

REPUBLIQUE DU SENEGAL

Un peuple un but une foi

MINISTERE DE L'ECONOMIE ET DES FINANCES

AGENCE NATIONALE DE LA STATISTIQUE ET DE LA DEMOGRAPHIE

ECOLE NATIONALE DE LA STATISTIQUE ET DE L'ANALYSE ECONOMIQUE



REPUBLIQUE DU MALI

Un peuple un but une foi

OBSERVATOIRE STATISTIQUE ET
ECONOMIQUE D'AFRIQUE
SUBSAHARIENNE (AFRISTAT)



MÉMOIRE PROFESSIONNEL

THEME:

ANALYSE COMPARATIVE DE LA PAUVRETE DANS DES
AGGLOMERATIONS DE L'UEMOA (ABIDJAN, BISSAU, NIAMEY
ET LOME): LIEN ENTRE PAUVRETE ET MARCHÉ DU TRAVAIL



Présenté par:

KOBOBE Onsou

Elève Ingénieur Statisticien Economiste

Dirigé par:

FALL Madior

Expert en Statistiques Sociales

Juillet – Octobre 2010

«Les propos tenus dans le présent document ne sont pas ceux de l'Observatoire économique et statistique d'Afrique subsaharienne (AFRISTAT) ni de l'Ecole Nationale de la Statistique et de l'Analyse Economique (ENSAE-Sénégal). L'auteur en assume donc l'entière responsabilité.»

Avant-propos

Basée à Dakar au Sénégal, l'Ecole Nationale de la Statistique et de l'Analyse Economique (ENSAE-Sénégal) a été créée dans le but de former des cadres et techniciens de la statistique et de l'économie, parmi lesquels les Ingénieurs Statisticiens Economistes (ISE).

Dans un souci de préparer les élèves à être opérationnels, la formation comporte un volet pratique sous la forme d'un stage dans des organismes.

Le présent document est le résultat du stage d'application de trois mois que j'ai effectué à AFRISTAT (Observatoire économique et statistique d'Afrique subsaharienne). Cette étude dont le thème est « Analyse comparative de la pauvreté dans les agglomérations de l'UEMOA (Abidjan, Bissau, Niamey et Lomé) : lien entre pauvreté et marché de travail. » s'appuie sur les Enquêtes sur les Dépenses des Ménages (EDM) réalisées en 2008 dans le cadre de la rénovation de l'indice harmonisé des prix à la consommation (IHPC). Elle intéresse particulièrement AFRISTAT du fait que très peu d'études concernant les travailleurs pauvres et le lien entre la pauvreté et le marché du travail existent. Ce rapport aborde les techniques de comparaison de la pauvreté et d'inégalité généralement peu utilisées dans les études sur la pauvreté.

Nous osons croire que ce travail reflète la qualité de la formation reçue à l'ENSAE-Sénégal et restons ouverts à toutes critiques et observations de nature à parfaire ce document.

Kobobé Onsou

Remerciements

Au terme de la rédaction de ce rapport, nous adressons particulièrement nos remerciements à M. Martin BELEPA, Directeur Général d'AFRISTAT, qui nous a permis d'effectuer le stage dans de bonnes conditions, ainsi qu'à tout le personnel d'AFRISTAT pour sa disponibilité.

J'exprime ma profonde gratitude et mes remerciements à l'endroit du professeur Madior FALL, expert en statistiques sociales à AFRISTAT, qui, malgré ses multitudes occupations, a su diriger ce travail avec attention et rigueur, sans oublier M. Siriki COULIBALY, expert en analyse de la pauvreté pour son assistance et ses conseils.

Je reste redevable envers M. Yancoba BADJI, et mon cher compatriote M. Symphorien TABO, respectivement expert en statistique des prix et expert en comptabilité nationale, du fait qu'ils m'ont accueilli chez eux, respectivement en début et fin de stage.

Que M. Bocar TOURE (Directeur de l'ENSAE-Sénégal), M. Mamadou CISSE (Responsable de la filière ISE), M. Mady DANSOKO (Coordinateur des études), Mme Emilie LAFFITEAU (Responsable de la filière ITS) et M. Granger WILFRID (Conseiller du Directeur de l'Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie) reçoivent nos remerciements les plus sincères du fait qu'ils nous ont offerts un cadre d'apprentissage adéquat, sans oublier tout le personnel de l'ENSAE-Sénégal.

Nos remerciements vont également à l'endroit de l'EGIDE - Centre français pour l'accueil et les échanges internationaux, particulièrement à Mme Audrey DE FORVILLE, à M. Alexis FOURNIER, à Mme Isabelle MEKDOUD et Annick PRATS-JENART de n'avoir ménagé aucun effort pour m'octroyer l'indemnité de stage afin que celui-ci se déroule dans des conditions idéales.

Nous ne saurions finir sans remercier toutes personnes qui, de près ou de loin ont œuvré à la réalisation du présent rapport de stage, notamment mon très cher papa M. Kessing ONSOU NDANG (Ingénieur Statisticien) qui nous a quitté juste avant la publication de la version finale de ce rapport.

Résumé

Le principal motif conduisant à la réalisation du présent rapport est l'analyse comparative de la pauvreté dans les agglomérations de l'UEMOA et l'existence de peu d'études appliquées en Afrique subsaharienne liant la pauvreté au marché du travail. Pour ce faire, plusieurs méthodes ont été mises en œuvre pour mesurer et comparer l'inégalité et la pauvreté entre les villes (Abidjan, Bissau, Niamey et Lomé).

Une présentation concise du cadre d'étude nous a permis de savoir que le PIB de la Côte d'Ivoire valait plus de cinq fois celui des autres pays, mais en se ramenant au niveau par habitant il ne vaut plus que trois fois. La revue de littérature et les méthodes de mesure de la pauvreté nous ont mis au parfum des travaux qui ont été réalisés en matière de pauvreté.

L'analyse des inégalités et la construction des indicateurs de pauvreté monétaire constituent le point essentiel du présent document et toute la suite de l'étude repose sur ces indicateurs. Ces derniers ont montré qu'il y a moins d'inégalité (courbes de Lorenz généralisées) et de pauvreté (courbes FGT) à Abidjan et à Lomé que dans les autres villes quel que soit le seuil de pauvreté retenu. A l'aide de ces indicateurs nous avons remarqué que le ratio de pauvreté est plus élevé au niveau des ménages monoparentaux, que les hommes sont plus exposés à la pauvreté que les femmes, et que les individus sans instruction sont les plus fréquemment pauvres.

Les régressions logistiques constituent l'étape approfondie de notre analyse de la pauvreté. Les résultats issus de ces estimations nous ont permis de constater que les déterminants de la pauvreté et du marché du travail varient d'une agglomération à l'autre. Au vu de ces résultats, le fait pour un individu d'être de niveau d'instruction bas (sans et primaire) augmente la probabilité pour qu'il appartienne au groupe des pauvres. Aussi, la pauvreté a une influence négative sur la probabilité d'être actif occupé, autrement dit le fait pour un individu d'être pauvre réduit sa chance d'avoir un emploi.

Mots clés : Inégalité, pauvreté, seuil de pauvreté, chef de ménage, marché du travail, travailleurs pauvres.

Abstract

The main motive leading to the realization of the present relationship is the comparative analysis of the poverty in the towns of the UEMOA and the existence of few studies applied in sub-Saharan Africa linking the poverty to the labor market. To do it, Several methods were implemented to measure and compare the disparity and the poverty between cities (Abidjan, Bissau, Niamey and Lomé).

A concise presentation of the frame of study allowed us to know that the GDP (GROSS DOMESTIC PRODUCT) of Côte d'Ivoire was more worth of five times that of the other countries but by coming down to the level per capita it does not cost more than three times. The review of literature and the presentation of the methods of measure of the poverty allowed us to know the works which were realized in poverty.

The analysis of the disparities and the construction of the indicators of monetary poverty constitute the essential point of this document because all the continuation of the document rests on these indicators. These indicators showed that there is less disparity (generalized Lorenz curves) and poverty (FGT curves) in Abidjan and in Lomé than in the other cities whatever is the reserved poverty line. By means of these indicators we noticed that the ratio of poverty is more raised at the level of the households which has one leader, that the men perceive more the poverty than the women, and whom the individuals of no academic level are frequently poor.

The logistic regressions constitute the deepen stage of our analysis of poverty. The results stemming from these estimations allowed us to notice that the determiners of the poverty and the labor market vary from a town to the other one. In view of these results, the people who have no academic level and primary academic level increase their probability to belong to the group of the poor men. So, the poverty has a negative influence on the probability to be a working population, in other words the fact for an individual to be poor reduces its chance to have an employment.

Keywords: Inequality, poverty, poverty line, head of the household, labor market, working poor.

Sommaire

Avant-propos.....	3
<i>Remerciements</i>	4
Résumé	5
Abstract	6
<i>Sommaire</i>	7
Liste des tableaux	9
Liste des graphiques	11
Liste des encadrés	11
Liste des sigles et abréviations	12
Introduction	13
1èrePARTIE :	15
CONTEXTE D'ETUDE ET DEFINITIONS	15
CHAPITRE 1 : CADRE D'ETUDE ET REVUE DE LA LITTEARTURE.....	16
I. Problématique.....	16
II. Méthodologie et Revue de littérature	17
III. La structure d'accueil	25
CHAPITRE 2 : CONTEXTE ET EVOLUTION ECONOMIQUE ENTRE 2000 ET 2008	27
I. Une brève présentation des pays.....	27
II. Croissance: évolution du PIB	28
III. Structure démographique: pyramide des âges	32
IV. Marché du travail: taux d'activité par genre, taux de chômage	35
CHAPITRE 3 : PRESENTATION DE L'ENQUETE EDM ET PLAN D'ANALYSE.....	38
I. Présentation de l'enquête.....	38
II. Le plan d'analyse	42
III. Les limites de l'étude.....	42
2èmePARTRIE :	43
LES INDICATEURS DE PAUVRETE MONETAIRES	43
CHAPITRE 4 : CARACTERISTIQUES SOCIODEMOGRAPHIQUES DES MENAGES	44
I. Structure démographique	44

II. Structure du logement	50
III. Le secteur de l'emploi	50
CHAPITRE 5 : LES INDICES D'INEGALITE ET INDICATEURS DE PAUVRETE MONETAIRES	56
I. Les dépenses de consommation	56
II. Les inégalités	59
III. Indicateurs monétaires et Courbes stochastiques	66
CHAPITRE 6 : TEST DE ROBUSTESSE ET ANALYSE DESCRIPTIVE DE LA PAUVRETE	74
I. Test de robustesse.....	74
II. Analyse descriptive de la pauvreté dans les quatre agglomérations.....	77
3ème PARTIE :	85
COMPARAISON DES DETERMINANTS DE LA PAUVRETE MONETAIRE ET LIEN AVEC LE MARCHE DU TRAVAIL.....	85
CHAPITRE 7 : ANALYSE DES DETERMINANTS DE LA PAUVRETE MONETAIRE	86
I. Concepts et méthodes	86
II. Résultats de l'estimation.....	87
III. Qualité de l'estimation et Validation du modèle de pauvreté.....	90
CHAPITRE 8 : LES TRAVAILLEURS PAUVRES.....	95
I. Définition et incidence	95
II. Les caractéristiques sociodémographiques	96
CHAPITRE 9 : ANALYSE DES DETERMINANTS DU MARCHE DU TRAVAIL.....	103
I. Résultats de l'estimation.....	103
II. Validité du modèle	107
Conclusion et recommandations.....	110
<i>Bibliographie</i>	112
<i>Webographie</i>	115
Annexe 1 : Les tableaux.....	117
Les effets marginaux.....	121
Annexe 2 : Les indices d'inégalité.....	125
Annexe 3 : Détermination du seuil de pauvreté monétaire	129
Table des matières.....	133

Liste des tableaux

Tableau 1: Evolution des PIB de 2000 à 2008 (en million de dollars).	30
Tableau 2: Evolution des PIB/habitant entre 2000 et 2008 (en \$).....	31
Tableau 3: Population des ménages par sexe et pays et sexe.	32
Tableau 4: Taux d'activité par genre.	37
Tableau 5: Questionnaires de l'enquête sur les dépenses de consommation des ménages.	41
Tableau 6: Typologies des ménages et Caractéristiques de la population.	46
Tableau 7: Groupes d'âge par sexe par ville.	48
Tableau 8: Niveau d'instruction par sexe.....	49
Tableau 9: Niveau d'instruction par sexe par ville.	49
Tableau 10: Statut d'occupation par ville.	50
Tableau 11: Groupe socio-économique (GSE) par sexe et par pays.	51
Tableau 12: Groupe socioéconomique par sexe par pays.	52
Tableau 13: Groupe sociaux économique par secteur institutionnel.	52
Tableau 14: Situation d'activité des CM par sexe et par pays.	53
15: Situation d'activité par sexe.	54
Tableau 16: Niveau d'instruction par secteur institutionnel.	55
Tableau 17: Types de ménages par niveau de vie.....	57
Tableau 18: Comparaison des dépenses par tête par ville.	59
Tableau 19: Coefficient de GINI dans les agglomérations de l'UEMOA.....	64
Tableau 20: Contribution à l'inégalité.....	65
Tableau 21: Comparaison des indices d'ATKINSON.	65
Tableau 22: Seuil de pauvreté par personne par ans dans les différents pays (capitales).	67
Tableau 23: Les indicateurs monétaires (FGT).	69
Tableau 24: Caractéristiques des agglomérations.	69
Tableau 25: Indices FGT suivant l'unité de consommation de la FAO.	75
Tableau 26: Corrélation entre les indices FGT sans et avec unité de consommation.	76
Tableau 27: Statut de pauvreté suivant le sexe.	77
Tableau 28: Groupe d'âges suivant le statut de pauvreté.	78
Tableau 29: Indicateurs de pauvreté selon le type de ménage.	80
Tableau 30: Indicateurs de pauvreté selon le groupe socio-économique.....	81

Tableau 31: Indicateurs de pauvreté selon le niveau d'instruction.	82
Tableau 32: Indicateurs d'inégalité suivant les quintiles de dépenses par tête et le statut de pauvreté.	83
Tableau 33: Décomposition des indices d'entropie.	84
Tableau 34: Décomposition de l'indice d'ATKINSON.	84
Tableau 35: Les déterminants de la pauvreté monétaire.	89
Tableau 36: Test de Hosmer-Lemeshow du modèle de pauvreté.	91
Tableau 37: Test de sensibilité et de spécificité.	92
Tableau 38: Structure par sexe des travailleurs pauvres (en %).	96
Tableau 39: Situation d'activité selon le niveau d'instruction (en %).	97
Tableau 40: Nombre de travailleurs pauvres par secteur institutionnel (en %).	98
Tableau 41: Type de ménage des travailleurs pauvres (en %).	99
Tableau 42: Situation d'activité par âge (en %).	100
Tableau 43: Situation d'activité par âge (%).	100
Tableau 44: Lieu de provenance des travailleurs pauvres (%).	101
Tableau 45: Pays de provenance des travailleurs pauvres (%).	102
Tableau 46: Déterminants du marché du travail.	106
Tableau 47: Test de Hosmer et Lemeshow du modèle du marché du travail.	107
Tableau 48: Test de sensibilité et de spécificité du modèle du marché du travail.	108
Tableau 49: Liste des variables.	117
Tableau 50: Taux de croissance du PIB de 2001 à 2008.	117
Tableau 51: Taux de croissance du PIB par tête de 2001 à 2008.	118
Tableau 52: Groupe socioéconomique par niveau d'instruction.	118
Tableau 53: Groupes d'âges par sexe.	119
Tableau 54: Situation d'activité par niveau d'instruction.	119
Tableau 55: Indices d'inégalité selon les agglomérations.	119
Tableau 56: Situation d'activité par âge.	120
Tableau 57: Décomposition de l'indice d'ATKINSON selon les quintiles de niveau de vie et le statut de pauvreté.	120
Tableau 58: Effets marginaux des variables explicatives sur la probabilité d'être pauvre.	122
Tableau 59: Rapport des chances (déterminants de la pauvreté monétaire).	123
Tableau 60: Rapport des chances (déterminants de la pauvreté monétaire).	124

Liste des graphiques

Figure 1: PIB en Millions de dollars	29
Figure 2: Evolutions des PIB par tête en \$ PPA de 2000 à 2008.	31
Figure 3: Pyramides des âges des populations des quatre pays (2008).	34
Figure 4: Population des quatre villes.	44
Figure 5: Caractéristique de la taille des ménages.	47
Figure 6: Caractéristiques des dépenses par tête.	56
Figure 7: Evolution des déciles des quatre agglomérations.	57
Figure 8: Courbes de Lorenz simples.....	60
Figure 9: Courbes de Lorenz généralisées.....	62
Figure 10: Courbes de Lorenz pondérées.	63
Figure 11: Courbes de Dominance Stochastique.	70
Figure 12: Courbes de dominance de FGT du 1er ordre.	72
Figure 13: Courbes de dominance de FGT du 2ème ordre.	73
Figure 14: Courbes de dominance de FGT du 3ème ordre.	73
Figure 15: Test de spécificité et de sensibilité.	93
Figure 16: Courbes ROC du modèle de pauvreté.....	94
Figure 17: Test de sensibilité et de spécificité du modèle du marché du travail.	108
Figure 18: Courbe ROC du modèle du marché du travail.	109

Liste des encadrés

Encadré 1: Données manquantes	36
Encadré 2: Typologie des ménages	45
Encadré 3: Les indices FGT (Foster, Greer et Thorbecke)	66
Encadré 4: Dominance stochastique et inférence statistique	70
Encadré 5: Le modèle Logit	86
Encadré 6: Quelques notions utiles.....	92

Liste des sigles et abréviations

Sigles	Significations
Abi	Abidjan
AFRISTAT	Observatoire Economique et Statistique d'Afrique Subsaharienne
AUC	Area under curve
Bis	Bissau
BIT	Bureau International de Travail
BLS	Bureau of Labor Statistics
CI	Côte d'Ivoire
CM	Chef de ménage
EBC	Enquête Budget Consommation
EDM	Enquête sur les Dépenses des Ménages
ENSAE	Ecole Nationale de la Statistique et de l'Analyse Economie
FGT	Foster, Greer et Thorbecke
GSE	Groupe Socio-économique
GW	Guinée-Bissau
IDH	Indicateur de Développement Humain
IHPC	Indice Harmonisé des Prix à la Consommation
INSEE	Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques
IPH	Indicateur de Pauvreté Humaine
Lom	Lomé
NE	Niger
Nia	Niamey
OMD	Objectifs du Millénaire pour le Développement
PIB	Produit Intérieur Brut
PNUD	Programme des Nations Unies pour le Développement
ROC	Receiver Operating Characteristic
TG	Togo
UMOA	Union Monétaire Ouest Africaine
UNEMOA	Union Economique et monétaire Ouest Africaine
ZD	Zone de Dénombrement

Introduction

Pour améliorer le bien-être des habitants, nous avons besoin de faire un diagnostic de la pauvreté afin de mesurer le degré de pauvreté, ce qui passe par la résolution des problèmes fondamentaux que sont l'identification des individus pauvres et la construction des indicateurs pertinents sur la base d'informations disponibles. Ainsi, la pauvreté a toujours été au cœur des Objectifs du Millénaire pour le Développement, et l'un des principaux objectifs consiste en la réduction de la pauvreté et de la faim.

L'UEMOA (Union Economique et Monétaire Ouest Africaine), organisation pour l'intégration institutionnelle et de marché, créée le 10 janvier 1994, ne regroupait que sept pays que sont le Bénin, le Burkina, la Côte d'Ivoire, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo. Et ce n'est qu'en 2002 que la Guinée-Bissau intégra cette union économique, faisant passer le nombre de pays à huit. C'est une Zone géographique de superficie 3 509 600 Km² et de population d'environ 85 millions habitants. Cette union constitue un prolongement de l'UMOA (Union Monétaire Ouest Africaine) qui a été créée le 12 mai 1962 pour manifester la volonté de coopération monétaire à la fois entre les pays membres et avec la France au sein de la Zone Franc.

La présente étude ne portera que sur les capitales des quatre pays de l'UEMOA qui suivent : Côte d'Ivoire, Guinée-Bissau, Niger et Togo, c'est-à-dire trois pays côtiers et un pays enclavé. Le concept de pauvreté surgit toujours lorsque le problème de développement apparaît dans les débats économiques et sociaux. Ce concept a suscité de nombreux travaux empiriques et théoriques du fait de l'existence des enjeux politiques sous-jacents. La pauvreté est un facteur très corrélé avec le niveau de développement d'un pays, faisant référence à un état de carence comme l'a défini le PNUD (Programme de Nations Unies pour le Développement) en 1997, « la pauvreté est le fait d'être privé des moyens matériels permettant de satisfaire un minimum acceptable de besoins, notamment alimentaires ». Selon RAVALLION (1996), « on peut dire que la pauvreté existe dans une société donnée lorsque le bien-être d'une ou de plusieurs personnes n'atteint pas un niveau considéré comme un minimum raisonnable selon les critères de cette même société. »

Beaucoup d'institutions appréhendent le concept de pauvreté comme un phénomène purement monétaire. Selon l'INSEE, un individu ou un ménage est considéré comme pauvre lorsqu'il vit dans un ménage dont le niveau de vie est inférieur au seuil de pauvreté. L'Insee, comme l'Eurostat et les autres pays européens mesurent la pauvreté de manière relative alors que les Etats Unies ou le Canada ont une approche absolue de mesure de la pauvreté. Dans nos sociétés, les activités économiques sont exclusivement évaluées en termes monétaires. La création de richesses monétaires est donc perçue comme l'indice d'une meilleure efficacité de production, d'un accroissement des revenus et donc d'une meilleure satisfaction des besoins. Aussi, est-il à noter qu'il est extrêmement difficile de mesurer directement les revenus des ménages du fait du poids important du secteur informel. De ce fait, les dépenses de consommation sont un bon indicateur de satisfaction des besoins ; c'est ce qui nous pousse à construire les indicateurs de pauvreté monétaires pour mesurer le niveau de pauvreté dans les quatre agglomérations de l'UEMOA que sont Abidjan, Bissau, Niamey et Lomé. Une autre motivation de cette étude est qu'il existe très peu d'études appliquées en Afrique subsaharienne liant la pauvreté au marché du travail et concernant les travailleurs pauvres.

De nombreuses études tendent à démontrer le creusement des inégalités de revenu dans le monde. L'Afrique subsaharienne a été marquée ces quinze dernières années par d'importants bouleversements d'origine économique et financière, entraînant une régression des conditions de vie des populations, provoquant ainsi une augmentation de la pauvreté de façon inégalitaire selon les pays et les périodes.

Dans ce contexte, une analyse comparative de la pauvreté dans les agglomérations de l'UEMOA ne s'avère-t-elle pas nécessaire pour mettre en exergue les déterminants de la pauvreté ?

Pour répondre à cette question, ce document est organisé en trois parties avec une introduction et une conclusion. La première partie désormais classique, porte sur une revue de la littérature, les définitions et concepts, ainsi que la marche à suivre. Nous aborderons dans la deuxième partie les indicateurs d'inégalité et de pauvreté monétaires. La troisième partie est consacrée à la comparaison des déterminants de la pauvreté monétaire et du lien entre pauvreté et marché du travail.

1èrePARTIE : CONTEXTE D'ETUDE ET DEFINITIONS

Cette première partie de notre étude se subdivise en trois chapitres dont le premier présentera la structure d'accueil et la revue de la littérature, tandis que le deuxième chapitre définira le contexte et les évolutions économiques des différents pays entre 2000 et 2008. Enfin, le troisième chapitre présentera l'Enquête sur les Dépenses des Ménages et le plan de l'analyse.

CHAPITRE 1 : CADRE D'ETUDE ET REVUE DE LA LITTEARTURE

Dans ce chapitre, il sera question de soulever certaines interrogations qui permettront de délimiter le contenu du présent rapport, ensuite de faire une brève revue de littérature qui nous permettra de savoir ce qui a été fait en matière de pauvreté et enfin de présenter la structure d'accueil.

I. Problématique

En 2008, appuyés par AFRISTAT, les pays membres de l'UEMOA ont réalisé une enquête communément appelée EDM (Enquête sur les Dépenses des Ménages). La principale thématique retenue est la dépense des ménages (Tableau 5) et cette enquête fait partie du dispositif pour la rénovation des indices harmonisés des prix à la consommation dans ces pays. Les informations collectées lors de cette enquête peuvent également servir à d'autres études. C'est dans ce contexte qu'il nous a été demandé de mener une étude dont le thème est « analyse comparative de la pauvreté dans les agglomérations de l'UEMOA (Abidjan, Bissau, Niamey et Lomé) : lien entre pauvreté et marché du travail ».

De nos jours, l'on constate encore que beaucoup de pays africains ne sont pas maîtres de leurs décisions en ce sens que certaines de leurs politiques économiques sont directement ou indirectement influencées les pays développés ou les institutions internationales telles que la Banque mondiale et le Fonds Monétaire International. Les bouleversements qui ont secoué l'Afrique subsaharienne dans les années 90 sont en majeure partie dus aux politiques d'ajustements structurels (PAS). D'autres politiques d'ajustements comme le plan BECKER ont été appliquées après les programmes d'ajustements structurels mais sans succès dans les pays au Sud du Sahara, aggravant les conditions de vie des africains. C'est ainsi que ces institutions ont été surnommées « *les affameurs du monde* ».

Les chocs pétroliers des années 80 ont favorisé l'endettement des pays africains envers les pays du Nord, qui ont une part importante dans le retard accusé par les pays africains, en particulier ceux de l'UEMOA.

Les Objectifs du Millénaire pour le Développement visant les pays pauvres de la planète, principalement les pays africains, visent la réduction de la pauvreté et la faim, la réduction de la mortalité infantile, permettre à chaque enfant de finir au moins le cycle de l'école primaire, etc. à l'horizon 2015. Mais on remarque aujourd'hui que ces objectifs sont loin d'être atteints.

Certains pays de l'UEMOA comme la Côte d'Ivoire, le Niger, etc. ont connus des troubles d'ordre politique et administrative, entraînant une mauvaise gestion des ressources du pays, provoquant ainsi des inégalités.

Face à ces constats, dans le cadre de la présente étude portant sur l'analyse comparative de la pauvreté entre Abidjan, Bissau, Niamey et Lomé, il est important de soulever les interrogations suivantes :

- Quelle est la ville la plus inégalitaire ? Qu'est ce qui explique cette inégalité ?
- Les pauvres de ces capitales ont-ils le même profil ? En quoi sont-ils différents ?
- Quels sont les principaux déterminants de la pauvreté et du marché du travail dans ces villes? Observe-t-on une discrimination assez claire entre les villes côtières et les villes enclavées ?
- Qui sont les travailleurs pauvres de ces villes ? Quels sont leurs spécificités ? D'où proviennent-ils ?

II. Méthodologie et Revue de littérature

1. La mesure de l'inégalité

Dans la littérature sur les inégalités, plusieurs outils de mesure de l'inégalité existent, celle la plus connue est la courbe de Lorenz. Max Otto LORENZ (1880 – 1962), dans «Methods of Measuring the Concentration of Wealth» Publications of the American Statistical Association (1905), est l'économiste américain qui inventa le graphique représentant la courbe qui porte son nom en 1905. Il s'agit pour lui de décrire et de mesurer les inégalités de revenu, et, par suite, cette courbe sert plus généralement à décrire la façon dont se répartit une masse (salariale, de revenus, de richesses, etc.) au sein d'une population pour se faire une idée du

caractère plus ou moins égalitaire de la répartition de cette masse au sein de la population. Elle sert à comparer ainsi différentes populations entre elles (ce qui est le cas de notre étude) ou à comparer la distribution d'une masse au sein d'une population en deux ou plusieurs points de temps afin de savoir si l'inégalité augmente ou diminue.

Le coefficient de GINI a été développé par le statisticien italien du nom de Corrado GINI en 1912, basé sur la courbe de Lorenz pour mesurer l'inégalité de revenu dans une société. Cependant la courbe de Lorenz et l'indice de GINI ne sont pas les seuls indicateurs utilisés pour la mesure de la concentration d'une masse au sein d'une population. L'indice de HERFINDHAL-HIRSCHMAN est aussi couramment utilisé pour mesurer la concentration d'un marché en économie industrielle ou d'une activité en économie régionale.

THEIL (1967), BOURGUIGNON (1979) et SHORROCKS (1980) ont par la suite ouvert la voie à la construction de mesures d'inégalité vérifiant la propriété de décomposabilité. En 1967, THEIL introduit un nouvel indicateur d'inégalité de revenu dérivé par analogie de la seconde loi de thermodynamique, *la loi de l'Entropie*. Cette dernière mesure le désordre d'un système thermodynamique, en offrant la possibilité d'évaluer la contribution des inégalités intergroupes et intragroupes à l'inégalité totale. L'entropie est l'information espérée dans une distribution à laquelle est associée une probabilité.

Depuis 1970, les méthodes statistiques permettant l'évaluation empirique des inégalités de revenu ont privilégié les indices de mesure des inégalités comme l'entropie généralisée ou l'indicateur d'ATKINSON. Ces mesures possèdent par construction certaines propriétés axiomatiques qui assurent une décomposabilité de l'indice par sous-populations.

2. La mesure de la pauvreté

Définir la pauvreté est un exercice délicat. RAVALLION (1996), World Bank (2000) et ASSELIN (2002), analystes de la pauvreté, reconnaissent qu'il n'existe pas de définition universelle et absolue de la pauvreté. Pour Alain DEMURGER, au Moyen Âge, la définition de la pauvreté ne peut s'inscrire uniquement en terme monétaire, car le pauvre est celui qui est faible. Le

pauvre n'a pas les moyens de subsister seul, et, pendant tout le Moyen Âge, le pauvre est l'orphelin, le vieux, l'estropié, le lépreux. L'irruption de l'argent comme instrument de mesure de la richesse a fait évoluer la définition de la pauvreté. La Banque mondiale décrit la pauvreté comme suit : La pauvreté, c'est la faim, c'est être sans abri, c'est être malade et ne pas pouvoir voir un médecin, c'est ne pas avoir de travail, s'inquiéter de l'avenir et vivre au jour le jour. Les premières mesures de la pauvreté furent introduites par BOTH et ROWNTREE vers la fin du *XIX^{ème}* siècle. Ces trente dernières années, les techniques multivariées de mesure de la pauvreté se sont développées, nous pouvons citer entre autres la théorie de l'exclusion sociale de René LENOIR (1974), la théorie des capacités de Amartya SEN (1980), etc.

1.1. Approches théoriques de mesure de la pauvreté

En s'imprégnant des différents travaux théoriques et empiriques réalisés dans le domaine de la pauvreté, nous mentionnons que la mesure de la pauvreté est soutenue par différentes approches théoriques, de même que par différents indicateurs de mesure de la pauvreté. Dans la revue de littérature relative aux mesures de la pauvreté, on différencie deux grandes approches de mesure de la pauvreté : l'approche monétaire soutenue par les utilitaristes (ou « walfaristes ») et l'approche non monétaire soutenue par les non-utilitaristes ou non welfaristes.

a) Approches monétaires

L'approche « welfariste » exprime le bien-être en fonction du niveau d'utilité atteint par un individu, pour tous ses choix individuels. Selon cette approche, un individu est pauvre si elle n'atteint pas un certain niveau d'utilité permettant d'atteindre un certain niveau de vie. D'après la théorie du consommateur, les choix (ou les préférences) d'un consommateur portent sur les paniers de consommations qui sont une liste « complète » de biens et services qu'il peut acquérir. Ces choix peuvent être classés en fonction de leur attrait, et donc les utilités qui sont une façon d'attribuer une valeur aux différents paniers de consommation sont ordonnables. Ainsi, l'approche utilitariste repose sur le classement des préférences qui peuvent être représentées par une fonction d'utilité dont la valeur est

supposée représenter le bien-être d'un individu. En supposant que nous ne sommes pas dans une économie de troc, le fait d'atteindre un certain niveau d'utilité présume un échange de bien contre de la monnaie. D'où la possibilité de construire des indicateurs simples et composites du bien-être au moyen des dépenses de consommation (ou des revenus), vu que l'utilité n'est pas directement observable.

Selon RAVAILLON (1994), cette approche place la conceptualisation du bien-être dans l'espace de l'utilité dont la satisfaction définit le niveau de bien-être. Qualifiée d'unidimensionnelle, la pauvreté monétaire fut développée par BOTH (1969) et ROWNTREE (1901). Un individu est donc en situation de pauvreté lorsqu'il éprouve des insuffisances sur la base d'un indicateur de pauvreté monétaire ou lorsque le revenu de cet individu ne lui permet pas d'atteindre le seuil minimal pour survivre et reproduire sa force de travail.

b) Approches non monétaires

Contrairement à l'approche monétaire qui place le bien-être dans l'espace d'utilité (ou des préférences), l'approche non « welfariste » place le bien-être dans l'espace de liberté et des accomplissements dans lequel on peut trouver par exemple la possibilité de se nourrir, ou de se vêtir de manière adéquate, l'accès aux services de santé, etc. selon les normes propres à chaque société. Cette approche va de la privation absolue de biens axée sur la nutrition et ou sur d'autres besoins fondamentaux à la privation relative de biens, comme dans TOWNSEND (1979). Elle dispose de deux catégories que sont l'approche par les capacités de SEN (1985) et l'approche par les besoins de base.

L'analyse de la pauvreté par les capacités de SEN (1985) traduit le bien-être à travers des droits positifs des individus et essaie de transposer ces droits dans un espace mesurable à l'aide du concept de « fonctionnement ». Le type de vie que mène un individu est fonction de ses capacités à bien combiner ses atouts physiques et ses savoir-faire ou habiletés, c'est-à-dire la liberté que possède un individu de choisir parmi tous ses fonctionnements potentiels ceux qui lui permettront de satisfaire ce qu'il attend de sa vie ou ce qu'il a raison de valoriser. Donc chaque individu peut accéder ou non à un minimum vital dans un contexte social et environnemental donné.

L'approche non-utilitariste de l'analyse de pauvreté, fondée sur les besoins de base, s'appuie sur le fait qu'un individu doit pouvoir satisfaire un certain nombre de besoins fondamentaux (ces besoins pouvant être : un logement adéquat, une alimentation adéquate, une bonne santé, un bon habillement, etc.) nécessaires pour atteindre un certain niveau de vie. Cette approche est apparue dans les années soixante dix dans un cadre de lutte contre la pauvreté comme réaction à l'utilitarisme. La mise en œuvre de cette approche pose d'énormes difficultés à cause des problèmes de définition des besoins de base essentiels. Par exemple qu'est-ce qu'un bon habillement ? Quel type (ou genre) d'habillement faut-il adopter pour que cela puisse être considéré comme bon dans une société, en présence d'une société de culture différente lorsqu'il s'agit d'une comparaison ?

