXPER2 (/100)	-0,270* (0,059)	-0,086 (0,060)	-0,216* (0,064)	-0,176 (0,154)
ANCIEN (/10)	1,178* (0,120)	-0,088 (0,145)	0,833* (0,152)	-1,323* (0,353)
BASSA	0,079 (0,236)	0,526** (0,267)	0,181 (0,197)	1,212* (0,546)
BAMILEKE	-0,655* (0,165)	-0,110 (0,158)	-0,506* (0,150)	0,089 (0,384)
EWONDO	-0,425* (0,165)	-0,289 (0,183)	-0,330* (0,145)	-0,577 (0,420)
Variables d'exclusion				
AGE (/100)	26,674* (0,789)	2,024* (0,777)	20,341* (0,743)	2,387* (0,925)
AGE2 (/10000)	-33,162* (0,887)	-1,105 (0,871)	-25,123* (0,866)	2,915* (0,963)
FEMME	0,076 (0,160)	-0,635* (0,165)	-0,136 (0,133)	-1,579* (0,392)
MARIE	0,481* (0,151)	0,144 (0,157)	0,361* (0,134)	0,273 (0,377)
CHEMENA	0,750* (0,158)	0,380* (0,167)	0,604* (0,151)	0,819** (0,389)
NENF05	0,026 (0,059)	0,179* (0,057)	0,040 (0,051)	0,426* (0,144)
NENF612	0,122* (0,050)	-0,046 (0,053)	0,071 (0,047)	-0,224 (0,132)
REVVHORT	-0,016 (0,013)	0,014 (0,010)	-0,012 (0,010)	0,056** (0,026)
$\sigma_{12}$			-8,503* (0,850)	
$\sigma_{13}$			-0,196 (0,303)	
$\sigma_{23}$			-14,430* (0,902)	
Log L =	-1586,02		-1589,20	

\* : significatif à 5%

\*\* : significatif à 10%

proches. Néanmoins, ces spécifications n'étant pas emboîtées, elles ne sont pas comparables à l'aide de tests habituels du rapport de vraisemblance. Par ailleurs, les variables ont des effets qui vont dans le même sens, mis à part les termes quadratiques de l'âge et de la scolarité. La présence de jeunes enfants a un effet positif significatif dans le secteur privé. Par contre, les enfants d'âge scolaire et le statut de personne mariée ont des effets positifs significatifs sur la probabilité de choisir le secteur public relativement au secteur informel. Le sexe n'a pas d'effet significatif sur le choix du secteur public mais a un effet négatif pour le secteur privé<sup>18</sup>. Les variables ethniques montrent un effet négatif pour les Bamiléké et les Ewondo dans le choix du secteur public, et un effet positif des Bassa pour le secteur privé. Les termes de corrélation des caractéristiques non observables entre les secteurs public et privé et entre le privé et l'informel sont négatifs et significatifs.

Les différences de résultats des deux spécifications sont au niveau des variables d'âge et de scolarité dans le choix du secteur privé. Le terme quadratique de l'âge (scolarité) de signe négatif (positif) mais non significatif pour le logit, a un effet positif (négatif) significatif dans le cas du probit. Concrètement, la probabilité de choisir les secteurs public et privé comparativement au secteur informel augmente avec l'âge et la scolarité. Cependant, à partir de 40 ans la préférence du secteur public par rapport au secteur informel diminue.

Les résultats de l'estimation de la règle de sélection nous permettent de construire les rapports de Mills qui sont inclus dans les variables explicatives des salaires. Les résultats des nouvelles estimations sont présentés dans la section suivante.

---

<sup>18</sup>Les variables d'interaction du nombre d'enfants et du sexe (NENF05W et NENF612W), sensées représenter l'impact de la présence d'enfant chez les femmes n'étaient pas significatives et ont été exclues de la spécification retenue.

## Equations salariales corrigées

Les résultats d'estimation des équations salariales corrigées pour le biais de sélection sont présentés dans le tableau 2.10.

**TABLEAU 2.10**  
Estimation des équations des salaires corrigées pour la sélection  
(écart-type entre parenthèses)

variables	logit			probit		
	public	privé	informel	public	privé	informel
CONST	-0,530* (0,260)	-0,778* (0,584)	-1,730* (0,220)	-0,632* (0,251)	-1,263** (0,655)	-1,642* (0,206)
FEMME	0,089 (0,069)	0,185 (0,153)	-0,386* (0,113)	0,074 (0,074)	0,150 (0,149)	-0,418* (0,098)
SCOLAR (/10)	-0,598* (0,247)	-0,735 (0,519)	-0,359 (0,319)	-0,631** (0,308)	-0,462 (0,570)	-0,133 (0,345)
SCOLAR2 (/100)	0,539* (0,080)	0,612* (0,209)	0,669* (0,208)	0,589* (0,103)	0,718* (0,233)	0,567* (0,177)
EXPER (/10)	-0,044 (0,090)	0,115 (0,198)	0,086 (0,137)	-0,054 (0,092)	0,355** (0,191)	0,105 (0,139)
EXPER2 (/100)	0,050** (0,028)	0,011 (0,050)	0,002 (0,037)	0,057* (0,027)	-0,059 (0,048)	0,004 (0,037)
ANCIENN (/10)	0,075 (0,064)	-0,040 (0,151)	-0,031 (0,097)	0,072 (0,061)	0,197 (0,157)	-0,039 (0,090)
BASSA	-0,009 (0,080)	-0,253 (0,195)	-0,294 (0,204)	0,005 (0,080)	0,061 (0,201)	-0,289 (0,198)
BAMILEKE	0,067 (0,057)	0,057 (0,130)	0,035 (0,095)	0,073 (0,056)	-0,058 (0,131)	0,045 (0,095)
EWONDO	0,124* (0,060)	0,107 (0,153)	-0,051 (0,100)	0,118* (0,061)	0,045 (0,151)	-0,068 (0,099)
$\lambda_1$	0,905* (0,249)	0,657* (0,303)	-0,309 (0,348)	0,539* (0,269)	-0,261 (0,297)	-0,143 (0,236)
$\lambda_2$	-0,794* (0,285)	-0,578* (0,272)	0,380 (0,481)	-0,621* (0,176)	-0,234 (0,350)	-1,078 (0,688)
$R_a^2$	0,489	0,248	0,092	0,485	0,238	0,094
N	812	350	943	812	350	943

\* : significatif à 5%

\*\* : significatif à 10%

Les termes de Mills, statistiquement différents de 0 pour le secteur public dans les deux spécifications et pour le secteur privé dans le logit, indiquent l'existence de caractéristiques non observables du processus de sélection corrélées avec le salaire

espéré. Un test de Hausman a été effectué sur les régressions avec et sans correction du biais de sélection. Les valeurs du tableau 2.11 doivent être comparées à une valeur critique du  $\chi^2$  de 16,1 pour un degré de confiance de 10%. Elles conduisent au rejet de l'hypothèse nulle pour le secteur public, indiquant la mauvaise spécification de la régression sans correction du biais de sélection. Cependant, l'hypothèse nulle n'est pas rejetée pour les secteurs privé et informel.

**TABLEAU 2.11.**  
**Test de Hausman**

	public	privé	informel
logit	24,46	4,85	0,81
probit	18,17	0,77	2,78

Les estimations des MCO, celles de la règle de sélection ainsi que celles des MCO corrigés pour le biais de sélection montrent trois principaux résultats sur la scolarité, la variable sexe et l'expérience. La scolarité semble exercer un effet de sélection vers les secteurs public et privé. Cependant, une fois que l'individu est embauché dans ces secteurs, la scolarité n'a qu'un faible effet sur la rémunération. Ce résultat n'apparaît que si on contrôle pour la sélectivité, alors que si cette correction est ignorée, la scolarité enregistre des rémunérations élevées dans ces secteurs.

En effet, en l'absence de correction pour la sélectivité, les taux de rendements moyens de l'éducation sont de 10%, 10,1% et 9% respectivement pour les secteurs public, privé et informel. Mais, en corrigeant pour la sélectivité, ces rendements sont plus

faibles pour le public et le privé, soit de 5% et 9%, alors que pour le secteur informel ils sont plus élevés, soit de 10%.

Une interprétation de ce résultat est qu'il est vraisemblable que l'obtention d'emplois dans les secteurs public et privé soit basée sur la scolarité et non sur la productivité. Des résultats similaires ont été aussi observés dans plusieurs pays, notamment au Mexique (Lagana et Gallan 1990), et montrent que les forces du marché concurrentiel sont remplacées par la politique d'embauche qui présente une préférence marquée pour les individus qui ont un niveau élevé d'éducation même si ce niveau n'est pas nécessaire pour accomplir les tâches de l'emploi occupé.

Avec un rendement moyen de l'éducation de 10%, il semble que le secteur informel offre une meilleure rémunération à la formation scolaire que les deux autres secteurs. Rappelons cependant qu'en 1993, le secteur public ne garantissait plus des emplois pour les diplômés universitaires. La redistribution de la main-d'oeuvre qualifiée au sein des secteurs privés formel et informel assure au secteur informel des travailleurs de niveau de formation élevé. Comme le secteur informel est supposé concurrentiel, il est raisonnable d'espérer des rendements élevés sur l'investissement en éducation. Bien que la majorité des études s'attendent à une faible rémunération de l'éducation dans le secteur informel (Nietzert 1993) en raison d'un excès d'offre de travail ou d'une faible productivité dans ce secteur, Krishnan (1996) anticipe une hausse du rendement de l'éducation dans les secteurs privés en Ethiopie. Cet effet serait la conséquence de la restructuration de la politique d'embauche du secteur public dans le cadre du programme d'ajustement structurel, ce qui pourrait expliquer notre résultat.

Les estimations avec et sans contrôle pour la sélectivité présentent également des différences au niveau de l'expérience dans les secteurs public et privé. En effet, sans

correction du biais de sélection, l'expérience indique un rendement positif durant toute la carrière professionnelle. Cependant, la correction du biais de sélection montre que le rendement est positif seulement après 5 d'expérience dans le secteur public. Quant au secteur privé, un effet d'obsolescence est observé à partir de 30 ans d'expérience, tendance également observée par Tannen (1991) sur le marché du travail du nord-est brésilien. L'expérience n'a cependant pas d'effet significatif sur les salaires dans le secteur informel. Par ailleurs, l'ancienneté, significative dans le choix de secteur de travail<sup>19</sup>, n'a pas d'effet sur le salaire dans aucune des trois régressions.

Les résultats montrent que le coefficient relatif au sexe n'est pas significatif dans les secteurs public et privé. Ce résultat pourrait refléter le respect des normes de rémunération dans ces secteurs. Par contre, la variable FEMME indique un effet négatif sur le salaire des travailleurs du secteur informel. Ce qui n'est pas le cas pour le secteur public.

Enfin, on peut noter que, bien que les variables ethniques affectent le choix de secteur de travail, elles n'ont pas d'effet significatif sur les salaires dans les secteurs privé et informel, alors que l'appartenance à l'ethnie Ewondo montre une relation positive avec le salaire dans le secteur public. Ainsi, malgré la dimension ethnique de nombreux aspects de la vie sociale au Cameroun (Ngandjeu 1988), l'importance des discriminations ethniques semble limitée, résultat qu'obtient également Roubaud (1994).

Tous ces résultats confirment que les mécanismes de détermination des salaires sont différents selon le secteur de travail du marché du travail urbain à Yaoundé. Nous nous intéressons maintenant à la question du rationnement.

---

<sup>19</sup>L'effet de l'ancienneté peut être biaisé suite au problème d'endogénéité puisque, l'ancienneté est d'autant plus élevée que l'individu reste dans le secteur choisi.

## 2.5 Choix occupationnel en présence de rationnement

La règle de sélection (2.7) présume que l'individu fait librement le choix du secteur de travail. Cette hypothèse est à la base de l'approche néoclassique présentée dans la section précédente. Cependant, si le marché du travail est segmenté, il y a rationnement de certains emplois. Le rationnement peut avoir pour effet d'empêcher l'entrée dans le secteur préféré et de forcer l'individu à adopter son deuxième ou troisième choix. Dans ce contexte, l'individu doit alors attendre pendant une période de temps plus ou moins longue avant d'accéder à l'emploi souhaité. Dans cette section, nous utilisons la notion de rationnement sur les alternatives présentée par Pudney (1989) et appliquée par Ilmakunnas et Pudney (1990).

### 2.5.1 Cadre théorique

Nous supposons toujours que l'individu choisit entre trois alternatives. En l'absence de contraintes, le choix optimal est déterminé par l'alternative qui donne l'utilité la plus élevée, selon l'approche retenue dans la section précédente.

Cependant, en présence de rationnement effectif, l'individu contraint occupe le secteur qui représente son deuxième ou troisième choix. Dans ce cas, nous devons spécifier non seulement les probabilités de choix optimaux mais aussi les probabilités relatives à tout ordre dans les préférences des alternatives. Dans le cas de deux alternatives, lorsque l'individu ne peut pas accéder à son premier choix, il est automatiquement confiné à l'alternative qui est son deuxième choix. L'importance de l'ordre dans les

alternatives n'est pas alors mise en évidence comme dans le cas d'un nombre plus élevé d'alternatives.

En utilisant  $\succeq$  pour représenter la relation "préféré à", six probabilités de choix sont possibles:

$$P(jkl) = Pr(j \succeq k \succeq l) \cong Pr(V_j \geq V_k \geq V_l), \quad (2.22)$$

où  $jkl$  représente toute permutation de public, privé et informel.  $V_j$ ,  $V_k$ ,  $V_l$  sont tels que définis précédemment par:

$$V_j = Z\beta_j + \epsilon_j. \quad (2.23)$$

Nous supposons qu'il n'y a pas de barrières à l'entrée du secteur informel. Autrement dit, les emplois du secteur informel sont toujours disponibles. Par contre, lorsque l'individu se présente sur le marché du travail, les emplois des secteurs public et privé ne sont pas toujours disponibles. La disponibilité des emplois de ces secteurs est représentée par deux critères,  $R_{pub}$  et  $R_{pri}$ , spécifiés comme suit:

$$\begin{aligned} R_{pub} &= M\gamma_{pub} + \nu_{pub} \\ R_{pri} &= M\gamma_{pri} + \nu_{pri} \end{aligned} \quad (2.24)$$

où  $M$  représente les caractéristiques reliées à la disponibilité des emplois et  $\nu_{pub}$ ,  $\nu_{pri}$  les termes d'erreur aléatoires non observables par l'économètre.

Un emploi du secteur public (privé) est disponible si  $R_{pub} > 0$  ( $R_{pri} > 0$ ). Nous avons alors quatre probabilités qui correspondent à la disponibilité des emplois des trois secteurs ( $\Pi(123)$ ), des secteurs public et informel ( $\Pi(13)$ ), des secteurs privé et informel ( $\Pi(23)$ ) et uniquement du secteur informel ( $\Pi(3)$ ). Nous écrivons ces probabilités comme suit:

$$\begin{aligned}
\Pi(123) &= P(R_{pub} > 0, R_{pri} > 0) \\
\Pi(13) &= P(R_{pub} > 0, R_{pri} < 0) \\
\Pi(23) &= P(R_{pub} < 0, R_{pri} > 0) \\
\Pi(3) &= P(R_{pub} < 0, R_{pri} < 0)
\end{aligned}
\tag{2.25}$$

En combinant l'information sur les préférences des secteurs (relation 2.22) et sur les emplois disponibles (relation 2.25) nous identifions les différentes possibilités présentées au tableau 2.6. Les cas observables sont présentés dans le tableau 2.12. Nous

**TABLEAU 2.12.**  
**Cas observables**

emplois disponibles	Les préférences					
	$pub \succeq_{inf} pri$	$pub \succeq_{pri} inf$	$pri \succeq_{inf} pub$	$pri \succeq_{pub} inf$	$inf \succeq_{pri} pub$	$inf \succeq_{pub} pri$
$\Pi(123)$	cas 1	cas 1	cas 3	cas 3	cas 5	cas 5
$\Pi(13)$	cas 1	cas 1	cas 2	cas 7	cas 5	cas 5
$\Pi(23)$	cas 4	cas 6	cas 3	cas 3	cas 5	cas 5
$\Pi(3)$	cas 6	cas 6	cas 7	cas 7	cas 5	cas 5

avons donc sept cas. Par exemple, le cas 1 concerne les individus observés dans le secteur public, le préférant aux deux autres ( $P(pub \succeq_{pri} \succeq_{inf})$  ou  $P(pub \succeq_{inf} \succeq_{pri})$ ) et ayant reçu des offres d'emplois des trois secteurs ou des secteurs public et informel ( $\Pi(123)$  ou  $\Pi(13)$ ). Le cas 2 indique que l'individu préfère le secteur privé au secteur public et préfère celui-ci au secteur informel. Mais, quand il se présente sur le marché il ne reçoit que des offres d'emplois des secteurs public et informel. Dans ce contexte, l'individu choisit de travailler dans le secteur public bien qu'il souhaite un emploi du secteur privé. L'interprétation des autres cas se fait de la même manière. Le nombre d'observations relatives aux sept cas est indiqué dans le tableau 2.13 suivant.