Bien que ces définitions posent problèmes, des définitions universelles de mesure de la pauvreté existent. Par exemple, pour ce qui est de la notion de « minimum vital », d'après PNUD (2004), elle renvoie à « tous ceux dont la coutume du pays, quelle qu'elle soit, fait de la carence de ceux-ci, une indécence pour les personnes dignes d'estime ». Autrement dit, « la pauvreté économique demande un examen culturel », c'est-à-dire que les critères socioculturels et économiques doivent être associés pour une bonne compréhension et mesure de la pauvreté. Ce qui nous conduit à la multidimensionnalité de la pauvreté.

1.2. Mesure de la pauvreté multidimensionnelle

Le fait que la pauvreté soit un phénomène complexe et multidimensionnel justifie l'existence de plusieurs approches pratiques qui concordent plus ou moins avec les approches utilitaristes et non-utilitaristes.

a) L'approche d'entropie

La mesure de la pauvreté par l'approche d'entropie provient de la mécanique dynamique, beaucoup exploitée dans la théorie statistique de l'information. En s'inspirant de cette théorie, MASSOUMI (1986) proposa un indicateur composite optimal qui minimise une somme pondérée de divergence deux à deux. L'indicateur s'exprime comme suit :

$$C_i = \left[\sum_{k=1}^n \delta_k I_{ik}^{-\gamma} \right]^{-1/\gamma}$$

Avec $\gamma \neq 0, -1$, I_{ik} la valeur de l'indicateur I_k pour l'individu i de la population. δ_k sont des poids arbitraires sur les composantes de divergences relatives aux indicateurs I_k , $\sum \delta_k = 1$.

C_i est un indicateur individuel.

Cette approche est importante du fait du critère d'optimisation, néanmoins la détermination des poids de façon non arbitraire reste un problème à résoudre. Ses principales limites résident dans le choix des paramètres et des pondérations utilisées dans la forme fonctionnelle de l'indicateur composite.

b) L'approche d'inertie

Principalement basée sur les techniques d'analyses multidimensionnelles (analyses factorielles), l'approche d'inertie de mesure de la pauvreté trouve son origine dans le champ de la mécanique statique. On rencontre une méthodologie complète de ces techniques dans Xavier BRY (1996), Michel VOLLE (1993), ESCOPIER et PAGES (1990), MEULMAN (1992), Louis-Marie ASSELIN (2002), etc. La forme fonctionnelle de l'indicateur composite de pauvreté (ou de développement), pour un « individu » i , notée par C_i s'écrit

$$C_i = \frac{\sum_{k=1}^K \sum_{j_k} W_{j_k}^K I_{j_k}^K}{K}$$

où K = nombre d'indicateurs catégoriels, J_k = nombre de catégories de l'indicateur k ; $W_{j_k}^K =$ le coefficient de pondération (score normalisé sur le premier axe, $\frac{Score}{\sqrt{\lambda_1}}$), de la catégorie, J_k , λ_1 étant la première valeur propre.

$I_{j_k}^k$ = la variable binaire 0/1, prenant la valeur 1 lorsque l'unité a la catégorie J_k .

Les coefficients de pondération obtenus par les analyses factorielles correspondent aux scores normalisés sur le premier axe factoriel. La valeur de l'indicateur composite de pauvreté pour tout individu i correspond tout simplement à la moyenne des scores normalisés des variables catégoriques. Le poids d'une catégorie est la moyenne des scores normalisés des unités de population appartenant à cette catégorie.

Toutes les modalités des variables étant transformées en indicateurs binaires codés en 0 ou 1, donnant au total P indicateurs binaires, on a donc :

$$P_k = \sum_{k=1}^K J_k$$

Ainsi, l'indicateur composite de pauvreté, pour un individu i s'écrit :

$$C_i = \frac{1}{K} (W_1 I_{i_1} + W_2 I_{i_2} + \dots + W_p I_{i_p}),$$

W_p = le poids (score du premier axe normalisé, $\frac{score}{\sqrt{\lambda_1}}$) de la catégorie p , λ_1 étant la première valeur propre ;

I_p , $p=1, \dots, P$ est l'Indicateur binaire 0/1, prenant la valeur 1 lorsque le ménage a la modalité p et 0 sinon.

Cette approche dite d'inertie permet de faire le choix des dimensions pertinentes de la pauvreté tout en évitant l'information redondante (ASSELIN, 2002 ; SAHN et STIFEL 2000, KI et al. 2004). Elle élimine autant que possible l'arbitraire dans le calcul de l'indicateur composite.

c) L'indicateur de pauvreté humaine

Venant en renforcement à l'indice de développement humain (IDH) dont la validité et la pertinence sont contestées dans le monde, l'indice de pauvreté humaine a été récemment proposé par le PNUD et appliqué par la plupart des pays du monde, dont ceux de l'UEMOA. Basé sur des indicateurs simples et non monétaires, cet indice cherche, pour les pays en développement (PED), à traduire les déficits des individus en termes de pourcentage des adultes analphabètes et des services procurés par l'économie dans son ensemble axée sur le pourcentage des individus n'ayant pas accès aux services de santé, celui des individus n'ayant pas accès à l'eau potable et celui des enfants de moins de cinq ans victimes de malnutrition. Cet indice est obtenu à l'aide de la formule suivante :

$$IPH_1 = 1/3[(P_1 + P_2 + P_3)]^{1/3}$$

Avec P_1 le pourcentage de personnes qui meurent avant 40 ans ;

P_2 la proportion des personnes analphabètes ;

P_3 mesurant le niveau de vie moyen en terme de manque. C'est la moyenne arithmétique de trois indicateurs utilisés que sont le nonaccès à l'eau potable, le nonaccès aux services de santé et la proportion des enfants frappés de malnutrition.

Il existe un 2^{ème} IPH appelé IPH_2 qui inclut le chômage de longue durée, mais ceci est un indicateur ne concernant que les pays développés puisqu'ils disposent de statistiques fiables.

Par ailleurs, les conditions de vie matérielle ne sont pas bien prises en compte par cet indice, notamment les caractéristiques de l'habitat et la possession de biens de consommation durables. Aussi, dans la réalité, les trois paramètres de l'IPH ont-ils le même poids en termes de valeurs qui ignorent les valeurs socioéconomiques réelles des populations?

Cet indicateur reste pertinent, vu que les sous-indicateurs pris en compte reflètent suffisamment des aspects importants relatifs aux mauvaises conditions de vie des individus, et ceci malgré ses limites incontestables.

d) La pauvreté subjective

Cette approche, contrairement à celle dite « welfariste » et non « welfariste », permet davantage de connaître la description, la perception, l'interprétation et l'évaluation de la pauvreté par la population elle-même. Elle s'appuie sur des techniques qualitatives telles que les entretiens individuels et les observations des participants pour collecter des informations sur la perception, les interprétations et les appréciations, c'est-à-dire que la population est amenée à évaluer elle-même ses propres conditions de vie, à donner ses conceptions et ses explications de la pauvreté. Cependant, cette approche est limitée du fait qu'elle ne concerne qu'un groupe particulier d'individus. Néanmoins, il faut la considérer comme complémentaire aux autres approches lorsqu'on est dans la recherche d'explications sociologiques, historiques, etc. de la pauvreté.

La pauvreté est aussi un phénomène relatif du fait que sa conception varie d'une société à une autre, en fonction des ressources disponibles (son appréciation et sa perception varient d'un individu à l'autre) et dynamique parce qu'elle est conditionnée par des changements structurels et conjoncturels de nature économique, climatique, politique, culturelle, technologique, etc. Ainsi, c'est un phénomène qui évolue selon les époques au gré des circonstances du moment. Les résultats peuvent être différents selon qu'on utilise tel ou tel outil pour mesurer la pauvreté.

Les résultats de l'étude de FALL et al. (1997) sur la comparaison de la pauvreté en France et en Slovaquie ont montré qu'il y a très peu de corrélation entre les trois formes de pauvreté

que sont la pauvreté monétaire, la pauvreté en conditions de vie et la pauvreté subjective. Une autre étude menée par FALL et VERGER (2005), « pauvreté relative et conditions de vie en France » a abouti à la même conclusion que précédemment. Ces auteurs ont conclu que les faibles corrélations mettent en lumière les différences de concept entre les trois approches de la pauvreté même si elles sont en partie dues à des erreurs de mesure : une dissimulation de certains revenus peut créer une fausse pauvreté monétaire qui n'aura pas sa traduction dans les approches subjectives ou en termes de conditions de vie, et affaiblira les corrélations concernées. Les auteurs poursuivent en disant qu'on pourrait se hasarder à dire qu'être pauvre sous un seul angle dénote soit une erreur de mesure soit une fragilité et qu'il faut cumuler plusieurs formes de pauvreté pour être vraiment qualifié de pauvre. Ce qui correspond au noyau dur de la pauvreté.

III. La structure d'accueil

1. Une brève présentation de la structure d'accueil

Le présent mémoire de stage tient lieu du stage de trois mois que j'ai effectué à l'Observatoire Economique et Statistique d'Afrique Subsaharienne (AFRISTAT). Cette organisation internationale a été créée par un traité signé le 21 septembre 1993 à Abidjan par les 14 pays africains membres de la Zone Franc qui suivent : Bénin, Burkina Faso, Cameroun, Centrafrique, Comores, Congo, Côte d'Ivoire, Gabon, Guinée Equatoriale, Mali, Niger, Sénégal, Tchad et Togo.

Certains pays comme la Guinée-Bissau et la Mauritanie sont devenus membres de cette organisation en avril 1998, tandis que la Guinée, le Cap Vert et le Burundi l'ont rejoint respectivement en septembre 2000, septembre 2000 et avril 2006, portant le nombre d'Etats membres à 19. Et, selon l'article 5 du traité, tout Etat d'Afrique Subsaharienne ou de l'Océan indien peut être admis à AFRISTAT. Les Comores ont rejoint AFRISTAT en octobre 2010.

AFRISTAT a pour mission de contribuer au développement des statistiques économiques, sociales et de l'environnement dans les Etats membres et de renforcer leurs compétences dans ces domaines. Son rôle est de conseiller les instituts nationaux de statistique des Etats

membres et de soutenir leurs actions. AFRISTAT dispose de pouvoirs réglementaires dans le domaine de l'harmonisation des concepts, des normes et des méthodes statistiques. Il s'inscrit donc dans la préoccupation africaine d'intégration économique régionale qui suppose l'homogénéité et la comparabilité des informations statistiques. Il a son siège à Bamako et a démarré ses activités le 2 janvier 1996.

2. Comment travaille AFRISTAT ?

Une équipe de 23 experts anime les activités d'AFRISTAT: un Directeur Général, un Directeur Général Adjoint, et 21 experts en comptabilité nationale, en macroéconomie, en statistiques sociales, en enquêtes auprès des ménages, en analyse de la pauvreté, en statistiques agricoles et de prix, en informatique, en organisation institutionnelle des systèmes statistiques nationaux et en gestion des projets, en connectivité et en démographie. Cette équipe est appuyée par 14 personnes recrutées localement et pourra faire appel, en tant que de besoin, à d'autres compétences extérieures.

La Direction Générale d'AFRISTAT fait aussi appel aux consultants tant internationaux que nationaux en fonction des sujets traités.

L'initiative des activités revient à la Direction Générale qui soumet son projet au Conseil scientifique, organe consultatif du Comité de direction. Le Conseil Scientifique émet des avis et recommandations et charge la Direction Générale de les transmettre au Comité de direction. Ce dernier, après de nouvelles directives éventuelles données à la Direction Générale, décide et informe le Conseil des Ministres ou formule des recommandations pour le dit Conseil qui décide en dernier ressort.

Le Conseil des Ministres, le Comité de direction et le Conseil scientifique peuvent aussi initier des affaires dont l'exécution est confiée à la Direction Générale.

Dans le but d'être bref, nous n'avons donné qu'une infime partie de cette présentation. Pour des informations complémentaires, le lecteur pourra se rendre à l'adresse suivante :
www.afristat.org

CHAPITRE 2 : CONTEXTE ET EVOLUTION ECONOMIQUE ENTRE 2000 ET 2008

Ce chapitre consistera à présenter une sorte de « faits stylisés » des pays de notre étude. Il constitue un préliminaire pour une bonne analyse de la pauvreté et des inégalités.

I. Une brève présentation des pays

1. La Côte d'Ivoire

Etendue sur une superficie de 322 463 km², la Côte d'Ivoire est un Etat d'Afrique occidentale, baignée au sud par l'Océan Atlantique, limitée au nord par le Mali et le Burkina, à l'ouest par le Libéria et la Guinée et à l'est par le Ghana. Elle est subdivisée en 19 régions, puis en 58 départements, 243 sous-préfectures et 197 communes. Sa population est de 20,2 millions habitants en 2008, dont 49% est urbaine et la densité de la population est de 62 habitants au kilomètre carré.

2. La Guinée – Bissau

La République de Guinée-Bissau est un pays d'Afrique de l'ouest dont les voisins sont le Sénégal (au nord) et la Guinée-Conakry (au sud), enclavé donc dans un espace francophone. Elle s'étend sur 36 125 km², sa capitale (Bissau) rassemble environ 20% de la population totale et dispose d'un climat tropical. La population de Bissau est de 1,5 million d'habitants en 2008. La densité de la population est de 41.13 habitants au m² et 70.3% de la population est rurale. Le portugais est la langue officielle de cette république ; une vingtaine d'autres langues locales d'origine nigéro-congolaise est également parlée sur le territoire. Ce pays est donc le moins vaste et le moins peuplé de notre étude.

3. Le Niger

Situé dans la sous-région de l'Afrique de l'Ouest, le Niger a une superficie de 1 267 000 km² et une population d'environ 14 millions d'habitants (estimation de 2008). Ses frontières sont partagées au nord avec l'Algérie et la Libye, au sud avec le Bénin et le Nigéria, à l'ouest avec le Burkina Faso et le Mali, et enfin à l'est avec le Tchad. Le pays est divisé en huit régions, six

départements et 265 communes. L'agriculture, l'élevage et la pêche constituent les principales activités économiques des nigériens, 80% de la population est agriculteur. La densité Moyenne est de 10,5 habitants au km², mais près de 90% de la population habite le Sud agricole. Selon les statistiques mondiales, 82.7% de la population nigérienne vit en milieu rural.

4. Le Togo

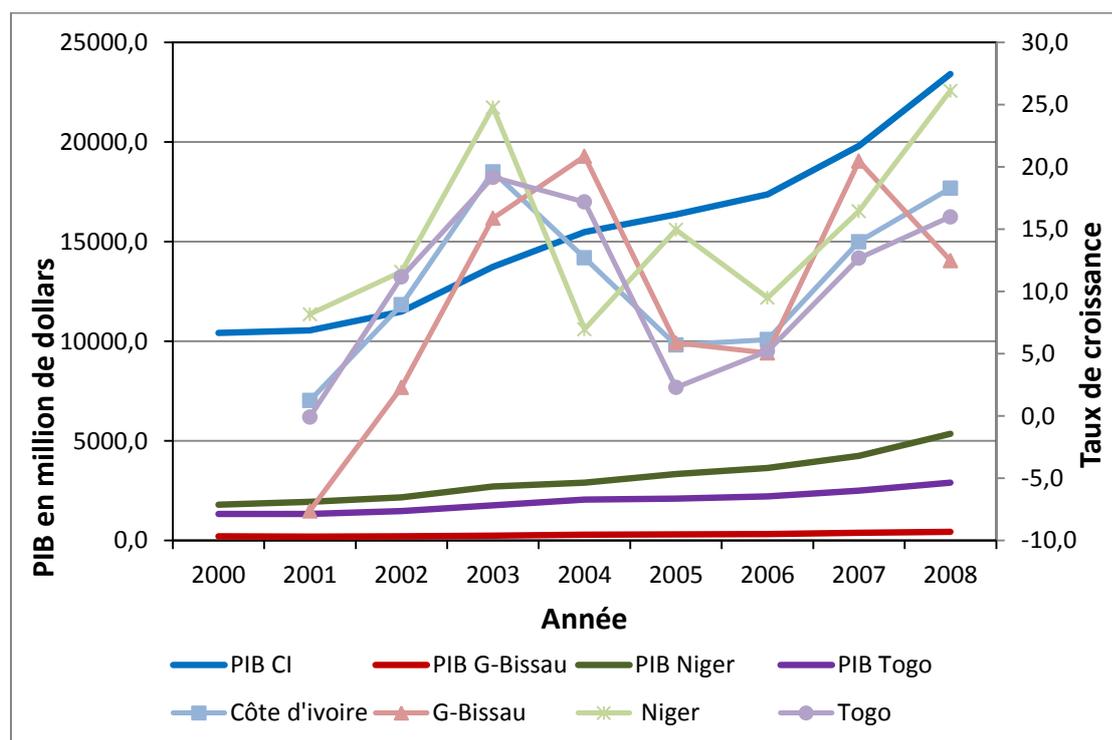
Le Togo couvre une superficie de 56 000 km², située au sud-ouest sur le Golfe de Guinée, limité au nord par le Burkina Faso, à l'est par le Bénin et à l'ouest par le Ghana. Il est étiré sur 600 km entre le 6^e et le 11^e parallèle nord, situé sur la côte occidentale de l'Afrique ; il a 55 km de façade atlantique et 150 km dans sa plus grande largeur. Les principales villes sont Lomé, Atakpamé, Kpalimé, Sokodé, Kara et Dapaong. La population du Togo est de 5,86 millions en 2008, sa densité de la population est de 103.17 habitants/km² ; 42.2% de la population est urbaine.

II. Croissance: évolution du PIB

(Sources des données : Banque Mondiale)

Le PIB moyen sur la période 2000 – 2008 et le taux de croissance moyen du PIB sont représentés sur le tableau qui suit. Le graphique suivant représente l'évolution des PIB (en Millions de dollars) et des taux de croissance des PIB des différents pays sur la période 2000 – 2008. Au vu de ce graphique, tous les PIB sont en perpétuel croissance, sauf pour l'année 2001 où le PIB de la Guinée-Bissau et celui du Togo connaissent respectivement une baisse de -7.6% et -0.1%. Comme ce graphique montre, la Côte d'Ivoire et le Togo ont atteint le taux de croissance des PIB les plus élevés en 2003 (respectivement 19.6 et 19.2%), alors que ceux de la Guinée-Bissau et du Niger ont été respectivement enregistrés en 2004 (20,8%) et 2008 (26.1%). Le plus bas taux de croissance (du PIB) de la Côte d'Ivoire, de la Guinée-Bissau et du Togo a été atteint en 2001 alors que celui du Niger l'a été en 2004 (entre 2000 et 2008) (annexe 1). Cependant la Côte d'Ivoire semble très différente des autres pays, vu le niveau moyen de son PIB sur la période 2000-2008. En effet, en comparant les Moyennes des PIB entre elles, nous voyons que le PIB de la Côte d'Ivoire vaut plus de cinq fois celui de chacun des pays.

Figure 1: Evolution des PIB et leurs taux de croissance



Source: Banque mondiale, calcul dans de l'auteur.

Le PIB de la Côte d'Ivoire semble croître plus vite que les autres. Mais le tableau suivant révèle le taux de croissance moyen le plus élevé est celui du Niger (14.6%), faisant ainsi tripler le PIB du Niger en huit ans. Les PIB des autres pays (Côte d'Ivoire, Guinée-Bissau et Togo) ont quasiment doublé sur la même période et leurs taux de croissance moyen sont respectivement de 10.7%, 9% et 10.2%. Le tableau suivant donne le PIB (en million de dollar) de chaque pays de 2000 à 2008, ainsi que la moyenne des PIB et le taux de croissance moyen.

Tableau 1: Evolution des PIB de 2000 à 2008 (en million de dollars).

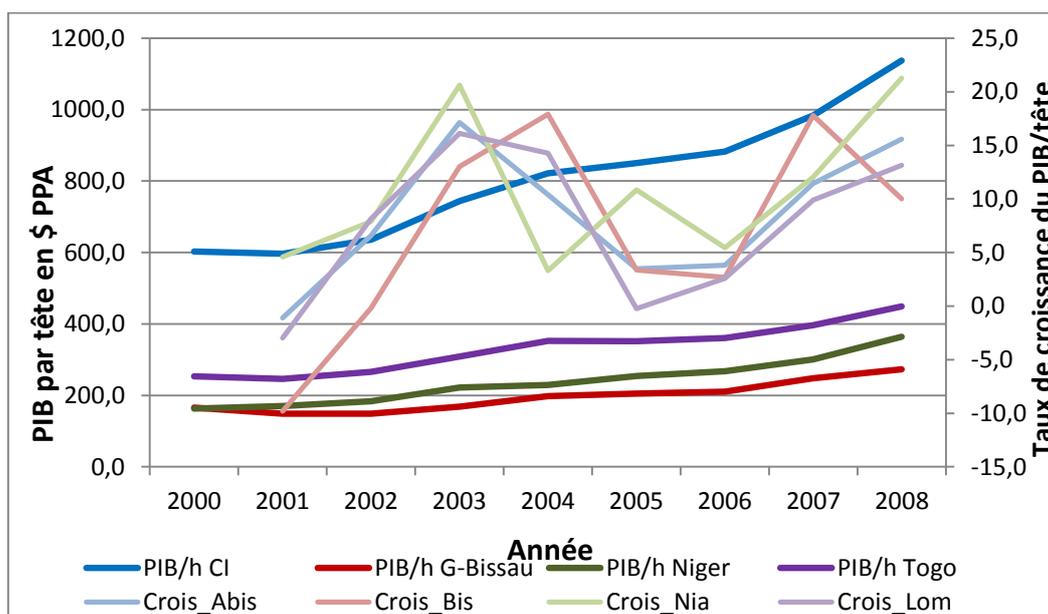
Année	PIB Côte d'Ivoire	PIB G-Bissau	PIB Niger	PIB Togo
2000	10417,0	215,5	1798,4	1329,1
2001	10545,3	199,0	1945,3	1328,0
2002	11486,7	203,6	2170,5	1476,1
2003	13737,5	235,9	2708,4	1758,9
2004	15481,1	285,1	2897,0	2061,0
2005	16363,4	301,8	3330,0	2108,2
2006	17367,3	317,1	3645,8	2218,0
2007	19795,7	382,0	4245,7	2498,9
2008	23414,0	429,6	5354,3	2898,5
Moyenne	15400,9	285,5	3121,7	1964,1
Taux de croiss. moyen	10,7	9,0	14,6	10,2

Source : Banque Mondiale.

Les évaluations de la croissance du PIB servent à fixer la croissance du montant des minima sociaux, du SMIC, et des autres salaires, des négociations salariales entre syndicats des salariés et employeurs. Le PIB ne suffit plus pour comparer les pays entre eux ; l'analyse de l'évolution du PIB par tête serait encore plus pertinente pour comparer les pays.

Il importe de noter que si le PIB moyen de la Côte d'Ivoire valait plus de cinq fois celui de chacun des pays, les écarts semblent se réduire au niveau des PIB par habitant : le PIB par tête de la Côte d'Ivoire ne vaut plus que quatre fois celui de la Guinée-Bissau, trois fois celui du Niger et deux fois celui du Togo (voir le tableau suivant). Le taux de croissance moyen du PIB par habitant (entre 2000 et 2008) est de 8% en Côte d'Ivoire, 7% en Guinée-Bissau et 11% au Niger. La réduction des écarts entre les PIB par tête serait donc due à un taux de croissance démographique plus élevé en Côte d'Ivoire que dans les autres pays.

Figure 2: Evolutions des PIB par tête et leurs taux de croissance.



Source : Banque mondiale, calcul de l'auteur.

Tableau 2: Evolution des PIB/habitant entre 2000 et 2008 (en \$).

Année	PIB/hbtsABIDJAN	PIB/hbts G-Bissau	PIB/hbtsNiamey	PIB/hbtsLomé
2000	602,8	165,3	163,0	253,3
2001	596,2	149,1	170,5	245,8
2002	635,5	148,8	184,0	265,8
2003	744,4	168,2	221,9	308,7
2004	821,7	198,3	229,3	352,7
2005	850,3	205,0	254,2	351,8
2006	882,8	210,4	268,0	360,9
2007	983,7	247,9	300,3	396,6
2008	1137,1	272,7	364,1	448,8
Moyenne	806,1	196,2	239,5	331,6
Taux de croiss. moyen	8,3	6,5	10,6	7,4

Source : Banque Mondiale, calcul de l'auteur.

Utiliser le PIB par tête comme indicateur de bien-être, c'est réduire celui-ci à sa dimension économique et donc négliger la qualité de vie, «la qualité des biens et services eux-mêmes ». L'on peut montrer par des exemples que la croissance du PIB ne garantit pas l'amélioration du bien-être de la population. Par exemple une augmentation des voitures crée plus d'embouteillage donc une augmentation de la consommation de l'essence, ce qui entraîne une augmentation du PIB mais aussi une augmentation de la pollution d'où la dégradation de la santé de la population. Donc la construction des indicateurs de pauvreté devient pertinente.

III. Structure démographique: pyramide des âges

Cette partie porte sur les structures démographiques de la population des différents pays de notre étude. Son objectif consistera à présenter certaines caractéristiques des pays ainsi que les pyramides des âges des pays à des fins de comparaison. Le tableau suivant répartit (en %) la population des ménages par groupe d'âges, selon le sexe et le pays.

Tableau 3: Population des ménages par sexe et pays et sexe.

Groupe d'âges (en %)	Côte d'Ivoire		Guinée - Bissau		Niger		Togo	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
< 5 ans	14,7	14,9	15,9	15,0	20,8	20,4	16,1	15,7
5-9	13,7	13,8	13,8	13,2	16,3	16,0	13,6	13,3
10-14	12,3	12,4	12,3	11,8	13,0	12,7	12,1	11,8
15-19	11,2	11,4	11,0	10,5	10,4	10,0	11,2	11,1
20-24	9,7	9,9	9,6	9,2	8,6	8,2	9,8	9,8
25-29	8,2	8,2	8,3	8,0	7,3	6,9	8,2	8,1
30-34	7,1	6,8	6,9	6,5	5,8	5,6	6,6	6,5
35-39	5,9	5,6	5,9	5,4	4,4	4,6	5,3	5,3
40-44	4,3	4,1	4,3	3,9	3,3	3,8	4,3	4,3
45-49	3,0	2,8	3,3	3,7	2,6	3,2	3,5	3,6
50-54	2,9	2,8	2,5	3,9	2,2	2,6	2,8	2,9
55-59	2,5	2,5	2,0	3,1	1,8	2,1	2,2	2,4
60-64	1,9	1,9	1,5	2,2	1,4	1,6	1,7	1,8
65-69	1,3	1,3	1,1	1,6	1,0	1,2	1,2	1,4
70-74	0,8	0,8	0,8	1,0	0,6	0,8	0,8	1,0
75-79	0,4	0,4	0,4	0,6	0,3	0,4	0,4	0,6
80 +	0,2	0,3	0,2	0,3	0,2	0,2	0,3	0,4
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Effectif	10236857	9942745	730919	772263	7379499	7372581	3083953	3136395

Source : US Census Bureau, calcul de l'auteur.

On constate à partir du Tableau 3 qu'il existe un faible déséquilibre dans la structure par sexe. En effet, le rapport de féminité indique 97 femmes pour 100 hommes en Côte d'Ivoire, 106 femmes pour 100 hommes en Guinée – Bissau, 100 hommes pour 100 femmes au Niger et 102 femmes pour 100 hommes au Togo. En 2000, ces rapports de féminité étaient respectivement de 97 femmes pour 100 hommes pour la Côte d'Ivoire, 107 femmes pour 100 hommes pour la Guinée-Bissau, 100 femmes pour 100 hommes pour le Niger et 101 femmes pour 100 hommes pour le Togo. Cette faible variabilité de la représentativité des femmes par rapport aux hommes serait sans doute les résultats de faibles phénomènes migratoires dans ces pays. Ces résultats prouvent que la structure démographique ne change pas à court terme.

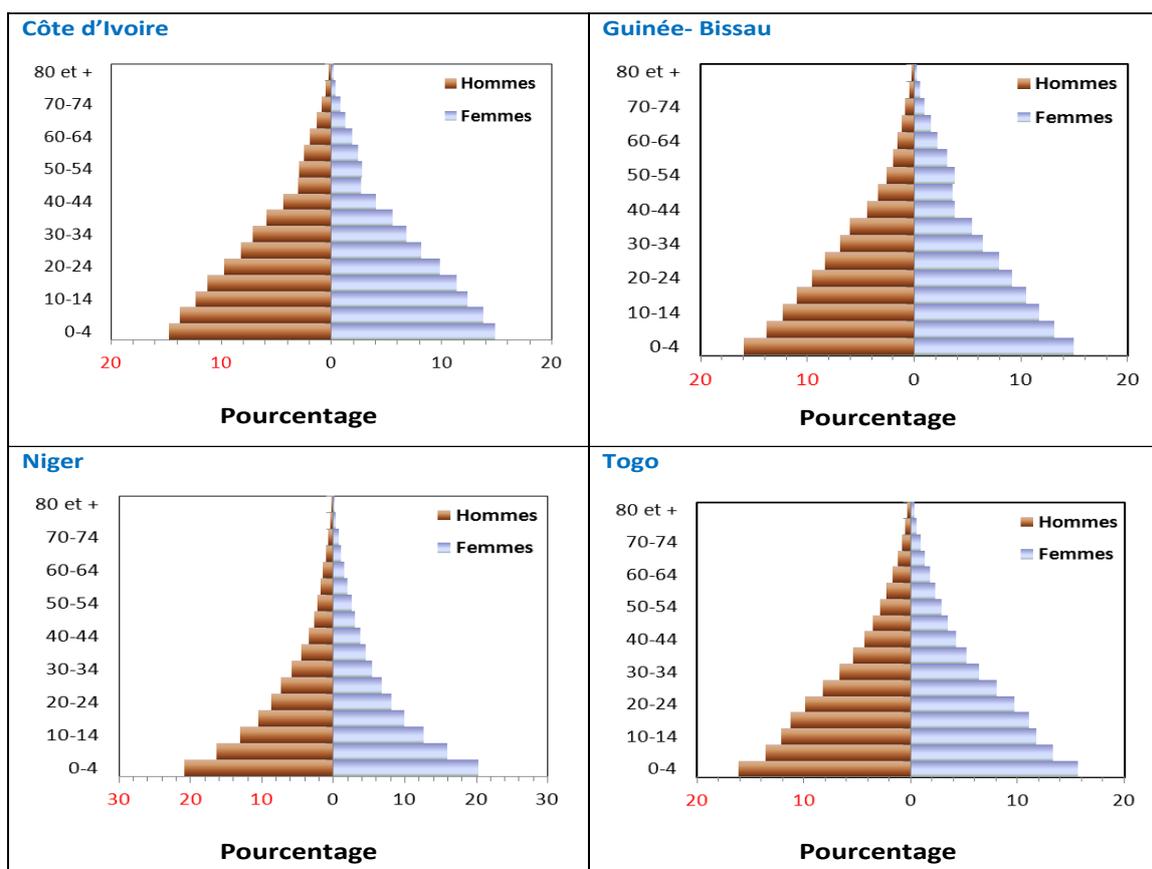
Pyramides des âges

(Source de des données : U.S. Census bureau)

La pyramide des âges est un outil statistique d'étude démographique qui représente la répartition d'une population par tranche d'âges et par sexe à un instant donné, sous la forme d'un double historique. Les hommes ont été placés à gauche sur les pyramides des âges par convention. La forme de la pyramide dépend de la fécondité qui est un élément déterminant de la structure par âge d'un pays et, de la mortalité et de la migration qui demeurent des facteurs secondaires. Les pyramides des âges que nous avons représentées ci-dessous sont en forme de « parasol » avec une base large et un sommet fin.

La structure par âge de la Côte d'Ivoire présente peu d'irrégularité au niveau de chaque sexe. La pyramide des âges de la Côte d'Ivoire révèle que la sous-population la plus nombreuse est celle de moins de 5 ans. Cette sous-population représente 14.8% de la population totale, soit 14.7% de garçons et 14.9% de filles. La proportion de femmes est ainsi supérieure à celui des hommes excepté les classes d'âges comprises entre 30 et 54 ans. Ce pays compte 0.2% de personnes âgées de 80 ans et plus dont 0.2% d'hommes et 0.3% de femmes.

Figure 3: Pyramides des âges des populations des quatre pays (2008).



Source: Banque mondiale, calcul de l'auteur.

Le pourcentage des enfants de moins de cinq ans en Guinée-Bissau est plus élevé que celui d'Abidjan (15.5%). La proportion des hommes est supérieure à celle des femmes entre 0 et 14 ans et 30 et 44 ans, ce qui paraît différent de la Côte d'Ivoire. La Guinée-Bissau compte 0.3% de personnes âgées de 80 ans et plus dont 0.25% est homme et 0.33% femme.

Le profil d'âges du Niger est relativement plus jeune que les autres pays : 20.6% de la population est âgée de 0 à 4 ans. Cette tranche d'âge compte donc 20.8% d'hommes et 20.4% de femmes. Le pourcentage d'hommes reste supérieur à celui des femmes de 0 à 34 ans. Le Niger compte 49.6% de personnes âgées entre 0 et 14 ans (c'est le taux le plus élevé) et 0.19% de la population âgée de 80 ans et plus, avec 0.17 d'hommes et 0.21% de femmes.

La structure d'âges du Togo n'est pas différente de celle des autres pays. En effet, 41.3% de la population est âgée de 0 à 14 ans dont 15.6% est âgée de 0 à 4 ans et dont 16.1% est homme et 15.7% femme. Comme celui du Niger, l'effectif des hommes reste supérieur à

celui des femmes de 0 à 34 ans. Le Togo compte 0.34% de la population âgée de 80 ans et plus (soit 3 personnes pour 1000) dont la population masculine est de 0.26% et celle féminine de 0.43%.

La conclusion de cette partie est que les pays de notre étude sont jeunes, avec une très forte natalité du fait que la proportion de la population de moins de 14 ans est supérieure à 40% et très peu de personnes âgées (moins de 3%).

IV. Marché du travail: taux d'activité par genre, taux de chômage

1. Définitions du secteur d'emploi

Secteurs d'activité :

Le **secteur primaire** comprend l'agriculture, l'élevage, la chasse, la pêche et la sylviculture.

Le **secteur secondaire** comporte l'industrie manufacturière, industrie extractive, électricité, eau, gaz, bâtiments et travaux publics, que l'on désignera par « industrie ».

Le **secteur tertiaire** comprend le commerce, le transport, les communications, les banques et les assurances, services et administration que l'on regroupera en commerce et service dans la suite.

La **population active** regroupe la population active occupée (population active ayant un emploi) et les chômeurs (au sens du BIT). Le **taux d'activité** est le nombre de personnes actives (actifs occupés et chômeurs) sur la population totale correspondante. La mesure de la population active diffère selon l'observatoire statistique qui en fait l'estimation. On peut actuellement distinguer trois approches principales : au sens du BIT, au sens du recensement de la population et au sens de la comptabilité nationale. Il peut être calculé sur l'ensemble de la population d'un pays, mais on se limite souvent à la population en âge de travailler (15 à 64 ans pour des comparaisons internationales), ou à une sous-catégorie de la population en âge de travailler (30 – 34 ans par exemple).

Un **chômeur** est une personne qui n'a pas d'emploi et qui en cherche un. La définition des chômeurs est extrêmement sensible au critère retenu ; la plus utilisée est celle du BIT car

elle permet de faire des comparaisons internationales. Le taux de chômage est donc le pourcentage de la population au chômage par rapport à la population active totale.

La **population dépendante** regroupe l'ensemble des personnes âgées de moins de 15 ans (10 ans dans certains pays africains) et de celles de 65 ans et plus, les élèves, les étudiants, les retraités, les rentiers, ainsi que les personnes de plus de 15 (ou 10 ans) ans ayant un handicap ne pouvant pas leur permettre de travailler; elle est aussi dite population à charge. Le taux de dépendance est donc le ratio entre la population dépendante et la population en âge de travailler.

2. Application

Encadré 1: Données manquantes

Pour certains pays et certaines statistiques, nous ne disposons pas des informations nécessaires à la construction dynamique des graphiques et des tableaux.

Plusieurs raisons expliquent l'absence de données. Parfois les informations ne sont pas disponibles, parfois elles ne sont pas recueillies. Dans d'autres cas, elles ne sont pas de bonne qualité.

Dans certains cas, nous disposons des informations que pour une seule année. Il est alors impossible d'envisager la tendance ou l'évolution du phénomène.

Pour les pays ayant un petit nombre d'habitants ou les pays qui se retrouvent en marge de la communauté internationale, l'absence de statistiques devient systématique. Certains pays rejettent aussi la pertinence de certains indicateurs économiques. L'accès aux données est également problématique dans le cas des pays qui se trouvent dans une phase de reconstruction.

Pour des raisons de qualité (validité et fiabilité) de données, il est aussi possible que l'information n'ait pas été retenue. Enfin, pour quelques cas, les données ne sont pas corrigées ou ne sont pertinentes.

Ces différentes raisons font que nous ne disposons pas des données sur le marché du travail à Bissau, et nous nous limitons à la présentation du seul tableau suivant.

Le tableau suivant donnant le taux d'activité par genre révèle que, le taux d'activité des hommes le plus élevé se trouve dans la population abidjanaise (70,1%) et que celui le plus bas est à Bissau (43.8%). Pour les femmes, Lomé arrive en tête avec 66.9% et Bissau reste dernier avec 26.9%. Dans l'ensemble (les quatre pays réunis), nous avons 62.77% de taux

d'activité pour les hommes et 48.4% pour les femmes. S'agissant du taux d'activité générale (hommes et femmes), on note qu'il est plus élevé à Lomé et plus bas en Guinée Bissau.

Tableau 4: Taux d'activité par genre.

Taux d'activité des personne de 10 ans et + (%)	Abidjan	Bissau	Niamey	Lomé	Ensemble
Hommes	70,1	43,8	63,5	68,9	62,8
Femmes	60,3	26,9	35,2	66,9	48,4
Ensemble	65,1	35,3	48,8	67,9	55,6

Source : Enquête 1 2 3

Comme signalé dans l'encadré précédent, nous ne disposons pas de données sur le marché du travail à Bissau. Cela constitue les limites de cette section.

CHAPITRE 3 : PRESENTATION DE L'ENQUETE EDM ET PLAN D'ANALYSE

La présentation de l'enquête consiste à décrire les différentes étapes d'une enquête, en allant de l'objectif de l'enquête aux traitements des données et la diffusion des résultats.

I. Présentation de l'enquête

1. Généralité

1.1. Objectif de l'enquête

A l'instar de toute enquête, celle dite Enquête sur les Dépenses des Ménages (EDM) vise un objectif précis avec un mode de collecte adéquat qui répond aux exigences de son déroulement. Cette enquête est la première du genre à être réalisée dans les huit pays de l'UEMOA dans le cadre de la rénovation de l'Indice Harmonisé des Prix à la Consommation (IHPC) qui fait partie des critères de premier rang dans le mécanisme de surveillance multilatérale instauré par l'union, afin de mettre à disposition des utilisateurs les informations sur la structure de consommation des ménages des huit pays. Ces enquêtes avaient pour objectifs spécifiques la détermination d'un nouveau jeu de coefficients de pondération des IHPC, l'actualisation du panier des biens et services dont les prix seront suivis et l'analyse de la consommation des ménages. L'objectif secondaire de cette enquête était la mesure de la pauvreté par la méthode des coûts des besoins essentiels.

1.2. Collecte des données, Mode et type d'enquête

La collecte d'informations a été suivie par des agents locaux et des experts d'AFRISTAT ayant accumulé une grande expérience dans ce domaine. L'EDM a été réalisée conformément à une méthodologie harmonisée à Cotonou (Bénin), Ouagadougou (Burkina Faso), Abidjan (Côte d'Ivoire), Bissau (Guinée-Bissau), Bamako (Mali), Niamey (Niger), Dakar (Sénégal) et Lomé (Togo). C'est une enquête par mesure directe dont les agents effectuent directement les relevés sur le terrain. Elle est faite à plusieurs visites auprès des ménages

dans le but de recueillir des données sur les dépenses et acquisitions, aussi bien quotidienne que rétrospective (monétaire ou non). Cette enquête est dite « ad hoc » du fait qu'elle n'est pas continue.

2. Méthode d'échantillonnage

Les méthodes d'échantillonnage permettent de constituer un échantillon d'une population mère également appelée population de référence ou univers. Deux grandes méthodes d'échantillonnage existent:

- Les méthodes probabilistes qui consistent à tirer au sort l'échantillon dans la population à étudier, donnant à chacun des éléments de celle-ci une probabilité connue non nulle, d'être sélectionnée.
- Les méthodes non probabilistes : qui reposent sur un choix raisonné d'individus de la population en respectant les règles fixées à l'avance, concernant les caractéristiques individuelles (quotas) et/ou les lieux d'enquêtes et/ou le moment d'enquêtes, etc.

Le choix d'une méthode de sondage dépend de la nature des informations auxiliaires et de leur degré de disponibilité.

Le sondage par grappe est une méthode d'échantillonnage probabiliste qui consiste à tirer au sort, dans une base de sondage, un certain nombre (au moins 30) de grappes d'éléments statistiques, appelés grappes et interroger tous les individus. Cette méthode de sondage est utilisée lorsqu'il n'existe pas de base de sondage d'individus éléments mais qu'il existe une base de sondage de grappe (unités de sondage) ou lorsqu'on veut réduire les coûts d'administration des questionnaires induits par la dispersion des personnes interrogées. Par exemple en interrogeant quatre personnes par ménage, en moyenne et il n'y aura que 250 points d'enquête pour interroger un échantillon de 1000 individus, au lieu de 1000 lieux d'enquêtes dans un sondage aléatoire simple.

Les unités enquêtées sont des ménages issus des grandes agglomérations des pays de l'UEMOA. Le plan de sondage adopté par les 8 pays, est celui d'un sondage aléatoire stratifié à deux degrés, à allocation proportionnelle au premier degré. Au premier degré, il a été tiré 84 unités primaires (grappes, ZD, SE selon les appellations) et au deuxième degré, il a été tiré un échantillon de 1008 ménages, soit 12 ménages par grappe. Les pays dont la base de

sondage ne permettrait pas de faire le tirage des grappes à probabilité inégale l'ont effectué à probabilités égales. Un lot de 420 ménages a été prévu pour la gestion des remplacements a priori. Le tirage de tous ces échantillons est effectué avant le démarrage des opérations de terrain.

Les participants se sont intéressés à la répartition de l'échantillon dans le temps compte tenu du choix de l'échantillon de l'enquête principale et de la méthode retenue pour l'enquête complémentaire. L'option d'une répartition raisonnée de l'échantillon dans le temps a été retenue. L'EDM est donc en quelque sorte une enquête Budget Consommation (EBC) par sondage aléatoire auprès des ménages vivant dans les capitales des pays de l'UEMOA.

3. Le questionnaire

Le jeu de questionnaires de l'EDM comprend 30 sections en tout, chacune traitant d'un thème bien spécifique :

- Une section sur les dépenses quotidiennes des ménages ;
- 20 modules sur les dépenses rétrospectives, classés en trois groupes :
 - 1 module sur les dépenses alimentaires importantes ou exceptionnelles ;
 - 6 modules sur les dépenses non individualisables ;
 - 13 modules sur les dépenses individualisables (leurs numéros sont suivis de la lettre *i* pour signifier que les informations collectées sont individuelles)
- Les autres modules de questionnaires permettent de recueillir des informations sur les caractéristiques sociodémographiques et économiques des ménages (4 modules), la présence des membres des ménages, les dépenses à l'occasion des fêtes ou cérémonies, les reventes des biens durables, les remboursements des assurances et les gains des jeux de hasard (3 modules).

A défaut de décrire les différentes sections, nous présentons le tableau suivant qui nous donne les titres des différentes sections.

Tableau 5: Questionnaires de l'enquête sur les dépenses de consommation des ménages.

CQ	TITRE DU QUESTIONNAIRE
1	Identification du ménage
2	Composition du ménage et caractéristiques des membres résidents
3	Emploi et chômage de la population active
4	Logement et possession du ménage
5	Présence des membres du ménage
6	Dépenses monétaires et acquisitions quotidiennes de produits ou de services (y compris les cadeaux reçus en nature) pour la consommation des ménages pendant une période de 18 jours
7	Dépenses d'acquisitions importantes ou exceptionnelles de produits alimentaires au cours des 12 derniers mois
8i	Dépense d'habillement et chaussures au cours des 12 derniers mois
9i	Dépense d'habillement et chaussures au cours des 6 derniers mois
10	Dépenses de logement, eau, électricité, gaz et autres combustibles au cours des 6 derniers mois
11	Dépense d'ameublement, équipement ménager et entretien courant pour la maison au cours des 12 derniers mois
12	Dépense d'ameublement, équipement ménager et entretien courant pour la maison au cours des 6 derniers mois
13i	Dépense de santé au cours des 12 derniers mois
14i	Dépense de santé au cours des 3 derniers mois
15i	Dépenses de transport au cours des 12 derniers mois
16i	Dépenses de transport au cours des 3 derniers mois
17	Dépense de communication au cours des 12 derniers mois
18i	Dépense de communication au cours des 3 derniers mois
19	Dépenses de loisir et culture au cours des 12 derniers mois
20i	Dépenses de loisir et culture au cours des 6 derniers mois
21i	Dépenses d'éducation au cours des 12 derniers mois
22i	Dépenses d'hôtel et restaurant au cours des 12 derniers mois
23i	Dépenses d'hôtel et restaurant au cours des 3 derniers mois
24i	Dépenses de biens et services divers au cours des 6 derniers mois
25i	Dépenses de biens et services divers au cours des 12 derniers mois
26	Autres dépenses de biens et services divers au cours des 12 derniers mois
27	Dépenses à l'occasion des fêtes ou des cérémonies au cours des 12 derniers mois
28	Revente des biens durables par le ménage au cours des 12 derniers mois
29	Remboursement reçu des services d'assurances pour dommages subis par le ménage au cours des 12 derniers mois
30	Gains bénéficiés des jeux de hasard pariés par le ménage au cours des 6 derniers mois

4. Le déroulement de l'enquête

La durée de collecte des données est de trois (3) mois pour chacune des villes.

5. Apurement de la base

Pour chaque pays, la base de l'EDM contient 30 fichiers, chacun correspondant à une partie du questionnaire. Nous avons donc procédé à l'extrapolation pour les fichiers qui ne contiennent pas les mêmes nombres d'individus et à la fusion de certains fichiers pour avoir un fichier ménage et un fichier individu pour chaque agglomération, puis un fichier ménage et un fichier individu réunissant toutes les agglomérations. La base des données que nous aurons à utiliser dans la suite de notre rapport provient l'EDM que nous venons d'apurer à l'aide du logiciel PASW.

II. Le plan d'analyse

L'objectif principal de notre étude est de construire des indicateurs de pauvreté monétaire pour chacun des quatre pays (Côte d'Ivoire, Guinée-Bissau, Niger, Togo) de l'UEMOA. Pour atteindre cet objectif, les outils suivants seront utilisés : la recherche documentaire, la statistique descriptive, et l'analyse économétrique.

La recherche documentaire nous permettra de connaître les travaux qui ont été réalisés concernant les indicateurs de pauvreté et de délimiter le contour du sujet.

La statistique descriptive servira à décrire les variables de notre étude, notamment celles qui entreront dans la construction de l'indicateur de pauvreté.

L'analyse économétrique nous permettra de connaître les forces et les faiblesses du marché du travail et de faire le lien avec la pauvreté.

III. Les limites de l'étude

Les limites de la présente étude tiennent au fait qu'elle est réduite à la dimension monétaire de la pauvreté. Cette mesure de la pauvreté (qualifiée d'unidimensionnelle) est faite à partir du revenu ou des dépenses de consommation qui sont appréhendées comme une approximation du bien-être. Or la littérature sur la pauvreté admet que la pauvreté ne se limite pas à la seule dimension monétaire. Elle doit aussi être mesurée en tenant compte d'autres facteurs tels que la santé physique ou mentale, l'exclusion sociale ou l'environnement, et les conditions de vie des ménages. En bref, la pauvreté est un phénomène multidimensionnel.

2ème PARTIE : LES INDICATEURS DE PAUVRETE MONETAIRES

Cette deuxième partie contient cinq chapitres dont le premier abordera les caractéristiques sociodémographiques des ménages, le second traitera des indices d'inégalités. Le troisième chapitre portera sur la construction des indicateurs monétaires, le quatrième et cinquième chapitre présenteront respectivement les tests de robustesse et l'analyse descriptive de la pauvreté.

CHAPITRE 4 : CARACTERISTIQUES SOCIODEMOGRAPHIQUES DES MENAGES

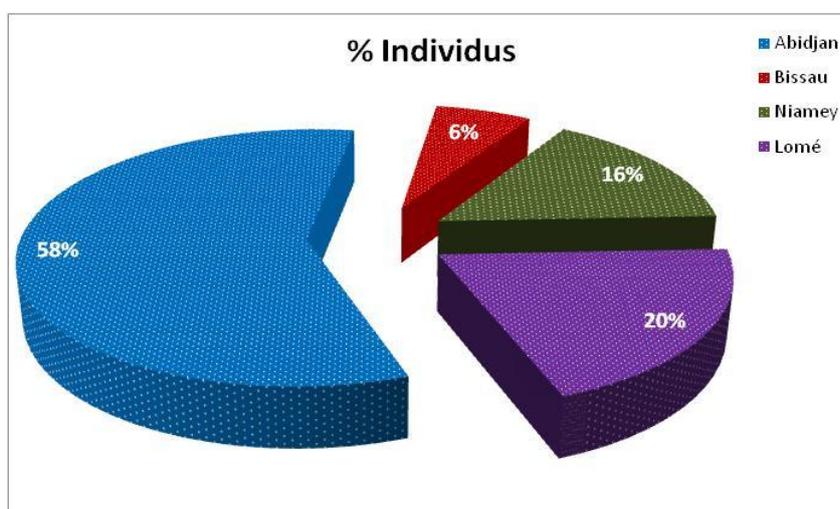
L'objet de ce chapitre est de présenter les ménages selon quelques-unes de leurs caractéristiques sociales et démographiques. Dans ce chapitre, une grande importance sera accordée aux chefs des ménages du fait que leur niveau de vie détermine celui du ménage. Dans la base des données de l'EDM, les chefs de ménages sont des personnes âgées de 15 ans et plus. Nous présentons quelques tableaux croisés pour les quatre pays afin de faire des comparaisons entre les agglomérations.

I. Structure démographique

1. Population des villes

La population des ménages ordinaires des quatre villes des pays de l'UEMOA étudiées (Abidjan, Bissau, Niamey et Lomé) s'élève à 6 727 438 personnes en 2008. Abidjan représente plus de la moitié du total avec 3 904 084 personnes, elle est plus peuplée que les trois autres villes réunies. Cependant, Abidjan compte 23% de chefs de ménages, Bissau 14%, Niamey 16% et 28% à Lomé.

Figure 4: Population des quatre villes.



2. Types de ménage

2.1. Types de ménages

L'encadré suivant permet de définir la typologie des ménages retenus pour l'analyse de la structure et de la composition des ménages à partir de l'Enquête sur les dépenses des ménages 2008.

Encadré 2: Typologie des ménages

La définition des types de ménages retenus s'énonce comme suit :

Ménages unipersonnels : Il s'agit des ménages qui ne sont composés que d'une seule personne, le chef de ménage en général ;

Couples sans enfants : Il s'agit des ménages de deux personnes vivant en couple seules, n'ayant ni enfants, ni parents et autres avec eux dans le ménage ;

Couples avec enfants : Il s'agit des personnes vivant en couple mais avec leurs enfants uniquement, sans parents ni autres personnes, quel que soit le lien de parenté avec le chef de ménage ;

Ménages monoparentaux nucléaires : Il s'agit des ménages dont un seul des conjoints est présent quel que soit le motif (décès, séparation de corps/divorce, etc.) et vivant uniquement avec leurs enfants, sans d'autres personnes dans le ménage, qu'elles soient apparentées ou non ;

Ménages monoparentaux élargis : Il s'agit des ménages dont un seul des conjoints est présent quel que soit le motif (décès, séparation de corps/divorce, etc.) et vivant non seulement avec leurs enfants, mais aussi avec d'autres personnes dans le ménage, qu'elles soient apparentées ou non ;

Ménages de famille élargie : Il s'agit de tous les autres cas de figures possibles, notamment des ménages polygames ou polyandres qui vivraient non seulement avec leurs enfants, mais aussi avec d'autres personnes dans le ménage, que ces dernières soient apparentées ou non.

Source: AFRISTAT, EDM 2008.

Selon la typologie précédemment définie par AFRISTAT, l'on constate que les couples avec enfants occupent une place importante à Abidjan et Niamey. A Abidjan, 26% des ménages sont des couples contenant 23% de l'ensemble des individus, alors qu'à Niamey, ces couples accueillent 36% de la population totale. Dans les villes Bissau et Lomé, ce sont les familles élargies qui arrivent en tête avec 53% des ménages de Bissau qui accueillent 63% de l'ensemble des individus, et 34% de la population est répartie sur 26% des ménages à Lomé. Ces types de ménages sont suivis de familles élargies à Abidjan et Niamey (respectivement avec 22% et 31% de ménages accueillant respectivement 23% et 45% d'individus), de ménages monoparentaux élargis à Bissau (21% de ménages avec 23% d'individus), et de

couples avec enfants (25% de ménage accueillant avec 32% d'individus). Les couples enfants sont les ménages les moins nombreux dans toutes les villes.

On note que la proportion des femmes chefs de ménages est de 51% à Abidjan, alors que dans les autres villes, ce chiffre n'excède pas 35%. En effet, cette proportion est quasiment le même à Abidjan quel que soit le type de ménage (50%) ; dans les autres villes, la plupart des ménages nucléaires monoparentaux et monoparentaux élargis sont dirigés par des femmes (pourcentage supérieur ou égal à 68%).

Dans toutes les villes, l'âge moyen des femmes chefs de ménages est supérieur à celui des hommes chefs de ménages ; il en est de même pour l'âge médian. Dans l'ensemble, 50% des chefs de ménages d'Abidjan ont un âge inférieur ou égal à 39ans ; tandis qu'à Bissau Niamey et Lomé, l'âge médian vaut respectivement 42 ans, 44ans et 37 ans.

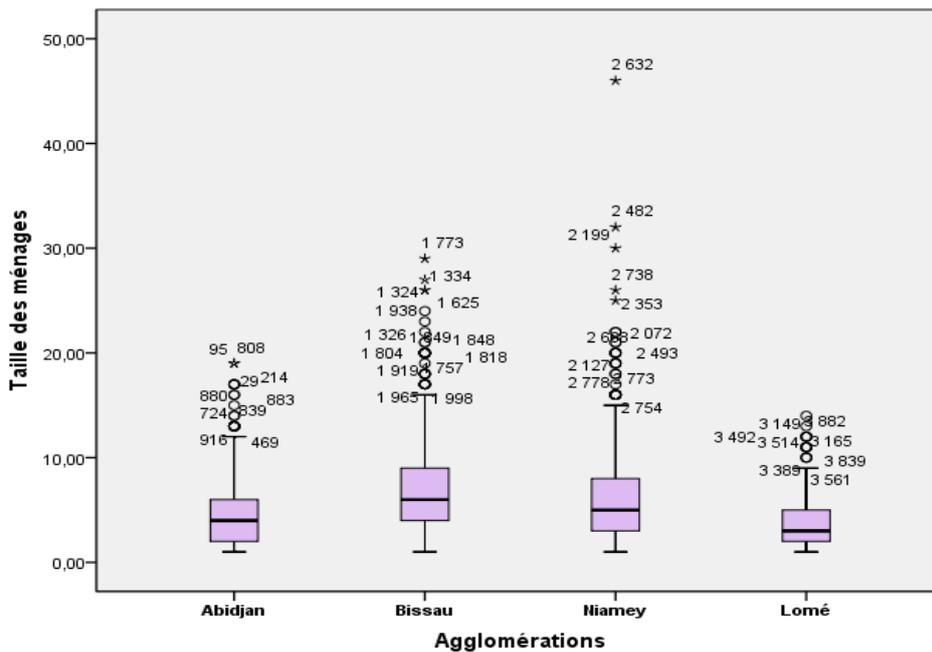
Tableau 6: Typologies des ménages et Caractéristiques de la population.

Types de ménages		Effectif des ménages (%)	Taille moyenne des ménages	% Population	% des femmes chefs de ménages	Age moyen des CM			Age médian des CM		
						H	F	Ens	H	F	Ens
Abidjan	unipersonnel	18,6	1,0	17,7	51,6	40,1	40,5	40,2	38,0	39,0	38,0
	couple sans enfant	6,1	2,0	5,9	51,4	42,0	42,0	42,0	42,0	42,0	42,0
	couple avec enfant	25,6	3,9	23,0	49,5	39,7	43,1	40,5	38,0	43,0	39,0
	nucléaire monoparental	7,4	5,2	9,1	49,6	41,7	45,2	42,2	41,0	46,0	41,0
	monoparental élargi	20,5	4,5	20,8	52,5	40,5	43,3	41,3	38,0	41,0	40,0
	Elargi	21,9	4,6	23,5	50,2	40,7	41,9	41,0	39,0	40,0	40,0
	Total	100,0	4,4	100,0	50,8	40,5	42,4	40,9	39,0	42,0	39,0
Bissau	unipersonnel	4,6	1,0	,7	23,4	36,3	50,7	39,6	33,0	51,0	33,0
	couple sans enfant	2,2	2,0	,6		37,6		37,6	35,0		35,0
	couple avec enfant	15,5	4,9	10,4	1,2	41,6	34,8	41,5	41,0	39,0	41,0
	nucléaire monoparental	3,9	4,1	2,2	84,6	45,9	40,7	41,5	45,0	40,0	40,0
	monoparental élargi	20,9	8,0	23,3	87,4	49,1	44,9	45,5	48,0	44,0	45,0
	Elargi	52,9	8,5	62,8	7,0	43,1	43,3	43,1	41,0	40,0	41,0
	Total	100,0	7,2	100,0	26,5	42,5	44,4	43,0	41,0	43,0	42,0
Niamey	unipersonnel	6,6	1,0	2,1	16,2	35,9	55,2	39,0	34,0	60,0	38,0
	couple sans enfant	4,8	2,0	2,2		37,6		37,6	35,0		35,0
	couple avec enfant	40,1	5,5	35,6	2,3	43,6	44,5	43,6	42,0	50,0	42,0
	nucléaire monoparental	5,5	4,8	4,3	73,7	50,4	46,7	47,7	50,0	46,0	47,0
	monoparental élargi	12,2	5,5	11,1	68,2	40,2	53,3	49,1	35,0	54,0	49,0
	Elargi	30,8	9,0	44,5	3,2	48,9	46,2	48,8	48,0	45,0	48,0
	Total	100,0	6,2	100,0	15,3	44,6	50,7	45,5	43,0	50,0	44,0
Lomé	unipersonnel	19,9	1,0	5,5	32,0	31,2	34,8	32,4	28,0	29,0	29,0
	couple sans enfant	4,2	2,0	2,4	1,6	38,3	53,0	38,5	35,0	53,0	35,0
	couple avec enfant	25,5	4,5	31,7	,6	38,7	39,2	38,7	38,0	40,0	38,0
	nucléaire monoparental	14,8	3,1	12,7	81,3	47,3	38,7	40,3	48,0	39,0	41,0
	monoparental élargi	9,7	5,2	13,9	92,6	38,3	42,3	42,0	37,0	41,0	40,0
	Elargi	25,8	4,7	33,8	22,5	40,9	43,4	41,5	39,0	39,0	39,0
	Total	100,0	3,6	100,0	33,4	38,2	39,8	38,7	36,0	38,0	37,0

Source : EDM 2008, calcul sous SPSS.

Dans l'ensemble (les quatre villes réunies), le nombre moyen de personnes par ménage est 4,7. La taille moyenne des ménages varie de 3.6 à Lomé au double à Bissau (7.2). Les modèles de famille de Bissau et de Niamey apparaissent très spécifiques avec un plus grand nombre de ménages de taille supérieure ou égale à 10 personnes (21% à Bissau et 15% à Niamey).

Figure 5: Caractéristique de la taille des ménages.



Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous SPSS.

2.2. Structure d'âges des individus

Les structures par âge des populations des quatre villes présentent les caractéristiques habituelles des villes des pays sous-développés où la majeure partie de la population est jeune. En effet, dans les quatre villes réunies, l'âge moyen est de 22,9 ans et plus de la moitié de ces populations a moins de 20 ans. La population la plus jeune est celle de Niamey (âge médian 17 ans), suivi de celles de Bissau et Lomé (âge médian 20 ans) et enfin de la Côte d'Ivoire dont l'âge médian est de 22 ans.

La ville d'Abidjan compte donc moins d'enfants de moins de 15 ans que les autres villes (35%), Niamey arrive en tête avec 44% ; Bissau et Lomé en compte respectivement 36% et 39%. Abidjan semble contenir moins d'individus de plus de 60 ans que les autres villes (2%).

La proportion des individus d'âges compris entre 45 et 60 ans est relativement la même dans toutes les villes (autour de 8%).

L'analyse des structures par sexe montre qu'il n'existe pas une grande différence entre les villes. En effet, le rapport de masculinité est de 97 hommes pour 100 femmes dans les villes Abidjan et Bissau, de 98 hommes pour 100 femmes au Niger et de 90 hommes pour 100 femmes au Togo.

Au niveau des chefs de ménages, Abidjan compte 15.8% des chefs de ménages âgés entre 15 et 29 ans ; Lomé détient la proportion la plus élevée de cette tranche d'âges (27.7%) et Niamey la plus faible (7.3%). La tranche d'âges 30 – 34 semble être la classe ayant la fréquence la plus élevée pour les deux sexes réunis et pour tous les pays. Cependant, Abidjan compte moins de chefs de ménages dont l'âge dépasse 60 ans (7%) que les autres agglomérations (9.6% pour Bissau, 15.1% pour Niamey et 8% pour Lomé). Au total, à Abidjan, 76.4% des chefs de ménages sont des hommes et 23.6% sont des femmes ; à Bissau, on a 73.5% des chefs de ménages hommes et 26.5% de CM femmes. Niamey compte moins de CM femmes (15.3%) et plus de CM hommes (84.7%) que les autres capitales. Lomé, quant à elle, compte 67% de CM hommes et 33 % de CM femmes.

Tableau 7: Groupes d'âges par sexe par ville.

Sexe	Abidjan			Bissau			Niamey			Lomé		
	H	F	Total	H	F	Total	H	F	Total	H	F	Total
moins de 15 ans	34,8	34,2	34,5	35,8	37	36,4	44,3	43,5	43,9	38,8	36,9	37,8
15-29 ans	30	36,4	33,2	37,3	38,3	37,8	26,4	29,5	27,9	31,9	33,3	32,6
30-44 ans	23	19,9	21,4	17,8	15,7	16,7	16	16,5	16,3	18,5	18,4	18,4
45-60 ans	10,1	7,3	8,7	6,7	6,1	6,4	9,7	7,4	8,5	8,1	7,8	7,9
60 ans et +	2,1	2,3	2,2	2,4	2,9	2,7	3,7	3,1	3,4	2,6	3,6	3,2
Total	49,2	50,8	100	49,3	50,7	100	49,4	50,6	100	47,4	52,6	100
Age moyen	23,5			21,8			21,4			22,7		
Age médiane	22			20			17			20		
Age moyen de l'ensemble	22,9											
Age médian de l'ensemble	20,7											

Source : EDM 2008, calcul sous SPSS

2.3. Le niveau d'instruction

Le relèvement du niveau d'instruction est l'un des moyens qui contribuent activement à la réduction de la pauvreté d'un pays. Le tableau suivant présente le niveau d'instruction par sexe. Abidjan et Niamey apparaissent ici comme les villes contenant le plus d'individus n'ayant aucun niveau d'instruction (respectivement 43% et 31%). Ces individus sont suivis de ceux ayant le niveau d'instruction primaire puis secondaire et supérieur. Ces ordres de grandeurs ne sont pas les mêmes à Bissau et à Lomé : les individus de niveau d'instruction secondaire et primaire arrivent respectivement en tête dans ces deux villes. Pour chacune des villes, pour les niveaux d'instruction primaire et aucun, la proportion des femmes est supérieure à celle des hommes ; la tendance est à l'inverse pour les niveaux secondaires et supérieurs.

Tableau 8: Niveau d'instruction par sexe.

		Hommes				Femmes				Total			
		ABI	BIS	NIA	LOM	ABI	BIS	NIA	LOM	ABI	BIS	NIA	LOM
Niveau d'instruction (en %)	aucun	26,8	22,8	39,4	25,0	35,3	33,3	45,8	31,4	31,1	28,1	42,6	28,4
	primaire	27,6	26,5	32,1	29,9	31,6	30,4	34,1	40,2	29,7	28,5	33,1	35,3
	secondaire	31,3	48,6	22,6	40,4	25,9	36,0	17,9	25,9	28,5	42,2	20,2	32,8
	supérieur	14,3	2,1	5,8	4,7	7,1	0,3	2,2	2,5	10,7	1,2	4,0	3,5
	Total	49,2	49,3	49,4	47,4	50,8	50,7	50,6	52,6	100	100	100	100

Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous SPSS

Le tableau suivant compare les niveaux d'instruction des chefs de ménages par sexe et par pays.

Tableau 9: Niveau d'instruction par sexe par ville.

		Abidjan			Bissau			Niamey			Lomé		
		M	F	Total									
Niveau d'instruction des CM	aucun	23,3	32,4	25,4	13,7	37,4	19,9	43,1	64,9	46,4	17,6	29,1	21,4
	primaire	21,2	19,6	20,8	21,1	24,5	22,0	19,3	16,5	18,8	26,7	33,1	28,8
	secondaire	35,8	31,7	34,8	57,8	36,7	52,2	25,6	14,1	23,9	48,9	31,6	43,1
	supérieur	19,7	16,3	18,9	7,4	1,4	5,8	12,0	4,5	10,9	6,9	6,2	6,6
	Total	76,4	23,6	100,0	73,5	26,5	100,0	84,7	15,3	100,0	67,0	33,0	100,0

Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous SPSS

II. Structure du logement

La qualité du logement est l'une des caractéristiques du niveau de vie de la population des grandes villes.

Dans la ville d'Abidjan, la proportion des ménages propriétaires de leur logis est plus petite que celle des locataires (23% contre 78%) ; alors qu'à Bissau et Niamey, plus de la moitié des ménages sont propriétaires. La tendance est presque la même à Lomé (Tableau 11)

Tableau 10: Statut d'occupation par ville.

Statut d'occupation (en %)	Abidjan	Bissau	Niamey	Lomé
Non locataires	21,6	57,5	53,8	47,5
Locataires	78,4	42,5	46,0	52,5
Total	100,0	100,0	99,8	100,0

Source: AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous SPSS

III. Le secteur de l'emploi

Le marché du travail, faisant le processus d'entrée et de sortie d'emploi, lieu de rencontre théorique entre l'offre de travail et la demande de travail, est étudié par l'économie du travail. Le travail est un facteur de production de l'économie qui est fourni par des employés en échange d'un salaire.

1. Le groupe socio-économique

Pour étudier la structure sociale d'une population, on la répartie suivant le groupe socioéconomique. Les individus appartenant au même groupe social sont dits homosociaux. Dans chacun des pays, pour les deux sexes, la classe ayant la fréquence la plus élevée est celle des chômeurs et inactifs (38% d'individus à Abidjan, 59% à Bissau, 56% à Niamey et 31% à Lomé). Cette proportion élevée des chômeurs et inactifs viendrait du fait que cette classe contient non seulement des chômeurs mais aussi la population de moins de 14 ans, celle de 65 ans et plus (les retraités) et les inactifs au sens propre du terme (handicapés) d'une part, et d'autre part, comme l'indique le tableau suivant, beaucoup de femmes des pays de l'Afrique subsaharienne ne travaillent pas ou sont inactives. La proportion de ces femmes est de 45% à Abidjan, 68% à Bissau, 73% à Niamey ; ce chiffre est moins élevé à Lomé (30%).

La plupart des travailleurs préfèrent être indépendants ou travailleurs du secteur privé qu'être du public ou être aide familial et autres actifs occupés parce qu'ils pensent que le salaire y est relativement plus élevé. La classe des travailleurs indépendants arrive en deuxième position après celle des chômeurs et inactifs avec 28% d'individus à Abidjan, 18% à Bissau, 21% à Niamey et 44% à Lomé. On remarque que dans toutes les villes sauf Niamey, la proportion de femmes travailleuses indépendantes est supérieure à celle des hommes travailleurs indépendants. Cette situation serait due au besoin d'autonomie, de souplesse ou au fait que le marché du travail ne leur donne guère satisfaction. Dans toutes les villes, on constate que la proportion des femmes actives indépendantes est supérieure à celle des hommes actifs indépendants. Le secteur public, désignant l'ensemble des activités réalisées sous le contrôle total ou partiel de l'Etat, s'opposant au secteur privé, est un secteur dans lequel il y a moins d'offres par rapport aux autres. De ce fait, il est moins désiré par les travailleurs : 5% de salariés à Abidjan, 8% pour Bissau, 7% pour Niamey et 3% pour Lomé. La proportion des hommes du secteur public est supérieure à celle des femmes dans toutes les agglomérations (Tableau n° 15).

Au niveau des chefs de ménages, on ne compte que 14% de chômeurs et inactifs à Abidjan, 19% pour Bissau, 18% pour Niamey et 15% à Lomé ; la proportion des travailleurs indépendants est de 40% à Abidjan, 34% à Bissau, 44% à Niamey, 54% à Lomé. Les taux de chômage sont donc plus bas dans les villes côtières Abidjan et Lomé mais ce n'est pas le cas de Bissau.

Tableau 11: Groupe socio-économique (GSE) par sexe et par pays.