**TABLEAU 2.13**  
**Observations sur le rationnement**

catégories	nombre	homme	femme
cas 1. public et public désiré	767	498	269
cas 2. public mais privé désiré	49	38	11
cas 3. privé et privé désiré	276	206	70
cas 4. privé mais public désiré	70	54	16
cas 5. informel et informel désiré	652	311	341
cas 6. informel mais public désiré	145	82	63
cas 7. informel mais privé désiré	181	122	59

Le modèle paramétrique dépend des hypothèses retenues pour la distribution des termes d'erreur. On suppose ici que les termes d'erreur  $\epsilon$  et  $\nu$  suivent des lois normales. De plus, nous supposons que les éléments aléatoires de décision de choix ( $\epsilon$ ) sont indépendants des termes aléatoires relatifs au mécanisme de rationnement ( $\nu$ ). Pour faciliter les calculs, nous supposons qu'il y a indépendance entre les offres d'emplois des secteurs public et privé, autrement dit  $cov(\nu_{pub}, \nu_{pri}) = 0$ .

Les probabilités des différents cas observables sont les suivantes:

$$\begin{aligned}
P(cas1) &= [P(pub \succeq pri \succeq inf) + P(pub \succeq inf \succeq pri)][\Pi(123) + \Pi(13)] \\
P(cas2) &= [P(pri \succeq pub \succeq inf)][\Pi(13)] \\
P(cas3) &= [P(pri \succeq pub \succeq inf) + P(pri \succeq inf \succeq pub)][\Pi(123) + \Pi(23)] \\
P(cas4) &= [P(pub \succeq pri \succeq inf)][\Pi(23)] \\
P(cas5) &= [P(inf \succeq pub \succeq pri) + P(inf \succeq pri \succeq pub)] \\
P(cas6) &= [P(pub \succeq pri \succeq inf)][\Pi(3)] + [P(pub \succeq inf \succeq pri)][\Pi(23) + \Pi(3)] \\
P(cas7) &= [P(pri \succeq inf \succeq pub)][\Pi(13)] + \\
&\quad [P(pri \succeq pub \succeq inf + P(pri \succeq inf \succeq pub))][\Pi(3)]
\end{aligned} \tag{2.26}$$

avec  $Pr(V_j \succeq V_k \succeq V_i) = P(jkl) = B(A_{jk}, A_{jl}; \rho)$  où  $B(., .; .)$  est la cumulative d'une distribution normale bivariee de bornes superieurs  $A_{jk}$  et  $A_{jl}$  et de coefficient de correlation  $\rho$  déjà définie à la relation (2.18). La fonction de vraisemblance est donnée par le produit des probabilités relatives aux sept cas:

$$L = \prod_{j=1}^7 P(casj) \tag{2.27}$$

## 2.5.2 Résultats

L'idée de modélisation du rationnement n'est pas nouvelle en économie du travail. Néanmoins, les études utilisant les barrières sur l'ensemble de choix sont plutôt rares. Lacroix et Fréchette (1994) montrent que les estimateurs des paramètres sont biaisés lorsque les contraintes de rationnement ne sont pas correctement modélisées. En

adoptant la stratégie d'estimation comparable à la notre pour l'analyse de l'offre de travail, Ilmakunas et Pudney (1990) montre que les méthodes conventionnelles ignorant le rationnement biaisent les estimateurs des paramètres.

Les résultats d'estimation de choix de secteurs avec rationnement sont présentés au tableau 2.14. Ce tableau comprend deux parties: celle relative aux préférences ( $P(jkl)$ ) et celle correspondant aux disponibilités des emplois ( $\Pi(\cdot)$ ). Après plusieurs essais de spécification, les variables retenues pour refléter les restrictions sur la mobilité intersectorielle sont les variables de scolarité, d'ethnie, de formation scolaire du père et du genre d'entreprise où travaillait le père de l'individu. Ces deux dernières sont introduites pour saisir l'importance des relations personnelles dans l'accès au marché du travail. Une valeur positive des coefficients associés à ces variables indique une baisse de la probabilité de rationnement.

Lorsque nous tenons compte des opportunités d'emplois, nous constatons que les variables relatives au statut matrimonial, de chef de ménage et de présence d'enfants d'âge préscolaire perdent de leur significativité dans la préférence des secteurs public et privé. Il en est de même pour les variables d'expérience et d'ancienneté dans le secteur privé. Par contre, l'effet des variables de capital humain sur le choix du secteur public est amplifié.

En ce qui concerne la disponibilité des emplois, le niveau de formation du père ainsi que l'appartenance à l'ethnie Bamileké ont un effet positif sur la probabilité de se voir offrir des emplois du secteur public. Par contre, les variables de scolarité (terme quadratique) et d'appartenance à l'ethnie Bassa ont un effet négatif significatif. En prenant en considération les résultats sur la préférence des secteur, il apparaît que la probabilité d'être rationné pour le secteur public augmente avec la scolarité, alors que

**TABLEAU 2.14**  
**Règle de participation avec rationnement**  
**(écart-type entre parenthèses)**

variables	public	prive
(préférences ( $P(jkl)$ ))		
CONST	-13,560* (0,608)	-5,056* (0,477)
AGE	24,480* (0,936)	7,186* (0,859)
AGE2	-42,908* (0,971)	-7,507* (0,927)
SCOLAR	6,355* (0,733)	3,990* (0,639)
SCOLAR2	1,083* (0,370)	-0,290 (0,306)
EXPER	1,851* (0,566)	0,410 (0,350)
EXPER2	-0,560* (0,188)	-0,100 (0,103)
ANCIEN	2,958* (0,365)	-0,100 (0,220)
BASSA	-0,679 (0,621)	0,756 (0,430)
BAMILEKE	-1,949* (0,455)	-0,266 (-0,266)
EWONDO	-0,260 (0,458)	0,307 (0,274)
FEMME	-0,542 (0,433)	-1,445* (0,269)
MARIE	0,254 (0,430)	0,372 (0,244)
CHMENA	1,390 (0,436)	0,395 (0,256)
NENF05	-0,026 (0,181)	0,148 (0,098)
NENF612	0,553* (0,157)	0,019 (0,084)
REVVHORT	-0,014 (0,433)	0,027 (0,023)
(disponibilités d'emplois)		
CONST	-0,349 (0,203)	-0,155 (0,240)
TPEPUB	-0,243 (0,134)	0,141 (0,158)
EDUPERE	0,336* (0,134)	0,044 (0,145)
TPEPRI	0,173 (0,152)	-0,232 (-0,232)
BASSA	-0,554* (0,225)	-0,152 (-0,152)
BAMILEKE	0,253* (0,122)	-0,041 (0,133)
EWONDO	0,107 (0,122)	0,302* (0,139)
SCOLAR	0,392 (0,383)	0,258 (0,438)
SCOLAR2	-0,704* (0,188)	-0,255 (0,193)
$\sigma_{12}$	-19,461* (0,890)	
$\sigma_{13}$	-22,077* (0,907)	
$\sigma_{23}$	-3,562 (0,770)	
Log L =	-2891,4	

\* : significatif à 5%

\*\* : significatif à 10%

la préférence pour ce secteur augmente avec la scolarité. Cet aspect jusqu'à présent non mesuré dans la littérature empirique, tend à confirmer l'existence d'un effet significatif des mesures adoptées dans le cadre du programme d'ajustement structurel, lesquelles limitent l'embauche dans le secteur public mais surtout ne garantissent plus des emplois aux diplômés universitaires. Ainsi on peut dire que, plus ils sont scolarisés, plus les gens veulent aller dans le secteur public. Ceci a pour effet d'augmenter la probabilité d'être rationné.

Il devient intéressant de faire la comparaison des prédictions des modèles de choix d'occupation en l'absence et en présence de rationnement. Les prédictions portent sur un travailleur possédant les caractéristiques moyennes de l'échantillon. Le tableau 2.15 montre le nombre de travailleurs prédits en présence de rationnement et par

**TABLEAU 2.15**  
**Nombre de travailleurs prédits et observés par secteur**

	travailleurs prédits		travailleurs observés
	modèle sans ration.		
	logit	probit	
public	728	806	992(172)
privé	449	347	595(295)
informel	928	952	517

Note: les valeurs entre parenthèses indiquent les individus rationnés

les spécifications du logit et du probit en l'absence de rationnement pour chaque secteur. Nous constatons qu'en l'absence de rationnement, le probit prédit mieux les observations que le logit. Dans la quatrième colonne, nous avons le nombre de travailleurs qui sont prédits par le modèle de choix occupationnel en présence de rationnement. Les valeurs entre parenthèses indiquent les individus qui préfèrent travailler dans le secteur public ou dans le secteur privé mais qui ne peuvent pas y

accéder. Nous constatons qu'il y a plus de travailleurs rationnés pour le secteur privé que pour le secteur public. En général, la préférence pour les secteurs public et privé est sous-estimée si le rationnement est ignoré.

## 2.6 Conclusion

Pour expliquer les écarts salariaux persistants entre les secteurs de travail et la mobilité intersectorielle restreinte, ce chapitre présente deux modèles de détermination des salaires basé sur les données d'enquête-ménages recueillies à Yaoundé au Cameroun. Dans une première approche, on ignore la présence de rationnement intersectoriel. Partant de l'hypothèse de maximisation d'utilité, les travailleurs comparent les utilités sectorielles et choisissent le secteur qui procure l'utilité la plus élevée. Dans le second modèle, qui tient compte du rationnement, le choix du secteur de travail peut ne pas correspondre à celui qui maximise le bien-être.

Les travailleurs de Yaoundé ont été regroupés dans trois secteurs de travail. L'explication des revenus de travail se fonde sur les variables de capital humain et sur les caractéristiques personnelles susceptibles d'influencer la productivité de l'individu.

Les spécifications du logit et du probit trichotomiques considérées pour tenir compte de l'endogénéité du choix sectoriel dans l'explication des salaires montrent que la scolarité exerce un effet de sélection vers les secteurs public et privé. La spécification du probit prédit mieux les observations de l'échantillon si on ignore le rationnement dans le modèle de choix du secteur de travail.

D'une manière générale, les rendements sur les caractéristiques productives indiquent l'existence de mécanismes de rémunération différents selon le secteur de travail. Ainsi, le rendement moyen de l'éducation dans les secteurs public et privé est faible comparativement à son niveau dans le secteur informel. L'effet de l'expérience professionnelle varie selon le secteur de travail. Dans le secteur public, un effet positif est observable après 5 ans d'expérience, tandis que dans le secteur privé, cette caractéristique a un effet positif qui commence à décroître après 30 ans d'expérience. Par contre, l'expérience n'a aucun effet sur le salaire dans le secteur informel.

L'analyse du rationnement, utilisant la notion de restrictions sur l'ensemble de choix dans un modèle de choix discrets à trois alternatives, montre que le niveau de formation du père augmente les opportunités d'emploi dans le secteur public. Néanmoins, la scolarité de l'individu n'est plus garante de l'accès aux emplois souvent qualifiés de stables dans le secteur public, même si la préférence pour ce secteur augmente avec le niveau de formation de l'individu. Seule l'appartenance ethnique a un effet significatif sur la disponibilité des emplois dans le secteur privé. Enfin, nos résultats montrent qu'en ignorant le rationnement, le nombre de travailleurs préférant les secteurs public et privé formel est sous-estimé. Ces résultats appuient l'hypothèse de l'existence d'un marché du travail urbain segmenté au Cameroun.

# Bibliographie

- [1] Akerlof, G.A., (1984), "Gift Exchange and Efficiency Wage Rigidities: Four Views", *American Economic Review*, Papers and Proceedings, 74, 79-83.
- [2] Becker, G.S., (1975), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, Chicago: University of Chicago Press, 2nd edition.
- [3] Binnel, P.S., (1981), "Earnings Differentials Between Public and Private Sectors in Africa: The Case of Ghana, Kenya and Nigeria", *Labour and Society*, 6(3), 223-241.
- [4] Bulow, J. et L, Summers, (1986), "A Theory of Dual Labor Market with Application to Industrial Policy, Discrimination, and Keynesian Unemployment", *Jornal of Labor Economics*, 4(3), 376-414.
- [5] Cohen, N., (1991), *Wage Determinants and Labor Market Segmentation in Khartoum, Soudan*, Unpub. Ph.D. Dissertation, University of California, Berkeley.
- [6] Cordonnier, R., (1991), *Les Diverses Approches Méthodologiques du Secteur Non Structuré*, Amira, brochure 62, 168 pages.

- [7] DIAL-DSCN, (1993), *Conditions d'Activité de la Population de Yaoundé, Premiers Résultats*, Juin 1993, 17 pages.
- [8] Dickens W. et K. Lang, (1992), "Labor Market Segmentation Theory: Reconsidering the Evidence", *NBER Working Paper*, 4087.
- [9] Dickens W. et K. Lang, (1985), "A Test of Dual Labour Market Theory", *American Economic Review*, 75(2), 792-805.
- [10] Dubin J.A. et D.L. McFadden, (1984), "An Econometric Analysis of Residential Electric Appliance Holdings and Consumption", *Econometrica*, 52(2), 345-362.
- [11] Economist Intelligence Unit, (1995), *Country Profil: Cameroun, Central African Republic (CAR), Chad 1993/1994*, New-York.
- [12] Fields, G., (1975), "Rural-Urban Migration, Urban Unemployment and Underemployment and Job Search Activity in LDC's", *Journal of Development Economics*, 32(2), 165-187.
- [13] Fields, G., (1989), "On the Job Search in a Labor Market Model: Ex-Ante Choices and Ex Post Outcomes", *Journal of Development Economics*, 30(1), 159-178.
- [14] Fische, R.P.H., R.P. Tost et P. Lurie, (1981) "Selectivity Bias and Comparative Advantage: A Generalized Approach," *Economics of Education Review*, 1, 169-191.
- [15] Fonds Monétaire International, (1996a), *Statistiques Financières Internationales, Annuaire*, Washington D.C.

- [16] Fonds Monétaire International, (1996b), *Statistiques Financières Internationales*, vol (2), Washington D.C.
- [17] Gindling, T.H., (1991), "Labor Market Segmentation and the Determination of Wages in the Public, Private-Formal and Informal Sectors in San-José, Costa Rica", *Economic Development and Cultural Change*, 39(2), 585-605.
- [18] Harris J. et M.P. Todaro, (1970), "Migration, Unemployment and Development: a Two Sector Analysis", *American Economic Review*, 60(1), 126-142.
- [19] Hausman J.A et D.A. Wise, (1978), "A Conditional Probit Model for Qualitative Choice: Discrete Decisions Recognizing Interdependence and Heterogeneous Preferences", *Econometrica*, 46, 403-426.
- [20] Heckman J.J., (1976), "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models", *Annals of Economic and Social Measurement*, 5(4), 475-492.
- [21] Horowitz (1980), "Identification and Diagnosis of Specification Errors in the Multinomial Logit Model", *U.S. Environmental Protection Agency*, Washington D.C. 20460.
- [22] Hugon, P., (1982), "Secteur Souterrain ou Réseaux Apparents", dans *Vivre et Survivre dans les Villes Africaines* IEDES, Puf, Paris, 27-49.
- [23] Ilmakunnas S. et S.E. Pudney, (1990), "A Model of Female Labour Supply in the Presence of Hours Restrictions" , *Journal of Public Economics*, 41, 183-210.
- [24] Krishnan, P. (1990), "The Economics of Moonlighting: A double Self-Selection Model", *Review of Economics and Statistics*, 72(2), 361-367.