	Abidjan			Bissau			Niamey			Lomé		
	M	F	Total	M	F	Total	M	F	Total	M	F	Total
GSE des CM (en %)												
salarié du secteur public	10,7	6,8	9,8	28,4	13,6	24,5	14,6	8	13,6	7,5	3,7	6,2
salarié du secteur privé	40,2	18,7	35,2	26,7	7,6	21,6	25,6	4,1	22,3	30,2	7,1	22,6
indépendant	37,8	48,7	40,4	30,6	44,2	34,2	43,5	49,5	44,4	45,6	71,5	54,2
aides fam. et autres actifs occ.	1,4	0,6	1,2	0,4	1,8	0,8	1,7	1,6	1,7	2,1	1,9	2
chômeurs et inactifs	9,9	25,2	13,5	13,9	32,8	18,9	14,6	36,8	18	14,5	15,8	14,9
Total	76,4	23,6	100	73,6	26,4	100	84,7	15,3	100	67	33	100

Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous SPSS

Tableau 12: Groupe socioéconomique par sexe par pays.

	Hommes				Femmes				Total			
	ABI	BIS	NIA	LOM	ABI	BIS	NIA	LOM	ABI	BIS	NIA	LOM
GSE de tous les individus (en %)												
salarié du secteur public	6,7	11,9	8,8	4,3	3,2	3,7	5,2	1,6	4,9	7,7	7,0	2,9
salarié du secteur privé	31,3	18,1	17,0	23,2	13,4	6,4	3,3	7,2	22,1	12,2	10,0	14,7
indépendant	24,8	16,1	27,1	33,8	31,9	19,5	15,9	52,9	28,4	17,9	21,4	43,9
aides familiaux et autres actifs occupés	5,7	3,9	8,1	7,3	7,0	2,3	2,3	8,6	6,4	3,1	5,2	7,9
chômeurs et inactifs	31,5	50,0	39,0	31,5	44,5	68,1	73,4	29,7	38,1	59,1	56,4	30,6
Total	48,9	49,4	49,3	46,9	51,1	50,6	50,7	53,1	100	100	100	100

Source: AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous SPSS

La modalité chômeurs et inactifs n'apparaît pas parmi les modalités de la variable groupe socioéconomique dans le tableau suivant du fait qu'un chômeur ou inactif est par définition quelqu'un qui est sans emploi et ne peut appartenir à un secteur institutionnel. Les quatre villes sont dominées par les travailleurs indépendants (ABI 46%, BIS 30%, NIA 49% et LOM 63%). Après les indépendants, les salariés du secteur privé arrivent en tête avec une proportion de 36% à Abidjan, 30% à Bissau, 23% à Niamey et 21% à Lomé. Le nombre des salariés du secteur public, comparativement aux aides familiales et autres actifs occupés dépend de la ville. Les aides familiales et autres actifs occupés sont plus nombreux à Abidjan et à Lomé que les salariés du secteur public (10% contre 8% à Abidjan, 11% contre 4% au Lomé) ; c'est le contraire à Bissau et à Niamey (respectivement 8% contre 19% à Bissau, 10% contre 16% pour Niamey) [tableau 16].

Tableau 13: Groupe sociaux économique par secteur institutionnel.

	Public				Privé formel				Privé informel				Total			
	CI	GW	NE	TG	CI	GW	NE	TG	CI	GW	NE	TG	CI	GW	NE	TG
salarié du public	100	93,6	98,4	88,3	0	0,0	0,0	0,0	0	0,0	0,0	0,0	8,0	19,0	16,0	4,2
salarié du privé	0	0,0	0,0	0,0	86,8	79,1	77,5	84,9	27,0	31,9	18,5	15,4	35,8	29,7	23,0	21,1
indépendant	0	4,3	0,4	10,4	12,0	12,9	12,6	7,9	59,4	58,9	66,8	72,2	46,0	43,7	49,1	63,2
AF et autres actifs occupés	0	2,1	1,2	1,3	1,3	7,9	9,9	7,2	13,7	9,1	14,6	12,5	10,3	7,6	11,9	11,4
Total	8,0	20,2	16,2	4,7	18,3	9,1	12,8	9,3	73,8	70,7	71,0	85,9	100	100	100	100

Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous SPSS.

2. Groupe socio-économique et situation d'activité

Le travail et son corollaire le chômage sont des éléments importants de la situation économique d'un pays. Dans certains pays touchés par le chômage de masse, on rencontre non seulement des revendications sous forme d'un « droit de travail » mais aussi des chômeurs découragés. C'est la raison pour laquelle nous avons voulu que la variable « situation d'activité » contienne cette modalité qu'est « chômeurs découragés ». Le travail est un élément important pour l'appartenance des individus à une société, ce qui explique le désarroi d'une partie des chômeurs involontaires. Dans le tableau suivant qui présente la situation d'activité par sexe, la modalité « Chômeurs et inactifs » de la variable « Groupe socioéconomique » a été éclatée en chômeurs, chômeurs découragés et inactifs. Ce tableau montre que la proportion des actifs occupés est plus élevée à Lomé (69%) que dans les autres villes (62% pour Abidjan, 43% à Niamey et 41% à Bissau). Bissau arrive en tête avec nombre d'inactifs (42%), suivi du Niamey (39%), du Lomé (26%) et d'Abidjan. La proportion des individus chômeurs et des chômeurs découragés tourne autour de 10% pour les quatre pays; ce qui pourrait être normal.

Au niveau des chefs de ménages, 87% d'entre eux sont actifs occupés à Abidjan, 81% le sont à Bissau, 82% à Niamey, 85% à Lomé. La proportion des chefs de ménages inactifs est de 9% à Abidjan, 10% à Lomé, 12% à Bissau et 14% à Niamey, alors que celle des CM chômeurs est de 3.4% à Abidjan, 5% à Bissau et à Lomé et 4% à Niamey. Les proportions des chefs de ménages chômeurs découragés restent faibles par rapport aux autres pour tous les pays.

Tableau 14: Situation d'activité des CM par sexe et par pays.

		Abidjan			Bissau			Niamey			Lomé		
		M	F	Total	M	F	Total	M	F	Total	M	F	Total
Situation d'activité des CM (en %)	actifs occupés	90,1	74,8	86,5	86,1	66,9	81,0	85,1	63,5	81,8	85,5	84,2	85,1
	chômeurs	3,1	4,3	3,4	5,0	4,9	4,9	3,9	2,6	3,7	5,5	2,8	4,6
	chômeurs découragés	0,6	2,4	1,0	1,1	5,7	2,3	0,2	3,0	0,6	0,3	0,3	0,3
	inactifs	6,2	18,4	9,1	7,9	22,6	11,8	10,7	30,9	13,8	8,7	12,7	10,0
	Total	76,4	23,6	100,0	73,6	26,4	100,0	84,7	15,3	100,0	67,0	33,0	100,0

Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous SPSS.

Tableau 15: Situation d'activité par sexe.

Sexe	Hommes				Femmes				Total			
	CI	GW	NE	TG	CI	GW	NE	TG	CI	GW	NE	TG
actifs occupés	68,5	50,2	60,7	68,3	55,6	31,9	26,5	69,9	61,9	40,9	43,3	69,2
chômeurs	7,7	8,1	8,3	5,6	9,3	6,2	4,6	3,7	8,5	7,1	6,4	4,6
chômeurs Découragés	2,4	6,8	6,4	0,5	7,9	12,8	15,3	0,6	5,2	9,8	11,0	0,5
inactifs	21,4	35,0	24,7	25,6	27,3	49,1	53,5	25,8	24,4	42,1	39,3	25,7
Total	48,9	49,5	49,1	46,9	51,1	50,5	50,9	53,1	100	100	100	100

Source: AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous SPSS

3. Niveau d'instruction et secteur institutionnel

On remarque de nos jours qu'il existe des personnes n'ayant aucun niveau d'instruction qui travaillent dans le secteur public. En effet, les travailleurs d'aucun niveau d'instruction du secteur public sont à un taux de 2% à Abidjan, 8% à Bissau, 7% à Niamey et 24% à Lomé. Ces chiffres seraient dus au fait que, dans le but de réduire la pauvreté, certains fonctionnaires, n'hésitent pas à proposer un poste vacant de la fonction publique à leur membre de la famille, même si ce dernier n'a aucun diplôme. Mais la question naturelle que l'on ignore la réponse est celle de savoir si ces postes ne nécessitent pas certain niveau d'instruction ? Les travailleurs d'aucun niveau d'instruction et de niveau primaire sont beaucoup plus concentrés dans le secteur privé informel que dans le secteur public dans chacune des agglomérations. Les pourcentages des travailleurs ayant aucun niveau d'instruction du secteur privé informel sont de 35% à Abidjan, 29% à Bissau, 48% à Niamey et 21% à Lomé ; ces proportions sont moindres pour le secteur privé formel (12% pour Abidjan, 4% pour Bissau, 16% pour Niamey et 22% pour Lomé). Donc, Abidjan, compte au total 28% de travailleurs d'aucun niveau d'instruction, Bissau et Lomé 22% et Niamey 38%.

S'agissant du niveau supérieur, Abidjan en compte 14%, Bissau et Lomé 4% et Niamey 10%. En effet, contrairement aux travailleurs d'aucun niveau d'instruction, ceux de niveau d'instruction supérieur sont beaucoup plus nombreux dans le secteur public (Abidjan 55%, Bissau 13%, Niamey 38% et Lomé 8%, Tableau 21) et privé formel que dans le secteur privé informel.

Tableau 16: Niveau d'instruction par secteur institutionnel.

Niveau d'instruction (en %)	Public				Privé formel				Privé informel				Total			
	CI	GW	NE	TG	CI	GW	NE	TG	CI	GW	NE	TG	CI	GW	NE	TG
aucun	2,0	7,5	7,0	23,7	12,0	3,5	15,6	21,6	35,4	28,7	48,3	21,4	28,4	22,2	37,5	21,6
primaire	5,7	13,0	9,0	14,0	13,4	12,3	18,2	12,6	32,2	20,8	30,3	36,0	26,7	18,5	25,4	32,8
secondaire	37,2	67,0	46,5	53,8	39,2	78,9	44,3	55,0	28,4	49,2	19,9	39,2	31,1	55,4	27,2	41,3
supérieur	55,1	12,5	37,5	8,4	35,4	5,3	21,9	10,8	4,0	1,3	1,5	3,4	13,8	3,9	9,8	4,3
Total	8,0	20,1	16,0	4,7	18,3	9,0	12,6	9,3	73,8	70,9	71,4	85,9	100	100	100	100

Source: AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous SPSS

CHAPITRE 5 : LES INDICES D'INEGALITE ET INDICATEURS DE PAUVRETE MONETAIRES

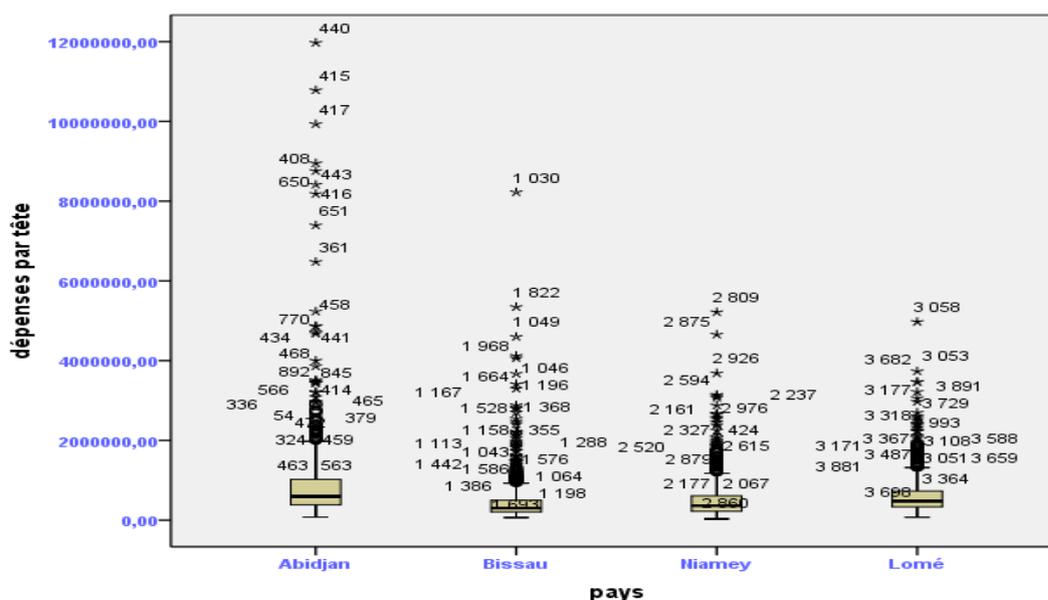
Ce chapitre tend à présenter les caractéristiques de dispersion et de concentration des dépenses de consommation des ménages. Nous aurons ainsi une connaissance de la distribution de richesses dans les villes et déterminerons le niveau de pauvreté dans chacune des villes de notre étude.

I. Les dépenses de consommation

1. Une vue globale sur la variable d'intérêt (dépenses par tête)

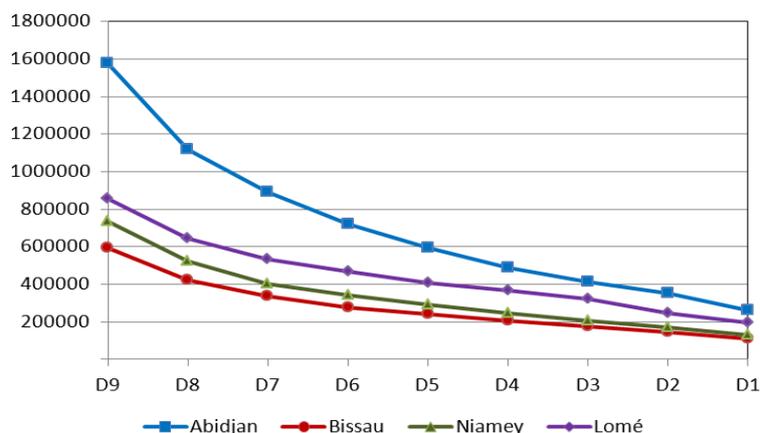
Le diagramme en boîte permet de résumer la distribution d'une variable quantitative par ses valeurs extrêmes (ou ses déciles) et ses quartiles. Le graphique ci-dessous montre que la distribution des dépenses par tête d'Abidjan et de Bissau semble contenir des valeurs aberrantes alors que celles de Niamey et Lomé paraissent homogènes.

Figure 6: Caractéristiques des dépenses par tête.



Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous SPSS

Figure 7: Evolution des déciles des quatre agglomérations.



Source: AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous SPSS

Tableau 17: Types de ménages par niveau de vie.

Types de ménages (%)		20% les plus pauvres	2e Quintile	3e Quintile	4e Quintile	20% les plus riches	Ensemble
Abidjan	Unipersonnel	17,4	17,7	23,4	18,7	16,8	18,8
	Couple sans enfant	8,5	4,3	6,6	3,3	6,4	5,8
	couple avec enfant	26,3	25,8	25,0	28,6	22,9	25,7
	monoparental	9,6	8,9	7,3	8,6	4,0	7,7
	monoparental élargi	16,2	24,7	18,4	19,6	21,8	20,1
	famille élargie	22,1	18,6	19,3	21,3	28,2	21,9
	Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Bissau	Unipersonnel	0,0	0,0	0,7	2,2	20,1	4,6
	Couple sans enfant	0,0	0,0	0,3	1,6	8,9	2,2
	couple avec enfant	6,3	16,2	22,5	19,0	12,3	15,3
	monoparental	2,1	3,0	4,4	3,4	6,5	3,9
	monoparental élargi	27,4	24,3	20,4	19,5	13,2	21,0
	famille élargie	64,2	56,5	51,6	54,3	38,9	53,1
	Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Niamey	Unipersonnel	2,0	2,1	4,0	7,5	18,1	6,7
	Couple sans enfant	1,8	0,6	0,8	8,0	12,3	4,7
	couple avec enfant	37,1	36,7	50,4	41,1	35,7	40,2
	monoparental	8,6	6,5	5,4	4,4	2,7	5,5
	monoparental élargi	10,1	16,2	10,1	17,0	7,1	12,1
	famille élargie	40,4	38,1	29,2	22,1	24,0	30,8
	Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Lomé	Unipersonnel	3,9	6,0	12,2	24,4	53,0	19,9
	Couple sans enfant	1,0	0,7	4,2	6,4	8,8	4,2
	couple avec enfant	30,6	36,2	27,7	20,5	12,6	25,5
	monoparental	21,7	15,0	16,7	14,7	6,2	14,8
	monoparental élargi	14,5	14,6	9,2	7,6	2,5	9,7
	famille élargie	28,4	27,5	30,0	26,4	16,9	25,8
	Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Source: AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous STATA.

2. La dépense totale par tête

Les ménages abidjanais dépensent beaucoup plus en moyenne par tête et par an que ceux des autres villes. En effet, la dépense moyenne par tête est de 670 438 FCFA à Abidjan, 334 107 FCFA à Bissau, 390 029 FCFA à Niamey, 492 343 FCFA à Lomé. Cependant il serait difficile de se prononcer sur le niveau de satisfaction ou la quantité de biens acquis avec ce montant. La moitié des ménages de Bissau consomment moins de 240 210 FCFA par tête par an ; alors que la moitié de ceux d'Abidjan consomment plus de 477 843 FCFA par tête par an. Ces valeurs valent respectivement 290 009 et 408 198 pour Niamey et Lomé. Cependant, en examinant seulement les écarts types, on pourrait conclure que la dispersion autour de la moyenne de la dépense annuelle par tête est plus élevée chez les ménages d'Abidjan ($\sigma = 713\,655$) et moindre à Niamey ($\sigma = 338\,633$) que dans les autres villes. Les dispersions des dépenses totales annuelles par tête pour la ville de Bissau et Lomé sont comprises entre les deux valeurs précédentes. Mais on s'aperçoit que le coefficient de variation est plus élevé à Bissau et plus faible à Lomé qu'à Abidjan et Niamey. Donc la dispersion autour de la moyenne est plus élevée à Bissau et plus faible à Lomé que dans les autres agglomérations. Ainsi, la distribution de dépenses par tête de Lomé reste préférable à celle des autres agglomérations.

A Abidjan, le rapport inter-décile vaut 5.5, cela veut dire que les 10% des individus les plus riches dépensent environ 6 fois plus par an que les 10% les plus pauvres. Les écarts inter-déciles (D9-D1) présentés dans le tableau suivant nous permettent de confirmer que la distribution des dépenses par tête est plus dispersée à Abidjan que dans les autres villes, comme mentionné ci-haut à l'aide des écart-types.

Tableau 18: Comparaison des dépenses par tête par ville.

viles	Abidjan	Bissau	Niamey	Lomé	Ensemble
Moyenne	670 437,6	334 107,0	390 028,9	492 342,8	547 940,2
Médiane	477 843,1	240 210,0	290 009,9	408 198,2	413 155,7
Ecart-type	713 654,6	373 587,7	338 633,4	344 555,3	538 804,4
Coefficient de variation (en %)	1,06	1,12	0,87	0,70	0,98
Minimum	75 976,1	49 497,1	32 008,3	73 118,1	32 008,3
Maximum	11 972 150,0	8 224 468,5	3 143 442,1	4 972 588,1	1 197 2150,0
Intervalle interquartile	436 499,7	213 897,8	262 952,4	300 572,6	377 910,0
D1	223 760,1	113 028,7	131173,2	198 136,0	176 579,5
D9-D1	1 014 742,2	480 807,1	601 758,5	658 869,5	854 670,9
D9/D5	2,5	2,5	2,5	2,1	2,5
D1/D5	0,46	0,47	0,45	0,49	0,43
Q3/Q1	2,3	2,3	2,4	2,1	2,4
D9/D1	5,5	5,3	5,6	4,3	5,8

Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous STATA.

Bien que l'intervalle inter-décile serve à apprécier la dispersion d'une série, il sert surtout à mettre en évidence l'inégalité au sein des distributions de revenus ou de richesse. Les valeurs $D1$ et $D9$ délimitent une plage au sein de laquelle environ 80% des valeurs de la série sont concentrées ; ils délimitent aussi les 20% de valeurs qui sont à l'extérieur de l'intervalle inter-décile. Les deux intervalles extrêmes sont exclus du fait qu'ils sont susceptibles de comporter des valeurs marginales que sont les plus riches ou les plus pauvres.

II. Les inégalités

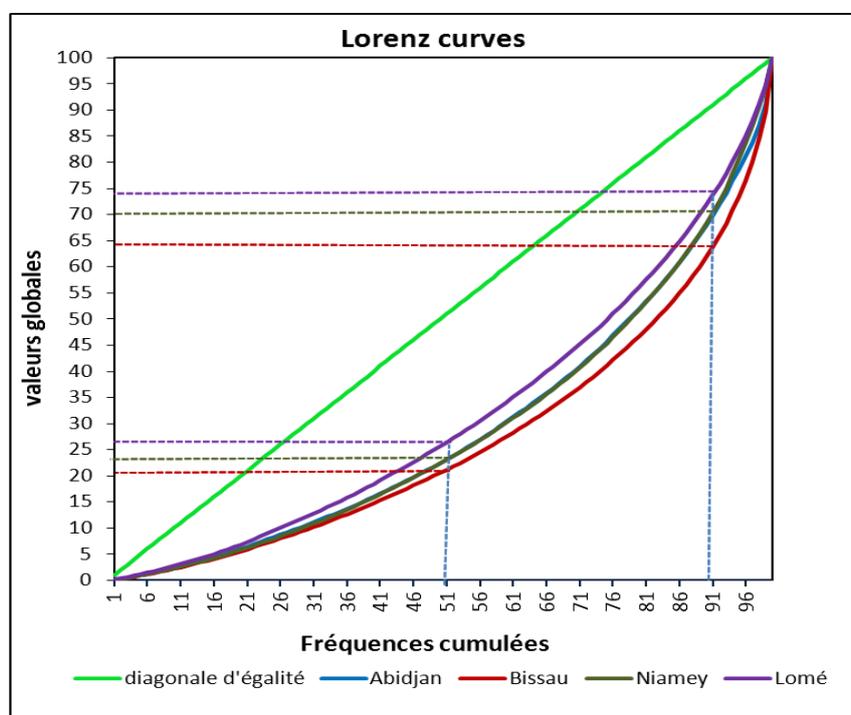
1. Courbe de Lorenz

La courbe de Lorenz est la représentation graphique de la fonction qui, à la part x des ménages les moins riches associe la part y du revenu total qu'ils perçoivent. La courbe de Lorenz ci-dessous a été tracée à partir des dépenses annuelles par tête au niveau des ménages. C'est un graphique qui permet de comparer l'évolution de deux pourcentages cumulés : celui des unités statistiques (ménages) et celui de la masse que ces unités se répartissent entre elles. La diagonale d'égalité est la ligne qui correspond à une progression équivalente de ces deux pourcentages cumulés (équi-distribution). Plus la courbe de Lorenz est proche des côtés du carré, plus la distribution est inégalitaire.

La courbe de Lorenz de Lomé est plus proche de la diagonale d'égalité que celles des autres villes. En effet, la figure 8 nous enseigne que les 50% les plus pauvres dépensent 20% du

revenu globale par tête à Bissau, 23% à Niamey et Abidjan et près de 27% à Lomé. Les 10% les plus riches (il s'agit des ménages) dépenses 35% du revenu total par tête à Bissau, 30% à Abidjan et Niamey et 26% à Lomé. La ville de Lomé apparait donc moins inégalitaire que les autres agglomérations, alors que Bissau reste la plus inégalitaire. Les courbes de Lorenz de d'Abidjan et de Niamey sont presque confondus. Mais à partir des 5% des ménages les plus riches, la distribution du revenu à Niamey est moins inégalitaire que celle d'Abidjan. La distribution des dépenses annuelles par tête est presque identique au niveau des 10% des ménages les plus pauvres dans tous les pays (de notre étude).

Figure 8: Courbes de Lorenz simples.



Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous SAS.

Les problèmes liés à la courbe de Lorenz sont notamment celui d'intersection des courbes de Lorenz et celui de la comparaison entre les pays. Lorsque les courbes de Lorenz se croisent, l'indice GINI seul ne suffit pas pour comparer les inégalités entre les pays, on a recours à d'autres indices comme ceux d'ATKINSON et d'entropie (Breton Didier – MDEM22E – Année 2006 – 2007, L'indice de GINI et courbe de Lorentz).

Le critère de Lorenz généralisé a été introduit par SHORROCKS en 1984 pour prendre en compte les niveaux de vie moyens. Ce critère consiste, pour chaque ville (ou pays), à

multiplier les ordonnées de la courbe de Lorenz par le revenu moyen (dépenses moyennes par tête), contrairement à la courbe de Lorenz qui ne considère que le revenu normalisé. Les courbes de Lorenz généralisées peuvent être utilisées pour étudier la dominance stochastique de second ordre en ce qui concerne le niveau de bien-être social.

Pour qu'il y ait dominance au sens de Lorenz, il faut que la courbe de Lorenz de la distribution dominante soit englobée en totalité par celle associée à la distribution dominée. Autrement dit, la courbe de la distribution dominante doit être toujours au-dessus de la courbe représentant la distribution dominée. Cette notion de dominance nous permet de dire qu'une distribution est plus inégale qu'une autre quel que soit l'indicateur d'inégalité retenu, du moins dans la classe des indicateurs d'inégalité relative (GINI, etc.). Donc la distribution dominée est plus inégale que la distribution dominante. Et, il importe d'insister sur le fait que l'équivalence entre la dominance au sens de Lorenz et la dominance stochastique au second ordre n'est valable que dans le cas spécial où les répartitions ont la même moyenne.

Cependant, la dominance au sens de Lorenz nous permet d'analyser certains cas où les moyennes des distributions sont différentes. En effet, considérons la relation suivante, exprimée en termes de courbes de Lorenz généralisées :

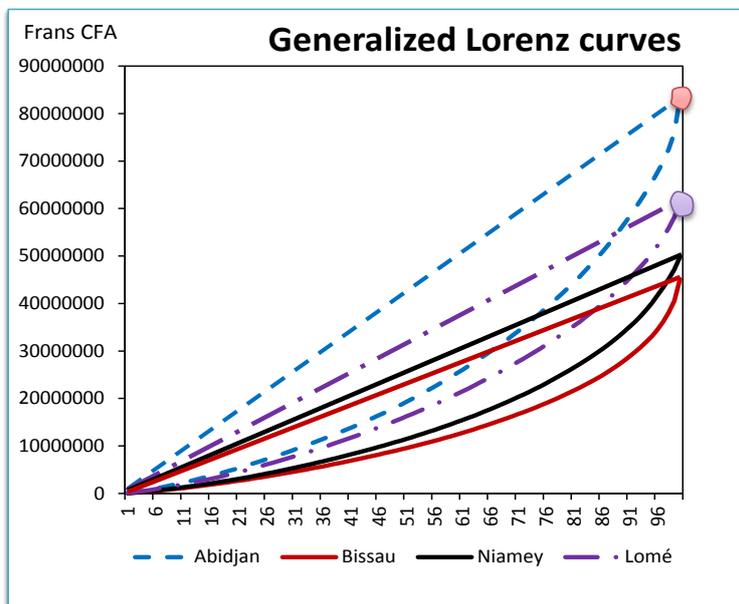
$$\mu_{Abidjan}L_{Abidjan}(p) \geq \mu_{Niamey}L_{Niamey}(p),$$

μ désignant la moyenne des dépenses par tête, et supposons par exemple que la moyenne des dépenses par tête d'Abidjan soit strictement supérieure à celle de Niamey (ce qui est le cas). Nous pouvons construire une troisième répartition ψ en multipliant tous les revenus de Niamey par $\frac{\mu_{Abidjan}}{\mu_{Niamey}}$. Cette nouvelle répartition aura la même moyenne qu'Abidjan mais la même structure relative que Niamey. Par conséquent, en vertu de la transitivité, comme la répartition d'Abidjan domine ψ au sens de Lorenz, elle domine aussi celle de Niamey dans le même sens.

Au vu de ce nouveau critère de Lorenz généralisé, la situation semble être meilleure à Abidjan que dans les autres villes dès le bas de la distribution. Bissau reste donc moins préférable par rapport aux autres villes. La distance entre les points rouge et violet (figure n°9) représente la quantité qu'il faut ajouter au niveau de vie moyen de Lomé pour

retrouver celui d'Abidjan. Les distances entre les sommets des courbes de Lorenz généralisées sont les différences de niveau de vie entre les agglomérations.

Figure 9: Courbes de Lorenz généralisées.

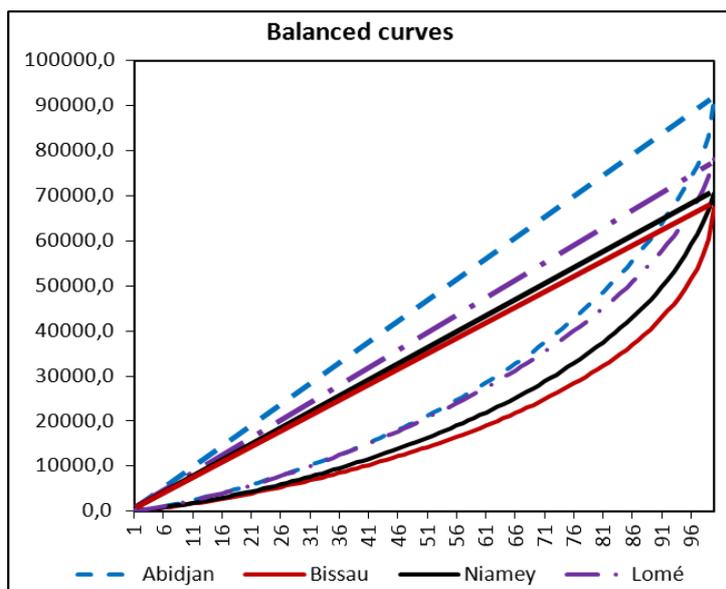


Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous SAS

Une nouvelle technique de comparaison de la situation des villes (ou des pays) consiste à relativiser la suprématie de la moyenne en introduisant un facteur de pondération (Cf. M. FALL et al, La pauvreté en Slovaquie et en France : quelques éléments de comparaison). Les coordonnées de la courbe de Lorenz ne sont donc plus multipliées par le niveau moyen mais plutôt par le revenu moyen élevé à une certaine puissance comprise entre 0 et 1. Ce nouveau concept, introduisant un paramètre non nul, permet de retrouver le critère de Lorenz simple lorsque ce paramètre vaut 0 (forte aversion pour l'inégalité) et le critère de Lorenz généralisé pour une valeur égale à 1 du paramètre (faible aversion pour l'inégalité). Nous traçons donc les courbes en prenant 0.5 comme valeur du paramètre pour tenir compte de ces deux aspects.

Avec ce critère de Lorenz pondéré, les courbes paraissent confondues au bas de la distribution (jusqu'à 13% de fréquences cumulées). Néanmoins, Abidjan et Lomé restent moins inégalitaires que Niamey et Bissau.

Figure 10: Courbes de Lorenz pondérées.



Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous SAS.

2. Indice de GINI et indice de THEIL

L'indice ou le Coefficient de GINI est très souvent utilisé pour mesurer les inégalités parce qu'il possède des propriétés captivantes identiques à celles de la courbe de Lorenz. Cet indice n'est pas modifié par translation, c'est-à-dire si tous les revenus varient d'un même pourcentage ; ce qui nous conduit à dire que c'est un indicateur d'inégalités relatives. Aussi, un transfert de revenu d'un individu riche vers un individu pauvre diminue la valeur de l'indice. Cet indice est graphiquement représenté par l'aire entre la courbe de Lorenz et la première bissectrice.

Les indices de GINI sont quasiment identiques dans le cas des variables *consommation par tête* et *consommation par équivalent adulte*. Les quatre agglomérations de notre étude font partie des agglomérations ayant les taux d'inégalités monétaires les plus élevés d'Afrique subsaharienne. Le coefficient de GINI de Lomé, valant 0.36, place Lomé dans une position confortable par rapport aux autres villes. Mais il ne suffit pas que l'inégalité soit moindre pour que la situation de cette ville soit préférable par rapport à Abidjan et aux autres villes ; il faudra donc tenir compte du niveau de vie dans chacune des villes. Il a été démontré que l'inégalité doit être moindre et le niveau de vie moyen élevé à Lomé pour que la situation y

soit préférable (SHORROCKS, 1984). C'est la raison pour laquelle le critère de Lorenz généralisé a été précédemment introduit pour tenir compte des niveaux de vie moyens et étudier donc la dominance entre les courbes.

Tableau 19: Coefficient de GINI dans les agglomérations de l'UEMOA.

Indices d'inégalité	Abidjan	Bissau	Niamey	Lomé	Ensemble
GINI	41,7	46,5	41,6	36,4	41,8
Indices d'entropie					
GE (-1)	34,9	41,9	35,9	25,7	36,7
GE(0)	29,1	35,9	28,6	21,7	29,5
GE(1)	33,3	43,6	29,5	22,9	33,0
GE(2)	59,0	85,9	38,9	30,2	57,3

Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous STATA

Inspiré de la mesure d'entropie, l'indice de THEIL mesure l'écart entre une distribution égalitaire uniforme et la distribution constatée. Plus une suite est désordonnée, plus son entropie est grande. Pour chaque valeur du paramètre θ , on remarque que les entropies de Bissau sont supérieures à celles des autres villes. Par conséquent, la distribution des dépenses par tête est plus dispersée dans cette ville.

3. Contribution à l'indice de THEIL

La contribution d'une variable à l'inégalité varie d'une ville à l'autre. La taille des ménages est le principal facteur contribuant le plus à l'inégalité dans les différentes villes. En effet, sa contribution à l'inégalité est 27% à Abidjan, 40% à Bissau, 30% à Niamey et 32% à Lomé. Ce qui fait de Bissau la ville la plus sensible à l'inégalité du point de vue de la taille des ménages. Le deuxième facteur le plus contributeur à l'inégalité à Abidjan et Niamey est le niveau d'instruction, alors qu'à Bissau et Lomé c'est le facteur typologie des ménages qui arrive en deuxième position. La situation de la famille contribue à l'inégalité de la même manière dans toutes les villes.

Tableau 20: Contribution à l'inégalité.

Décomposition de THEIL, % CTR	Abidjan	Bissau	Niamey	Lomé	Ensemble
branche d'activité	0,4	0,4	0,4	1,7	1,6
groupe socioéconomique	0,9	1,0	4,1	3,1	1,3
niveau d'instruction	14,1	11,3	22,7	5,9	13,0
secteur institutionnel	3,0	3,6	8,4	2,5	3,8
situation d'activité	0,6	0,8	1,3	1,8	0,2
situation de famille	8,8	6,9	8,8	6,8	9,9
statut dans l'emploi	0,6	0,0	1,7	2,2	1,1
statut d'occupation	0,2	8,2	3,5	0,03	1,4
taille du ménage	27,1	40,3	29,9	32,2	28,1
type de ménage	1,5	29,6	12,3	30,5	2,9

Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous SAS.

L'inconvénient du coefficient de GINI est que des courbes de Lorenz très différentes peuvent correspondre à la même valeur du coefficient de GINI G . Que ces courbes correspondent à la même valeur de G , ou à des valeurs différentes, il est impossible d'affirmer qu'une distribution est plus inégale que l'autre dès lors que les courbes se croisent. Pour pouvoir affirmer qu'une distribution a est plus inégale que la distribution b , quel que soit l'indicateur choisi, il faut qu'il y ait dominance, c'est-à-dire que la courbe a englobe en totalité la courbe b (cf. fig. 1). Par suite, dans tous les cas où il n'y a pas dominance, il faut compléter le coefficient de GINI par le recours à d'autres indicateurs d'inégalité afin de donner une information plus complète et objective.

4. Les indices d'ATKINSON

Le tableau suivant nous permet d'affirmer que l'indice d'ATKINSON est une fonction croissante du coefficient d'aversion pour le risque.

Tableau 21: Comparaison des indices d'ATKINSON.

Indices d'ATKINSON	Abidjan	Bissau	Niamey	Lomé	Ensemble
A(0,5)	14,3	17,9	13,6	10,6	14,4
A(1)	25,2	30,2	24,9	19,6	25,6
A(2)	41,1	45,6	41,8	34,0	42,3

Source : AFRISTAT, EDM 2008, calculs sous STATA.

L'indice d'ATKINSON donne une idée de l'aversion de la population pour l'inégalité qu'on a en fonction de la pondération retenue pour l'indice. Un indice d'ATKINSON valant $p\%$ signifie

que la population accepterait de perdre $p\%$ de son revenu actuel pour que la distribution devienne égalitaire. Plus le coefficient d'aversion pour l'inégalité est bas plus les individus ont un désir égalitaire faible et moins ils accepteraient de céder une grande partie de leurs revenus pour que la distribution devienne égalitaire. Ainsi, pour un coefficient d'aversion valant à 0.5, les individus d'Abidjan, de Bissau, de Niamey et de Lomé tolèrent peu de perdre respectivement 14% de leurs revenus, 17.9%, 13.6% et 10.6% pour que la distribution deviennent égalitaire. Pour la valeur du paramètre valant 2, les individus accepteraient de perdre 41.1% de leurs revenus à Abidjan, 45.6% à Bissau, 41.8% Niamey et 34% à Lomé pour que la distribution du revenu devienne égalitaire. Ainsi, les individus de Bissau et Niamey sont prêts à transférer une part plus élevée que les autres villes pour une distribution égalitaire ; ces agglomérations semblent plus concordantes quant à l'aversion à l'inégalité que ceux des autres villes.

III. Indicateurs monétaires et Courbes stochastiques

1. Taux, profondeur et sévérité de la pauvreté

Dans la littérature on utilise plusieurs indicateurs synthétiques pour analyser la pauvreté pour compléter l'information que donne la seule proportion des pauvres. La plupart de ces indicateurs sont ceux de la classe Foster, Greer et Thorbecke plus communément appelés FGT (1984).

Encadré 3: Les indices FGT (Foster, Greer et Thorbecke)

A partir d'une ligne de pauvreté (Z), plusieurs indices de la famille FGT peuvent être déclinés de la formule suivante :

$$FGT_{\alpha} = \int_0^q \left(\frac{z-y}{y} \right)^{\alpha} dy$$

Pour une variable continue y à support dans \mathbb{R}_+ , et

$$FGT(\alpha) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{z-y_i}{z} \right)^{\alpha} 1_{\{y_i < z\}}$$

Où y_i est le revenu de l'individu ou du ménage i et

$$1_{\{y_i \leq z\}} = \begin{cases} 1 & \text{si } y_i < z \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$FGT(0)$ est le taux de pauvreté qui correspond à $\alpha=0$;

$FGT(1)$ représente la profondeur de la pauvreté (Poverty Gap), il prend en compte l'éloignement des pauvres par rapport à la ligne de pauvreté ($\alpha=1$) ;

$FGT(2)$ mesure la sévérité de la pauvreté, il est un indicateur de l'inégalité au sein des pauvres.

Le calcul des indices FGT nécessite la connaissance des seuils de pauvreté Z. Un individu sera considéré comme pauvre lorsque sa dépense totale annuelle est inférieure au seuil de pauvreté. Dans la suite de ce rapport, les seuils de pauvreté qui seront utilisés sont ceux contenus dans le tableau suivant (Voir la méthodologie d'élaboration en annexe).

Tableau 22: Seuils de pauvreté par personne par ans dans les différents pays (capitales).

Villes	Seuil alimentaire ZA (F CFA)	Seuil non alimentaire ZNA (F CFA)	Seuil de pauvreté en F CFA Z = ZA + ZNA
Abidjan	239 622	116 226	355 848
Bissau	115 572	56 861	172 435
Niamey	134 199	71 268	205 459
Lomé	148 982	79 479	287 984

Source : Atelier sur l'analyse approfondie des données des enquêtes sur les dépenses des ménages (EDM) dans les principales agglomérations des Etats membres de l'UEMOA en 2008
Bamako, du 31 mai au 11 juin 2010

Les indices FGT du tableau suivant ont été calculés à partir des seuils de pauvreté du tableau 22, obtenus sur la base d'un même critère pour chacune des capitales de l'UEMOA.

L'indice FGT(0) représente la proportion d'individus vivant en dessous du seuil de pauvreté ou le ratio de pauvreté à partir des dépenses par tête. Il représente un bon indicateur pour montrer les progrès au niveau de la réduction de la pauvreté. Le ratio de pauvreté vaut 0,297 à Abidjan, ce qui signifie que 29,7% de la population Abidjanaise vit en-dessous du seuil de pauvreté. La proportion d'individus vivant en-dessous du seuil de pauvreté est de l'ordre de 28 à Bissau et Niamey, et moins élevée à Lomé (25%) que dans les autres villes.

Toutefois, il est à noter que cette mesure est indifférente à la position des individus par rapport à la ligne de pauvreté. Supposons par exemple qu'un individu devienne pauvre en perdant par exemple son emploi, l'indicateur FGT(0) demeurera intacte, peu importe l'écart du revenu d'un individu donné par rapport à la ligne de pauvreté. De ce fait, cet indicateur n'est pas en mesure d'indiquer le recul du bien-être d'un individu.

Une autre mesure de la pauvreté consiste à mesurer la profondeur de la pauvreté FGT(1) qui prend en compte non seulement la fréquence de la pauvreté mais aussi l'intensité de la pauvreté, c'est-à-dire l'écart moyen qui sépare les revenus des pauvres par rapport à la ligne de pauvreté. Ainsi, nous ne nous attachons pas uniquement au nombre de pauvres mais

aussi à l'étendu de la pauvreté. Cet indice est de l'ordre de 0.09 à Abidjan, 0.7 à Bissau et Lomé et 0.8 à Niamey, ce qui signifie que les écarts moyens pondérés par rapport à la ligne de pauvreté sont d'environ 9% à Abidjan, 7% à Bissau et Lomé, et 8% à Niamey. En termes monétaire, l'écart est de 32 560 F CFA par habitant et par an ($0.091 * 355848 = 32\ 560$) à Abidjan, 13 691 F CFA à Bissau, 17 505 F CFA à Niamey et 20 590 F CFA à Lomé. Au vu de nos résultats, nous affirmons que plus le seuil de pauvreté est élevé, plus la pauvreté est profonde (Gap de pauvreté élevé).

L'indice FGT(2) prend en compte une autre préoccupation que FGT(1), par exemple, FGT(1) est insensible au transfert de ressources d'un individu pauvre à un autre. L'interprétation des indices FGT avec $\alpha > 1$ est moins intuitive que celle FGT(0) et FGT(1) mais le principe reste le même. La valeur de FGT(2) vaut 3.6 à Abidjan et 2.8 à Lomé ; cela signifie une grande sévérité de la pauvreté pour Abidjan. L'indice de la sévérité de la pauvreté est lui aussi sensible aux choix du seuil, de l'échelle d'équivalence et de la pondération.

Des indices FGT(0) et FGT(1), on déduit l'intensité de la pauvreté $I = FGT(1)/FGT(0)$, représentant l'écart entre le seuil de pauvreté et la dépense moyenne des pauvres en termes de ligne de pauvreté. La proportion des pauvres est moins élevée à Lomé que dans les autres capitales mais ce n'est pas le cas de l'intensité de la pauvreté, cette dernière est moins élevée à Bissau que dans les autres villes. L'intensité de la pauvreté tourne autour de 29 dans toutes les villes, cela voudra dire que l'écart entre la ligne de pauvreté et la dépense annuelle par tête moyenne est de 29%.

L'indice FGT(2), plus difficile à interpréter, prend en compte le degré d'inégalité entre les pauvres. Comme illustré au niveau de la formule de FGT(2), l'écart moyen des pauvres par rapport à la ligne de pauvreté est élevé au carré, ce qui accorde plus de poids aux plus pauvres parmi les pauvres.

Tableau 23: Les indicateurs monétaires (FGT).

Agglomérations	Abidjan	Bissau	Niamey	Lomé
Incidence de la pauvreté ou FGT(0)	0,2971	0,2836	0,2887	0,2513
Profondeur de la pauvreté ou FGT(1)	0,0915	0,0794	0,0852	0,0715
Sévérité de la pauvreté ou FGT(2)	0,0387	0,0319	0,0342	0,268
Intensité (%)	30,02	28,53	29,5	29,04

Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous STATA.

Tableau 24: Caractéristiques des agglomérations.

individus	Abidjan		Bissau		Niamey		Lomé	
	Effectif	%	Effectif	%	Effectif	%	Effectif	%
Individus pauvres	1127499,4	29,7	128878,55	28,4	311017,38	28,9	335965,56	25,1
Individus non pauvres	2776584,5	70,3	297730,35	71,6	732665,11	71,1	1017097,5	74,9
Population des villes	3904084	100	426609	100	1043682	100	1353063	100

Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous STATA.

L'indicateur FGT(1) permet donc de mesurer le montant minimum nécessaire qui doit être transféré aux pauvres de manière à éradiquer d'un seul coup la pauvreté, sous des conditions de parfait ciblage de la pauvreté. La population vivant en dessous du seuil de pauvreté est 1.2 million à Abidjan, 120 000 à Bissau, 313 000 à Niamey et 340 000 à Lomé. Ainsi, le montant minimum nécessaire pour éradiquer d'un coup la pauvreté est 401,2 milliards de CFA pour Abidjan, 22.2 milliards pour Bissau, 64 milliards pour Niamey et 97 milliards pour Lomé, sous l'hypothèse d'un ciblage parfait en 2008.

Au vu des résultats des tableaux précédents, nous serons tentés de conclure tout de suite que les niveaux de pauvreté sont quasiment les mêmes dans toutes les villes. L'étude des courbes de dominance nous permettra d'en savoir plus.

2. Courbes de dominance

a) La dominance stochastique

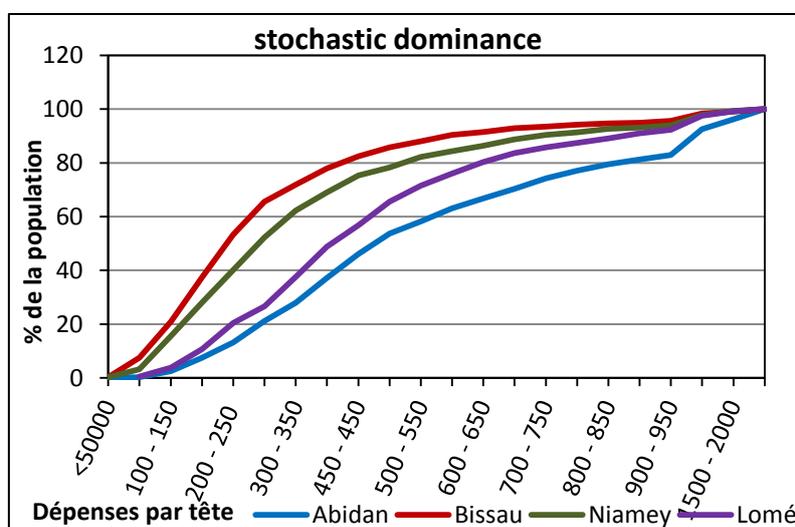
L'encadré 4 rappelle la notion de dominance stochastique qui est une notion très utile dans l'analyse de la pauvreté.

Encadré 4: Dominance stochastique et inférence statistique

La notion de dominance stochastique est une notion très utilisée en économie de l'incertain. En ce qui concerne notre étude, elle servira à faire une comparaison robuste du faible revenu. Pour deux distributions de revenus, il importe de vérifier que le faible revenu dans l'une des distributions domine toujours le faible revenu dans l'autre, quel que soit le faible revenu utilisé. En considérant deux distributions de revenus dont les fonctions de répartition cumulatives sont F_u et F_v (avec $D^1(x) = F(x)$, et $D^s(x) = \int_0^x D^{(s-1)}(t)dt$ pour $s > 2$), nous dirons que la distribution de v domine stochastiquement celle de u à l'ordre s si $D_u^s(x) \geq D_v^s(x)$ pour les seuils de faible revenu sur le domaine d'intérêt. Le graphe de $D^1(x)$ est souvent appelé *courbe d'incidence du faible revenu*, parce qu'il est tracé en portant le taux de faible revenu sur l'axe vertical et le seuil de faible revenu sur l'axe horizontal, ce qui permet au seuil de faible revenu (dépense par tête) de varier d'une valeur nulle à un seuil de revenu maximal Z_{max} sélectionné arbitrairement. Le graphe de $D^2(x)$ est habituellement considéré comme la *courbe de déficit du revenu par rapport au seuil de faible revenu* et $D^3(x)$, comme la *courbe de gravité du faible revenu*.

Le graphique suivant est une représentation de la distribution des dépenses de consommation par tête (en abscisse, les dépenses par tête et en ordonnée, le cumul des individus de la population) ; c'est la courbe d'incidence du faible revenu. La fonction de répartition de la consommation par tête de Bissau est toujours au-dessous de celle des autres villes, et celle d'Abidjan toujours en-dessous. Par conséquent, en vertu du critère de dominance stochastique, le niveau de pauvreté est plus élevé à Bissau que dans les autres villes et plus bas à Abidjan.

Figure 11: Courbes de Dominance Stochastique.



Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous STATA.

Encadré 4 (suite)

Deux courbes de densité peuvent être très proches l'une de l'autre, dans le cas échéant, il est nécessaire de déterminer si leur écart est statistiquement significatif. Pour ce faire, on pose comme hypothèse nulle la non dominance de v sur u , $H_0: D_v^s(x) - D_u^s(x) \geq 0, \forall x \in \mathfrak{X}$, où \mathfrak{X} représente le domaine d'intérêt. Si l'hypothèse nulle est rejetée, on peut légitimement inférer la dominance de v sur u . Il est démontré qu'une telle hypothèse est asymptotiquement bornée par le niveau normal d'un test fondé sur la loi normale standard. Ce test s'appuie sur l'approche de la statistique t minimale proposée par Kaur, Prakasa-Rao et Singh (1994) pour l'hypothèse nulle contre l'alternative de dominance. On calcule la statistique t pour chaque valeur de x observée dans l'échantillon. On rejette l'hypothèse nulle de non-dominance et accepte l'hypothèse alternative de dominance si la valeur de la statistique t minimale est significative au seuil de 5%. C'est cette méthode qui est souvent interprétée comme un test d'intersection-union, parce que la dominance de v sur u ne peut avoir lieu que si la statistique t est significative pour la différence dans toute paire ordonnée.

S'il arrive que deux distributions des revenus se coupent sur \mathfrak{X} , on observe deux intervalles fermés et on obtient deux statistiques t minimales de signe opposé. Si les statistiques t minimales sont toutes deux significatives à un certain seuil de signification, nous concluons à la dominance de v sur u entre $[z_{min}^v, z_{max}^v]$ ainsi qu'à la dominance de u sur v entre $[z_{min}^u, z_{max}^u]$. Par conséquent, la relation de dominance sur le domaine complet est incertaine ou indéterminée. Si cette situation se produit, nous pouvons résoudre le problème en recherchant un ordre plus élevé de dominance stochastique, axé sur une mesure qui accorde plus de poids aux personnes pauvres, pour essayer d'arriver à une conclusion catégorique. Dans le cas d'une dominance du deuxième ordre, il s'agit de comparer les courbes de déficit du revenu par rapport au seuil de faible revenu, qui peuvent être tracées en calculant l'aire sous la courbe de fonction de répartition (courbe d'incidence du faible revenu) et en représentant graphiquement sa valeur en fonction du seuil de faible revenu. De même, nous pouvons employer la dominance du troisième ordre en comparant les courbes de gravité du faible revenu (l'aire sous la courbe du déficit du revenu par rapport au seuil de faible revenu). Si nous n'arrivons pas à rejeter l'hypothèse nulle de non-dominance jusqu'aux conditions de troisième ordre, nous déclarons que les deux distributions du revenu ne sont pas comparables.

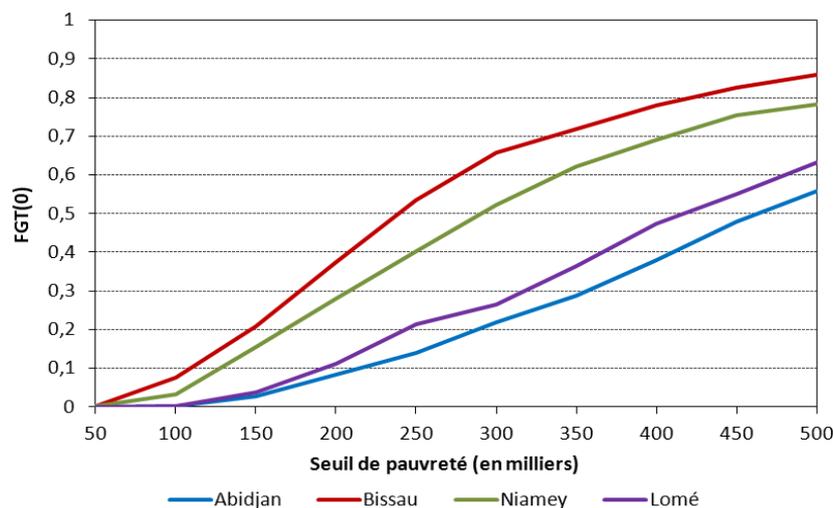
Pour ce qui est de notre étude, nous n'avons pas de courbes de densité très proches l'une de l'autre, par conséquent, nous ne testerons pas la significativité des écarts entre elles. Et, puisque la dominance stochastique au premier ordre implique celle au second ordre, nous pouvons donc conclure que, puisque la répartition des dépenses par tête d'Abidjan domine stochastiquement celle des autres villes au premier ordre, la ville d'Abidjan est plus égalitaire que les autres villes et il y a aussi moins de pauvreté à Abidjan quel que soit le seuil de pauvreté retenu. Pour confirmer ces propos, nous étudions la dominance au sens de FGT.

b) La dominance au sens de FGT

Les courbes des indices FGT sont des représentations des indices FGT en fonction des seuils de pauvreté Z . Ces courbes sont donc tracées pour trois valeurs du paramètre α (0, 1, 2). Lorsque $\alpha = 0$, la comparaison de deux courbes FGT(0) indique que la courbe qui est en

dessous domine au premier ordre en pauvreté celle qui au-dessus. Cette dominance est dite du second ordre si le paramètre prend la valeur 1, et du troisième ordre lorsque $\alpha = 2$.

Figure 12: Courbes de dominance de FGT du 1er ordre.

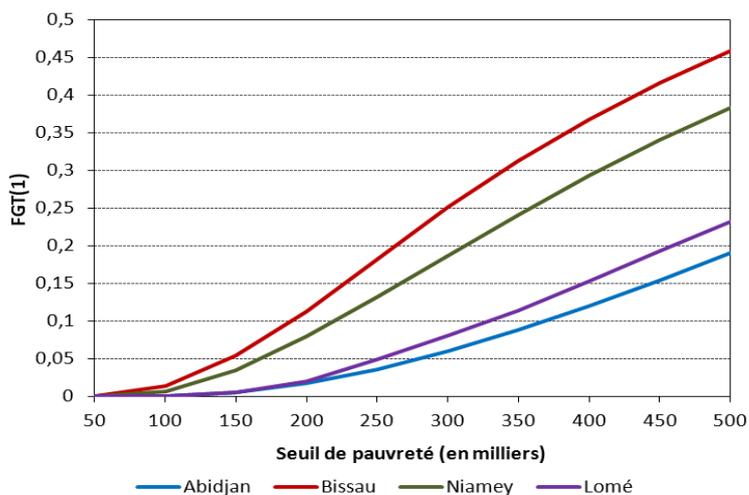


Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous STATA.

Le graphique précédent vient corroborer la conclusion précédente. Les courbes FGT(0) montrent effectivement que la courbe de répartition de FGT(0) d'Abidjan est toujours en-dessous de celle des autres villes, et ceci quel que soit le seuil de pauvreté. La courbe FGT(0) de Bissau et du Niger s'écarte de celle d'Abidjan et de Lomé au fur et à mesure que le seuil de pauvreté augmente. Par conséquent, la pauvreté est beaucoup moindre à Abidjan que dans les autres agglomérations, quel que soit le seuil de pauvreté retenu. Il en est de même de la situation de Lomé par rapport aux deux autres villes.

En effet, la taille moyenne des ménages d'Abidjan et de Lomé est inférieure à celle de Bissau et de Niamey (Tableau 6) ; ce qui fait que les dépenses par tête sont relativement faibles dans les deux dernières agglomérations (Tableau 23). Donc pour un seuil de pauvreté donné (commun à toutes les agglomérations), la proportion des individus vivant en-dessous est plus élevée à Bissau et à Niamey.

Figure 13: Courbes de dominance de FGT du 2ème ordre.



Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous STATA.

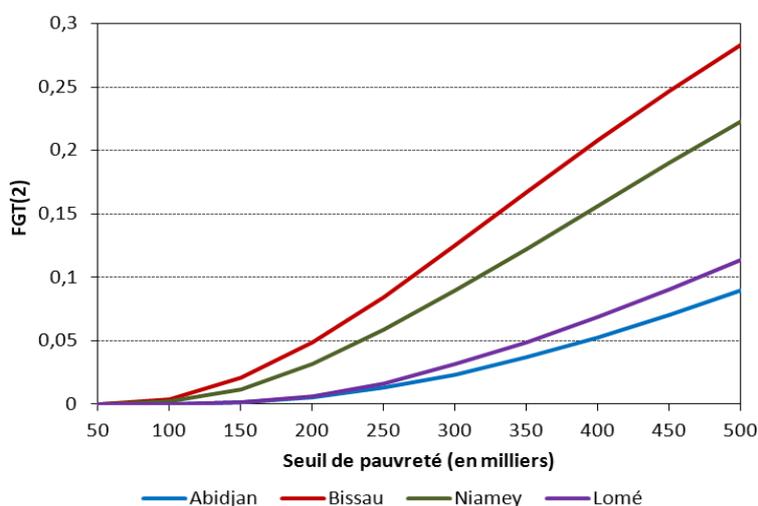
Les courbes FGT ont la même importance que le critère de Lorenz généralisé. On a

$$FGT(0)_{Abidjan} \leq FGT(0)_{Lomé} \leq FGT(0)_{Niamey} \leq FGT(0)_{Bissau}$$

Donc Abidjan est plus égalitaire que les autres villes.

Les courbes suivantes sont une vérification de la théorie selon laquelle la dominance au premier ordre implique celle à tous les autres ordres mais la dominance peut être réalisée à un ordre supérieur sans qu'elle ne le soit au premier ordre.

Figure 14: Courbes de dominance de FGT du 3ème ordre.



Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous STATA.

CHAPITRE 6 : TEST DE ROBUSTESSE ET ANALYSE DESCRIPTIVE DE LA PAUVRETE

Dans ce chapitre, il sera question de tester la robustesse des indicateurs FGT et de faire une analyse descriptive de la pauvreté qui consiste à examiner la pauvreté selon les caractéristiques sociodémographiques des ménages.

I. Test de robustesse

Dans le chapitre précédent, les indices FGT ont été calculés à partir des dépenses par tête qui sont obtenues en divisant les dépenses totales par la taille des ménages. Les indicateurs FGT construit pour le test de robustesse sont obtenus à partir des unités de consommation basées sur l'échelle d'équivalence de la FAO.

Pour comparer le niveau de vie des ménages, il faut prendre en compte le nombre de personnes composant chacun d'entre eux. Mais on ne peut s'en tenir à diviser les dépenses totales par ce nombre. Aussi, pour comparer les niveaux de vie de ménages de taille ou de composition différente, on utilise une échelle d'équivalence.

Cette idée de test de robustesse vient du fait qu'il est nécessaire de tenir compte de deux aspects importants que sont les modes de vie (notamment structure de consommation) et les écarts de valeur de biens qui permettent de satisfaire ces consommations, pour comparer des niveaux de vie entre deux villes (ou deux pays). Ces deux aspects ont des impacts directs sur les comparaisons, d'où l'importance de définir des unités de consommation pertinentes pour toutes les villes (Cf. M. FALL et ali, La pauvreté en Slovaquie et en France, 1997).

Plusieurs unités de consommation sont aujourd'hui en concurrence, les plus utilisées dans les études sur la pauvreté sont celles dites de l'OCDE qui valent 1 pour le premier adulte du ménage (chef de ménage), 0.5 pour les autres adultes et 0.3 pour les enfants de moins de 14 ans. Les unités de consommation qui sont différentes de celle de l'OCDE sont celles d'Oxford : elles attribuent 1 au premier adulte du ménage, 0.7 pour les autres adultes et 0.5

pour les enfants de moins de 14 ans. Une autre unité de consommation légèrement différente de celle de l'OCDE mais largement utilisée dans le domaine de comparaison internationale conduit à prendre pour chaque ménage, comme nombre d'unités de consommation la racine carré du nombre d'individus. Les unités de consommation de l'OCDE et d'Oxford se résument comme suit :

$$UC_{OCDE} = 1 + 0.5 (N_{adulte\ d'\text{âge}\geq 14ans} - 1) + 0.3 * N_{enfants\ d'\text{âge}<14\ ans}$$

$$UC_{Oxford} = 1 + 0.7 (N_{adulte\ d'\text{âge}\geq 14ans} - 1) + 0.5 * N_{enfants\ d'\text{âge}<14\ ans}$$

Les trois échelles précédemment définies ne sont pas adaptées pour les études concernant les pays en développement, notamment les pays africains. Cela nous conduit à définir de nouvelles échelles de consommation pour tester la robustesse des indices FGT. Cette nouvelle échelle de consommation est dite de la FAO et fait une évaluation du nombre d'unités de consommation en tenant compte du sexe et du groupe d'âges des individus du ménage. Les estimations de cette échelle sont consignées dans le tableau suivant.

Tableau 29 : Echelles de consommation de la FAO.

Groupes d'âges	Homme	Femme
[0; 2[0,27	0,27
[2; 4[0,45	0,45
[4; 7[0,61	0,61
[7; 10[0,73	0,73
[10; 13[0,86	0,73
[13; 16[0,96	0,83
[16; 20[1,02	0,77
[20; 50[1,00	0,77
51 et +	0,86	0,79

Source : www.afristat.org

Avec les unités de consommation de la FAO, nous obtenons les résultats du tableau 25.

Tableau 25: Indices FGT suivant l'unité de consommation de la FAO.

Villes	Abidjan	Bissau	Niamey	Lomé
Incidence de la pauvreté	0,18889	0,13341	0,17007	0,13597
Profondeur de la pauvreté	0,04638	0,0288	0,04125	0,0258
Sévérité de la pauvreté	0,01744	0,00919	0,01481	0,00803
Intensité de la pauvreté	24,6	21,6	24,3	19,0

Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous STATA.

En adoptant une échelle commune aux quatre villes, l'incidence, le gap et la sévérité de la pauvreté semblent amoindris comparativement à ceux calculés à partir des dépenses annuelles par tête. En effet, le ratio de pauvreté ne vaut plus que 0.18 à Abidjan, 0.17 à Niamey 0.13 à Bissau et à Lomé, cela veut dire qu'en tenant compte de la structure de consommation des ménages, 18% des individus vivent en dessous du seuil de pauvreté à Abidjan, 17% à Niamey, 13% à Bissau et à Lomé.

Cette réduction des proportions des pauvres est due au fait que, pour chaque ménage, le total des échelles par tête est inférieur à sa taille. Les coefficients de corrélations sont supérieurs ou égaux à 0.6 ; ce qui veut dire qu'il y a une corrélation forte entre les indices avant et après unité de consommation. Nous concluons qu'il y a très peu de différence entre les indices calculés avant et après unité de consommation, et donc à la robustesse des indices FGT.

Tableau 26: Corrélations entre les indices FGT sans et avec unité de consommation.

		FGT0_ucfao	FGT1_ucfao	FGT2_ucfao	FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)
Abidjan	FGT0_ucfao	1					
	FGT1_ucfao	0,7806	1				
	FGT2_ucfao	0,5969	0,9432	1			
	FGT(0)	0,7281	0,5684	0,4346	1		
	FGT(1)	0,8826	0,8991	0,7808	0,8064	1	
	FGT(2)	0,786	0,959	0,9076	0,628	0,9482	1
Bissau	FGT0_ucfao	1					
	FGT1_ucfao	0,8102	1				
	FGT2_ucfao	0,6236	0,9477	1			
	FGT(0)	0,6196	0,5032	0,3881	1		
	FGT(1)	0,8631	0,8482	0,7288	0,7848	1	
	FGT(2)	0,8276	0,9329	0,8629	0,6207	0,9542	1
Niamey	FGT0_ucfao	1					
	FGT1_ucfao	0,8041	1				
	FGT2_ucfao	0,5892	0,9232	1			
	FGT(0)	0,7022	0,5553	0,4002	1		
	FGT(1)	0,8678	0,8688	0,726	0,8168	1	
	FGT(2)	0,7843	0,9364	0,8773	0,6358	0,9442	1
Lomé	FGT0_ucfao	1					
	FGT1_ucfao	0,7615	1				
	FGT2_ucfao	0,5654	0,937	1			
	FGT(0)	0,7168	0,5458	0,4053	1		
	FGT(1)	0,8467	0,8451	0,7245	0,83	1	
	FGT(2)	0,7626	0,9277	0,8807	0,6505	0,9436	1

Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous STATA.

II. Analyse descriptive de la pauvreté dans les quatre agglomérations

1. Les hommes sont de plus en plus exposés à la pauvreté

La pauvreté touche de façon presque identique les hommes et les femmes au regard de l'incidence, de la profondeur et de la sévérité. Le taux de pauvreté est légèrement élevé chez les femmes dans les quatre villes, ce qui traduit donc le phénomène de féminisation de la pauvreté qui se définit, selon Marcelo Medeiros et Joana Costa (Centre international pour l'Action en faveur des pauvres, octobre 2008), comme un changement des niveaux de pauvreté défavorable aux femmes ou aux ménages dirigés par une femme. Le taux de pauvreté et la contribution à la pauvreté sont des variables qui n'évoluent pas forcément dans le même sens. En effet, le tableau suivant montre que les hommes contribuent plus à la pauvreté que les femmes. La contribution des hommes à la pauvreté est supérieure ou égale à 69% à Abidjan, et Bissau, 83% à Niamey et 56% à Lomé. Cette situation serait due au fait que la proportion des hommes chefs de ménages est largement supérieure à celle CM femmes dans toutes les villes. Il convient de noter que l'intensité de la pauvreté est plus élevée chez les femmes à Abidjan et Lomé (30%), et que la tendance est à l'inverse dans les autres villes. On conclut donc que ce sont les hommes (chefs de ménages) qui ressentent le plus la pauvreté dans chacune de ces villes.

Tableau 27: Statut de pauvreté suivant le sexe.

sexe		% des CM	FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)	Contribution		
						FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)
Abidjan	Homme	75,3	19,8	5,3	2,1	72,8	70,7	69,7
	Femme	24,7	22,6	6,7	2,7	27,2	29,3	30,3
	total	100,0	20,5	5,7	2,2	100,0	100,0	100,0
Bissau	Homme	73,4	15,9	3,9	1,3	69,3	72,3	72,1
	Femme	26,6	19,5	4,1	1,4	30,7	27,7	27,9
	total	100,0	16,9	4,0	1,3	100,0	100,0	100,0
Niamey	Homme	84,7	21,7	6,6	2,8	83,0	84,1	85,6
	Femme	15,3	24,6	6,9	2,6	17,0	15,9	14,4
	total	100,0	22,1	6,7	2,8	100,0	100,0	100,0
Lomé	Homme	66,6	17,8	4,9	1,7	62,1	60,0	56,2
	Femme	33,4	21,6	6,5	2,6	37,9	40,0	43,8
	total	100,0	19,1	5,4	2,0	100,0	100,0	100,0

Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous STATA.

2. Pauvreté et âge

Dans toutes les villes, les ménages dont les chefs sont âgés de 15 à 29 ans sont ceux qui ont le taux de pauvreté le plus bas par rapport à l'ensemble des autres couches ; il en va de même pour les contributions à l'exception de Lomé où les ménages dont les chefs sont d'âges supérieurs ou égal à 60 sont les moins contributeurs à l'incidence, à la profondeur et à la sévérité de la pauvreté. Donc, ces ménages ressentent moins la pauvreté à Abidjan, à Bissau et à Niamey mais pas à Lomé. Les ménages qui ont une incidence élevée à la pauvreté à Abidjan, à Bissau et à Lomé sont ceux dont les chefs ont un âge supérieur ou égal à 60 ans ; par contre, à Niamey, ce sont les ménages dont les chefs appartiennent à la tranche 45 – 59 qui perçoivent le plus la pauvreté. La tranche d'âges 15 – 29 ans est en général celle où les chefs de ménages sont encore des élèves ou des étudiants, et la classe 60 ans et plus est celle qui contient en général les inactifs comme les retraités. Du coup, les tranches d'âges 30 – 44 ans et 45 – 59 ans apparaissent comme celles des chefs de ménages ayant la force et l'énergie nécessaire pour exercer un travail générateur de revenu. Par conséquent, ces ménages sont ceux qui contribuent le plus à la pauvreté.