- [25] Krishnan, P. (1996), "Family Backgrounds, Education and Employment in Urban Ethiopia", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58(1), 167-182.
- [26] Lachaud J.P. et M. Pénouil, (1987), *Segmentation du marché du travail et mobilité entre activités informelles et activités moderne en milieu urbain africain: cas du Cameroun et de la Côte d'Ivoire*, Paris.
- [27] Lacroix, G. et P. Fréchette (1994), "A Microeconomic Model of Female Labour Supply in the Presence of Unemployment and Underemployment", *Annales d'Économie et de Statistique*, 36, 113-131.
- [28] Lagana A. et M. Galan, (1990), "Highly Educated Labor Surpluses and Educational Planning in Developing Countries: A Case Study of Mexico", *Canadian Journal of Development Studies*, 11(1), 7-31.
- [29] Lee, L.F., (1983), "Generalized Models with Selectivity", *Econometrica*, 51(2), 507-512.
- [30] Lindauer D.L. et R.H. Sabot, (1983), "The Public/Private Wage Differential in a Poor Urban Economy", *Journal of Development Economics*, 12(3), 137-152.
- [31] Lindbeck, A. et D.J. Snower, (1985), "Segmented Labor Markets and Unemployment", *University of Stockholm Seminal Paper*, 483, 35 pages.
- [32] Maddala, G.S., (1983), *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, 401 pages.
- [33] Magnac, Th., (1991), "Segmented or Competitive Labor Markets?", *Econometrica*, 59(1), 165-187.
- [34] Mincer, J., (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, New York: National Bureau of Economic Research.

- [35] Monga, C. (1989), "Une Habitude Camerounaise, Le Travail au Noir", *Jeune Afrique Économie*, N. 181, 59-63.
- [36] Mroz, T.A. (1987), "The Sensitivity of an Empirical Model of Married Women's Hours of Work to Economic and Statistical Assumptions", *Econometrica*, 55(4), 765-799.
- [37] Ngandjeu, J., (1988), *Le Cameroun et la Crise*, L'Harmattan, Paris.
- [38] Nietzert, M., (1993), *Wage Determinants and Labor Market Segmentation in Kenya, Soudan*, Unpublished Ph.D. Dissertation, University of Toronto.
- [39] Pougoue, P.-G., (1988), *Droit du travail et de la Prévoyance au Cameroun*, Presses Universitaires du Cameroun, Yaoundé.
- [40] Pradhan, M., (1994), *Labour Supply in Urban Areas of Bolivia and the Role of the Informal Sector*, Unpublished Ph.D Thesis, Tilburg University.
- [41] Psacharopoulos, G. (1985), "Returns to Education: A Further International Update and Implications", *Journal of Human Resources*, 20(4), 583-597.
- [42] Pudney, S.E., (1989), *Modelling Individual Choice*, Blackwell, Oxford.
- [43] Roubaud, F., (1994), "La question ethnique sur le marché du travail à Yaoundé: Discrimination ou solidarité?", *Etudes DIAL*, 1994-14/E4, 30 pages.
- [44] Roy, A., (1951), "Some Thoughts on the Distribution of Earnings", *Oxford Economic Papers*, 3, 135-146.
- [45] Salop, S., (1979), "A Model of Natural Rate of Unemployment", *American Economic Review*, 69(1), 117-125.

- [46] Schmertman, C.P., (1994), "Selectivity Bias Correction Methods in Polychotomous Sample Selection Models", *Journal of Econometrics*, 60, 101-132.
- [47] Sethuraman, S.V., (1976), "Le Secteur Urbain Non Structuré: Concept, Mesure et Action", *Revue Internationale du Travail*, 114(1), 79-92.
- [48] Shapiro, C. et J., Stiglitz (1984), "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device", *American Economic Review*, 74(1), 433-444.
- [49] Shishko, R. et B. Rostker (1976), "The Economics of Multiple Job Holding", *American Economic Review*, 66(3), 298-308.
- [50] Stiglitz, J. (1984), "Theories of Wage Rigidities ", *NBER Working Paper*, No. 1442.
- [51] Stiglitz, J. (1976), "The Efficiency Wage Hypothesis, Surplus Labour, and the Distribution of Income in LDCs ", *Oxford Economic Papers*, 28, 185-207.
- [52] Stiglitz, J. (1974), "Wage Determination and Unemployment in LDCs: The Labor Turnover Model", *Quarterly Journal of Economics*, 88, 194-227.
- [53] Swaminathan, M., (1991), "Understanding the 'Informal sector': A survey", *Working Paper*, No. 95, Centre for International Studies, M.I.T.
- [54] Tannen, M.B. (1991), "Labor Markets in Northeast Brazil: Does the Dual Market Apply?", *Economic Development and Cultural Change*, 39(3), 567-583.
- [55] Taubman P. et M.L. Watcher, (1986), "Segmented Labour Market", dans *Handbook of Labour Economics*, vol.2, Ashenfelter et Layard(Eds.), North-Holland, Amsterdam.

- [56] Terza, J., (1980), "Heckman's Method Extended to Polychotomous choice Models", paper presented at the ASA meeting, Houston, Texas.
- [57] Van der Gaag J. et W.M.P. Vijverberg (1989), "Wage Determinants in Côte d'Ivoire: Experience, Credentials and Human Capital," *Economic Development and Cultural Change*, 37(2), 371-381.
- [58] Van Dijk, M.P., (1986), *Le Secteur Informel de Dakar, Sénégal*, l'Harmattan, Paris.
- [59] Weiss, A., (1980). "Job Queues and Layoffs in Labor Market with Flexible Wages", *Journal of Political Economy*, 88, 526-538.
- [60] White, H., (1980), "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, 48(4), 817-838.
- [61] Yellen, J., (1984), "Efficiency Wage Models of Unemployment", *American Economic Review*, Papers and Proceedings, 74, 200-205.

## Annexe A. Grille des salaires du secteur privé

**TABLEAU A.1.**  
**Grille des salaires mensuels du secteur privé**  
**par catégorie et par échelon (FCFA)**  
**zone 1: Yaoundé et Douala.**

Échelons	Catégories					
	A	B	C	D	E	F
manoeuvres, ouvriers						
I	32865	34085	35305	36530	37755	38975
II	38975	41495	44020	46540	49065	51855
III	50680	55110	59540	63970	68400	72830
IV	69110	74175	79255	84300	89360	94420
V	89495	04690	99885	105085	110275	115475
VI	111480	117215	122955	128590	nc	140165
Agents de maîtrise et techniciens						
VII	115480	125005	134160	143325	152480	161645
VIII	161645	172420	183195	193970	204745	215515
IX	204145	222005	239870	257730	275995	293460
Cadres et ingénieurs						
X	241435	254035	266625	279225	291820	304420
XI	303420	313020	329615	342210	354805	367405
XII	367405	380005	392605	405200	417795	430395

source: Monga(1988)

## Annexe B. Modèle probit trichotomique

Dans cette annexe, nous présentons les détails du modèle de probit trichotomique, lequel permet d'estimer les coefficients du modèle de choix de secteur de travail en supposant que les termes d'erreur sont corrélés et d'estimer cette corrélation. Nous reprenons la fonction d'utilité aléatoire pour chaque alternative  $j$  définie dans le texte par la relation (2.28) suivante:

$$V_j = Z\beta_j + \epsilon_j, \quad (2.28)$$

avec  $Z$  le vecteur des caractéristiques influençant le choix du secteur. Nous supposons que les termes aléatoires suivent une loi normale de moyenne zéro et de matrice de covariances  $\Omega$  suivante:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & & \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 & \\ \sigma_{13} & \sigma_{23} & \sigma_3^2 \end{bmatrix} \quad (2.29)$$

Nous avons supposé que l'individu choisit l'alternative qui lui procure l'utilité la plus élevée. La probabilité de choisir la première alternative s'écrit alors comme suit:

$$\begin{aligned} P_1 &= Pr(V_1 > V_2, V_1 > V_3) \\ P_1 &= Pr(Z\beta_1 + \epsilon_1 > Z\beta_2 + \epsilon_2, Z\beta_1 + \epsilon_1 > Z\beta_3 + \epsilon_3) \\ P_1 &= Pr(\epsilon_2 - \epsilon_1 < Z\beta_1 - Z\beta_2, \epsilon_3 - \epsilon_1 < Z\beta_1 - Z\beta_3) \end{aligned} \quad (2.30)$$

En suivant Hausman et Wise (1978), nous posons

$$\eta_{12} = \epsilon_2 - \epsilon_1 \quad (2.31)$$

$$\eta_{13} = \epsilon_3 - \epsilon_1 \quad (2.32)$$

Les  $\eta_{1k}$  suivent une distribution jointe normale bivariée de matrice de covariance suivante:

$$\omega_1 = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12} & \\ \sigma_1^2 - \sigma_{13} - \sigma_{12} + \sigma_{23} & \sigma_1^2 + \sigma_3^2 - 2\sigma_{13} \end{bmatrix} \quad (2.33)$$

Nous pouvons écrire la probabilité que l'individu choisisse la première alternative comme suit:

$$P_1 = \int_{-\infty}^{\frac{Z\beta_1 - Z\beta_2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12}}} \int_{-\infty}^{\frac{Z\beta_1 - Z\beta_3}{\sigma_1^2 + \sigma_3^2 - 2\sigma_{13}}} b(\eta_{12}, \eta_{13}; \rho_1) d\eta_{12} d\eta_{13} \quad (2.34)$$

avec  $b(., .; .)$  représentant la distribution normale bivariée centrée réduite et  $\rho_1$  étant le coefficient de corrélation entre  $\eta_{12}$  et  $\eta_{13}$  donné par:

$$\rho_1 = \frac{\sigma_1^2 - \sigma_{13} - \sigma_{12} + \sigma_{23}}{\sqrt{(\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12})(\sigma_1^2 + \sigma_3^2 - 2\sigma_{13})}} \quad (2.35)$$

En posant

$$\tilde{A}_{12} = \frac{Z\beta_1 - Z\beta_2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12}} \quad (2.36)$$

$$\tilde{A}_{13} = \frac{Z\beta_1 - Z\beta_3}{\sigma_1^2 + \sigma_3^2 - 2\sigma_{13}} \quad (2.37)$$

nous écrivons  $P_1$  comme suit:

$$P_1 = \int_{-\infty}^{\tilde{A}_{12}} \int_{-\infty}^{\tilde{A}_{13}} b(\eta_{12}, \eta_{13}; \rho_1) d\eta_{12} d\eta_{13} \quad (2.38)$$

Les probabilités relatives au choix des deux autres alternatives se dérivent de la même façon. Le modèle peut être estimé une fois que nous avons paramétrisé les variances des termes d'erreur. Nous posons  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = 1$ . Nous pouvons alors estimer les termes de corrélation  $\sigma_{12}$ ,  $\sigma_{13}$  et  $\sigma_{23}$ .

## Annexe C Test de Chow

Nous utilisons le test de Chow pour tester l'égalité des coefficients des modèles de régression linéaire de deux secteurs, à savoir public-privé, public-informel et privé-informel. La statistique du test de Chow s'écrit comme suit:

$$F = \frac{(RSSR - SSR1 - SSR2)/k}{(SSR1 + SSR2)/(n - 2k)} \sim F_{\alpha}(n - 2k, k) \quad (2.39)$$

avec  $SSR1$  et  $SSR2$  les sommes de carrées des résidus des régressions sur les deux sous-échantillons,  $RSSR$  la somme des carrées des résidus de la régression sur l'ensemble des observations. Le terme  $n$  indique le nombre total d'observations et  $k$  le nombre de variables explicatives dans le modèle. Comme le nombre d'observations est élevé dans chaque sous-échantillon, la valeur critique de ce test est  $F_{0.5}(\infty, 10)$  qui est égale à 1,83. Les valeurs calculées sont données dans le tableau suivant:

**TABLEAU 2.7.A**  
**Test de Chow**

public-privé	public-informel	privé-informel
2,085	21,616	6,823

# Chapitre 3

## Analyse de l'offre de travail principal et secondaire

### 3.1 Introduction

Les modèles d'offre de travail les plus courants en économie du travail portent sur différents aspects relatifs à la décision de travailler (Gunderson et Riddel 1988). Il peut s'agir du choix de participation sur le marché du travail, de l'offre de travail en présence de rationnement, de l'offre de travail dans le cadre d'un ménage, de l'analyse en cycle vital, etc.

Cependant, très peu d'études analysent le comportement d'offre de travail dans plusieurs emplois. Pourtant, le cumul d'emplois est un phénomène courant qui prend de plus en plus d'importance aussi bien dans les pays industrialisés (Stinson 1990, 1997) que dans les pays en voie de développement. Au Cameroun, Monga (1989: 60) indique que:

*“Rares sont les salariés qui, dans la fonction publique comme dans le privé,*

*se contentent seulement de leurs revenus officiels [...] les uns comme les autres rivalisent d'ingéniosité pour trouver des sources de revenus complémentaires afin de boucler leur fins de mois."*

En effet, les individus s'engagent dans plusieurs emplois soit pour pouvoir défrayer les dépenses courantes prédéterminées (Shishko et Rosker 1976), soit pour rembourser des dettes encourues, soit en prévision de dettes à contracter (Abdukadir 1992), soit enfin dans le but d'épargner pour le futur (Stinson 1990). En plus de ces raisons financières, la pluri-activité peut être l'occasion d'acquérir de l'expérience dans une occupation différente de l'emploi principal (Amirault 1997, Stinson 1990, Shishko et Rostker 1976).

Le cumul d'emplois, souvent désigné par "moonlighting", peut aussi être occasionné par le sous-emploi dans l'emploi principal qui est la cause la plus couramment invoquée dans la modélisation du cumul d'emplois (Shishko et Rostker 1976, Krishnan 1990). En effet, il peut exister des contraintes sur le nombre maximal d'heures qu'un individu peut travailler dans un emploi donné (Altonji et Paxson 1988) de sorte qu'au taux de salaire en vigueur, les heures travaillées ne permettent pas d'atteindre le niveau désiré d'utilité. Dans ce contexte, si les possibilités de travail supplémentaire (généralement à taux de salaire majoré) ne sont pas disponibles au sein de l'entreprise, la seule option permettant de travailler plus d'heures et d'atteindre un niveau d'utilité plus élevé est d'accepter un ou plusieurs emplois secondaires.

Cependant, tous ceux qui cumulent des activités ne sont pas nécessairement contraints par le nombre d'heures du travail principal, de même que ceux qui occupent un emploi ne sont pas tous non-contraints. Ainsi, Perlman (1969) souligne que seulement un faible pourcentage d'américains cumulant des emplois sont contraints. Par contre,

Taylor et Sekscenski (1982) indiquent que pour les américains qui cumulent plusieurs emplois, la répartition des heures de travail dans l'emploi principal est semblable à celle observée chez ceux qui n'occupent qu'un seul. Pour leur part, Conway et Kimmel (1992) montrent que le pourcentage d'américains rationnés qui occupent un seul emploi est plus élevé que le pourcentage d'américains rationnés qui cumulent des emplois.

À la lumière des résultats de ces travaux, le rationnement ne semble pas être le seul motif de la pluri-activité. En effet, le cumul d'emplois peut aussi être causé par l'hétérogénéité des emplois (Perlman 1969, Conway et Kimmel 1992). Ainsi, si les emplois principal et secondaire présentent des avantages et des coûts non-pécuniaires différents, on peut observer des individus qui ne sont pas contraints dans leur emploi principal mais qui exercent des activités secondaires.