Tableau 28: Groupe d'âges suivant le statut de pauvreté.

groupes d'âges		% des CM	FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)	Contribution		
						FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)
Abidjan	15-29 ans	15,9	8,8	2,3	1,0	6,8	6,5	7,4
	30-44 ans	48,9	20,4	5,2	1,9	48,7	45,1	41,9
	45-59 ans	28,1	23,8	6,8	2,7	32,6	33,5	34,0
	60 ans et +	7,2	33,9	11,8	5,2	11,9	14,9	16,8
	total	100,0	20,5	5,7	2,2	100,0	100,0	100,0
Bissau	15-29 ans	7,3	14,7	3,2	1,0	9,4	8,8	7,8
	30-44 ans	43,7	15,7	3,6	1,2	45,8	44,2	43,3
	45-59 ans	34,0	16,6	4,0	1,4	30,0	31,1	31,6
	60 ans et +	15,1	26,0	6,5	2,4	14,8	15,8	17,3
	total	100,0	16,9	4,0	1,3	100,0	100,0	100,0
Niamey	15-29 ans	7,3	7,0	1,9	,7	2,3	2,0	1,9
	30-44 ans	43,7	15,3	3,9	1,4	30,2	25,8	22,1
	45-59 ans	34,0	31,5	10,1	4,5	48,4	51,6	53,9
	60 ans et +	15,1	28,0	9,1	4,1	19,1	20,5	22,0
	total	100,0	22,1	6,7	2,8	100,0	100,0	100,0
Lomé	15-29 ans	28,9	16,0	5,4	2,2	24,2	28,8	31,2
	30-44 ans	42,6	20,6	5,4	1,9	46,1	43,0	40,4
	45-59 ans	20,9	18,8	5,0	1,9	20,5	19,3	19,5
	60 ans et +	7,6	22,9	6,3	2,4	9,1	8,9	8,9
	total	100,0	19,1	5,4	2,0	100,0	100,0	100,0

Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous STATA.

3. Pauvreté et type de ménage

L'examen des indicateurs de pauvreté selon le type de ménage montre que les situations de pauvreté selon les types de ménage ne sont pas identiques dans toutes les villes. La pauvreté est ressentie à très peu de différence entre les types de ménages d'Abidjan comparativement aux autres villes. Ceci corrobore l'interprétation de la courbe de Lorenz généralisée selon laquelle il y a moins d'inégalité à Abidjan que dans les autres villes. Mais la contribution à l'incidence, à la profondeur et à la sévérité de la pauvreté diffère d'un type de ménage à l'autre à Abidjan : couple avec enfant 26% et couple sans enfant 8%. Dans les autres villes, les ménages unipersonnels et les couples sans enfants perçoivent moins la pauvreté que les autres types de ménages. De ce fait, la contribution de ces types de ménages à la pauvreté dans ces villes est quasiment négligeable. Les ménages qui ont une incidence plus élevée à la pauvreté dans ces trois villes sont respectivement les ménages monoparentaux élargis (24% pour Bissau et 34% pour Lomé), les ménages monoparentaux (34% pour Niamey). Les couples avec enfants et les familles élargies restent les ménages les plus explicateurs de la pauvreté à Abidjan, à Niamey et à Lomé alors qu'à Bissau, ce sont les ménages monoparentaux élargis et les familles élargies qui expliquent mieux la pauvreté.

Tableau 29: Indicateurs de pauvreté selon le type de ménage.

Type de ménage		% des CM	FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)	Contribution		
						FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)
Abidjan	Unipersonnel	18,8	18,9	5,8	2,4	17,5	18,5	19,4
	Couple sans enfant	5,8	28,9	8,1	3,3	8,3	8,1	8,2
	couple avec enfant	25,7	20,6	5,2	1,9	26,1	22,8	21,5
	monoparental	7,7	26,2	6,3	2,5	9,9	8,3	8,2
	monoparental élargi	20,1	16,3	4,5	1,7	16,2	15,5	14,7
	famille élargie	21,9	20,3	6,1	2,6	22,0	22,9	24,8
	total	100,0	20,2	5,7	2,2	100,0	100,0	100,0
Bissau	Unipersonnel	4,6	,0		,0		,0	,0
	Couple sans enfant	2,2	,0	,0	,0		,0	,0
	couple avec enfant	15,3	5,8	,0	,3	5,2	4,9	3,7
	monoparental	3,9	10,9	1,3	,8	2,5	2,5	2,4
	monoparental élargi	21,0	24,1	2,5	1,7	29,9	27,2	27,4
	famille élargie	53,1	19,8	5,1	1,7	62,3	65,3	66,5
	total	100,0	16,9	4,9	1,3	100,0	100,0	100,0
Niamey	Unipersonnel	6,7	7,1	1,8	,9	2,2	1,8	2,0
	Couple sans enfant	4,7	7,7	3,8	1,9	1,6	2,7	3,2
	couple avec enfant	40,2	21,7	6,3	2,6	39,4	37,8	37,2
	monoparental	5,5	33,9	10,1	4,7	8,4	8,4	9,1
	monoparental élargi	12,1	18,6	5,6	2,5	10,1	10,1	10,9
	famille élargie	30,8	27,6	8,5	3,4	38,3	39,3	37,5
	total	100,0	22,2	6,7	2,8	100,0	100,0	100,0
Lomé	Unipersonnel	19,9	3,7	1,0	,3	3,9	3,8	3,3
	Couple sans enfant	4,2	1,4	,9	,6	,3	,7	1,2
	couple avec enfant	25,5	22,9	6,6	2,4	30,7	31,5	31,1
	monoparental	14,8	28,7	7,7	3,0	22,3	21,0	22,1
	monoparental élargi	9,7	29,9	9,4	3,7	15,2	16,9	17,9
	famille élargie	25,8	20,4	5,5	1,9	27,7	26,1	24,3
	total	100,0	19,1	5,4	2,0	100,0	100,0	100,0

Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous STATA.

4. Les travailleurs indépendants plus fort contingent relatif des pauvres

Le tableau suivant montre que l'incidence de la pauvreté est très élevée au niveau des individus dont le chef de ménage est Chômeur ou inactif à Abidjan et Niamey (respectivement 27% et 28%). A Bissau, le ratio de pauvreté est plus élevé au niveau des ménages dont les chefs sont aides familiaux ou autres actifs occupés (27%). Les indépendants arrivent en tête avec 23% d'incidence à la pauvreté à Lomé. Cependant, il faut signaler une très forte contribution des individus dont le chef de ménage est un travailleur indépendant à l'incidence de la pauvreté dans toutes les villes (45% pour Abidjan, 34% pour Bissau, 46% pour Niamey et 66% pour Lomé). Cette ressemblance est la même pour la profondeur et la sévérité de la pauvreté. Pour ces trois formes de mesure de pauvreté, les salariés du privé arrivent en deuxième position en termes de contribution à Abidjan et à

Lomé, alors qu'à Bissau et Niamey, ce sont les « aides familiaux et autres actifs occupés » et « chômeurs et inactifs » qui arrivent respectivement en deuxième position.

Tableau 30: Indicateurs de pauvreté selon le groupe socio-économique.

Groupes socioéconomiques		% des CM	FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)	Contribution		
						FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)
Abidjan	salarié du secteur public	9,2	15,6	3,3	1,0	7,0	5,4	4,0
	salarié du secteur privé	35,0	17,1	4,3	1,6	29,2	26,7	24,4
	indépendant	40,7	22,9	7,0	2,9	45,4	50,2	53,0
	aides familiaux et autres actifs occupés	1,1	,0	,0	,0	,0	,0	,0
	Chômeurs et inactifs	14,0	27,1	7,2	3,0	18,4	17,7	18,7
	total	100,0	20,5	5,7	2,2	100,0	100,0	100,0
Bissau	salarié du secteur public	24,6	16,2	3,7	1,2	23,7	22,8	22,3
	salarié du secteur privé	21,7	13,3	2,9	,8	17,1	15,8	13,5
	indépendant	34,2	16,8	3,9	1,3	34,1	33,3	32,0
	aides familiaux et autres actifs occupés	,8	27,5	7,7	2,2	1,3	1,5	1,3
	Chômeurs et inactifs	18,8	21,3	5,3	2,1	23,8	25,0	29,1
	total	100,0	16,8	4,0	1,3	100,0	100,0	100,0
Niamey	salarié du secteur public	13,6	11,7	3,2	1,2	7,2	6,4	5,6
	salarié du secteur privé	22,3	21,6	5,9	2,3	21,8	19,7	18,3
	indépendant	44,4	22,9	7,1	3,1	46,1	46,7	47,7
	aides familiaux et autres actifs occupés	1,7	24,5	7,4	3,3	1,9	1,9	2,0
	Chômeurs et inactifs	18,0	28,2	8,5	3,6	23,0	22,7	22,9
	total	100,0	22,1	6,7	2,8	100,0	100,0	100,0
Lomé	salarié du secteur public	5,8	11,7	3,2	1,1	3,5	3,4	3,2
	salarié du secteur privé	23,9	16,5	4,7	1,6	20,7	20,7	19,1
	indépendant	54,2	23,2	6,6	2,5	66,0	65,9	66,7
	aides familiaux et autres actifs occupés	1,8	17,6	5,8	2,0	1,7	2,0	1,8
	Chômeurs et inactifs	14,2	10,8	3,1	1,3	8,1	8,1	9,2
	total	100,0	19,1	5,4	2,0	100,0	100,0	100,0

Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous STATA.

5. Bas niveau d'instruction, facteur de Pauvreté

La pauvreté continue d'être un phénomène touchant le plus les individus dont le chef de ménage n'ayant aucun niveau d'instruction. Le ratio de pauvreté dans cette classe se chiffre à 32% à Abidjan, 30% à Bissau, 33% à Niamey, et 20% à Lomé, et concerne de ce fait 286 777 ménages à Abidjan, 174 431 ménages à Bissau, 55 154 ménages à Niamey et 75 949 ménages à Lomé. Ces ménages sont les premiers contributeurs à l'incidence et à la profondeur de la pauvreté dans la ville d'Abidjan et de Niamey, par contre, dans la ville de Bissau, ce sont les ménages dont le chef est de niveau d'instruction secondaire qui sont les plus grands contributeurs, alors qu'à Lomé, c'est le niveau primaire qui est le grand plus contributeur. Ces ménages perçoivent donc plus la pauvreté.

Tableau 31: Indicateurs de pauvreté selon le niveau d'instruction.

Niveau d'instruction		% des CM	FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)	Contribution		
						FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)
Abidjan	aucun	27,5	32	9,5	4,1	43,1	46,1	49,7
	primaire	19,7	24	6,3	2,3	23,1	22,1	19,9
	secondaire	34,8	15	4,3	1,6	25,8	26,2	25,3
	supérieur	18,0	9	1,8	,6	8,0	5,7	5,0
	total	100,0	21	5,7	2,2	100,0	100,0	100,0
Bissau	aucun	20,0	29	7,7	2,8	35,0	39,2	25,4
	primaire	21,8	21	4,6	1,6	26,5	25,1	33,1
	secondaire	52,4	12	2,7	,8	37,7	35,5	,1
	supérieur	5,9	2	,2	,0	,8	,2	100,0
	total	100,0	17	4,0	1,3	100,0	100,0	,0
Niamey	aucun	46,4	33	10,4	4,5	69,0	72,7	74,9
	primaire	18,8	20	5,4	2,2	16,8	15,2	14,7
	secondaire	23,9	11	2,9	1,1	11,8	10,3	8,9
	supérieur	10,9	5	1,1	,4	2,4	1,8	1,4
	total	100,0	22	6,7	2,8	100,0	100,0	100,0
Lomé	aucun	21,6	20	5,5	2,0	22,9	22,0	22,0
	primaire	28,0	27	8,3	3,2	39,4	43,1	44,7
	secondaire	43,2	16	4,3	1,5	36,3	34,2	32,9
	supérieur	7,2	4	,5	,1	1,5	,6	,3
	total	100,0	19	5,4	2,0	100,0	100,0	100,0

Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous STATA.

6. Pauvreté et inégalité sont concomitantes

La pauvreté et l'inégalité sont deux phénomènes qui varient dans le même sens. Plus la pauvreté est moindre, plus l'inégalité est basse. Le tableau suivant nous renseigne que dans toutes les villes, dans les classes de consommation supérieure (4^{ème} et 5^{ème} quintiles), 20% de la population totale se partagent une part importante du revenu total (ensemble des dépenses totales par tête). En effet, dans la classe 5^{ème} quintile, 20% des populations des ménages les plus riches se partagent 48% du revenu total à Abidjan, 53% à Bissau, 49% à Niamey et 44% à Lomé. Par rapport au statut de pauvreté 20% des ménages pauvres ne se partagent que 6% du revenu total à Abidjan, 17% se partagent 5% du revenu total à Bissau, 22% se partagent 6% à Niamey et 19% des ménages pauvres se partagent 6% du revenu total à Lomé.

L'indice de GINI a été estimé 41.5% à Abidjan, 45.3% à Bissau, 43% à Niamey et 36% à Lomé, ce qui prouve une très forte inégalité dans la distribution du revenu total par tête. L'inégalité est moins ressentie dans les classes intermédiaires (2^{ème}, 3^{ème} et 4^{ème} quintiles) du fait que leurs indices de GINI varient entre 5 et 8% à Abidjan et Bissau, entre 7 et 8% à Niamey et entre 5 et 7% à Lomé. Par conséquent, ces classes paraissent homogènes du point de vue du

revenu que les classes extrêmes où l'indice de GINI des 20% les plus riches vaut 26.6% à Abidjan, 32.1% à Bissau, 36.8% à Niamey et 31.1% à Lomé, et celui des 20% les plus pauvres vaut 14.1% à Abidjan, 12.4% à Bissau, 15.1% à Niamey et 13% à Lomé. De ce fait, Abidjan apparait plus égale que les autres villes au niveau des 20% les plus riches et Niamey plus inégalitaire dans le premier quintile.

Tableau 32: Indicateurs d'inégalité suivant les quintiles de dépenses par tête et le statut de pauvreté.

		Quintiles des niveaux de dépens par tête					Statut de pauvreté		Ensemble
		20% les plus pauvres	2e quintile	3e quintile	4e quintile	20% les plus riches	Non Pauvre	Pauvre	
Abidjan	Part dans la population	20,0	19,9	20,0	19,9	20,0	79,5	20,5	100,0
	Part dans la dépense totale par tête (%)	6,0	10,0	14,3	21,6	48,0	93,7	6,3	100,0
	Indice de Gini	14,1	5,7	6,5	7,7	26,6	36,4	14,2	41,5
	Indice d'entropie								
	GE(-1)	4,3	0,5	0,6	0,9	10,8	21,5	4,4	34,6
	GE(0)	3,7	0,5	0,6	0,9	12,5	21,4	3,7	29,0
	GE(1)	3,3	0,5	0,6	0,9	16,7	26,7	3,4	33,3
	GE'2)	3,1	0,5	0,6	0,9	26,9	47,8	3,1	59,1
Bissau	Part dans la population	20,0	20,1	19,9	20,0	20,0	83,1	16,9	100,0
	Part dans la dépense totale par tête (%)	5,9	9,5	12,8	19,1	52,7	95,3	4,7	100,0
	Indice de Gini	12,4	5,3	5,5	7,6	32,1	41,7	11,4	45,3
	Indice d'entropie								
	GE(-1)	3,0	0,4	0,5	0,9	15,6	28,2	2,6	38,7
	GE(0)	2,7	0,4	0,5	0,9	16,6	28,1	2,3	34,0
	GE(1)	2,5	0,4	0,5	0,9	20,5	35,9	2,2	41,4
	GE'2)	2,4	0,4	0,5	0,9	31,3	67,7	2,0	79,3
Niamey	Part dans la population	20,0	20,0	19,9	20,1	19,9	77,9	22,1	100,0
	Part dans la dépense totale par tête (%)	5,4	9,7	14,1	21,5	49,3	93,8	6,2	100,0
	Indice de Gini	15,1	7,2	6,1	8,1	23,6	36,8	15,6	43,0
	Indice d'entropie								
	GE(-1)	5,7	0,8	0,6	1,0	8,4	22,4	6,0	40,9
	GE(0)	4,5	0,8	0,6	1,0	8,8	21,4	4,8	31,4
	GE(1)	3,9	0,8	0,6	1,0	9,9	24,3	4,1	32,6
	GE'2)	3,6	0,8	0,6	1,0	12,4	34,2	3,8	46,0
Lomé	Part dans la population	20,0	20,0	20,0	20,0	20,0	80,9	19,1	100,0
	Part dans la dépense totale par tête (%)	6,9	11,6	15,6	22,1	43,9	93,6	6,4	100,0
	Indice de Gini	13,0	5,0	5,1	6,2	20,7	31,1	12,6	36,3
	Indice d'entropie								
	GE(-1)	3,4	0,4	0,4	0,6	6,5	15,1	3,2	25,7
	GE(0)	3,0	0,4	0,4	0,6	6,9	15,1	2,8	21,8
	GE(1)	2,8	0,4	0,4	0,6	7,7	17,2	2,6	22,9
	GE'2)	2,6	0,4	0,4	0,6	9,4	23,1	2,5	30,2

Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous STATA.

Une analyse des indices d'entropie nous permettra d'apprécier l'ampleur de l'inégalité le long de la distribution du revenu par tête. Vu que les indices d'entropie des classes intermédiaires de revenus sont inférieurs ou égaux à 1, nous confirmons l'homogénéité de la distribution du revenu, contrairement aux classes extrêmes où l'inégalité est grandissante.

Tableau 33: Décomposition des indices d'entropie.

Indices d'entropie		quintile niveau de vie				Statut de pauvreté			
		GE(-1)	GE(0)	GE(1)	GE(2)	GE(-1)	GE(0)	GE(1)	GE(2)
Abi	Inégalité intragroupe	4,3	3,7	8,6	31,3	17,4	17,8	25,3	52,8
	Inégalité intergroupe	30,3	25,3	24,7	27,7	17,2	11,2	8,0	6,2
Bis	Inégalité intragroupe	3,7	4,2	11,2	43,6	22,0	23,8	34,3	74,0
	Inégalité intergroupe	35,0	29,8	30,2	35,7	16,6	10,3	7,0	5,3
Nia	Inégalité intragroupe	5,6	3,1	5,5	15,5	19,2	17,7	23,0	38,6
	Inégalité intergroupe	35,3	28,2	27,1	30,5	21,8	13,6	9,6	7,4
Lom	Inégalité intragroupe	2,9	2,2	3,8	9,4	12,4	12,8	16,3	25,1
	Inégalité intergroupe	22,8	19,6	19,1	20,9	13,3	9,0	6,6	5,2

Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous STATA.

Tableau 34: Décomposition de l'indice d'ATKINSON.

		quintile niveau de vie			Statut de pauvreté		
		A(0,5)	A(1)	A(2)	A(0,5)	A(1)	A(2)
CI	Inégalité intra-groupe	3,6	6,2	9,7	10,6	18,3	28,7
	Inégalité inter-groupe	11,1	20,2	34,6	4,1	8,4	17,1
GW	Inégalité intra-groupe	4,8	8,5	13,4	14,1	23,5	34,6
	Inégalité inter-groupe	12,9	22,2	34,9	3,5	7,0	13,7
NE	Inégalité intra-groupe	2,6	4,8	8,4	10,3	18,4	29,7
	Inégalité inter-groupe	12,6	23,3	40,0	5,0	10,5	21,8
TG	Inégalité intra-groupe	1,8	3,3	5,9	7,4	13,3	22,1
	Inégalité inter-groupe	9,0	16,8	29,8	3,5	7,2	15,2

Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul sous STATA.

3ème PARTIE : COMPARAISON DES DETERMINANTS DE LA PAUVRETE MONETAIRE ET LIEN AVEC LE MARCHE DU TRAVAIL

Dans cette partie, il sera question de mettre en lumière les déterminants de la pauvreté monétaire, d'étudier les caractéristiques sociodémographiques des travailleurs pauvres et étudier le lien entre la pauvreté et le marché du travail. Nous chercherons donc à savoir pourquoi des travailleurs sont pauvres et à savoir si le fait d'être pauvre n'est pas préjudiciable à l'accès au marché du travail.

CHAPITRE 7 : ANALYSE DES DETERMINANTS DE LA PAUVRETE MONETAIRE

L'objectif de ce chapitre est d'analyser la pauvreté en le mettant en lien avec les caractéristiques sociodémographiques et économiques des ménages afin de mettre en relief les spécificités des différentes villes. La première partie de ce chapitre définira les concepts utilisés, la deuxième partie analysera les résultats des estimations de chacune des capitales et la troisième partie s'agira des tests de validation des résultats de l'estimation.

I. Concepts et méthodes

Lorsque la variable à expliquer est une variable binaire, le modèle linéaire ne doit pas être utilisé car limité ; on fait recours à une estimation probit ou logistique. C'est cette dernière qui sera utilisée du fait qu'elle donne de meilleures estimations tout en tenant compte des valeurs aberrantes car elle tend à attribuer une probabilité plus forte aux événements extrêmes que la distribution normale. Aussi, l'interprétation des paramètres β associés aux variables explicatives x_i est plus simple avec le modèle logit.

Encadré 5: Le modèle Logit

La fonction de répartition de la loi logistique s'écrit :

$$F(z) = \frac{e^z}{1 + e^z}$$

Si l'on désigne par Y_i la variable dépendante prenant la valeur 0 ou 1, et X_i la variable indépendante ou explicative, alors le modèle logit s'écrit :

$$P(Y_i = 1 | X_i = x_i) = \frac{e^{x_i^T \beta}}{1 + e^{x_i^T \beta}}$$

Les effets marginaux mesurent la sensibilité de la probabilité de l'événement $y_i=1$ par rapport à des variations dans les variables explicatives x_i .

Au-delà des différences entre les lois logistiques et normales, il existe certaines propriétés du modèle logit qui sont particulièrement utiles pour l'interprétation économique des résultats d'estimations des paramètres β associés aux variables explicatives. Si l'on note $p_i = \text{Prob}(y_i = 1) = \Lambda(x_i \beta)$, étant donné la définition de la loi logistique précédente, on déduit la quantité $c_i = \frac{p_i}{1-p_i} = e^{x_i \beta}$ appelée cote ou odds ratio pour un individu i .

Si ce rapport est égal à c_i pour un individu i , cela signifie qu'il y a c_i fois de chance que l'événement associé au code $y_i = 1$ se réalise qu'il ne se réalise pas.

La vraisemblance en économétrie est définie comme la probabilité jointe d'observer un échantillon, étant donné les paramètres du processus ayant généré les données.

L'objectif des modèles dichotomiques consiste à expliquer la survenue ou non de l'événement ou non en fonction d'un certain nombre de caractéristiques observées pour les individus de l'échantillon.

Dans la présente étude, nous cherchons à formaliser la probabilité d'être pauvre ou non à partir de certaines caractéristiques sociales et démographiques des ménages à l'aide du modèle économétrique spécifiée en encadré 5. Ainsi, les variables retenues sont le sexe, le niveau d'instruction, le type de ménage, le groupe d'âge, le statut d'occupation, le secteur institutionnel et la situation d'activité. Mais cette dernière variable sera retirée de la liste des variables retenues non seulement parce qu'elle n'a aucune influence sur la significativité des autres variables mais aussi à cause de la colinéarité avec le secteur institutionnel. Aussi, on note une liaison moyenne (le coefficient de détermination C de Cramer ϵ [0.2 ; 0.4]) entre la taille du ménage et le type de ménage et nous avons préféré que seule une des deux variables figure dans la régression. Pour mesurer l'effet de chaque modalité sur la probabilité d'être pauvre, nous avons dichotomisé les variables retenues, prenant donc la valeur 1 si oui et 0 sinon. On peut donc s'attendre à ce que certaines modalités telles que la classe d'âge 60 ans et +, les ménages monoparentaux élargis, les familles élargies, le fait d'être locataire et d'être femme augmente la probabilité d'être pauvre.

II. Résultats de l'estimation

Les résultats de l'estimation logistique sont affichés dans le tableau 35, et montrent que, pour chacune des agglomérations, la plupart des facteurs pris en compte dans le modèle sont significatifs. Nous raisonnons jusqu'au seuil de 10% de significativité des paramètres. Ces chiffres ont été estimés exclusivement sur les chefs de ménages.

Les résultats de l'estimation du tableau 35 montrent que dans chacune des capitales, la probabilité associée au coefficient de régression de la modalité féminin n'est pas significatif au seuil de 10%, cela veut dire que le fait pour un ménage d'être géré par une femme n'influence pas la probabilité d'appartenir au groupe des pauvres.

Dans les agglomérations Abidjan et Niamey, le coefficient associé au groupe d'âge 15 – 29 ans est négatif et significatif au seuil de 5%, cela signifie que cette classe d'âge agit

négalement sur la probabilité d'être pauvre par rapport à la référence. Ce coefficient n'est pas significatif dans les deux autres capitales. En effet, plus de 52% des chefs de ménages de Bissau et Lomé appartiennent à cette tranche d'âges. De ce fait, lorsqu'on se situe dans l'une de ces deux villes, la connaissance de l'âge du chef de ménage n'apporte aucune information sur la probabilité d'être pauvre. Par contre, les coefficients relatifs aux tranches d'âges 45 – 59 ans et plus de 60 ans sont positifs et significatifs à Abidjan et Niamey, donc le fait d'appartenir à l'une de ces deux classes influence positivement la probabilité d'être pauvre, toute chose égale par ailleurs.

Le niveau d'instruction a une influence non négligeable sur la probabilité d'être pauvre. S'agissant des niveaux d'instructions aucun et primaire, leurs coefficients de régression sont significatifs et positifs dans chacune des villes, sauf celui du niveau aucun pour la ville de Lomé. Comme le coefficient associé au niveau d'instruction supérieur est négatif et largement supérieur aux deux premiers en valeur absolue, cela veut dire qu'il est très peu probable qu'on soit pauvre lorsqu'on est de niveau d'instruction élevé.

L'estimation économétrique met également en évidence le rôle des types de ménage dans l'explication de la pauvreté. Contrairement aux résultats auxquels nous nous attendions, le fait pour un ménage d'être de type élargi n'est pas susceptible d'accroître la pauvreté. En effet, comme le montre les résultats du tableau 35, le coefficient relatif au type de ménage monoparental élargi est significatif au seuil de 10% dans chacune des villes, et de signe négatif pour Abidjan mais positif pour les autres agglomérations. Donc les ménages monoparentaux élargis réduisent la probabilité pour un ménage d'être plutôt pauvre que non pauvre, c'est le contraire dans les trois autres villes. S'agissant de la famille élargie, seul le résultat de Bissau correspond à ce dont on s'attendait intuitivement: ce type de ménage augmente considérablement la probabilité d'être pauvre. La famille élargie n'a aucune influence sur la probabilité d'appartenance d'un ménage à la classe des pauvres à Abidjan, à Niamey et à Lomé. Les ménages unipersonnels et les couples sans enfants n'ont pas d'influence sur la probabilité d'être pauvre à Abidjan, alors qu'ils agissent négativement sur cette probabilité à Niamey et à Lomé.

Le secteur institutionnel est la seule variable caractérisant le marché du travail et figurant dans le modèle. Les résultats de la régression montrent que, dans les capitales Abidjan et Bissau, le secteur privé formel a une influence négative sur la probabilité d'appartenir au groupe des pauvres, et que dans la ville de Niamey, cette influence est positive. Mais ce secteur n'a aucune action sur la probabilité d'être pauvre à Lomé. On remarque que le coefficient de régression de la modalité secteur privé informel est positif et significatif à Niamey et à Lomé. Ce qui veut dire que ce secteur augmente la probabilité d'être pauvre contrairement à l'idée répandue selon laquelle le privé informel permettait de lutter contre la pauvreté. On note que ce secteur n'influence pas la probabilité d'appartenir au groupe des pauvres à Abidjan et Bissau.

Tableau 35: Les déterminants de la pauvreté monétaire.

L'incidence de la pauvreté	Abidjan		Bissau		Niamey		Lomé	
	Coef.	P> z	Coef.	P> z	Coef.	P> z	Coef.	P> z
Sexe								
masculin	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
féminin	0,2543	0,3550	-0,6538	0,1160	-0,5000	0,2230	-0,3573	0,2160
Age								
15 - 29 ans	-2,4125	0,0000	-0,1160	0,7490	-2,3984	0,0210	-0,1546	0,5970
30 - 44 ans	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
45 - 59 ans	0,4756	0,0740	-0,1659	0,5370	0,6428	0,0130	0,0343	0,9060
60 ans et +	1,2343	0,0170	0,1600	0,6790	1,0994	0,0190	0,2870	0,5070
Niveau d'instruction								
aucun	0,5936	0,0590	1,5298	0,0000	1,3190	0,0000	0,4552	0,1160
primaire	0,6118	0,0600	1,2182	0,0000	0,9222	0,0150	0,8109	0,0020
secondaire	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
supérieur	-2,2089	0,0000	-2,1117	0,0060	-	-	-	-
Type de ménage								
unipersonnel	-0,1373	0,6840	-	-	-2,1914	0,0080	-1,6650	0,0020
couple sans enfant	0,4508	0,4280	-	-	-1,9426	0,0510	-	-
couple avec enfant	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
nucléaire monoparental	-0,0135	0,9730	1,7409	0,0320	0,6355	0,1740	0,7425	0,0440
monoparental élargi	-0,7042	0,0640	2,5796	0,0000	0,0426	0,9250	0,8303	0,0440
famille élargie	-0,1915	0,5680	2,6042	0,0000	0,1957	0,4720	0,3054	0,3180
Statut d'occupation								
non locataire	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
locataire	-0,2439	0,4450	-0,5096	0,0390	-0,8210	0,0030	0,3862	0,1070
Secteur institutionnel								
public	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
privé formel	-1,0196	0,0400	-1,4820	0,0030	1,4459	0,0440	0,9960	0,1180
privé informel	-0,4846	0,2860	-0,2402	0,3530	2,3678	0,0000	1,4064	0,0120
Constante	-0,9625	0,0780	-3,7464	0,0000	-4,4132	0,0000	-3,3806	0,0000
Pseudo R2	15,94		17,53		23,19		10,1	
Log pseudolikelihood	-296,48		-292,60		-271,67		-346,06	
Wald X² (sig.)	75,34 (0,000)		92,93 (0,000)		106,19 (0,000)		47,93 (0,000)	
Degree of freedom	15		13		14		13	
Number of observation	796		759		765		793	

Source : AFRISTAT, Enquête EDM, calcul sous STATA.

La significativité des coefficients d'une régression est souvent influencée par la présence des valeurs aberrantes. Plusieurs tests de diagnostics existent pour éliminer les effets de ces valeurs. Nous pouvons citer entre autres la matrice chapeau H, les résidus de Pearson, la distance de COOK, la distance DFBETA, etc. mais, en ce qui concerne notre étude, l'examen des résidus suffit pour avoir de bonnes estimations. Pour ce faire nous avons fait une régression en trois étapes : on fait une première régression pour prédire les résidus standardisés de Pearson (Standardized Pearson Residual), la deuxième régression porte uniquement sur les individus dont la valeur absolue du résidu est inférieure à deux, puis on fait les tests de la section suivante (qui n'admettent pas la pondération dans STATA) pour valider le modèle. Une troisième étape consiste à faire la régression tout en tenant compte de la pondération normalisé [$Pond = poids/moyenne(poids)$] pour tenir compte de l'effet échantillonnage. Voir annexe 1 pour les effets marginaux et les odds ratios (rapports de chance).

III. Qualité de l'estimation et Validation du modèle de pauvreté

1. Qualité de l'estimation

Pour mesurer la qualité de l'estimation, on utilise exclusivement la statistique du log de vraisemblance (log pseudolikelihood ou LL), c'est-à-dire le log de la probabilité jointe d'observer l'échantillon (le LL tend vers $-\infty$ lorsque le nombre d'observations augmente). Lorsqu'on a plusieurs modèles en concurrence (modèle contraint et modèle non contraint), cette mesure intervient pour choisir qui a un bon pouvoir explicatif (le meilleur modèle), c'est-à-dire le modèle dont le LL tend vers 0. Elle n'est pas comparable au R^2 de la régression linéaire.

Le Pseudo R^2 de McFadden (1973) permet de voir la qualité de l'ajustement et s'interprète de la même façon que le R^2 d'un ajustement linéaire. Toutefois, son utilisation reste limitée parce qu'il reste généralement faible (voir tableau précédent).

Le tableau précédent indique que le Pseudo R^2 vaut 0.16 à Abidjan, 0.17 à Bissau, 0.23 à Niamey et 0.10 à Lomé. Ainsi, le pouvoir explicatif du modèle est de 15% à Abidjan, 17% à Bissau, 23% à Niamey et 10% à Lomé ; ce qui signifie que, respectivement 15%, 17%, 23% et

10% de la probabilité d'être pauvre est expliquée les variables indépendantes du modèle dans ces villes.

2. Validité économétrique du modèle Logit

Pour tester la significativité globale du modèle, nous avons utilisé la probabilité de signification du test de Hosmer-Lemeshow dont l'hypothèse nulle est que l'ajustement est bon (contre l'alternative l'ajustement est mauvais) et le pourcentage de fausse prédiction qui donne l'erreur de prédiction du modèle.

La probabilité de significativité du test de Hosmer-Lemeshow est de 0.99 à Abidjan et à Lomé, 1.00 à Bissau et à Niamey, soit respectivement 99% et 100%. Comme l'ajustement est bon avec des probabilités très élevées, il l'est aussi à des probabilités inférieures. Cependant, nous émettons des réserves car la valeur du test de Hosmer-Lemeshow (Pearson chi2) est très élevée (272 pour Abidjan, 179 pour Bissau, 182 pour Niamey et 209 pour Lomé), ce qui veut dire qu'il y avait un écart non négligeable entre les valeurs observées et les valeurs prédites.

Tableau 36: Test de Hosmer-Lemeshow du modèle de pauvreté.

	Abidjan	Bissau	Niamey	Lomé
number of observations	796	759	765	793
number of covariate patterns	288	193	197	223
Pearson chi2	194,89	97,23	90,88	146,49
Degree of freedom	272	179	182	209
Prob> chi2	0,9999	1,0000	1,0000	0,9997

Source: AFRISTAT, EDM 2008, calcul avec STATA

Le pourcentage de prédictions fausses est de 18.08% pour Abidjan, 26.47% à Bissau, 18.24% à Niamey, 19.11% à Lomé, en d'autres termes, si l'on considère la probabilité d'être pauvre pour cent personnes, elle a été mal prédite pour 18 d'entre elles à Abidjan et à Niamey, 26 d'entre elles à Bissau et 19 d'entre elles à Lomé. Ces pourcentages sont jugés acceptables.

Tableau 37: Test de sensibilité et de spécificité.

	Abidjan	Bissau	Niamey	Lomé
Sensitivity Pr(+D)	4,52	18,29	29,49	1,24
Specificity Pr(-~D)	99,56	95,17	94,31	100
Positive predictive value (D +)	70	49,18	55,42	100
Negative predictive value Pr(~D -)	82,06	82,01	84,79	80,84
False + rate for true ~D Pr(+~D)	0,44	4,83	5,69	0
False - rate for true D Pr(- D)	95,48	81,71	70,51	98,76
False + rate for classified + Pr(~D +)	30	50,82	44,58	0
False - rate for classified - Pr(D -)	17,94	17,99	15,21	19,16
Correctly classified	81,92	79,53	81,76	80,89

Source: AFRISTAT, EDM 2008, calcul avec STATA

Le pourcentage de fausse prédiction (Correctly classified) est également utilisé pour mesurer la qualité de l'estimation.

Encadré 6: Quelques notions utiles

Le **pseudo R² de McFadden** est une fonction dépendant du maximum de vraisemblance qui se définit par la formule :

$$Pseudo R_{MF}^2 = \frac{\ln L_c - \ln L_{nc}}{\ln L_c} = 1 - \frac{\ln L_{nc}}{\ln L_c}$$

Ce rapport est obtenu si le modèle n'avait qu'une constante (modèle contraint) et pour le modèle complet (modèle non contraint). Sa valeur est comprise entre 0 et 1.

Le rapport de vraisemblance (LR test)

Comme le Pseudo R² de McFadden, le rapport de vraisemblance dépend aussi des maxima de vraisemblance et suit une loi de χ^2 . La probabilité que les variables indépendantes ne sont pas explicatives (H0) est donnée par le test du χ^2 . Ce rapport compare une spécification contrainte à une autre non contrainte :

$$LR = 2[\ln L_{nc} - \ln L_c]$$

Ce rapport suit une distribution du χ^2 . Une grande valeur indique que le modèle non contraint apporte une information significative que le modèle veut expliquer

Le LR test permet aussi de savoir si l'ajout d'une variable au modèle apporte de l'information.

Standardized Residual (Résidu de Pearson)

$$r_i = \frac{y_i - p_i}{\sqrt{p_i(1 - p_i)}}$$

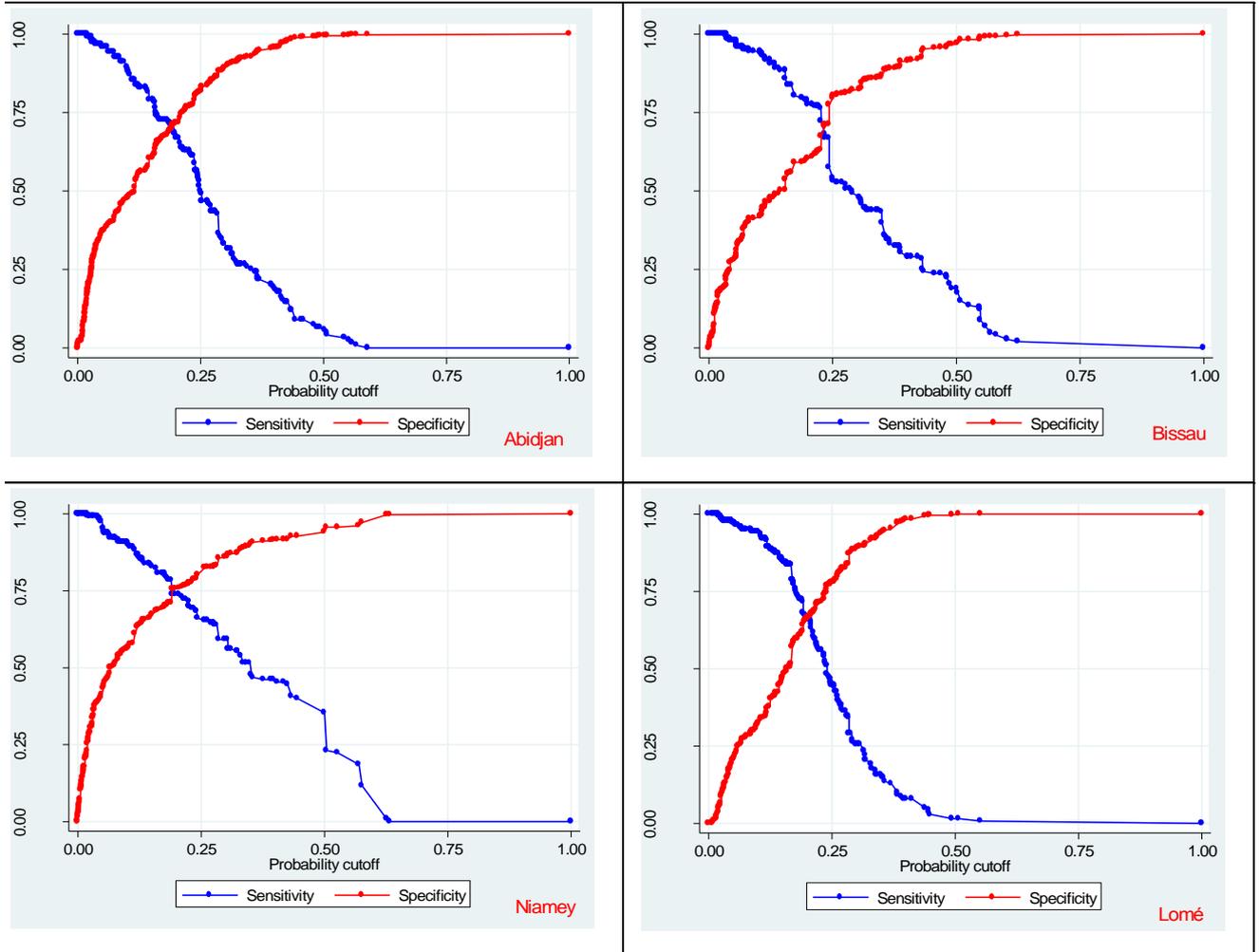
Où p_i est l'estimateur de $P(y_i = 1|x)$.

Ce résidu est à comparer à 2 en valeur Absolue pour chaque individu.

Dans la présente étude, la sensibilité est la capacité du modèle à diagnostiquer les pauvres parmi les pauvres, alors que la spécificité est la capacité du modèle à reconnaître les non-pauvres parmi les non pauvres. En d'autres termes, puisque nous modélisons $P(y_i = 1)$, la

sensibilité est la proportion de vraies valeurs 1 qui sont prédites égales à 1 et la spécificité est la proportion de vraies valeurs 0 qui sont prédites égales à 0. $1 - \text{Spécificité}$ représente le risque de diagnostiquer un pauvre parmi les non pauvres.

Figure 15: Test de spécificité et de sensibilité.



Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul avec STATA

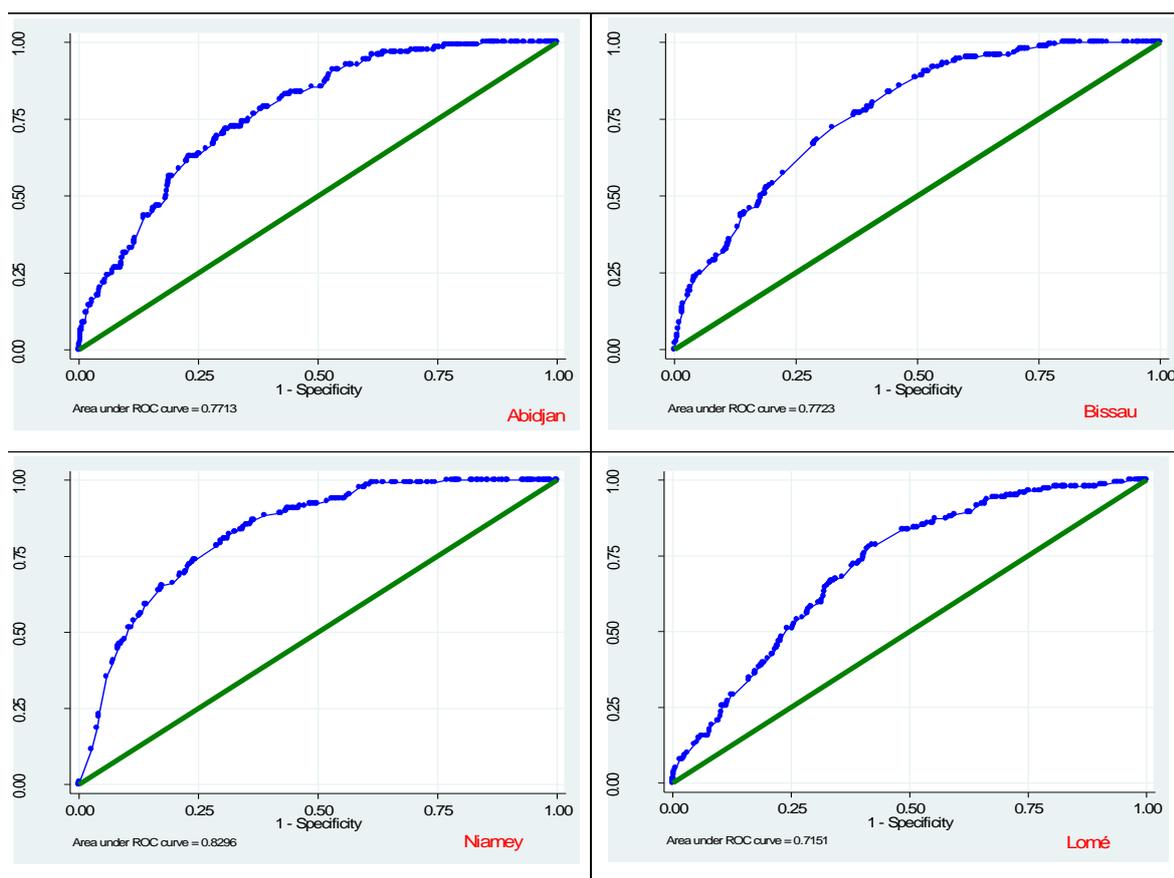
3. Test de diagnostic (courbe ROC)

La courbe ROC (Receiver Operating Characteristic) est un outil graphique qui permet de représenter ici la capacité d'un test à discriminer entre la population des pauvres et des non pauvres. Le terme de « Receiver Operating Characteristic » n'est habituellement pas traduit. Cette courbe représente en ordonnée la proportion de tests positifs parmi la population pauvre (la sensibilité) en fonction de la proportion de tests positifs parmi la population non

pauvre (complément de la spécificité ou 1-spécificité, e, abscisse), pour toutes les valeurs possibles du seuil du test. Le test est d'autant meilleur que la courbe ROC se rapproche du coin supérieur gauche du graphique. L'aire sous la courbe ROC résume la capacité du test à discriminer les pauvres des non pauvres. Cette aire, désignée sous le nom de AUC (Area Under Curve) vaut 0.77 à Abidjan et Bissau, 0.82 à Niamey et 0.81 à Lomé. Cela signifie que notre modèle a un bon pouvoir discriminatif et peut être utilisé pour cibler les pauvres en vue des politiques économiques.

Pour un test qui discriminerait parfaitement entre les pauvres et les non pauvres, la courbe ROC doit être confondu au coin supérieur gauche du graphique ; ce qui correspond à 100% de spécificité et 100% de sensibilité.

Figure 16: Courbes ROC du modèle de pauvreté.



Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul avec STATA

CHAPITRE 8 : LES TRAVAILLEURS PAUVRES

Ce chapitre repose principalement sur les indices FGT. A l'aide de ces indices, nous identifions les individus pauvres puis nous étudions les caractéristiques sociodémographiques de ceux qui travaillent parmi eux.

I. Définition et incidence

Par travailleurs pauvres (« Working poor » en anglais), nous entendons les personnes qui vivent au sein d'un ménage pauvre et qui travaillent. Selon la définition proposée par le BLS (Bureau of Labor Statistics) à la fin des années 80, est considéré comme travailleur pauvre toute personne vivant dans un ménage pauvre et ayant participé à la force de travail durant au moins la moitié de l'année, soit ayant un emploi, soit en cherchant un emploi.

Dans notre étude, la définition des travailleurs pauvres qui sera appliquée sera celle utilisée par les anglo-saxons, d'après laquelle les « working poor » comprennent aussi les chômeurs pauvres et les chômeurs de longue durée qui sont considérés comme des « chômeurs découragés », et qui sont classés en conséquence comme inactifs aux Etats-Unis (Cf. revue de Christine Lagarenne et Nadine Legendre, Insee). Cette pratique semble incohérente du fait que la notion de chômage (découragé ou non) fait référence à une catégorisation professionnelle, alors que le terme inactif concerne, par définition, les individus n'appartenant à aucune catégorie socioprofessionnelle, comme les enfants de moins de 15 ans, les individus retraités (65 ans et plus), les élèves (ou étudiants) et les individus de plus de 15 ans ayant un handicap les empêchant de travailler. C'est la raison pour laquelle, dans la suite de ce document, les chômeurs pauvres découragés seront distingués des inactifs que nous avons brièvement défini précédemment.

Les personnes qui ont un emploi la majorité de l'année mais demeurent dans la pauvreté à cause de la faiblesse de leurs revenus sont décrites par l'expression « travailleurs pauvres ». Le terme de « travailleurs pauvres » est usité par métonymie pour désigner les ménages entiers dont ces travailleurs font partie. En 1990, les travailleurs pauvres apparaissaient déjà dans les statistiques nationales des pays anglo-saxon et viennent contredire l'idée répandue

selon laquelle le travail permet de combattre la pauvreté. D'après Noël JOUENNE (2005) dans "*Figures du travailleur pauvre : entre servage moderne et prix de la liberté*", ce n'est que dix ans plus tard que la France s'intéressa à la question de travailleurs pauvres. La question qui mérite d'être posée est celle de savoir qu'en est-il des travailleurs pauvres en Afrique ?

II. Les caractéristiques sociodémographiques

1. Structure par sexe

Comme signaler dans la première partie, le marché du travail est un lieu de rencontre théorique entre l'offre et la demande de travail. Lorsque l'offre de travail est égale à la demande de travail et que tous les facteurs de production sont utilisés, on dit que le marché est en plein emploi. Cependant, un déséquilibre se pose lorsque l'un est supérieur à l'autre. Le tableau suivant compare la proportion des travailleurs pauvres par ville et par sexe. Il ressort de la lecture de ce tableau que, dans les villes d'Abidjan et de Lomé les travailleurs pauvres sont plus nombreux chez les femmes que chez les hommes (51% contre 49% à Abidjan et 58% contre 42% à Lomé) ; la tendance est à l'inverse à Bissau et à Niamey. Dans l'ensemble (hommes et femmes réunis), la proportion des travailleurs pauvres la plus élevée revient à Lomé (73%) et la plus basse à Bissau (32%). Néanmoins cette dernière est la ville qui contient le plus de chômeurs pauvres (8.5%).

Tableau 38: Structure par sexe des travailleurs pauvres (en %).

	Abidjan			Bissau			Niamey			Lomé		
	M	F	Total	M	F	Total	M	F	Total	M	F	Total
travailleurs pauvres	48,9	51,1	59,7	57,2	42,8	32,2	67,6	32,4	34,8	42,4	57,6	72,6
chômeurs pauvres	61,6	38,4	7,8	56,3	43,7	8,5	74,3	25,7	6,5	70,9	29,1	2,2
chômeurs découragés pauvres	25,7	74,3	7,3	34,7	65,3	12,2	35,9	64,1	26,0	73,9	26,1	1,4
inactifs pauvres	42,5	57,5	25,2	46,7	53,3	47,1	28,5	71,5	32,7	46,0	54,0	23,8
Ensemble	46,6	53,4	100,0	49,4	50,6	100,0	47,0	53,0	100,0	44,3	55,7	100,0

Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul avec STATA

Après avoir classé les travailleurs pauvres par sexe, il est important de connaître leur niveau d'instruction, cela nous permettra de tirer d'autres conclusions.

2. Un faible niveau d'instruction, cause de pauvreté des travailleurs

Le tableau suivant, donnant la situation d'activité des travailleurs pauvres par niveau d'instruction, montre que la plupart des travailleurs pauvres ont le niveau d'instruction aucun et primaire, et que la plupart des chômeurs sont de niveau secondaire et supérieur ; Niamey arrive en tête. En effet, Dans la ville d'Abidjan, 42% de travailleurs pauvres n'ont aucun niveau d'instruction, 28% ont le niveau primaire ; ces chiffres valent respectivement 34% et 20% à Bissau, 54% et 34% à Niamey, et 24% et 44% à Lomé. La proportion des chômeurs pauvres de niveau secondaire est de 49% à Abidjan, 62% à Bissau, 22% à Niamey et 53% à Lomé. Il faut remarquer que la proportion des chômeurs découragés pauvres est quasiment négligeable ou inexistant au niveau supérieur dans toutes les capitales.

Tableau 39: Situation d'activité selon le niveau d'instruction (en %).

		Niveau d'instruction				
		aucun	primaire	secondaire	supérieur	Ensemble
Abidjan	travailleurs pauvres	42,1	28,3	24,0	5,5	59,7
	chômeurs pauvres	12,8	20,8	48,6	17,8	7,8
	chômeurs découragés pauvres	30,3	39,8	29,1	0,7	7,3
	inactifs pauvres	28,0	17,9	46,1	7,9	25,2
	Total	35,4	26,0	31,9	6,7	100,0
Bissau	travailleurs pauvres	33,6	19,9	45,5	1,0	32,2
	chômeurs pauvres	18,1	20,1	61,8		8,5
	chômeurs découragés pauvres	28,6	22,6	48,8		12,2
	inactifs pauvres	22,0	20,7	55,9	1,3	47,1
	Total	26,2	20,6	52,2	0,9	100,0
Niamey	travailleurs pauvres	53,6	32,8	13,0	0,6	34,8
	chômeurs pauvres	49,9	27,7	17,1	5,4	6,5
	chômeurs découragés pauvres	34,4	37,4	27,2	1,1	26,0
	inactifs pauvres	54,1	19,2	23,8	2,9	32,7
	Total	48,5	29,2	20,5	1,8	100,0
Lomé	travailleurs pauvres	23,9	44,0	31,5	0,6	72,6
	chômeurs pauvres	11,2	30,8	52,6	5,3	2,2
	chômeurs découragés pauvres		9,3	90,7		1,4
	inactifs pauvres	22,1	20,0	51,6	6,3	23,8
	Total	22,9	37,5	37,6	2,1	100,0

Source: AFRISTAT, EDM 2008, calcul avec STATA

3. Les working poor très présents dans l'informel

La situation d'activité des travailleurs pauvres est dominée par le secteur informel. En effet, à Abidjan, Niamey et Lomé, plus de 84% de travailleurs pauvres exercent dans l'informel, alors qu'à Bissau, cette proportion ne vaut plus que 75%. On constate qu'il y a beaucoup de travailleurs pauvres dans le secteur public à Bissau (20%) mais il reste à savoir si ces

travailleurs ont un certain niveau d'instruction pour pouvoir exercer dans le public. Le secteur privé formel arrive en deuxième position à Abidjan, Niamey et Lomé avec respectivement 11% et 7% de working poor. Ceci n'est guère étonnant du moment où la plupart des travailleurs pauvres n'ont aucun niveau d'instruction ou du moins le niveau primaire. De ce fait l'offre de travail du secteur public et privé formel correspond rarement à leur profil.

Tableau 40: Nombre de travailleurs pauvres par secteur institutionnel (en %).

Secteur institutionnel	Travailleurs pauvres							
	Abidjan		Bissau		Niamey		Lomé	
	Effectif	%	Effectif	%	Effectif	%	Effectif	%
Public	17405	4,7	4566	20,4	2652	5,0	3156	2,7
Privé formel	41934	11,3	1113	5,0	4032	7,6	8908	7,7
Privé informel	310765	84,0	16687	74,6	46189	87,4	104321	89,6
Total	370104	100,0	22366	100,0	52873	100,0	116385	100,0

Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul avec STATA

4. Peu de travailleurs pauvres parmi les couples sans enfants

Dans les différentes capitales, la plupart des travailleurs pauvres sont issus des familles élargies, c'est-à-dire les ménages polygames qui vivent non seulement avec leurs progénitures mais aussi avec des personnes non apparentées. Abidjan, Bissau, Niamey et Lomé contiennent respectivement 25%, 71%, 47% et 35% de travailleurs pauvres issus des familles élargies. Abidjan est la ville qui contient le plus de ménages unipersonnels pauvres. La proportion des travailleurs et chômeurs pauvres est faible ou du moins inexistant dans les autres agglomérations. Ces raisonnements nous font penser que la pauvreté des travailleurs provient de leur type de ménage parce que les ménages élargis (monoparentaux ou non) contiennent en général un nombre élevé d'individus, donc beaucoup d'individus à nourrir.

Tableau 41: Type de ménage des travailleurs pauvres (en %).

		Type de ménage						
		uniperson nem	couple sans enfant	couple avec enfant	nucléaire monopare ntal	monopare ntal élargi	famille élargie	ensemble
Abidjan	travailleurs pauvres	16,8	9,5	25,9	7,3	15,1	25,3	59,7
	chômeurs pauvres	26,4	2,1	17,6	15,5	27,3	11,3	7,6
	chômeurs découragés pauvres	12,2	1,9	13,4	13,4	21,0	38,1	7,3
	inactifs pauvres	17,4	0,9	23,4	18,1	9,9	30,3	25,3
	Total	17,3	6,2	23,7	11,1	15,1	26,4	100,0
Bissau	travailleurs pauvres			4,0	0,9	24,3	70,8	32,2
	chômeurs pauvres			1,4	4,2	36,6	57,7	8,5
	chômeurs découragés pauvres			1,1	0,0	38,4	60,5	12,2
	inactifs pauvres			2,5	0,5	25,9	71,2	47,1
	Total			2,7	0,9	27,8	68,6	100,0
Niamey	travailleurs pauvres	2,6	0,6	33,7	7,2	9,1	46,8	34,8
	chômeurs pauvres	1,6		24,1	13,2	22,6	38,5	6,5
	chômeurs découragés pauvres	3,9	0,8	22,8	6,6	11,9	54,0	26,0
	inactifs pauvres	1,9		22,8	6,7	12,4	56,2	32,7
	Total	2,7	0,4	26,7	7,3	11,8	51,2	100,0
Lomé	travailleurs pauvres	2,4	0,2	34,8	14,3	13,7	34,6	72,6
	chômeurs pauvres			22,3	8,4	53,3	16,0	2,2
	chômeurs découragés pauvres			36,3		26,1	37,6	1,4
	inactifs pauvres		0,6	26,0	16,9	15,9	40,6	23,8
	Total	1,7	0,3	32,5	14,6	15,2	35,7	100,0

Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul avec STATA

5. Structure par âge des travailleurs pauvres

Selon la définition du BIT, les actifs et les chômeurs correspondent à des individus de plus de 15 ans, ce qui veut dire que les enfants de moins de 15 ans sont exclus des travailleurs pauvres. Dans toutes les capitales, on constate à partir du tableau 42 que la classe 15 – 29 ans est celle qui contient des pauvres dans l'ensemble (Abidjan 48%, Bissau 62%, Niamey 52% et Lomé 50%) ; cette classe est suivie de celle des individus d'âges compris entre 30 et 44 ans. Cette dernière contient plus de travailleurs que les autres classes. Dans la catégorie des chômeurs, chômeurs découragés et inactifs pauvres, c'est la classe 15 – 29 ans qui contient le plus d'individus dans toutes les agglomérations sauf à Abidjan où le nombre de chômeurs pauvres du groupe 15 – 29 ans et 30 – 44 ans est relativement le même (46% en proportion). La classe d'individus de plus de 60 ans contient moins de travailleurs pauvres du fait que la plupart des individus de cette classe sont à la retraite. On note que dans l'ensemble, la ville d'Abidjan contient 4% de pauvres de plus de 60 ans, Bissau 6%, Niamey 7% et Lomé 5%.

Tableau 42: Situation d'activité par âge (en %).

Pays		Situation activité				Ensemble
		travailleurs pauvres	chômeurs pauvres	chômeurs découragés pauvres	inactifs pauvres	
Abidjan	15 - 29 ans	37,6	46,2	70,2	67,3	48,1
	30 - 44 ans	42,0	46,7	20,2	13,9	33,7
	45 - 59 ans	17,5	7,1	3,8	10,1	13,8
	60 ans et plus	2,9		5,7	8,6	4,3
	Total	59,7	7,8	7,3	25,2	100,0
Bissau	15 - 29 ans	36,7	72,6	68,6	74,6	61,5
	30 - 44 ans	40,3	21,0	23,1	12,7	23,6
	45 - 59 ans	17,2	2,1	6,4	5,1	8,9
	60 ans et plus	5,7	4,2	1,8	7,6	6,0
	Total	32,2	8,5	12,2	47,1	100,0
Niamey	15 - 29 ans	30,6	59,3	72,6	58,2	52,4
	30 - 44 ans	31,7	24,1	15,7	21,8	23,8
	45 - 59 ans	29,0	11,4	7,9	11,1	16,5
	60 ans et plus	8,8	5,2	3,8	9,0	7,3
	Total	34,8	6,5	26,0	32,7	100,0
Lomé	15 - 29 ans	36,8	64,7	66,8	87,4	49,9
	30 - 44 ans	43,3	35,3	23,9	2,0	33,0
	45 - 59 ans	15,3		9,3	2,4	11,8
	60 ans et plus	4,6			8,2	5,3
	Total	72,6	2,2	1,4	23,8	100,0

Source: AFRISTAT, EDM 2008, calcul avec STATA

Tableau 43: Situation d'activité par âge (%).

Groupes d'âges		Situation d'activité				ensemble
		travailleurs pauvres	chômeurs pauvres	chômeurs découragés pauvres	inactifs pauvres	
Abidjan	15 - 29 ans	46,6	7,5	10,7	35,2	48,1
	30 - 44 ans	74,4	10,8	4,4	10,4	33,7
	45 - 59 ans	75,5	4,0	2,0	18,5	13,8
	60 ans et plus	40,4		9,7	49,9	4,3
	Total	59,7	7,8	7,3	25,2	100,0
Bissau	15 - 29 ans	19,2	10,0	13,6	57,2	61,5
	30 - 44 ans	55,1	7,6	11,9	25,4	23,6
	45 - 59 ans	62,5	2,0	8,8	26,8	8,9
	60 ans et plus	30,6	6,0	3,7	59,7	6,0
	Total	32,2	8,5	12,2	47,1	100,0
Niamey	15 - 29 ans	20,3	7,3	36,1	36,3	52,4
	30 - 44 ans	46,4	6,5	17,2	29,9	23,8
	45 - 59 ans	61,1	4,5	12,5	21,9	16,5
	60 ans et plus	41,8	4,6	13,6	40,0	7,3
	Total	34,8	6,5	26,0	32,7	100,0
Lomé	15 - 29 ans	53,5	2,8	1,8	41,8	49,9
	30 - 44 ans	95,2	2,3	1,0	1,5	33,0
	45 - 59 ans	94,0		1,1	4,9	11,8
	60 ans et plus	63,1			36,9	5,3
	Total	72,6	2,2	1,4	23,8	100,0

Source: AFRISTAT, EDM 2008, calcul avec STATA

6. Lieu de provenance

Dans la ville d'Abidjan et de Bissau, la plupart des travailleurs pauvres proviennent du chef-lieu de département (respectivement 32% et 42%). A Abidjan, la proportion des travailleurs pauvres provenant de l'étranger est relativement le même que celle des working poor issus du chef-lieu de département (31%) ; très peu de working poor proviennent de l'étranger à Bissau (4%).

Dans les agglomérations Niamey et Lomé, les working poor proviennent en premier lieu du village (respectivement 47% et 35%), deuxièmement du chef-lieu de département pour Niamey (27%) et de l'étranger pour Lomé (23%).

Tableau 44: Lieu de provenance des travailleurs pauvres (%).

Lieu de provenance (en %)		zone de provenance					Total
		chef lieu de région	chef lieu de département	autre commune urbaine	village	etranger	
Abidjan	travailleurs pauvres	14,5	31,8	8,4	14,4	30,9	66,7
	chômeurs pauvres	26,3	35,3	3,7	21,2	13,6	7,6
	chômeurs découragés pauvres	7,8	57,7		21,5	13,0	6,3
	inactifs pauvres	12,6	40,0	9,3	18,0	20,1	19,3
	Total	14,6	35,3	7,7	16,1	26,4	100,0
Bissau	travailleurs pauvres	35,4	42,4	1,3	16,9	4,0	39,5
	chômeurs pauvres	39,3	33,1	3,3	24,3		8,5
	chômeurs découragés pauvres	45,7	44,0	2,2	6,0	2,0	13,8
	inactifs pauvres	35,9	42,7	3,3	14,6	3,5	38,2
	Total	37,3	42,0	2,3	15,1	3,2	100,0
Niamey	travailleurs pauvres	7,7	27,3	8,5	47,2	9,3	46,2
	chômeurs pauvres	5,6	48,7	5,6	29,3	10,9	6,7
	chômeurs découragés pauvres	4,7	42,4	3,4	32,5	17,0	13,1
	inactifs pauvres	7,5	24,1	10,8	51,3	6,3	33,9
	Total	7,1	29,6	8,4	45,5	9,4	100,0
Lomé	travailleurs pauvres	9,9	21,1	10,7	34,9	23,4	79,9
	chômeurs pauvres		29,4		28,7	41,9	1,1
	chômeurs découragés pauvres		75,2			24,8	0,8
	inactifs pauvres	2,0	35,1	8,8	30,1	24,1	18,2
	Total	8,2	24,2	10,2	33,7	23,8	100,0

Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul avec STATA

Ainsi, un nombre important de working poor provient de l'étranger à Abidjan et à Lomé ; cependant, nous ne pouvons pas déterminer avec exactitude les pays d'origine de ces working poor. Néanmoins, le tableau 45 nous donne une idée du pays de provenance des travailleurs pauvres de chaque ville.

7. Pays de provenance

A Abidjan, Niamey et Lomé, la plupart des working poor sont autochtones ou proviennent des autres pays de l'UEMOA (respectivement 89%, 73% et 55%), cela semble très différent de la situation de Bissau où 65% des working poor proviennent des pays africains autres que la Guinée-Bissau. Niamey est la seule capitale où il existe des inactifs pauvres non africains (11% provenant de la France, 7% viennent des autres pays du monde). Un calcul supplémentaire nous a permis de constater que 15% des pauvres de plus de 60 ans provenaient de la France et que les autres personnes âgées sont autochtones ou issues des autres pays africains. De ce fait, tous les pauvres de Niamey, issus des pays autres que l'Afrique (y compris Niger) et la France, ont moins de 60 ans. Nous en déduisons que ces individus inactifs pauvres seraient probablement les retraités qui travaillaient dans le gisement d'uranium ou des touristes français qui viennent passer paisiblement le restant de leur vie à Niamey. La proportion des inactifs pauvres provenant de la France et des autres pays du monde n'existe pas à Abidjan, à Bissau et à Lomé d'après les résultats de l'enquête. Cela peut être dû à un effet d'échantillonnage.

Tableau 45: Pays de provenance des travailleurs pauvres (%).

	Abidjan			Bissau			Niamey					Lomé		
	UEMOA	Africa	Total	UEMOA	Africa	Total	UEMOA	Africa	France	Autre	Total	UEMOA	Africa	Total
travailleurs pauvres	88,7	11,3	78,3	35,5	64,5	48,9	72,8	23,1		4,1	43,5	54,9	45,1	79,4
chômeurs pauvres	74,2	25,8	3,9				68,0			32,0	5,6	100,0		1,9
chômeurs découragés pauvres	32,5	67,5	3,1	41,2	58,8	8,0	74,5	25,5			23,1		100,0	0,8
inactifs pauvres	67,6	32,4	14,7	59,2	40,8	43,1	75,8	7,1	10,7	6,5	27,8	77,4	22,6	17,9
Total	83,3	16,7	100,0	46,2	53,8	100,0	73,7	17,9	3,0	5,4	100,0	59,3	40,7	100,0

CHAPITRE 9 : ANALYSE DES DETERMINANTS DU MARCHE DU TRAVAIL

Dans la présente partie, nous avons choisi comme indicateur du marché du travail la situation d'activité « actif occupé ». Il est donc question de formaliser la probabilité qu'un pauvre obtienne du travail ou non à partir de certaines variables influençant le marché du travail, comme l'âge, le sexe, le niveau d'instruction, le statut de résidence, le lien de parenté, le lieu de provenance et la religion. Ainsi, nous nous attendons à ce que certaines modalités comme les niveaux d'instruction aucun et primaire, lieu de provenance village agissent négativement sur la probabilité d'être actif occupé dans les agglomérations de notre étude. Pour ce faire, nous utiliserons le même modèle que précédemment : le modèle Logit.

I. Résultats de l'estimation

Nous consignons les résultats de la régression dans le tableau 46. D'un premier abord, la plupart des facteurs pris en compte dans le modèle sont significatifs. Ces régressions ont été faites sur les individus pauvres de la ville (chef de ménage + membre de la famille en âge de travailler), ce qui justifie la prise en compte de la variable lien de parenté dans la régression. Pour nos commentaires, nous avons considéré que les coefficients sont significatifs « toute chose égale par ailleurs » au seuil de 10%.

Le coefficient de régression de la modalité femme est significatif et négatif à Bissau et à Niamey [les villes les plus pauvres (voir la dominance au sens de FGT)], non significatif à Abidjan et à Lomé. Ce qui veut dire que le fait pour un individu d'être une femme pauvre réduit la probabilité d'obtenir un travail à Bissau et à Niamey, alors que ce fait n'agit pas sur la probabilité d'être actif occupé à Abidjan et à Lomé. Ceci est dû au fait qu'il y a moins de pauvre dans ces deux dernières villes.

L'influence du niveau d'instruction sur la probabilité d'être actif occupé pour un pauvre diffère selon la ville. En effet, les coefficients de régression des niveaux d'instruction aucun et primaire sont positifs et significatifs pour la ville d'Abidjan, non significatifs pour Niamey et Lomé. Ainsi, le fait de n'avoir aucun niveau d'instruction ou d'être du niveau d'instruction primaire n'as pas une influence sur la probabilité d'obtenir un travail dans ces deux dernières villes, au contraire, ces deux niveaux d'instruction influencent positivement la probabilité pour un pauvre d'être actif occupé à Abidjan. Ceci pourrait être une caractéristique de grande ville dans laquelle, obtenir de petits métiers pour gagner sa vie n'est pas chose compliquée. Le niveau d'instruction supérieur n'est pas significatif pour la ville d'Abidjan, ce qui veut dire que le fait d'être un pauvre et de niveau d'instruction supérieur ne joue pas sur la probabilité qu'il obtienne du travail. Ce qui ne conforte pas nos attentes.

S'agissant du statut de résidence, pour un pauvre, le fait d'être absent n'influence pas la probabilité d'être actif occupé dans les villes d'Abidjan, de Bissau et de Lomé ; alors qu'à Niamey, le fait d'être absent réduit la probabilité d'obtenir un travail.

Les résultats de l'estimation économétrique montrent que les coefficients de toutes les modalités de la variable lien de parenté sont négatifs et significatifs pour chacune des villes, sauf celui de la modalité « autres personnes non apparentées » qui ne l'est pas pour les agglomérations Abidjan et Bissau. Ce qui signifie que si le chef de ménage est actif occupé, il est moins probable pour un membre de la famille d'obtenir un emploi dans le même endroit que le chef de ménage. La modalité domestique est très corrélée avec la variable endogène, elle ne peut donc l'expliquer.

Le groupe d'âges 30 – 44 ans étant fixé comme modalité de référence, à part le coefficient de la tranche 45 – 59 ans qui est significatif et positif pour Bissau et non significatif pour la ville de Niamey, les coefficients des autres groupes d'âges sont significatifs et négatifs. Cela ne correspond pas vraiment à aux résultats auxquels nous nous attendions Néanmoins, le fait que le coefficient associés à la tranche d'âges 60 ans et plus soit inférieur à celui de 15 – 29 ans pour chacune des villes nous conduit à conclure que les jeunes pauvres ont plus de chance d'être actif occupé que les individus pauvres de plus de 60 ans.