Quel est l'effet des salaires sur les décisions de choix de travail secondaire? Bien qu'il soit généralement présumé inférieur au salaire du travail principal, le salaire de l'emploi secondaire peut excéder le salaire de l'emploi principal. Cependant, les individus ne délaisseront pas habituellement leur emploi principal pour ne garder que l'emploi secondaire bien qu'offrant un salaire plus élevé.

Par exemple, des avantages acquis dans l'emploi principal et qui ne sont pas transférables d'un emploi à un autre préviendront le changement d'emplois. De plus, il peut exister des avantages non pécuniaires associés à l'emploi principal mais qui ne se trouvent pas dans l'emploi secondaire. Enfin, les emplois secondaires sont généralement temporaires ou subordonnés à l'existence d'un emploi principal (Shishko et Rostker 1976) de sorte que l'individu ne peut se résoudre à travailler uniquement dans son emploi secondaire.

Les travaux empiriques portant sur l'offre de travail secondaire ont essentiellement présumé le rationnement dans l'emploi principal. Dans le cadre d'un modèle du ménage, Krishnan (1990) montre que pour l'américain marié, la décision de cumuler des emplois et le nombre d'heures occupées dans le travail secondaire sont étroitement liés à la décision de leur conjointe de participer au marché du travail. Lorsque les femmes participent au marché du travail, le cumul d'emplois par leur conjoint diminue. De même, tout comme le montrent Shishko et Rostker (1976), une hausse des heures ou du salaire de l'emploi principal entraîne une baisse d'offre de travail secondaire. Néanmoins, les différents tests empiriques ne vérifient pas l'hypothèse de substitution parfaite entre le travail principal et le travail secondaire. Cependant, ces études ne considèrent que le rationnement dans l'emploi principal comme origine du cumul d'emplois.

Conway et Kimmel (1992, à paraître) élargissent le cadre d'analyse de la pluri-activité en ajoutant l'hétérogénéité dans les causes du cumul d'emplois. En outre, elles estiment non seulement l'offre de travail secondaire, mais aussi l'offre de travail principal. Comme elles n'observent pas directement le rationnement, elles utilisent un modèle de changement de régime non-observable pour prédire l'ampleur du rationnement<sup>1</sup>. Ces auteurs notent que pour les américains, le sous-emploi est le principal motif de cumul d'emplois. Cependant, la modélisation courante qui impose que tous les individus soient contraints est rejetée. Elles soulignent la nécessité de tenir compte des aspects de la demande de travail dans la modélisation de l'offre de travail secondaire.

Contrairement aux modèles statiques précités ci-haut, Paxson et Sicherman (1994), se basant sur les données américaines<sup>2</sup> de 1976-89 et 1991, présentent un modèle

---

<sup>1</sup>Lacroix et Fréchette (1994) montrent cependant que les modèles qui utilisent ce genre de mécanismes peuvent conduire à des paramètres biaisés de la fonction d'utilité.

<sup>2</sup>Ils s'agit des données longitudinales du "Panel Study of Income Dynamics" (PSID) de 1976 à

dynamique du cumul d'emplois. Ils trouvent que les travailleurs utilisent le cumul d'emplois pour ajuster à court terme les heures travaillées. Ainsi, même si le taux de pluri-activité n'est que de 6% pour la semaine de référence du recensement de la population de 1991, environ 50% d'américains cumulent des emplois à un moment donné de leur carrière professionnelle. Le recours à la pluri-activité par un même individu est fréquent et souvent associé aux changements dans le nombre d'heures hebdomadaires et annuelles de l'emploi principal.

Quant à la durée du cumul, Kimmel et Conway (à paraître) montrent qu'elle varie beaucoup selon les caractéristiques démographiques individuelles et les caractéristiques de l'emploi. Leur analyse<sup>3</sup> indique que la probabilité de terminer un épisode de pluri-activité augmente avec le temps. Ces auteurs observent plusieurs motifs du cumul avec la prédominance du rationnement.

Très peu d'études ont testé empiriquement les propositions du cumul d'emplois dans le cas des pays en voie de développement. Analysant conjointement la segmentation du marché du travail et la pluri-activité en Côte d'Ivoire et au Pérou, van der Gaag, Stelcner et Vijverberg (1989) montrent que les faibles salaires du secteur public expliquent la forte proportion de fonctionnaires qui détiennent plusieurs emplois.

Toutes les études précitées considèrent des fonctions d'offre de travail secondaire conditionnelle de forme linéaire, mais elles ne discutent pas de la forme d'utilité correspondant à ces fonctions. Par ailleurs, à l'exception de Conway et Kimmel (1992, à

---

1989 et du recensement général de la population de 1991.

<sup>3</sup>Elles utilisent les données longitudinales du "Survey of Income and Program Participation" (SIPP).

paraître), les différentes études ne s'intéressent pas à l'offre de travail principal. Pourtant, les décisions d'offre de travail principal et secondaire sont étroitement liées et une compréhension du comportement d'offre de travail secondaire doit tenir compte de ce lien au niveau empirique.

L'objectif de ce chapitre est de modéliser le comportement de cumul d'emplois en milieu urbain d'un pays en voie de développement, le Cameroun. Sur le plan théorique, nous dérivons des expressions de fonctions d'offre de travail principal et secondaire qui correspondent aux préférences représentées par une forme spécifique d'utilité. Notre premier objectif étant l'analyse de l'offre de travail secondaire, nous nous limitons au cas des individus qui participent sur le marché du travail<sup>4</sup>. Ceci nous évite les complexités du modèle empirique lorsqu'il faut imputer des salaires de travail principal et secondaire aux non-participants. Nos estimations sont basées sur les données de l'enquête menée auprès des ménages de Yaoundé par DIAL et DSCN en 1993.

Les estimations se font en deux étapes: dans un premier temps, nous estimons la probabilité de cumuler des emplois et les salaires d'emplois principal et secondaire. Ensuite, nous estimons les fonctions d'offre de travail principal et secondaire à l'aide d'un modèle tobit généralisé.

Le chapitre est organisé comme suit: la section 2 présente les données utilisées dans ce chapitre. La section 3 présente le modèle micro-économique des décisions de consommation et d'offres de travail principal et secondaire. À la section 4, nous précisons l'approche économétrique adoptée et, à la section 5, nous présentons les résultats

---

<sup>4</sup>L'individu qui exerce un emploi secondaire a nécessairement une activité principale. Ceci constitue la différence entre notre approche et celle des travaux sur l'offre de travail au noir dans lesquels l'individu peut travailler au noir ou sur un marché régulier sans exercer l'autre activité (Lacroix et Fortin 1994; Lemieux, Fortin et Fréchette 1994).

des différentes estimations. La dernière section discute des implications de cette recherche.

## 3.2 Les données

Les données utilisées proviennent de l'enquête réalisée en janvier 1993 par DIAL-DSCN auprès des ménages de Yaoundé (Cameroun). La description générale des données a été présentée au chapitre précédent. Pour l'analyse du cumul d'emplois, nous utilisons un échantillon de 2162 travailleurs âgés de 18 ans ou plus. Cet échantillon est par la suite subdivisé en deux groupes de travailleurs, à savoir ceux qui ont recouru à la pluri-activité et ceux qui ont occupé uniquement un emploi.

Au tableau 3.1, nous présentons les statistiques descriptives de quelques variables utilisées dans l'analyse de la pluri-activité. Les variables sont telles que définies précédemment à la section 2.3.2. Ce tableau nous indique que parmi les 2162 travailleurs, 148 ont déclaré avoir exercé au moins une activité secondaire durant la semaine de référence, soit un taux de pluri-activité de 6,8%. Ce taux, en apparence faible, serait plus important si le phénomène était rapporté sur une période plus longue. Ceux qui cumulent des emplois sont essentiellement des hommes, ils sont en majorité mariés et chefs de ménage.

Pour l'ensemble des travailleurs, et pour ceux qui ne cumulent pas d'emplois, l'ethnie la plus représentée est celle des Bamiléké, suivie des Ewondo puis des Bassa et des Bakoko. La représentation ethnique est différente pour ceux qui cumulent des emplois. Les Ewondo sont en première position, suivis des Bamiléké puis des Bassa et des Bakoko; cet ordre est respecté tant pour les hommes que pour les femmes. Par

**TABLEAU 3.1**  
**Statistiques descriptives**

VARIABLES	ensemble	cumulent			ne cumulent pas		
		$h_1 > 0$ et $h_2 > 0$			$h_1 > 0$ et $h_2 = 0$		
		H	F	T	H	F	T
FEMME	0,389	0,00	1,00	0,351	0,00	1,00	0,392
MARIE	0,679	0,729	0,558	0,669	0,695	0,655	0,679
CHEMENA	0,553	0,771	0,423	0,649	0,739	0,246	0,546
NENF05	1,139	1,312	1,173	1,264	1,116	1,152	1,130
NENF612	1,354	1,282	1,519	1,365	1,242	1,524	1,353
NPERSHEB	1,806	1,875	2,019	1,926	1,777	1,827	1,802
TAILMEN	6,951	7,021	7,750	7,277	6,689	7,295	6,927
AGE	35,18	35,60	39,10	36,83	35,26	34,76	35,06
SCOLAR	9,862	11,29	8,48	10,30	10,43	8,89	9,83
ANCIEN	7,624	6,690	9,832	7,794	7,678	7,509	7,612
EXPER	9,804	11,20	12,40	11,51	10,43	8,515	9,679
BASSA	0,072	0,083	0,019	0,061	0,069	0,080	0,073
BAMILEKE	0,273	0,146	0,154	0,149	0,302	0,252	0,283
EWONDO	0,225	0,292	0,365	0,318	0,193	0,257	0,218
PUBLI	0,377	0,302	0,308	0,304	0,414	0,335	0,384
PRIVE	0,161	0,229	0,096	0,182	0,197	0,103	0,160
INFORM	0,460	0,469	0,596	0,514	0,389	0,561	0,456
HEURPRI	43,02	40,93	36,27	39,29	45,48	39,88	43,29
HEURSEC	0,89	12,60	13,71	12,99	-	-	-
RATION	0,070	0,125	0,154	0,135	0,056	0,081	0,066
NOMBRE	2162	96	52	148	1225	789	2014

contre, la représentativité féminine au sein de chaque ethnie montre qu'en moyenne, il y a plus de femmes Bamiléké et Ewondo que d'hommes qui cumulent des emplois. Toutefois, pour les Bassa et les Bakoko, les hommes sont nettement plus présents dans le cumul d'emplois.

Contrairement à l'argument souvent invoqué, les travailleurs du secteur public sont ceux qui enregistrent le plus faible taux de pluri-activité, soit 5,5% contre 7,7% et 7,6% pour les secteurs privés formel et informel. Parmi tous ceux qui cumulent des emplois, un peu plus de la moitié (51,4%) ont un emploi principal dans le secteur informel, 30,4% travaillent dans le secteur public et environ 18,2% dans le secteur privé formel. Autant d'hommes que de femmes du secteur public exercent plusieurs activités. Cependant, dans le secteur privé, les femmes exercent les activités secondaires en moins grand nombre que les hommes, alors que dans le secteur informel elles sont largement majoritaires.

L'offre de travail secondaire est en moyenne de 13 heures offertes en plus du travail principal d'une durée moyenne de 39 heures par semaine. Bien que les femmes fournissent en moyenne une heure de plus que les hommes dans leur emploi secondaire, elles travaillent 5 heures de moins dans l'activité principale. Lorsque nous rapportons le travail secondaire à l'ensemble des travailleurs, nous constatons qu'au niveau macro-économique l'impact de la pluri-activité est faible puisque à peine une heure par semaine est consacrée aux activités secondaires. L'offre totale de travail de ceux qui ne cumulent pas est de 43 heures par semaine soit 10 heures de moins que la charge totale de ceux qui exercent plusieurs emplois.

En ce qui concerne le rationnement, uniquement 7% de l'ensemble des travailleurs ont indiqué être rationnés. Notre échantillon contient deux fois plus d'individus rationnés

qui cumulent (13%) que d'individus qui ne cumulent pas (6,6%). Ces valeurs suggèrent que le rationnement n'est pas le seul motif du recours à la pluri-activité.

La répartition des travailleurs selon le sexe et l'âge, au tableau 3.2, montre un faible pourcentage de jeunes femmes âgées de moins de 25 ans (2%) qui ont des activités

**TABLEAU 3.2**  
**Répartition des travailleurs selon le sexe et l'âge**

groupe d'âge	cumule			ne cumule pas			ensemble T
	H	F	T	H	F	T	
AGE MOYEN	35,604	39,096	36,831	35,257	34,764	35,064	35,185
AGE1824	0,146	0,019	0,101	0,131	0,119	0,127	0,125
AGE2534	0,344	0,365	0,351	0,369	0,412	0,386	0,383
AGE3444	0,323	0,385	0,344	0,327	0,321	0,325	0,326
AGE4554	0,146	0,154	0,149	0,136	0,114	0,128	0,129
AGE55 et +	0,042	0,077	0,054	0,036	0,034	0,035	0,036
Nombre	96	52	148	1225	789	2014	2162

secondaires alors qu'environ 15% des hommes du même groupe d'âge ont plusieurs emplois. Autrement dit, les hommes commencent à cumuler des emplois plus jeunes que les femmes. Pour les autres catégories d'âge, il y a plus de femmes que d'hommes qui cumulent des emplois. Environ 66% d'hommes et 75% de femmes qui cumulent des emplois sont âgés de plus de 25 ans et de moins de 45 ans. Par contre, 69% des hommes et 73% des femmes qui ne cumulent pas d'emplois sont de ce groupe d'âge.

Nous présentons la répartition des travailleurs selon le sexe et le niveau de formation au tableau 3.3. Alors que les analphabètes représentent en moyenne 5% des travailleurs qui cumulent des emplois, on observe un pourcentage élevé (13%) de femmes non scolarisées qui cumulent des emplois contre uniquement 1% pour les hommes. Cependant, la pluri-activité n'est pas uniquement réservée à ceux qui ont

**TABLEAU 3.3.**  
**Répartition des travailleurs, selon le sexe et la scolarité**

groupe d'âge	cumule			ne cumule pas			ensemble
	H	F	T	H	F	T	T
SCOLARITE	11,29	8,48	10,30	10,43	8,899	9,829	9,862
EDU0	0,010	0,135	0,054	0,040	0,068	0,051	0,051
PRIMAIRE	0,292	0,288	0,290	0,255	0,321	0,281	0,282
SECONDAIRE	0,156	0,211	0,176	0,307	0,294	0,302	0,293
TECHNIQUE	0,229	0,211	0,223	0,154	0,191	0,169	0,172
UNIVERSITE	0,312	0,154	0,257	0,239	0,124	0,194	0,198
Nombre	96	52	148	1225	789	2014	2162

un faible niveau de formation. En effet, 15% de femmes et 31% d'hommes qui exercent plusieurs activités ont une formation de niveau universitaire. Ces pourcentages sont d'ailleurs supérieurs à ce qui est observé pour les travailleurs qui ne cumulent pas d'emplois. Pour ces derniers, les taux de formation universitaire sont de 12% pour les femmes et de 23% pour les hommes. L'analyse ultérieure vérifiera si la formation exerce une influence réelle sur la participation aux activités secondaires à Yaoundé.

### 3.3 Modèle théorique

Nous nous intéressons au comportement d'offre de travail secondaire en l'absence d'incertitude et de coûts fixes de participation sur le marché du travail. Notre modèle s'inspire de celui de Conway et Kimmel (1992) qui, lui-même, est une extension du modèle de base du cumul d'emplois développé par Shishko et Rostker (1976).

### 3.3.1 Le modèle de base

Dans la modélisation habituelle en économie du travail, on suppose que les préférences de l'individu sont représentées par une fonction d'utilité  $U(x, h)$  qui a comme arguments le niveau de consommation de biens et services,  $x$ , et l'offre de travail,  $h$ . La variable  $x$  représente un agrégat hicksien des biens consommés. On suppose que les prix relatifs de ces biens sont constants ce qui permet l'agrégation en un seul bien composite. Le prix de ce bien est posé égal à l'unité. La variation de la consommation sur la période de référence est ignorée en supposant que l'utilité dépend du montant total de  $x$ .

Une telle modélisation suppose que l'individu ne travaille que dans un emploi, ou que la désutilité marginale des heures travaillées dans l'emploi secondaire est égale à celle des heures de travail principal. Cependant, le deuxième motif de cumul d'emplois, à savoir l'hétérogénéité des emplois, implique que tel n'est pas nécessairement le cas.

Notre modèle n'impose pas la parfaite substitution entre les heures de travail sur les différents emplois. Dans ce cas, la fonction d'utilité devient  $U(x, h_1, h_2)$  où  $h_1$  est l'offre de travail, rémunérée au taux de salaire  $w_1$ , dans l'emploi principal et  $h_2$  est l'offre de travail, rémunérée au taux de salaire  $w_2$ , dans l'emploi secondaire. La fonction d'utilité est croissante en  $x$ , décroissante en  $h_1$  et  $h_2$  et strictement quasi-concave dans ses arguments.

L'individu peut exercer plusieurs activités secondaires qui peuvent être hétérogènes. Pour simplifier l'analyse, nous n'envisageons que le cas d'une seule activité secondaire. Ceci est justifié par les données utilisées dans cette recherche. En effet, bien que les

individus puissent occuper plusieurs emplois secondaires sur la période de référence, l'information recueillie porte sur le plus important (en nombre d'heures) de ceux-ci.

Nous supposons en outre que l'individu dispose d'un revenu hors-travail ( $y$ ) qui comprend l'ensemble des revenus exogènes provenant des allocations gouvernementales ainsi que des transferts ou des revenus des autres membres du ménage. La dépense totale sur les biens de consommation ne peut excéder la somme de son revenu hors-travail et de ses revenus des emplois principal et secondaire<sup>5</sup>. La contrainte budgétaire s'écrit:

$$x \leq y + w_1 h_1 + w_2 h_2. \quad (3.40)$$

Nous supposons que la décision d'offre de travail découle d'un comportement de maximisation d'utilité sujet aux différentes contraintes. Dans ce chapitre, nous nous intéressons à la solution intérieure du problème de maximisation. Nous avons deux types de solutions correspondant aux deux motifs de cumul d'emplois. Nous présentons d'abord la solution du problème qui correspond au motif d'hétérogénéité. Ensuite, nous dérivons la solution optimale quand il existe du rationnement dans l'emploi principal.

Le problème général de maximisation d'utilité à résoudre est le suivant:

$$\begin{aligned} & \underset{x, h_1, h_2}{max} U(x, h_1, h_2) \\ & \text{sujet à} \\ & x \leq w_1 h_1 + w_2 h_2 + y \\ & h_1 \geq 0, \quad h_2 \geq 0. \end{aligned} \quad (3.41)$$

---

<sup>5</sup>Nous supposons que les revenus d'emplois sont linéaires dans les heures travaillées. Alternative-ment, on peut considérer une spécification de revenus non-linéaires dans les heures travaillées. Cette hypothèse est souvent retenue pour le travail au noir (Lemieux, Fortin et Fréchette 1994) et pour les travailleurs autonomes (Lanot, Muller et Fortin 1994).

Le lagrangien associé à ce programme est:

$$L = U(x, h_1, h_2) - \lambda(x - w_1 h_1 - w_2 h_2 - y). \quad (3.42)$$

En supposant une solution intérieure à ce problème, à l'optimum, l'individu égalise le taux marginal de substitution du temps consacré à chaque emploi à leur taux de salaire respectif. Ainsi, à l'optimum, nous aurons donc:

$$\frac{U_{h_i}}{U_x} = -w_i \quad i = 1, 2, \quad (3.43)$$

En solutionnant les conditions (3.43) et la contrainte de budget (3.40), avec le signe d'égalité à l'optimum, on obtient les offres de travail principal et secondaire:

$$\begin{aligned} h_1 &= h_1^{nc}(w_1, w_2, y), \\ h_2 &= h_2^{nc}(w_1, w_2, y). \end{aligned} \quad (3.44)$$

Les offres de travail dépendent donc du salaire dans chaque emploi et du revenu hors-travail. L'exposant (*nc*) indique que l'individu est non-contraint. De plus, la matrice de Slutsky doit être semi-définie positive et symétrique dans les offres de travail.

En général, il est impossible de prévoir sans ambiguïté l'effet d'un changement d'une variable exogène sur  $h_1$  ou  $h_2$ . Cependant, si  $-h_i$  est un bien normal, on aura  $\frac{\partial h_i}{\partial y} < 0$ ,  $i = 1, 2$ . De plus, on aura  $\frac{\partial h_i}{\partial w_j} < 0$ ,  $i \neq j$  si  $h_1$  et  $h_2$  sont des substituts bruts. Enfin,  $\frac{\partial h_i}{\partial w_i} \gtrless 0$ , selon que l'effet-revenu domine ou non l'effet de substitution.

Jusqu'ici, nous avons considéré que l'individu choisit librement les heures de travail. Cependant, pour différentes raisons, parfois institutionnelles, l'individu n'a pas toujours la possibilité de choisir les heures désirées de travail. Par exemple, l'obligation de travailler la durée légale de travail ou de fournir le nombre d'heures de travail stipulé

dans les clauses du contrat de travail, donne souvent lieu à une restriction au comportement de maximisation d'utilité et mène au sous-emploi (ou occasionnellement au sur-emploi) de certains agents.

Notre intérêt porte sur le cas de deux emplois avec le rationnement dans l'emploi principal qui est tel que  $h_1 = \underline{h}_1$ . Dans ce contexte, nous considérons les équations qui donnent l'offre de travail optimale dans l'emploi secondaire, en supposant les heures fixes dans l'emploi principal. Bien qu'il soit théoriquement possible de dériver l'offre de travail principal conditionnelle aux heures fixes dans l'emploi secondaire, nous ne l'envisageons pas dans ce travail. En effet, le travail secondaire est généralement un travail d'appoint de quelques heures pour lequel l'information sur l'existence et l'ampleur du rationnement n'est pas disponible dans les statistiques.

Il existe deux méthodes de détermination des offres conditionnelles. Il est possible d'une part de remplacer  $h_1$  par  $\underline{h}_1$  dans le problème de maximisation d'utilité. Comme l'individu ne choisit pas son niveau de rationnement,  $\underline{h}_1$  n'est plus une variable de choix. En présence de rationnement, le problème de maximisation s'écrit alors comme suit:

$$\begin{aligned} \max_{x, h_2} U(x, \underline{h}_1, h_2) \\ \text{sujet à} \\ x = w_1 \underline{h}_1 + w_2 h_2 + y \\ h_2 \geq 0. \end{aligned} \tag{3.45}$$

La solution optimale du problème de maximisation lorsque l'individu est contraint à  $\underline{h}_1$  dans son emploi principal, permet de résoudre la fonction d'offre de travail contrainte dans l'emploi secondaire. Celle-ci a comme arguments les taux de salaire, le revenu hors-travail et les heures contraintes dans l'emploi principal. On obtiendra

en effet:

$$h_2 = h_2^c(w_1, w_2, y, \underline{h}_1) \quad (3.46)$$

La deuxième approche de détermination de l'offre de travail conditionnelle dérive la relation (3.46) en utilisant la théorie de la dualité appliquée au rationnement telle que développée par Neary et Roberts (1980). Nous n'analysons pas en détail (3.46) car le modèle économétrique ne converge pas avec les données dont nous disposons.

En résumé quatre régimes peuvent être identifiés. Nous les précisons au tableau 3.4 ci-après:

**TABLEAU 3.4.**  
**Régimes observables**

	absence de travail secondaire	présence de travail secondaire
emploi principal non-rationné	$h_1 > 0$ $h_2 = 0$	$h_1 > 0$ $h_2 > 0$
emploi principal rationné	$h_1 = \underline{h}_1$ $h_2 = 0$	$h_1 = \underline{h}_1$ $h_2 > 0$

### 3.3.2 Les formes fonctionnelles

Plusieurs spécifications de la fonction d'utilité ont été utilisées dans l'analyse de l'offre de travail. Le choix d'une forme fonctionnelle dépend entre autres de la cohérence théorique et de la facilité d'estimation économétrique du modèle (Stern 1986). Les fonctions d'offre de travail linéaires dans le salaire et le revenu sont les seules à avoir été utilisées dans l'analyse du cumul d'emplois. Leur avantage réside dans la facilité d'estimation.

Cependant, cette approche peut être critiquée sur au moins deux points. D'une part, les fonctions linéaires imposent des restrictions qui excluent la possibilité de fonctions d'offre de travail à rebroussement. D'autre part, des fonctions conditionnelles linéaires ne garantissent pas que les fonctions non-contraintes soient également linéaires comme le présument Conway et Kimmel (1992). On peut d'ailleurs noter que les analyses actuelles du cumul d'emplois ne se soucient guère de préciser la forme fonctionnelle d'utilité correspondant aux spécifications d'offres de travail considérées.

Ces problèmes peuvent être contournés en utilisant des formes fonctionnelles d'offre de travail flexibles. Néanmoins, la forme explicite d'offre de travail conditionnelle ne peut toujours être aisément dérivée (Kooreman et Kapteyn 1986), ce qui nous laisse un nombre limité de formes fonctionnelles intéressantes<sup>6</sup>.

Dans ce travail, nous considérons les fonctions d'offre de travail qui découlent de la maximisation de la fonction d'utilité introduite par Hausman et Ruud (1984). Soit la fonction de dépense suivante:

$$C(w_1, w_2, U) = U \exp(-\beta_1 w_1 - \beta_2 w_2) - (\theta + \delta_1 w_1 + \delta_2 w_2 + \frac{1}{2}(\gamma_1 w_1^2 + \gamma_2 w_2^2 + 2\alpha w_1 w_2)). \quad (3.47)$$

La fonction d'utilité indirecte correspondante est donnée par:

$$v(w_1, w_2, y) = y^* \cdot \exp(\beta_1 w_1 + \beta_2 w_2) \quad (3.48)$$

$$\text{où } y^* = \theta + y + \delta_1 w_1 + \delta_2 w_2 + \frac{1}{2}(\gamma_1 w_1^2 + \gamma_2 w_2^2 + 2\alpha w_1 w_2).$$

avec  $y$ , le revenu hors-travail,  $\theta, \beta_1, \beta_2, \delta_1, \delta_2, \gamma_1, \gamma_2$  et  $\alpha$  sont des paramètres et  $w_1, w_2$ , les salaires des emplois principal et secondaire.

---

<sup>6</sup>Kapteyn, Kooreman et van Soest (1990) considèrent que deux formes fonctionnelles sont com-modes: la fonction d'utilité quadratique et la fonction d'utilité indirecte introduite par Hausman et Ruud (1984).

Les propriétés de ces fonctions sont discutées par Kapteyn, Kooreman et van Soest (1990) qui montrent notamment que la concavité de  $C(\cdot)$  est satisfaite si la matrice des dérivées secondes est définie négative, c'est-à-dire quand

$$y^* < (\alpha^2 - \gamma_1\gamma_2)/(\beta_1^2\gamma_2 + \beta_2^2\gamma_1 - 2\beta_1\beta_2\alpha).$$

Ces fonctions permettent de dériver les équations d'offre de travail secondaire conditionnelle et non-conditionnelle. En appliquant l'identité de Roy sur la fonction d'utilité indirecte, nous obtenons les offres de travail principal et secondaire optimales non-contraintes suivantes:

$$\begin{aligned} h_1 &= \delta_1 + \beta_1 y^* + \gamma_1 w_1 + \alpha w_2 \\ h_2 &= \delta_2 + \beta_2 y^* + \alpha w_1 + \gamma_2 w_2. \end{aligned} \tag{3.49}$$

Précisons qu'en imposant  $\gamma_1 = \gamma_2 = \alpha = 0$ , nous obtenons des fonctions d'offres de travail non-contraintes linéaires suivantes:

$$\begin{aligned} h_1 &= \beta_1 y + \beta_1 \theta + \delta_1 + \beta_1 \delta_1 w_1 + \beta_1 \delta_2 w_2 \\ h_2 &= \beta_2 y + \beta_2 \theta + \delta_2 + \beta_2 \delta_1 w_1 + \beta_2 \delta_2 w_2. \end{aligned}$$

Ces formes sont semblables aux formes habituelles linéaires dans les variables explicatives. Cependant, on peut remarquer que les fonctions d'offres de travail contraintes correspondantes donnent le travail secondaire qui ne dépend que du niveau de rationnement dans l'emploi principal, et donc est indépendant des salaires ou du revenu hors-travail. Par ailleurs, la concavité de la fonction de dépense n'est pas vérifiée lorsqu'on impose

$$\gamma_1 = \gamma_2 = \alpha = 0.$$

## 3.4 Spécification économétrique

### 3.4.1 Stratégie empirique

Afin de tenir compte de l'hétérogénéité des individus nous réécrivons les coefficients  $\delta_1$  et  $\delta_2$  comme suit:

$$\delta_i = \bar{\delta}_i + \tau_i' \bar{x}_i \quad (i = 1, 2), \quad (3.50)$$

où  $\bar{x}_i$ , pour  $i = 1, 2$ , représente un vecteur de caractéristiques socio-démographiques comme l'âge, la scolarité, la taille du ménage, la présence de jeunes enfants, etc. Les  $\tau_i$  sont des vecteurs de paramètres à estimer.

En remplaçant les  $\delta_i$  par les équations (3.50) dans les fonctions d'offre de travail, nous pouvons mesurer l'effet des caractéristiques démographiques sur l'offre de travail. Nous introduisons les termes aléatoires  $(\epsilon_1^{nc}, \epsilon_2^{nc})$ , corrélés entre eux et normalement distribués, de façon additive dans les fonctions d'offres conditionnelles. Le modèle latent associé aux offres de travail non-contraintes est:

$$\begin{aligned} h_1^* &= \bar{\delta}_1 + \tau_1' \bar{x}_1 + \beta_1 y^* + \gamma_1 w_1 + \alpha w_2 + \epsilon_1^{nc} \\ h_2^* &= \bar{\delta}_2 + \tau_2' \bar{x}_2 + \beta_2 y^* + \alpha w_1 + \gamma_2 w_2 + \epsilon_2^{nc}. \end{aligned} \quad (3.51)$$

Dans le cas d'une solution intérieure, les offres de travail observées sont données par les équations précédentes seulement lorsqu'elles sont strictement positives:

$$\begin{aligned} h_1 &= h_1^* \text{ si } h_1^* > 0 \text{ et } h_2^* > 0 \\ h_2 &= \begin{cases} h_2^* \text{ si } h_1^* > 0 \text{ et } h_2^* > 0 \\ 0 \text{ si } h_1^* > 0 \text{ et } h_2^* \leq 0. \end{cases} \end{aligned} \quad (3.52)$$

Les fonctions d'offres de travail non-contraintes peuvent être exprimées sous une forme compacte qui sera utilisée dans la suite de l'exposé comme suit:

$$h_1 = h(X_1^{nc}; \beta_1^{nc}) + \epsilon_1^{nc} \quad (3.53)$$

$$h_2 = h(X_2^{nc}; \beta_2^{nc}) + \epsilon_2^{nc} \quad (3.54)$$

avec  $\beta_1^{nc}, \beta_2^{nc}$  les vecteurs des paramètres à estimer,  $X_1^{nc}, X_2^{nc}$  les matrices de variables explicatives.

### 3.4.2 Estimations

Nous sommes intéressés par le comportement d'offre de travail des individus qui cumulent des emplois. Pour cela, nous examinons la décision de participation aux activités secondaires, l'offre d'emploi principal et l'offre de travail secondaire.

Le choix de participation aux activités secondaires implique d'une part que dans le cas de participation, le nombre d'heures offertes et le salaire sont observés et peuvent être définis. D'autre part, dans le cas où l'individu ne cumule pas d'emplois, l'offre de travail secondaire est nulle et le salaire de travail secondaire n'est pas observé. Pour imputer un salaire de travail secondaire à ceux qui ne travaillent pas dans plusieurs emplois, nous utilisons une méthode à deux étapes (Maddala 1983).

La décision d'exercer des activités secondaires implique que l'individu effectue la comparaison des heures potentielles de travail secondaire,  $h_2^*$ , et des heures de réserve secondaire,  $h_2^r$ . Les heures potentielles sont effectives pour les travailleurs qui cumulent des emplois. Elles sont subordonnées aux caractéristiques individuelles et au revenu de l'emploi secondaire. Les heures de réserve ( $h_2^r$ ) égales à 0 en l'absence

de coûts fixes de participation, correspondent aux heures minimales de participation aux activités secondaires. En remplaçant les variables endogènes (par exemple les salaires) par leur expression dans l'équation des heures potentielles, nous avons une équation, de forme réduite, de la participation au cumul d'emplois qui s'écrit comme suit:

$$I^* = Z\zeta + \mu \quad \text{avec } \mu \sim \text{i.i.d } N(0, \sigma_\mu^2), \quad (3.55)$$

avec  $I^*$  la variable latente qui indique le processus de sélection,  $Z$  le vecteur des variables exogènes intervenant dans la décision de cumul d'emplois,  $\zeta$  le vecteur des paramètres à estimer et  $\mu$ , le terme d'erreur aléatoire qui représente les caractéristiques non observables influençant la décision de cumuler des emplois. Dans les modèles qui ne considèrent que le rationnement comme motif de cumul d'emplois, les variables relatives à l'emploi principal, comme les heures offertes, peuvent être incluses dans  $Z$ . Dans notre cas, ces variables peuvent être endogènes à la décision de cumul d'emplois et sont donc exclues de  $Z$ .

L'observabilité du cumul d'emplois est définie par une variable dichotomique  $I$  comme suit:

$$I = \begin{cases} 1 & \text{si } I^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (3.56)$$

Compte tenu de la distribution des termes d'erreur, le processus de sélection peut être estimé par un probit. La maximisation de la fonction de vraisemblance donne des estimés de  $\zeta$  qui servent au calcul du ratio de Mills. Ce terme de correction du biais de sélection potentiel est ajouté à la liste des variables explicatives du salaire.

Après cette étape, nous pouvons passer à l'estimation des fonctions d'offres de travail. Le choix du modèle estimé est largement influencé par les observations disponibles.

Dans notre échantillon, le faible taux du rationnement (6,8%) nous laisse très peu d'observations (20) relatives aux travailleurs contraints qui cumulent des emplois. Les différents essais envisagés pour estimer l'offre de travail secondaire contrainte n'ont pas permis d'atteindre la convergence. La stratégie adoptée pour évaluer indirectement l'importance du rationnement est la suivante. Dans un premier temps, nous estimons le modèle (équations 3.52) pour l'ensemble des observations. Dans un deuxième temps, nous réestimons ce modèle en excluant les observations rationnées. Si le rationnement est significatif nous devrions obtenir des valeurs différentes des coefficients estimés.

La vraisemblance du modèle estimé est présentée dans ce qui suit. Deux régimes sont envisagés. Dans le premier régime,  $h_1 > 0$  et  $h_2 > 0$ . L'individu offre des heures de travail positives dans les deux emplois. La fonction de densité jointe des heures de travail pour les deux emplois est alors donnée par:

$$g_1(h_1, h_2) = f(e_1^{nc}, e_2^{nc}; \rho^{nc}) \quad (3.57)$$

avec  $f$  une densité normale bivariée,  $e_1^{nc} = \epsilon_1^{nc}/\sigma_1^{nc}$ ,  $e_2^{nc} = \epsilon_2^{nc}/\sigma_2^{nc}$  et  $\rho^{nc}$  le coefficient de corrélation de  $\epsilon_1^{nc}$  et  $\epsilon_2^{nc}$ . De façon rigoureuse, le jacobien de la transformation de  $h$  vers  $e$  devrait apparaître. Comme ce jacobien est égale à l'unité, il est omis de l'équation. Ainsi, la contribution de ce régime à la vraisemblance est:

$$g_1(h_1, h_2) = f\left(\frac{h_1 - h(X_1^{nc}; \beta_1^{nc})}{\sigma_1^{nc}}, \frac{h_2 - h(X_2^{nc}; \beta_2^{nc})}{\sigma_2^{nc}}; \rho^{nc}\right) \quad (3.58)$$

Dans le deuxième régime,  $h_1 > 0$  et  $h_2 = 0$ . L'individu n'a qu'un emploi. La contribution à la vraisemblance est :

$$g_2(h_1, 0) = \int_{-\infty}^{\frac{-h(X_2^{nc}; \beta_2^{nc})}{\sigma_2^{nc}}} f\left(\frac{h_1 - h(X_1^{nc}; \beta_1^{nc})}{\sigma_1^{nc}}, e_2^{nc}; \rho^{nc}\right) de_2^{nc} \quad (3.59)$$

Nous supposons que les termes d'erreur entre les individus sont indépendants et identiquement distribués. La vraisemblance de l'ensemble des observations est donnée par le produit des contributions à la vraisemblance des deux régimes.

$$L = \Pi_1 g_1(h_1, h_2) \Pi_2 g_2(h_1, 0), \quad (3.60)$$

où  $\Pi_i$  indique l'opérateur de produit des observations du régime  $i$  ( $i = 1, 2$ ). Les résultats des différentes estimations sont présentés à la section qui suit.

### 3.5 Résultats

Avant de présenter les résultats, il est important de souligner quelques points. Tout d'abord, les développements précédents conduisent à examiner les facteurs explicatifs des comportements d'offres de travail individuels. Bien qu'on admette qu'à l'intérieur de chaque ménage, les décisions de participer aux activités secondaires soient prises individuellement, il est normal de penser que l'attitude des individus face au marché du travail puisse dépendre de la situation globale du ménage auxquels ils appartiennent.

Ensuite, nous examinons le comportement d'offre de travail des hommes et des femmes d'un pays en développement. Il est probable que leur comportement soit quelque peu différent de celui des travailleurs des pays industrialisés, expliquant pourquoi certains résultats obtenus ne coïncident pas avec les résultats de la littérature conventionnelle. C'est pourquoi nous essaierons dans la mesure du possible de comparer nos observations aux travaux sur les pays en voie de développement.

## Participation au travail secondaire

D'après la forme réduite présentée à la relation (3.56), la spécification de la participation au travail secondaire comprend toutes les variables incluses dans les équations de salaires et des offres de travail. De plus, nous ajoutons des variables de taille du ménage, du nombre d'enfants âgés de six à douze ans, de langue parlé et d'éducation du père. Ces variables sont susceptibles d'influencer la probabilité d'exercer des activités secondaires mais n'affectant pas les salaires ou les offres de travail. Ce faisant, nous pouvons identifier les termes de correction du biais de sélection des équations de salaire.

Nous présentons au tableau 3.5 les résultats de l'estimation de type probit sur la participation aux activités secondaires. La première constatation concerne la variable d'expérience qui accroît la probabilité de cumuler des emplois. Par contre, l'ancienneté a un effet négatif, non significatif. Krishnan (1990) obtient des résultats similaires et interprète alors l'ancienneté comme une approximation du coût de passage de l'emploi principal à l'emploi secondaire; tandis que la variable d'expérience reflète les habiletés générales transférables de l'emploi principal à l'emploi secondaire. Nos résultats montrent que la probabilité que l'individu occupe un deuxième emploi est d'autant plus élevée que ses habiletés générales sont grandes. De plus, cet effet est amplifié lorsque nous excluons les travailleurs contraints.

Le statut de chef de ménage augmente la probabilité de participer aux activités secondaires. Néanmoins, aucune autre caractéristique démographique du ménage ou de l'individu n'a un effet direct significatif sur le choix d'exercer des activités secondaires. Ce résultat est conforme à celui d'Inack et al. (1992) qui trouvent qu'à

**TABLEAU 3.5.**  
**Estimation de la participation**  
**aux activités secondaires**

variables	ensemble des observations	excluant les contraints
CONST	-2,010* (0,232)	-2,029* (0,252)
AGE (/100)	0,296 (0,641)	0,019 (0,718)
SCOLAR (/10)	0,200 (0,117)	0,221 (0,123)
EXPERN (/10)	0,131** (0,072)	0,176* (0,078)
ANCIENN (/10)	-0,070 (0,077)	-0,102 (0,081)
MARIE	-0,050 (0,101)	-0,006 (0,109)
CHEMENA	0,301* (0,116)	0,273* (0,127)
FEMME	0,024 (0,102)	0,043 (0,113)
NENF06	0,058 (0,045)	0,053 (0,048)
NENF612	-0,011 (0,041)	0,007 (0,042)
NPERSHEB	0,004 (0,024)	-0,002 (0,025)
TAILMEN	0,010 (0,020)	0,010 (0,021)
ANGLAIS	0,017 (0,117)	-0,021 (0,124)
EDUPE	0,019** (0,011)	0,023** (0,011)
REVHORT	2,568 (4,689)	2,468 (4,765)
BASSA	-0,129 (0,178)	-0,155 (0,186)
EWONDO	0,139 (0,106)	0,099 (0,113)
BAMILEKE	-0,324* (0,119)	-0,299* (0,124)
Log L =	-539,69	-476,33

\* : significatif à 5%

\*\* : significatif à 10%

Yaoundé, ce sont les chefs de ménage et les femmes mariées qui exercent majoritairement des activités secondaires. L'effet de la variable du statut de chef de ménage diminue lorsqu'on exclut les travailleurs qui se disent contraints dans l'emploi principal. Ce résultat suggère que la probabilité de cumuler des emplois est élevée pour les chefs de ménage contraints dans l'emploi principal. Cet effet peut être associé aux responsabilités imposées à un chef de famille particulièrement dans le cas de famille nombreuse (Abdukadir 1992).

L'appartenance à l'ethnie Bamiléké est la seule variable ethnique significative avec un effet négatif, indiquant que les camerounais Bamiléké sont moins portés à exercer des activités secondaires. Ceci peut s'interpréter de deux manières. D'une part, il se peut que les Bamiléké aient des difficultés d'accéder à plusieurs emplois et d'une manière générale au marché du travail. D'autre part, il est possible que les Bamiléké puissent bénéficier des emplois principaux n'induisant pas la nécessité de recourir au travail secondaire. La description de l'ethnie Bamiléké comme un des groupes ethnique réussissant le mieux sur le plan socio-économique au Cameroun (Ngadjeu 1988) suggèrent que c'est la deuxième explication qui est à retenir.

Nous constatons que les variables de capital humain, âge et scolarité, n'affectent pas la décision d'exercer des activités secondaires. La littérature empirique est partagée sur l'effet de ces variables. Abdukadir (1992) trouve un effet positif de l'éducation et de l'âge sur la probabilité de cumuler des emplois lorsque les contraintes de liquidité sont la cause de cumul d'emploi. Van der Gaag et al. (1989) ne trouvent aucun effet significatif de ces variables au Pérou et en Côte d'Ivoire. Kimmel et Conway (à paraître) ne trouvent pas non plus d'effet significatif de l'éducation même si les statistiques descriptives suggèrent des caractéristiques différentes pour ceux qui cumulent et ceux qui ne cumulent pas.

Nos résultats, qui vont dans le sens de ces deux derniers travaux, ne montrent aucune relation significative entre la participation aux activités secondaires et l'âge ou la scolarité. Ceci indique que malgré le contexte de crise économique et les mesures restrictives prises dans le cadre du programme d'ajustement structurel qui ont conduit une abondante main d'oeuvre de jeunes diplômés à des conditions de travail précaires, aucune relation significative n'est identifiée.

Le revenu hors-travail a un effet positif, non-significatif sur la probabilité d'exercer des activités secondaires. Kimmel et Conway (à paraître) trouvent un effet positif et significatif des revenus hors-travail sur la probabilité de terminer un épisode de cumul d'emplois. Leur résultat indiquent que les individus ayant des revenus hors-travail élevés cumulent des emplois essentiellement parce qu'ils sont contraints dans l'emploi principal. Néanmoins, ils le font pour une courte période. Toutefois, nos observations tirées d'une enquête en coupe transversale ne nous permettent pas ce genre d'interprétation.

### Équations de salaires

La spécification des équations salariales est dérivée de la théorie du capital humain. En effet, cette théorie suggère l'inclusion des variables qui influencent la mise en valeur des capacités productives de l'individu telles l'éducation, l'expérience et l'ancienneté dans l'explication des salaires. Les coefficients de l'éducation et de l'expérience devraient avoir un signe positif. Par ailleurs, différentes études sur la mobilité des travailleurs montrent que l'ancienneté a un effet positif après trois à cinq ans d'ancienneté. Nous contrôlons pour le sexe en incluant la variable FEMME. Enfin, nous considérons des variables ethniques pour tenir compte de l'environnement social dans lequel vit l'individu.

Des régressions par la méthode des moindres carrés ordinaires sont effectuées sur les équations de salaires. Pour corriger le biais de sélectivité dans les fonctions de salaires, nous faisons appel à la méthode à deux étapes de Heckman dont le principe a été exposé au chapitre précédent en ajoutant l'inverse du rapport de Mills dans la liste des régresseurs. Cette méthode donne des estimateurs sans biais, mais les estimateurs des variances doivent être ajustés. La matrice de variance-covariance est ici calculée selon la méthode de White qui permet de corriger l'hétéroscédasticité introduite par la correction du biais de sélection. Les résultats de ces estimations sont présentés au tableau 3.6.

**TABLEAU 3.6**  
**Estimation du salaire principal et secondaire**  
**(Écart-type entre parenthèses)**

	Ensemble des observations		Excluant les contraintes	
	salaire principal	salaire secondaire	salaire principal	salaire secondaire
CONST	-2,523* (0,045)	-1,023 (0,963)	-2,566* (0,066)	0,006 (1,137)
FEMME	-0,245* (0,045)	-0,300 (0,201)	-0,226* (0,046)	-0,262 (0,216)
SCOLAR (/10)	1,323* (0,044)	1,106* (0,172)	1,345* (0,045)	1,012* (0,186)
EXPER (/10)	0,211* (0,033)	0,199 (0,126)	0,208* (0,033)	0,081 (0,142)
ANCIEN (/10)	0,178* (0,039)	-0,037 (0,160)	0,190* (0,040)	0,064 (0,171)
BASSA	-0,090 (0,087)	-1,277* (0,387)	-0,090 (0,088)	-1,344* (0,411)
EWONDO	-0,102** (0,056)	-0,827* (0,223)	-0,126* (0,059)	-0,812* (0,233)
BAMILEKE	-0,085 (0,052)	-0,063 (0,306)	-0,080 (0,054)	-0,152 (0,321)
$\lambda$	0,015 (0,042)	-0,325 (0,472)	-0,001 (0,044)	-0,754 (0,545)
$R^2 =$	0,375	0,392	0,386	0,381
$N =$	2162	2162	2010	2010

\* : significatif à 5%

\*\* : significatif à 10%

Les coefficients ont le signe attendu et la plupart sont significatifs à un niveau de confiance élevé. Le coefficient de détermination  $R^2$  est comparable à celui d'autres études sur la structure des salaires (Magnac 1991). Le  $R^2$  du salaire principal augmente légèrement lorsqu'on exclut les travailleurs contraints; alors qu'un effet inverse est obtenu pour le salaire secondaire.

Pour l'ensemble des observations, ainsi que lorsque les individus contraints sont exclus de la base de l'estimation, les variables relatives à la scolarité, à l'expérience et à l'ancienneté ont un effet positif et significatif sur le salaire de l'emploi principal. Cependant, parmi ces trois variables, uniquement la scolarité affecte significativement et positivement le salaire de l'emploi secondaire. Alors que le rendement de l'éducation est de 13% dans l'emploi principal, il n'est que de 11% pour l'ensemble des observations et de 10% lorsqu'on exclut les contraints.

Ce résultat, selon lequel les travailleurs reçoivent un rendement légèrement plus élevé dans l'emploi principal que dans l'emploi secondaire, peut s'expliquer par le fait que la majorité des activités secondaires n'exigent pas le même niveau de scolarité que l'emploi principal. De plus, les individus contraints auraient un rendement supérieur à celui des non-contraints dans l'emploi secondaire.

La variable FEMME a un effet négatif et significatif pour le salaire de l'emploi principal, mais non significatif pour l'emploi secondaire. Les variables d'ethnie, EWONDO pour les deux emplois et BASSA pour l'emploi secondaire, affectent négativement les salaires.

Le recours à la méthode d'Heckman montre que les coefficients du rapport de Mills ne sont pas significatifs dans les différentes équations. Ce résultat indique qu'il ne

serait pas erroné de traiter un échantillon de travailleurs cumulant des emplois comme représentatif de la population des travailleurs.

### Équations d'offres de travail

Les variables incluses dans les fonctions d'offre de travail se basent sur les variables couramment retenues dans la littérature empirique sur l'offre de travail. Ainsi, nous introduisons la variable NENF06 pour tenir compte de la présence de jeunes enfants (moins de six ans). La littérature empirique montre que cette variable a un effet négatif sur l'offre de travail des femmes. Notre spécification comprend également le nombre de personnes hébergées au sein du ménage NPERSHEB. Cette variable permet d'évaluer l'effet des pressions financières liées aux ménages nombreux ainsi que l'impact d'éventuelles différences d'attitude de travail des individus membres de ces ménages. Nous incluons également une variable d'âge (AGE) pour tenir compte du comportement de cycle de vie. Enfin, l'effet de l'éducation est analysé à l'aide de la variable SCOLAR. Les équations d'offre de travail montrent qu'une caractéristique incluse dans  $\delta_1$  ou  $\delta_2$  affecte directement l'offre de travail et agit en interaction avec le salaire de l'emploi principal ou de l'emploi secondaire dans la partie du revenu  $y^*$ .

Nous estimons les équations d'offres de travail (3.51) par la méthode du maximum de vraisemblance. Les gradients analytiques sont utilisés pour accélérer le traitement informatique. Nous imposons la convexité globale de la fonction d'utilité indirecte en fixant le paramètre  $\theta$  à zéro.

Les résultats des estimations pour l'ensemble des travailleurs puis pour les observations excluant les travailleurs contraints sont présentés respectivement dans les colonnes (1) et (2) du tableau 3.7. Nous constatons que les paramètres  $\beta_1$  et  $\beta_2$  ont un

**TABLEAU 3.7.**  
**Estimation des offres de travail principal et secondaire**

	ensemble des travailleurs	excluant les contraints
$\alpha$	4,355 (3,497)	4,426* (1,185)
$\beta_1$	0,069 (0,112)	0,152* (0,041)
$\beta_2$	1,273* (0,175)	1,946* (0,146)
$\gamma_1$	-5,09 (5,250)	-8,105* (2,094)
$\gamma_2$	-1,809 (3,307)	-0,976 (0,636)
$\delta_1$		
$\bar{\delta}_1$	54,143* (1,921)	56,935* (2,271)
NPERSHEB	-0,406* (0,187)	-0,369 (0,230)
NENF06	-0,390 (0,323)	-0,901* (0,372)
CHMENA	1,369 (1,369)	0,090 (1,174)
FEMME	-4,496* (0,894)	-4,548* (1,060)
SCOLAR (/10)	-5,708* (1,517)	-5,715* (1,276)
AGE (/100)	-13,522* (4,889)	-15,795* (5,038)
$\delta_2$		
$\bar{\delta}_2$	-36,902* (4,856)	-14,996* (3,241)
NPERSHEB	0,315 (0,432)	-0,004 (0,315)
NENF06	0,910 (0,663)	0,948** (0,485)
CHMENA	4,303* (1,987)	1,760* (1,688)
FEMME	0,095 (2,046)	0,729 (1,661)
SCOLAR (/10)	2,485 (2,578)	-3,909* (1,284)
AGE (/100)	-8,118 (8,996)	-10,605 (6,335)
$\sigma_1$	16,656* (0,219)	15,527* (0,200)
$\sigma_2$	28,001* (1,722)	20,254* (1,185)
$\rho$	-0,109* (0,045)	0,007 (0,067)
Log L=	-9962,4	-8903,5
Nombre	2162	2010

\* : significatif à 5%,    \*\* : significatif à 10%

effet positif significatif, à l'exception de  $\beta_1$  qui n'est pas significatif dans l'estimation pour l'ensemble des observations. A prime abord, ce résultat semble contradictoire avec l'hypothèse selon laquelle si  $-h_2$  est un bien normal, le revenu hors travail a un effet négatif sur l'offre de travail secondaire. Cependant, ces paramètres correspondent à l'ensemble des revenus  $y^*$  et combinent les effets du revenu hors-travail et ceux des revenus de travail et les caractéristiques incluses dans les  $\delta$ . Les valeurs des  $\beta$  montrent un effet net positif de l'ensemble de ces variables sur l'offre de travail.

Les paramètres  $\gamma_1$  et  $\alpha$  ne sont significatifs que dans le cas qui exclut les personnes qui se disent rationnées dans l'emploi principal. Par contre,  $\gamma_2$  ne diffère pas significativement de zéro dans les deux estimations.

Les variables concernant la composition familiale montrent que le nombre de personnes hébergées au sein du ménage (NPERSHEB) a un effet négatif significatif sur l'offre de travail principal mais n'est pas significatif dans la partie d'offre de travail secondaire. Ce résultat peut traduire le fait que ces personnes occasionnent une consommation plus élevée de temps non-marchand en termes de soins qu'elles nécessitent, comme c'est le cas en présence de jeunes enfants ou de personnes âgées. Cependant, dans la majorité des cas, ces personnes hébergées au sein du ménage sont des adultes, en recherche d'emplois ou détenteur d'un emploi. Dans ce contexte, le résultat de cette variable indique que les décisions d'offre de travail principal se font sur une base collective faisant en sorte que lorsque le nombre de travailleurs potentiel augmente au sein du ménage, chaque individu diminue ses heures offertes.

Le sexe féminin, représenté par la variable dichotomique FEMME, a un effet négatif significatif sur l'offre de travail principal. Bien que les statistiques descriptives montrent que les femmes travaillent plus d'heures dans le travail secondaire, la variable

correspondante n'est pas significative pour le travail secondaire. Ce résultat est comparable à celui qu'obtiennent Lacroix et Fortin (1992) dans leur analyse de l'offre de travail régulier et au noir pour la ville de Québec. En effet, ils trouvent également un effet négatif et significatif de la variable de sexe sur l'offre de travail régulier mais cette variable n'a pas d'effet significatif sur l'offre de travail au noir.

L'offre de travail secondaire est positivement influencée par le statut de chef de ménage qui, comme nous l'avons vu, augmente aussi le taux de participation aux activités secondaires. Néanmoins, cette variable n'affecte pas l'offre de travail principal. Cet effet ainsi que celui du nombre de personnes hébergées au sein du ménage suggèrent que les décisions individuelles d'offre de travail principal sont fortement influencées par le comportement des autres membres du ménage. Cependant, le travail secondaire répond plus au sens de responsabilité qui incombe au chef de ménage.

L'âge (AGE) influence négativement l'offre de travail principal mais n'affectent pas la partie de l'offre de travail secondaire. Ce résultat, conforme à l'intuition, indique qu'il est possible que plus le travailleur est âgé moins il a des résistance physique lui permettant de travailler de longues heures consécutives dans l'emploi principal. De plus, aucun effet de compensation par le travail secondaire n'est observé.

La variable relative à la scolarité (SCOLAR) affecte négativement les heures de travail offertes dans l'emploi principal. Elle est significative dans l'emploi secondaire uniquement lorsqu'on exclut les travailleurs contraints. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que, suite aux mesures restrictives visant le secteur public, les diplômés ne sont plus assurés de travail à temps plein dans le secteur public mais sont de plus en plus confinés dans des emplois à temps partiel du secteur informel.

Les résultats présentés au tableau 3.7 montrent que lorsqu'on exclut les travailleurs contraints, l'ordre de grandeur et la significativité des variables sont affectés. Ces modifications suggèrent que le comportement des travailleurs contraints est nettement différent de celui des travailleurs non-contraints. Néanmoins, les estimations sur les observations des travailleurs contraints n'ayant pas permis d'atteindre la convergence des fonctions spécifiées, nous ne pouvons pas préciser le degré de l'écart des comportements des deux groupes de travailleurs.

Dans la mesure où les équations de  $h_1$  et  $h_2$  (relation 3.51) sont non-linéaires, la signification économique des estimateurs est mieux saisie à travers les élasticités que nous présentons dans la section suivante.

### Calcul des élasticités

Les expressions de la dérivation des heures par rapport au revenu hors-travail et aux salaires peuvent être déduites des équations de  $h_1$  et  $h_2$  (relation 3.51). Les élasticités salaire et revenu sont alors évaluées pour l'ensemble des travailleurs puis en excluant ceux qui se disent contraints. Nous présentons les résultats de cet exercice au tableau 3.8. Dans un premier temps, nous utilisons les moyennes des variables pour faire les calculs dont les résultats sont présentés à la colonne (1). Dans un deuxième temps, ce sont les valeurs des caractéristiques individuelles qui servent aux calculs. La colonne (2) montre la moyenne des élasticités individuelles.

Nous constatons que les valeurs des moyennes des élasticités individuelles sont plus élevées que les élasticités évaluées à la moyenne des variables explicatives. Par ailleurs, pour l'ensemble des travailleurs, tout comme lorsqu'on exclut les travailleurs contraints, la sensibilité des heures de travail principal est plus élevée en valeur absolue

**TABLEAU 3.8.**  
**Calculs des élasticités**

élasticité	ensemble des travailleurs		excluant les contraints	
	(1)	(2)	(1)	(2)
<b>Premier régime</b>				
$h_1 \epsilon_{w_1}$	-0,032	-0,046	-0,027	-0,044
$\epsilon_{w_2}$	0,032	0,046	0,021	0,028
$\epsilon_y$	3,95 <sup>a</sup>	3,69 <sup>a</sup>	8,38 <sup>a</sup>	6,71 <sup>a</sup>
<b>Deuxième régime</b>				
$h_2 \epsilon_{w_1}$	2,61	7,00	4,235	10,19
$\epsilon_{w_2}$	-1,89	-4,88	-1,918	-5,329
$\epsilon_y$	0,0002	0,0004	0,0004	0,0007

note:(1) élasticités évalués à la moyenne des variables,  
(2) la moyenne des élasticités individuelles,  
a: il faut multiplier ces valeurs par  $10^{-6}$ .

dans le premier régime où les travailleurs cumulent des emplois que dans le deuxième. Lacroix et Fortin (1992) trouvent des résultats similaires qu'ils imputent au principe de Le Chatelier.

Les élasticités du deuxième régime, lesquelles correspondent aux élasticités habituelles, sont proches de celles observées dans la littérature (Killingsworth 1983).

Dans l'ensemble, les élasticités propres sont négatives. De tels résultats, indiquant des offres de travail à pente négative, sont également observés pour les pays en développement. Les premières observations de ce genre furent associées à l'irrationalité de l'homme pauvre (Lipton 1983) ou à la culture de la pauvreté (Lewis 1966), selon laquelle le pauvre travaille pour atteindre un objectif donné de revenu et se retire du marché du travail une fois cet objectif atteint. Son offre de travail est

à rebroussement à un faible niveau de salaire. Dans la littérature récente, de plus en plus d'auteurs documentent ce résultat comme un effet de pression de niveau de subsistance qui s'exerce sur des ménages à faible niveau de revenu (Dessing 1989). Cette interprétation nous semble cohérente avec les élasticités négatives obtenues dans notre étude pour le cas de Yaoundé où les travailleurs doivent composer avec la crise économique persistante, les récentes baisses de salaires nominaux et les mesures restrictives du programme d'ajustement structurel.

Les élasticités croisées de travail secondaires sont plus élevées que celles de travail principal. Ceci n'est pas surprenant si l'on considère que souvent, les heures de travail principal sont généralement fixées par contrat de travail, de sorte qu'elles sont peu sensibles aux variations de salaire dans l'emploi secondaire.

Enfin, l'élasticité des heures de travail secondaire est élevée lorsque les travailleurs rationnés sont exclus. Ceci voudrait dire que les travailleurs qui cumulent des emplois hétérogènes sont plus sensibles aux changements dans les salaires que ceux qui recourent à la pluri-activité suite au rationnement dans l'emploi principal. Ces résultats vont dans le même sens que Kimmel et Conway (à paraître) et Conway et Kimmel (1992), qui montrent que l'offre de travail secondaire des travailleurs non-contraints est plus sensible que celle des travailleurs contraints.

### **3.6 Conclusion**

Dans ce chapitre nous présentons et estimons un modèle micro-économique statique de l'offre de travail principal et secondaire. Nous considérons deux motifs conduisant à l'exercice d'activités secondaires: les contraintes sur les heures de travail principal

et le différentiel de coûts et de bénéfices non salariaux des emplois. Contrairement aux travaux standards sur le cumul d'emplois, nous n'imposons pas des équations d'offre de travail linéaires. Notre méthodologie consiste en une approche cohérente où les équations d'offre de travail découlent d'une fonction d'utilité spécifique.

Notre analyse montre que de la probabilité de cumuler des emplois est d'autant plus élevée que l'individu est chef de ménage ou que son nombre d'années d'expérience de travail est élevé. Cependant, cette probabilité diminue lorsque l'individu appartient à l'ethnie Bamiléké.

Malgré le contexte de crise économique persistante où les jeunes diplômés connaissent des difficultés d'accès au marché du travail, notre analyse ne dégage aucun effet significatif des variables d'âge et de scolarité sur la probabilité d'exercer plusieurs emplois. Par ailleurs, la variable de revenu hors-travail n'est pas significative dans l'explication de la probabilité de cumuler des emplois.

Les équations de salaire montrent un effet attendu des variables de capital humain et du sexe dans l'explication du salaire de l'emploi principal. Néanmoins, à l'exception de la scolarité qui demeure significative, ces mêmes variables n'ont aucun effet sur le salaire de l'emploi secondaire.

Nos résultats mettent en lumière des fonctions d'offre de travail à rebroussement pour de faibles niveaux de salaire. Nous constatons une forte sensibilité de l'offre de travail secondaire, plus importante pour les travailleurs qui cumulent des emplois hétérogènes que pour ceux qui recourent à la pluri-activité suite au rationnement. Les élasticités croisées de travail secondaires montrent que les heures offertes dans l'emploi principal sont peu sensibles aux variations de salaire dans l'emploi secondaire.

Notre recherche a d'importantes implications sur l'analyse de l'offre de travail. Elle souligne la nécessité de tenir compte du comportement d'offre de travail principal dans l'analyse de l'offre de travail secondaire. Nous avons trouvé que les approches standards du cumul d'emplois, imposant des fonctions linéaires, n'ont pas de justification théorique à leur utilisation. Cependant, plusieurs développements sont à venir. En effet, l'analyse proposée dans ce chapitre est conditionnée par les données disponibles. Les extensions utilisant une gamme de données plus larges peuvent être envisagées. Par exemple, nous avons supposé que les gains de l'emploi secondaire sont linéaires dans les heures travaillées (taux de salaire paramétrique). Cependant, il est possible que les revenus de travail secondaire soient une fonction non-linéaire des heures travaillées, notamment dans le cas des travailleurs autonomes occupant des activités secondaires. On peut aussi envisager les décisions de cumul d'emplois dans le cadre d'un modèle du ménage. Enfin, un cadre dynamique devrait être utilisé pour saisir les effets temporels et les ajustements du marché du travail suite aux divers programmes. Cependant, toutes ces extensions ne peuvent être considérées que si les données nécessaires sont disponibles.

# Bibliographie

- [1] Abdukadir, G. (1992), "Liquidity Constraints as a Cause of Moonlighting", *Applied Economics*, 24, 1307-1310.
- [2] Altonji, J. et C. H. Paxson (1988), "Labor Supply Preferences, Hours Constraints and Hours-Wage Tradeoff", *Journal of Labor Economics*, 6, 254-276.
- [3] Amirault, T. (1997), "Characteristics of Multiple Jobholders, 1995", *Monthly Labor Review*, 120(3), 9-15.
- [4] Conway, K. et J. Kimmel (à paraître), "Male Labor Supply Estimates and the Decision to Moonlight", *Labour Economics*.
- [5] Conway, K. et J. Kimmel (1992), "Moonlighting Behavior: Theory and Evidence", *Cahier de recherche*, University of New Hampshire.
- [6] Dessing, M. (1989), "Labor Supply and the Family in the Course of Economic Development, The S-Shaped Labor Supply Curve", *Cahier de recherche*, Cambridge, Massachusetts.
- [7] DIAL-DSCN (1993), *Conditions d'Activité de la Population de Yaoundé, Premiers Résultats*, Juin 1993, 17 pages.
- [8] Gunderson, M. et W.C. Riddell (1988), *Labour Market Economics*, McGraw-Hill Ryerson, 2nd edition, 616 pages.

- [9] Hausman, J. et P. Ruud (1984), "Family Labor Supply with Taxes", *American Economic Review*, 74, 242-248.
- [10] Inack, S. I., Ndiffo J. Nkwayeb R. et J.-P. Lachaud (1992), *Pauvreté et marché du travail au Cameroun: le Cas de Yaoundé*, Institut International d'Études Sociales, Genève, DP/47/1992.
- [11] Kapteyn, A., Kooreman, P. et A. van Soest (1990), "Quantity Rationing and Concavity in a Flexible Household Labor Supply Model", *The Review of Economics and Statistics*, 55-62.
- [12] Killingsworth, M. R. (1983), *Labor Supply*, Cambridge University Press, New York.
- [13] Kimmel, J. et K. Conway (à paraître), "Who Moonlights and Why? Evidence from the SIPP", *Industrial and Labor Relations Review*.
- [14] Kooreman, P. et A. Kapteyn (1986), "Estimation of Rationed and Unrationed Household Labor Supply Functions Using Flexible Functional Forms", *The Economic Journal*, 96, 398-412.
- [15] Krishnan, P. (1990), "The Economics of Moonlighting: A double Self-Selection Model", *Review of Economics and Statistics*, 72(2), 361-367.
- [16] Lacroix, G. et B. Fortin (1992), "Utility-Based Estimation of Labour Supply Functions in the Regular and Irregular Sectors", *Economic Journal*, 102, 1407-1422.
- [17] Lacroix, G. et P. Fréchette (1994), "A Microeconomic Model of Female Labour Supply in the Presence of Unemployment and Underemployment", *Annales d'Économie et de Statistique*, 36, 113-131.

- [18] Lanot, G., Muller C. et B. Fortin (1994), *Segmented Labour Markets and Labour Supply Decisions: Evidence from Cameroun*, présenté aux journées PARADI, Québec.
- [19] Lewis, O. (1966), "The Culture of Poverty", *Scientific American*, 215(4), 19-25.
- [20] Lemieux, T., Fortin, B. et P. Fréchette (1994), "An Empirical Model of Labor Supply in the Underground Economy", *American Economic Review*, 84, 231-254.
- [21] Lipton, M. (1983), "Labor and Poverty", *World Bank Staff Working Paper*, 616. Washington D.C., The World Bank.
- [22] Maddala, G.S., (1983), *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, 401 pages.
- [23] Magnac, Th., (1991), "Segmented or Competitive Labor Markets?", *Econometrica*, 59(1), 165-187.
- [24] Monga, C. (1989), "Une Habitude Camerounaise, Le Travail au Noir", *Jeune Afrique Économie*, N. 181, 59-63.
- [25] Neary, J.P. et K.W.S., Roberts (1980), "The Theory of Consumer Behaviour Under Rationning", *European Economic Review*, 13, 25-42.
- [26] Ngandjeu, J., (1988), *Le Cameroun et la Crise*, L'Harmattan, Paris.
- [27] Paxson, C. H. and N. Sicherman (1994), "The Dynamics of Dual-Job Holding and Job Mobility", *NBER Working Paper*, 4968.
- [28] Perlman, R. (1969), *Labor Theory*, Wiley, New-York.
- [29] Shishko, R. et B. Rostker (1976), "The Economics of Multiple Job Holding", *American Economic Review*, 66(3), 298-308.

- [30] Stern, N. (1986), "On the Specification of Labour Supply Functions" dans Blundell R. et I. Walker (Eds.), *Unemployment, Search and Labour Supply*, Cambridge University Press, Cambridge.
- [31] Stinson Jr, J.F. (1997), "New Data on Multiple Jobholding Available From CPS", *Monthly Labor Review*, 120(3), 3-8.
- [32] Stinson Jr, J.F. (1990), "Multiple Jobholding up Sharply in the 1980's", *Monthly Labor Review*, 113(7), 3-10.
- [33] Stinson Jr, J.F. (1986), "Moonlighting by Women Jumped to Record Highs", *Monthly Labor Review*, 109(11), 22-25.
- [34] Taylor, D.E. et E., Sekscenski (1982), "Workers on Long Schedules, Single and Multiple Jobholders", *Monthly Labor Review*, 47-53.
- [35] Van der Gaag, J., Stelcner, M. et W. Vijverberg (1989), "Public-Private Sector Wage Comparisons and Moonlighting in Developing Countries, Evidence from Côte d'Ivoire and Péru" , *LSMS Working Paper*, The World Bank Washington D.C..

## Annexe A. Calcul des dérivés

À partir des fonctions d'offres de travail principal et secondaire, nous déterminons les dérivés par rapport aux salaires et au revenu.

$$\frac{\partial h_1}{\partial w_1} = \beta_1(\delta_1 + \gamma_1 w_1 + \alpha w_2) + \gamma_1 \quad (3.61)$$

$$\frac{\partial h_1}{\partial w_2} = \beta_1(\delta_2 + \gamma_2 w_2 + \alpha w_2) + \alpha \quad (3.62)$$

$$\frac{\partial h_1}{\partial y} = \beta_1 \quad (3.63)$$

$$\frac{\partial h_2}{\partial w_1} = \beta_2(\delta_1 + \gamma_1 w_1 + \alpha w_2) + \alpha \quad (3.64)$$

$$\frac{\partial h_2}{\partial w_2} = \beta_2(\delta_2 + \gamma_2 w_2 + \alpha w_1) + \gamma_2 \quad (3.65)$$

$$\frac{\partial h_2}{\partial y} = \beta_2 \quad (3.66)$$

# Chapitre 4

## Conclusion

La présente recherche a analysé de nouvelles dimensions du marché du travail en milieu urbain d'un pays en voie de développement, susceptibles d'avoir un impact sur l'élaboration des politiques économiques. La recherche est articulée autour de deux thèmes: celui de la segmentation du marché du travail et celui de l'offre de travail dans plusieurs emplois à Yaoundé, au Cameroun.

Dans l'analyse de la segmentation du marché du travail, nous avons considéré les décisions de choix occupationnel dans un cadre à trois secteurs. Les spécifications du logit et du probit trichotomiques et les corrections appropriées pour la prise en compte du biais de sélection potentiel ont été proposées. La notion de mobilité intersectorielle restreinte telle qu'elle est présentée permet de modéliser le rationnement d'une manière jusqu'ici non envisagée dans la littérature relative à la segmentation du marché du travail.

Nos résultats confirment l'existence de différents mécanismes de rémunération du travail selon les secteurs de travail. Contrairement à l'opinion générale, le rendement

moyen de l'éducation dans le secteur informel est élevé comparativement à son niveau dans les secteurs public et privé formel. De même, l'effet de l'expérience et d'autres caractéristiques retenues varie selon le secteur de travail considéré.

D'une manière générale, nos résultats montrent l'importance de corriger pour la sélectivité. L'exercice de correction du biais de sélection montre que les effets des variables par secteur sont différents de ceux obtenus sans correction pour la sélectivité.

Bien que l'analyse sans rationnement suggère que la possession d'un diplôme soit un passeport pour l'emploi, la prise en considération du rationnement indique que la scolarité ne garantit pas l'obtention d'un emploi dans les secteurs privé ou public. Ainsi, les résultats de l'estimation avec rationnement rendent mieux compte du contexte de la crise économique qui sévit au Cameroun, où les diplômés ne sont plus assurés d'accéder au secteur privé ou aux emplois souvent qualifiés de stables dans le secteur public.

Enfin, la modélisation avec rationnement montre que les modèles conventionnels qui ne tiennent pas compte de la mobilité intersectorielle des travailleurs sous-estiment la préférence des travailleurs pour les secteurs public et privé.

Alors que le deuxième chapitre donne des résultats concernant la segmentation du marché du travail, le troisième chapitre apporte des éléments nouveaux à la compréhension du comportement d'offre de travail. En effet, la formalisation du problème de pluri-activité permet d'analyser simultanément les offres de travail principal et secondaire. L'originalité de notre approche réside dans l'estimation de formes fonctionnelles explicites contrairement aux analyses conventionnelles du cumul d'emplois. Bien que le nombre insuffisant d'observations pertinentes n'a pas permis d'estimer

directement les fonctions d'offre de travail secondaire contraintes, l'évaluation de l'importance du rationnement est faite indirectement en excluant les travailleurs contraints dans certaines estimations. Nos résultats suggèrent l'existence de différences de comportement d'offre de travail de la part des travailleurs contraints et non-contraints.

Parmi les résultats obtenus, deux points méritent d'être soulignés. En premier lieu, l'application du modèle micro-économique montre l'importance du statut de chef de ménage, de l'expérience de travail et de l'appartenance à l'ethnie Bamiléké dans les décisions d'offre de travail secondaire. Cependant, les variables telles que l'âge et la scolarité ne semblent pas influencer la probabilité d'exercer plusieurs emplois.

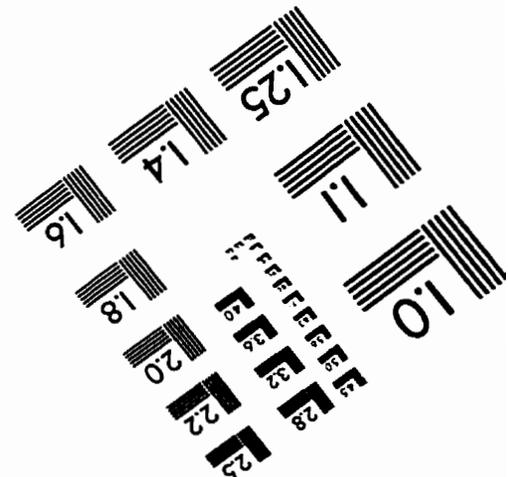
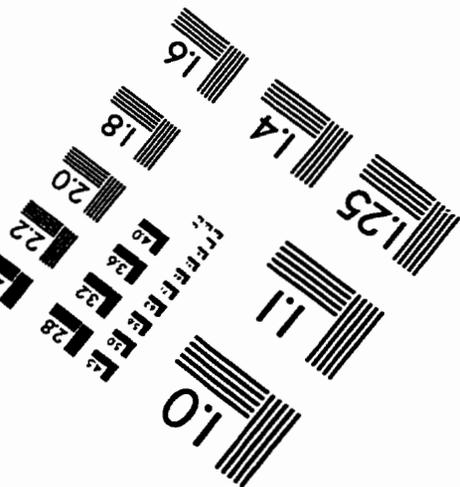
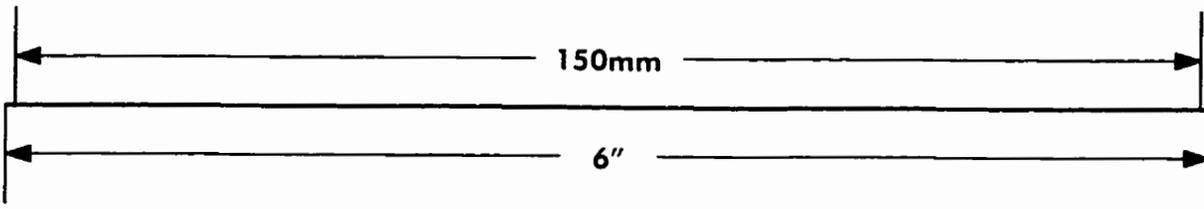
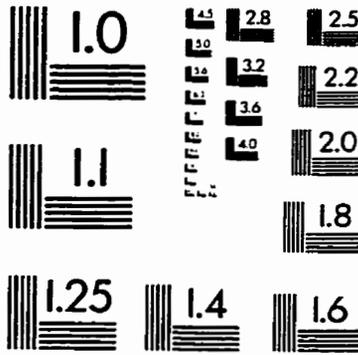
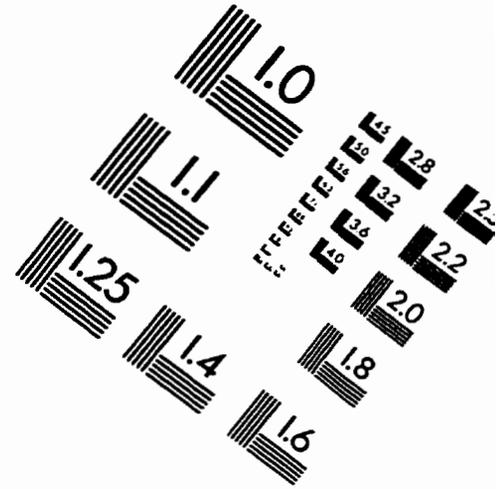
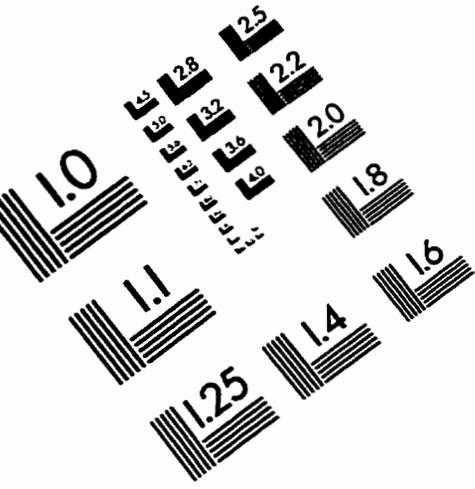
Nos résultats montrent un comportement d'offre de travail qui diminue lorsque le salaire augmente. Cependant, le comportement d'offre de travail secondaire semble lié à la présence d'adulte au sein du ménage. Ceci suggère que les ajustements de l'offre de travail sont d'ordre collectif au sein du ménage.

Les élasticités montrent que l'offre de travail secondaire des travailleurs contraints est moins sensible aux changements dans les salaires et le revenu que l'offre de travail des non-rationnés. Dans la mesure où les travailleurs non-contraints semblent être les plus nombreux, ces résultats impliquent que la pluri-activité se serait accentuée à la suite des baisses du salaire nominal décrétés en 1993 et 1994. Le cumul d'emplois serait ainsi un phénomène appelé à s'élargir et dont il faut tenir compte dans les différentes politiques économiques.

Cette thèse analyse séparément les décisions de choix de secteur de travail et celle du cumul d'emplois. Certains travaux empiriques ont déjà montré que les travailleurs du secteur public ont un taux de cumul d'emplois plus élevé que celui des travailleurs

du secteur privé. Les statistiques descriptives de notre échantillon ne confirment pas ces résultats. Ce sont plutôt les travailleurs du secteur informel qui enregistrent le taux le plus élevé. D'un autre côté, on peut avancer que la possibilité qu'ont les travailleurs de cumuler des emplois peut leur permettre de compenser en partie pour le secteur préféré qu'ils ne peuvent pas occuper. Il faut néanmoins préciser que des conclusions plus précises de l'incidence du cumul de travail sur le choix de secteur de travail nécessite plus d'investigations qui débordent du cadre de cette thèse.

# IMAGE EVALUATION TEST TARGET (QA-3)



APPLIED IMAGE, Inc.  
1653 East Main Street  
Rochester, NY 14609 USA  
Phone: 716/482-0300  
Fax: 716/288-5989

© 1993. Applied Image, Inc.. All Rights Reserved