Le lieu de provenance d'un pauvre a une influence non négligeable sur le comportement de ce dernier, sur la probabilité qu'il obtienne un travail. Un calcul supplémentaire nous a permis de constater que les individus sans instruction ne proviennent pas pour la plupart de zone rural (village) et que le rapport de corrélation nous a permis de voir qu'il y a une liaison très faible entre lieu de provenance et le niveau d'instruction chez les pauvres.

Dans la ville d'Abidjan, le fait d'être autochtone n'agit pas sur la situation d'activité des individus mais le fait de provenir de l'étranger influence négativement la probabilité d'obtention d'un emploi. A Lomé, tous les coefficients sont négatifs et significatifs, il est donc moins probable pour un pauvre d'obtenir un emploi quel que soit son lieu de provenance.

Dans les pays touchés par les problèmes de religion, certains individus se voient marginalisés sur le marché du travail à cause de leur apparence religieuse. Ainsi, nous nous sommes posé la question de savoir s'il n'existe pas ces genres de problèmes dans les agglomérations de notre étude?

L'influence de la religion sur la probabilité d'être actif occupé diffère selon l'agglomération. En effet, à Abidjan, le coefficient de régression associé à la modalité catholique est significatif et négatif alors que les autres modalités ne sont pas significatives. Cela veut dire que le fait pour un individu pauvre d'être catholique agit négativement sur la probabilité pour qu'il soit actif occupé, alors que le fait d'être d'une autre religion n'a aucune influence sur cette probabilité. S'agissant de la ville de Bissau, à l'exception de la modalité catholique, tous les autres coefficients sont significatifs mais restent négatifs tels qu'à Abidjan. Donc l'appartenance à une religion autre que catholique agit négativement sur la probabilité d'obtention d'un emploi. Pour ce qui est de la ville de Lomé, en plus de la modalité catholique, celle dite évangélique n'agit pas sur la probabilité d'être actif occupé ; contrairement à la ville de Bissau, le fait pour un pauvre d'être autre chrétien ou animiste ou sans religion à une influence positive sur la probabilité d'actif occupé. La ville de Niamey compte plus de 95% de musulman, et, en prenant cette religion comme référence, le poids de chacune des autres religions est quasiment négligeable, donc ne peuvent expliquer la situation d'activité de l'ensemble des individus de la ville.

Dans la réalité, les individus pauvres ont moins de chance d'être actif occupé que les non pauvres. La négativité de la plupart des coefficients significatifs serait du au fait que la régression porte uniquement sur les individus pauvres.

Tableau 46: Déterminants du marché du travail.

Situation d'activité (actif occupé)	Abidjan		Bissau		Niamey		Lomé	
	Coef.	P> z	Coef.	P> z	Coef.	P> z	Coef.	P> z
sexe								
homme	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
femme	0,0761	0,8650	-0,8611	0,0230	-0,7877	0,0690	0,5954	0,2710
niveau d'instruction								
aucun	2,2967	0,0000	0,2624	0,4870	-0,4897	0,2800	0,4748	0,4700
primaire	1,5066	0,0010	-1,1154	0,0060	-0,1580	0,7650	0,9076	0,1250
secondaire	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
supérieur	0,3023	0,6170	0,2703	0,7800	-	-	-2,7351	0,0030
Statut de résidence								
présent	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
absent	-0,8858	0,1710	-0,0847	0,8780	-0,8878	0,0870	0,2413	0,7790
lien de parenté								
chef de ménage	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
conjoint du chef de ménage	-2,9763	0,0000	-1,3215	0,0170	-2,8381	0,0000	-1,4257	0,0510
enfants du chef de ménage	-1,6793	0,0100	-3,8670	0,0000	-1,6565	0,0230	-3,5031	0,0000
père ou mère du chef ou du conjoint	-	-	-3,4337	0,0000	-2,5836	0,0000	-	-
autres parents du chef ou du conjoint	-2,1766	0,0000	-3,0806	0,0000	-1,9736	0,0380	-2,6607	0,0010
autres personnes non apparentées	-1,6312	0,1190	-0,5917	0,5890	-	-	-	-
domestique	-	-	-	-	-	-	-	-
Age								
15 - 29 ans	-1,8381	0,0000	-1,0827	0,0020	-1,1490	0,0100	-2,1875	0,0010
30 - 44 ans	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
45 - 59 ans	-1,9121	0,0010	0,7748	0,0910	-0,1438	0,7060	-	-
60 ans et +	-5,2570	0,0000	-2,4742	0,0000	-2,1351	0,0000	-4,0108	0,0000
Lieu de provenance								
chef lieu région	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
chef lieu département	-0,7245	0,1910	0,9174	0,0050	-0,8555	0,1260	-2,9426	0,0130
autre commune urbaine	0,3419	0,6930	-0,5492	0,4470	-1,4808	0,0190	-3,9485	0,0010
village	-0,8726	0,1570	1,3862	0,0020	-0,4804	0,3510	-2,7689	0,0170
étranger	-1,2386	0,0520	-0,2280	0,6790	-0,4705	0,4450	-3,1968	0,0080
Religion								
musulmane	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
catholique	-0,9189	0,0380	-0,1817	0,6030	-	-	1,1467	0,1930
évangélique	-0,7772	0,1340	-1,1787	0,0160	-	-	1,1691	0,2620
autres chrétiens	0,4630	0,6340	-0,9981	0,0650	-	-	2,6385	0,0050
animiste	-	-	-1,2524	0,0040	-	-	3,3758	0,0080
sans religion	-0,5337	0,4190	-3,0837	0,0000	-	-	3,2158	0,0230
autre religion	-	-	-	-	-	-	-	-
Constante	3,9085	0,0000	2,6277	0,0000	3,5645	0,0000	4,8560	0,0010
Pseudo R2	0,3043		0,3776		0,3236		0,442	
Log pseudolikelihood	-132,7664		-216,95959		-184,79635		-78,624751	
Wald X² (sig.)	95,32 (0,000)		153,86 (0,000)		114,77 (0,000)		76,62 (0,000)	
Degree of freedom	20		22		15		19	
Number of observation	322		529		385		263	

Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul avec STATA

Les résultats du tableau 46 ont été obtenus de la même manière que ceux de l'analyse des déterminants de la pauvreté. Voir annexe pour les calculs des rapports des chances.

II. Validité du modèle

1. Qualité de l'estimation

Comme l'indique le tableau précédent, le Pseudo R2 vaut 0.304 pour Abidjan, 0.377 pour Bissau, 0.323 pour Niamey et 0.442 pour la ville de Lomé, ce qui signifie que, respectivement, 30%, 37%, 32% et 37% de la probabilité pour qu'un individu pauvre soit actif occupé est expliquée par les variables exogènes du modèle dans ces villes.

2. Validité économétrique du modèle logit

Le tableau 47 contenant les résultats du test du Hosmer-Lemeshow, indique que la probabilité de significativité de ce test vaudrait 0.95 pour Abidjan, 0.94 pour Bissau, 0.88 pour Niamey et 0.40 pour Lomé, soit 95%, 94%, 88% et 40% respectivement. Comme la probabilité de significativité de ce test est élevée pour chacune des agglomérations, cela veut dire que les ajustements seront toujours bons même si l'on fixe le seuil de significativité à 1% pour chacune des villes. Mais les valeurs élevées de la statistique de Hosmer-Lemeshow (164.2 pour Abidjan, 246.7 pour Bissau, 98.9 pour Niamey et 165.6 pour Lomé) nous poussent à conclure qu'il y avait un écart non négligeable entre les valeurs prédites et les valeurs observées.

Tableau 47: Test de Hosmer et Lemeshow du modèle du marché du travail.

	Abidjan	Bissau	Niamey	Lomé
number of observations	322	529	385	263
number of covariate patterns	218	307	133	182
Pearson chi2	164,22	246,76	98,96	165,64
Degree of freedom	197	284	117	162
Prob> chi2	0,9572	0,9461	0,8853	0,4060

Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul avec STATA

Le pourcentage de prédiction fautive du modèle est de 27.2% pour Abidjan, 25.4% pour Bissau, 24.8% pour Niamey et 11.8% pour Lomé, soit, si l'on considère la probabilité d'avoir

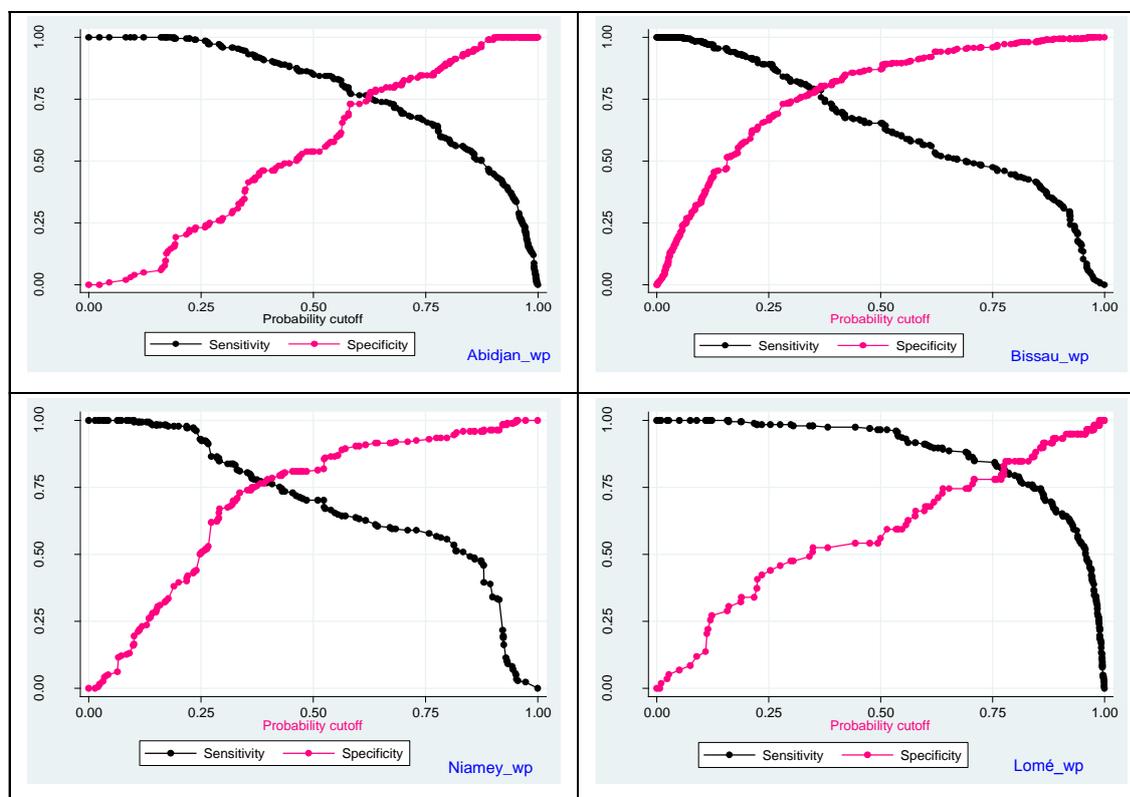
un travail pour cent personnes, elle a été mal prédite par le modèle pour 27 d'entre elles à Abidjan, 25 à Bissau et Niamey et 12% à Lomé. Ces pourcentages peuvent cependant être jugés admissibles.

Tableau 48: Test de sensibilité et de spécificité du modèle du marché du travail.

Taux de classification (%)	Abidjan	Bissau	Niamey	Lomé
SensitivityPr(+D)	85,1	58,1	69,0	96,6
SpecificityPr(~D)	49,1	85,8	80,5	59,3
Positive predictive value (D +)	76,4	73,5	74,9	89,1
Negative predictive value Pr(~D -)	62,9	75,1	75,5	83,3
False + rate for true ~D Pr(+~D)	50,9	14,2	19,5	40,7
False - rate for true D Pr(- D)	14,9	41,9	31,1	3,4
False + rate for classified + Pr(~D +)	23,6	26,5	25,1	10,9
False - rate for classified - Pr(D -)	37,1	24,9	24,5	16,7
Correctly classified	72,8	74,6	75,2	88,2

Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul avec STATA

Figure 17: Test de sensibilité et de spécificité du modèle du marché du travail.

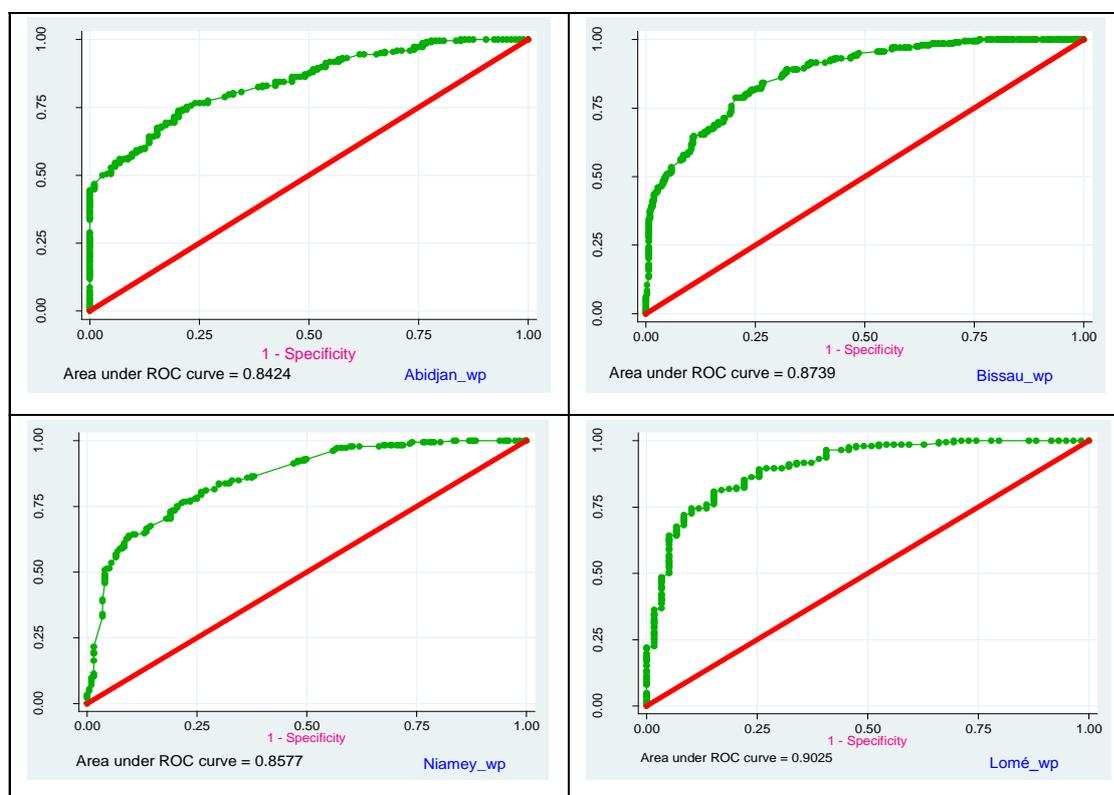


Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul avec STATA

3. La courbe ROC

Lorsque la courbe ROC est confondu avec la diagonale, le AUC (Area Under Curve) qui désigne l'aire en dessous de la diagonale vaut 0.5, et il n'y a pas de discrimination entre les actifs occupés et les actifs non occupés, autrement dit, il y aura des individus qui seront déclarés actifs occupés alors qu'ils sont actifs non occupés en réalité. Dans le cas de notre étude, le AUC vaut 0.84 pour Abidjan, 0.87 pour Bissau, 0.85 pour Niamey et 0.90 pour Lomé. Ce qui veut dire que la discrimination est acceptable par notre modèle.

Figure 18: Courbe ROC du modèle du marché du travail.



Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul avec STATA

Conclusion et recommandations

Dans cette étude, nous avons cherché à faire une analyse comparative de la pauvreté dans les agglomérations de l'UEMOA (Abidjan, Bissau, Niamey et Lomé) et à examiner le lien entre la pauvreté et le marché du travail.

Nos résultats montrent que la pauvreté et les inégalités sont moindres dans les villes d'Abidjan et de Lomé que dans d'autres agglomérations et qu'il n'y a pas de discrimination significative entre les villes côtières et les villes non côtières d'autant que la situation de Niamey est préférable à celle de Bissau (critère de Lorenz généralisé). Le fait que les dépenses de consommation par tête sont relativement faibles à Bissau et à Niamey (comparativement à Abidjan et Lomé) est principalement dû à une taille moyenne des ménages élevée dans ces villes. Plus de la moitié de la population abidjanaise et loméenne est locataire, ce n'est pas le cas de Bissau et Niamey. Aussi, Abidjan et Lomé sont les capitales qui comptent moins de chômeurs et inactifs avec un pourcentage inférieur ou égal à 14%, par contre, à Bissau et à Niamey la proportion des chômeurs et inactifs est supérieure à 18%.

Au vu du critère de Lorenz généralisé et pondéré qui sont les nouvelles techniques de comparaison des inégalités entre les pays, Abidjan et Lomé apparaissent moins inégalitaires que les autres agglomérations et leur niveau de vie est plus élevé que les autres. Les habitants de Bissau et Niamey sont moins adverses à l'inégalité et sont prêts à transférer plus de 42% de leur revenu pour la distribution devienne égalitaire du fait de l'ampleur de l'inégalité. La proportion des individus vivant en dessous du seuil de pauvreté est 30% à Abidjan, 29% à Niamey, 28% à Bissau et 25% à Lomé. Ainsi, la population vivant en dessous du seuil de pauvreté est 1.2 million à Abidjan, 120 000 à Bissau, 313 000 à Niamey et 340 000 à Lomé. L'écart moyen entre les lignes de pauvreté et les dépenses annuelles par tête tourne autour de 29% dans toutes les villes. Dans chacune des villes, les ménages qui ont une incidence élevée à la pauvreté sont les ménages monoparentaux mais ce sont les couples avec enfants qui sont les plus exposés à la pauvreté.

Les déterminants de la pauvreté diffèrent d'une agglomération à l'autre. Les tranches d'âges 45 – 60 ans, 60 ans et plus, les niveaux d'instruction « aucun » et primaire sont les facteurs qui agissent positivement sur la pauvreté à Abidjan. Dans la ville de Bissau, le niveau

d'instruction « aucun » et primaire, les ménages monoparentaux, les familles élargies ont une influence positive sur le niveau de pauvreté. Pour ce qui est de la ville de Niamey, les tranches d'âge 45 – 59 ans, 60 ans et plus, les niveaux d'instruction « aucun » et primaire, les secteurs institutionnels privé formel et privé informel sont les déterminants non négatifs de la pauvreté. Quant à la ville de Lomé, ces facteurs se résument au niveau d'instruction primaire, le ménage monoparental et le secteur privé informel. La plupart déterminants du marché du travail sont des facteurs qui ont une influence négative sur lui. La pauvreté a une influence négative sur l'accès au marché de l'emploi dans chacune des villes ; la plupart des travailleurs pauvres exercent dans le secteur informel.

Au vu de nos résultats le diagnostic pour la réduction de la pauvreté des ménages nous amène à mettre en évidence le rôle central de la réduction des inégalités.

Les calculs des contributions à l'inégalité (indice de THEIL) et à la pauvreté nous ont permis de détecter, dans chacune des villes, les facteurs les plus contributeurs. Aussi, les régressions logistiques nous ont permis de cerner quelques déterminants de la pauvreté.

Premièrement, la taille des ménages étant plus contributrice à l'inégalité et à la pauvreté, sa réduction (par le planning familiale par exemple) permettra d'augmenter le niveau des dépenses par tête de chaque ménage donc de réduire la pauvreté et par la suite les inégalités.

Deuxièmement, les niveaux d'instruction aucun et primaire sont les facteurs les plus contributeurs à la pauvreté et influencent positivement la probabilité d'être pauvre, son augmentation (OMD : permettre à chaque enfant de terminer le cycle de l'école primaire) permettra d'agir négativement et de façon significative sur la pauvreté.

Troisièmement, sous la politique de ciblage parfaite, si nous voulons éradiquer d'un seul coup la pauvreté pendant un an, d'après les indices FGT, le minimum à transférer à la ville d'Abidjan est de 401,2 milliards de FCFA, celui de Bissau est de 22.2 milliards, 64 milliards pour la ville de Niamey et 97 milliards pour Lomé.

L'étude du lien entre pauvreté et marché du travail nécessite d'être abordée sous d'autres angles, notamment en prenant en compte l'importance de l'informel.

Bibliographie

ATKINSON, A.B. (1970) "On the measurement of inequality" *Journal of Economic Theory* 2, pp. 244-263

AFRISTAT/DGSCN (Août 2007). Profil de la pauvreté en Guinée Equatoriale en 2006.

ASSELIN, L.-M. (2002), "Multidimensional Poverty: theory", Institut de Mathématique Gauss.

BOSNIA and HERZEGOVINA (September 17-21, 2007). Università di Roma "Tor Vergata". Poverty measurement. Poverty Analysis Workshop.

BOURGUIGNON F. (1979), « Decomposable Inequality Measures », *Econometrica*, vol. 47, p. 901-920.

Breton DIDIER – MDEM22E – Année (2006 – 2007). L'indice de GINI et courbe de Lorenz. Statistiques descriptives - Licence parcours démographie - Semestre 1.

BUREAU INTERNATIONAL DU TRAVAIL GENÈVE. S'affranchir de la pauvreté par le travail. CONFÉRENCE INTERNATIONALE DU TRAVAIL (91^e session 2003).

Charles M. FRIEL PhD. Linear Probability Response Models. Criminal Justice Center, Sam Houston State University.

Christine LAGARENNE et Nadine LEGENDRE (2000 – 5). Les travailleurs pauvres en France : Facteurs individuels et familiaux. *ÉCONOMIE ET STATISTIQUE* N° 335.

Christophe HURLIN (Janvier 2003). Econométrie des Variables Qualitatives - Polycopié de Cours.

FALL, HORECKY et ROHACOVA (1997). La pauvreté en Slovaquie et en France: quelques de comparaison. *Economie et Statistique* N° 308-309-310, 1997 – 8/9/10.

FALL et VERGER (2005). Pauvreté relative et conditions de vie en France. *Economie et Statistique* N° 383-384-385.

FALL et HOURRIEZ. Questioning and applying the US Bureau of Labor Statistics Concept of "Working Poor" to the case of France, INSEE.

FALL et MENIAMEYNDEZ (2007 – 2008). L'apport des analyses longitudinales dans la connaissance des phénomènes de pauvreté et exclusion sociale, INSEE.

FNDSA-Comité d'étude et d'observation (2008). Travailleurs pauvres : fantasme ou réalité ?

Foster, Greer and Thorbecke (1984), "A Class of Decomposable Poverty Measures", *Econometrica*, vol. 52, no. 3, pp.761-776.

François COMBARNOUS (Document de travail n° 39). La mise en œuvre du modèle logistique multinomial emboîté dans l'analyse de la participation au marché du travail, Université Montesquieu-Bordeaux IV – France.

GINI C. (1916), « Il concetto di transvariazione e le sue prime applicazioni », *Giornale degli Economisti e Rivista di Statistica*, In : GINI C (ed.) (1959) pp.21-44.

Hal R. VARIAN (2006). Introduction à la microéconomie, 6^{ème} édition.

Herman J. BIERENS (October 25, 2008). The Logit Model: Estimation, Testing and Interpretation.

Jean-François CHAUVETTE (décembre 2004). Pauvreté au Canada : 1973-1997.

Jean Ives DUCLOS (Octobre 2002). Pauvreté, Bien-être social et équité : Mesure, impact des politiques et estimation, Université Lava, Canada.

Jean-Philippe Karim EL AYNOUTI. Une investigation du lien pauvreté – marché du travail dans le contexte du Maroc, *Revue Région et Développement* n° 3 - 1996.

KI et al. (2005), « Pauvreté multidimensionnelle au Sénégal : approche monétaire fondée sur les besoins de base », Rapport final, pr-pmma 044, Réseau PEP.

Laurent ROUVIERE (Année universitaire 2008 – 2009). Régression sur variables catégorielles, Université Rennes.

MAASSOUMI E. (1999), « Multidimensionnal approaches to Welfare analysis », chap. 15 in J. Silber ed., *Handbook of Income inequality, Measurement*, Kluwer Academic Publishers.

Marcelo MEDEIROS et Joana COSTA (octobre 2008). Qu'entendons-nous par « féminisation de la pauvreté » ? Centre international pour l'action en faveur des pauvres.

Maryse RAFFESTIN (mai 2010). Introduction à la régression logistique.

Mélanie BOURDON, Ève-Marie FILIATRAULT et Évelyne ROBINEAU. La régression Logistique.

Méthodologie d'élaboration de la ligne de pauvreté sur une base harmonisée : Bilan dans les Etats membres d'AFRISTAT (Mars 2009). *Séries Méthodes* N°7.

Michel LUBRANO (February 2010). The econometrics of inequality and poverty. *Lecture 9: Confidence intervals and testing*.

Michel VOLLE (1993), « Analyse des données », Paris 1993.

Noël JOUENNE (2005) dans "Figures du travailleur pauvre : entre servage moderne et prix de la liberté. MRE

Olivier SAUTORY. Les principales mesures d'inégalité, Insee Méthodes n° 69- 70- 71.

Oumar DIALLO (octobre 2005). Enquête Intégrée de Base pour l'Évaluation de la Pauvreté (EIBEP) 2002/2003. Profil monétaire de la pauvreté.

Stéphane MUSSARD, Françoise SEYTE et Michel TERRAZA. Décomposition de l'indicateur de GINI et des mesures dérivées de l'entropie. LAMETA, Faculté des Sciences Economiques, Montpellier.

Paul DOROSH ET al. (1998). Structure et Facteurs Déterminants de la Pauvreté à Madagascar.

Pascale BRZUIL-GENIER, Sophie PONTHEUX et Jean-PAUL. ZoyemProfils sur le marché du travail et caractéristiques familiales des actifs pauvres. ÉCONOMIE ET STATISTIQUE N° 349-350, 2001-9/10.

RAVALLION, M. (1996), « Issues in Measuring and Modeling Poverty », The Economic Journal, **106**, 1328-1343.

Sen, A. K. (1985), "Commodities and Capabilities", North-Holland, Amsterdam.

Shorrocks A. F. (1982). Inequality decomposition by factor components. Econometrica 50: 193–212.

Shorrocks A. F. (1984), "Inequality Decomposition by population Sub-groups", Econometrica.

Simon LEBLOND (9 septembre 2003). Guide d'économétrie appliquée, Université de Montréal.

Sophie PONTHEUX (Mars 2009). LES TRAVAILLEURS PAUVRES COMME CATÉGORIE STATISTIQUE - Difficultés méthodologiques et exploration d'une notion de pauvreté en revenu d'activité. INSEE

Taladidia THIOMBIANO (décembre 1999). La loi de PARETO: une loi sur l'inégalité ou sur la pauvreté? Réponses théorique et empirique, ISBN 1385-9218.

TOWNSEND P., DAVIDSON (1982), "Inequalities in Health : The Black Rapport", London : Penguin.

Xavier BRY (1996), "Analyses factorielles multiples", Economica.

Webographie

[1] www.afristat.org

[2] <http://donnees.banquemondiale.org/pays/>

[3] <http://www.insee.fr/fr/default.asp>

[4] <http://www.statistiques-mondiales.com/>

[5] <http://www.populationdata.Niameyt/index2.php>

[6] <http://perspective.usherbrooke.ca/>

[7] <http://bacamaths.net/>

[8] www.economie-cours.fr

[9] www.statcan.gc.ca

[10] http://www.lyc-levigan.ac-montpellier.fr/doc_pedagogie/espace_eaf/cours/concl_dissert.htm

[11] <http://francofemmes.org/trousse/7.htm>

Annexes

Annexe 1 : Les tableaux

Tableau 49: Liste des variables

Variables	Libellés	Modalités
age	age	
branche	Branche d'activité	Primaire, secondaire, commerce, service
deptet	Dépense totale annuelle par tête	
deptot	Dépense totale annuelle	
gse	Groupe socioéconomique	Salariés du public, salariés du privé, indépendant, aides familiales et autres actifs occupés, chômeurs et inactifs
lprovenance	lieu de provenance	chef lieu de region, chef lieu de département, autre commune urbaine, village, étranger
M5	Lien de parenté avec le CM	chef de ménage, conjoint du chef de ménage, enfant du chef de ménage,
Nivinst	Niveau d'instruction	aucun, primaire, secondaire, supérieur
Poids	Pondération	
pond	Pondération normalisée	
pprovenance	pays de provenance	uemoa, Afrique, France, autre
religion	religion	musulmane, catholique, évangélique, autres chrétiens, animiste, sans religion, autre religion
sexe	sexe	Masculin, Féminin
sinst	secteur institutionnel	Public, privé formel, privé informel
sitac	situation d'activité	Actifs occupés, Chômeurs, Chômeurs découragés, inactifs
sitfam	situation de la famille	Marié monogame, marié plygame,
statemp	statut de l'emploi	Indépendant, non indépendant
statoccup	statut d'occupation	Non locataire, locataire
taille	taille du ménage	
typemenage	type de ménage	unipersonnel, couple sans enfant, nucléaire monoparental, monoparental élargie, élargie

Source : AFRISTAT, EDM 2008.

Tableau 50: Taux de croissance du PIB de 2001 à 2008.

Année	PIB ABIDJAN	PIB G-Bissau	PIB Niamey	PIB Lomé
2001	1,2	-7,6	8,2	-0,1
2002	8,9	2,3	11,6	11,2
2003	19,6	15,9	24,8	19,2
2004	12,7	20,8	7,0	17,2
2005	5,7	5,9	14,9	2,3
2006	6,1	5,1	9,5	5,2
2007	14,0	20,5	16,5	12,7
2008	18,3	12,5	26,1	16,0
Moyenne	10,7	9,0	14,6	10,2

Source : Banque Mondiale

Tableau 51: Taux de croissance du PIB par tête de 2001 à 2008.

Année	PIB/hbtsABIDJAN	PIB/hbts G-Bissau	PIB/hbtsNiamey	PIB/hbtsLomé
2001	-1,1	-9,8	4,6	-3,0
2002	6,6	-0,2	7,9	8,2
2003	17,1	13,0	20,6	16,1
2004	10,4	17,9	3,3	14,3
2005	3,5	3,4	10,9	-0,2
2006	3,8	2,7	5,4	2,6
2007	11,4	17,8	12,0	9,9
2008	15,6	10,0	21,3	13,1
Taux de croiss. Moyen	8,3	6,5	10,6	7,4

Source : Banque Mondiale

Tableau 52: Groupe socioéconomique par niveau d'instruction.

			Groupe socioéconomique (en %)					Total
			salarié du public	salarié du privé	indépendant	AF et autres actifs occupés	chômeurs et inactifs	
Niveau d'instruction (%)	Abidjan	aucun	2,0	20,2	40,2	25,4	16,9	24,0
		primaire	5,7	23,8	27,4	49,9	15,9	22,6
		secondaire	37,2	36,6	27,5	22,7	47,0	37,1
		supérieur	55,1	19,4	5,0	2,1	20,2	16,2
		Total	4,9	22,1	28,4	6,4	38,1	100,0
	Bissau	aucun	6,1	12,8	36,4	19,5	18,0	19,8
		primaire	12,8	20,1	20,1	17,1	18,0	18,2
		secondaire	67,9	63,9	42,8	62,3	63,4	60,1
		supérieur	13,3	3,2	0,7	1,1	0,6	1,9
		Total	7,7	12,2	17,9	3,1	59,1	100,0
	Niamey	aucun	7,1	28,3	54,3	28,6	33,9	35,6
		primaire	8,3	27,9	24,4	47,8	25,3	25,4
		secondaire	46,9	31,2	19,9	22,2	36,0	32,1
		supérieur	37,7	12,7	1,4	1,4	4,8	7,0
		Total	7,0	10,0	21,4	5,2	56,4	100,0
	Lomé	Aucun	0,0	6,7	21,5	9,9	11,8	14,8
		Primaire	8,6	22,2	37,1	37,6	18,2	28,3
		Secondaire	66,2	57,8	38,9	52,5	58,9	49,6
		Supérieur	25,3	13,2	2,5	0,0	11,2	7,2
		Total	2,9	14,7	43,9	7,9	30,6	100,0

Sources : Enquête EDM 2008, calcul avec SPSS.

Tableau 53: Groupes d'âges par sexe.

%		Abidjan			Bissau			Niamey			Lomé		
		M	F	Total									
Classe d'âges des CM	15-29 ans	15,6	16,4	15,8	9,7	13,8	10,8	8,0	3,5	7,3	27,8	27,6	27,7
	30-44 ans	51,1	37,9	48,0	52,7	39,8	49,3	46,6	27,7	43,7	46,0	39,9	44,0
	45-60 ans	27,9	33,7	29,2	28,4	35,8	30,3	33,0	39,5	34,0	20,2	21,4	20,6
	60 ans et +	5,4	12,0	7,0	9,2	10,6	9,6	12,5	29,3	15,1	6,1	11,1	7,8
	Total	76,4	23,6	100,0	73,5	26,5	100,0	84,7	15,3	100,0	67,0	33,0	100,0

Sources : Enquête EDM 2008, calcul avec SPSS.

Tableau 54: Situation d'activité par niveau d'instruction.

			Situation activité				
			Actifs occupés (BIT)	Chômeurs (BIT)	Chômeurs découragés	Inactifs (BIT)	Total
Niveau d'instruction (en %)	Abidjan	aucun	28,4	8,4	39,1	15,1	24,0
		primaire	26,7	18,2	26,8	12,8	22,6
		secondaire	31,1	45,3	29,0	51,4	37,1
		supérieur	13,8	28,0	5,1	20,7	16,2
		Total	61,9	8,5	5,2	24,4	100,0
	Bissau	aucun	22,2	9,1	25,8	17,9	19,8
		primaire	18,5	17,3	18,6	17,9	18,2
		secondaire	55,4	73,1	55,6	63,4	60,0
		supérieur	3,9	0,5	0,0	0,8	2,0
		Total	40,9	7,1	9,8	42,1	100,0
	Niamey	aucun	37,5	25,1	29,4	37,1	35,7
		primaire	25,4	26,8	34,7	22,0	25,2
		secondaire	27,2	42,1	34,8	34,9	32,0
		supérieur	9,8	6,0	1,1	6,0	7,1
		Total	43,3	6,4	11,0	39,3	100,0
	Lomé	aucun	21,6	25,1	3,2	23,1	22,0
		primaire	32,8	24,6	62,1	16,0	28,2
		secondaire	41,3	35,4	34,7	52,7	44,0
		supérieur	4,3	14,8	0,0	8,2	5,8
		Total	69,2	4,6	0,5	25,7	100,0

Sources : Enquête EDM 2008, calcul avec SPSS.

Tableau 55: Indices d'inégalité selon les agglomérations

Indices d'inégalité	GINI	Indices d'entropie				Indices d'ATKINSON		
		GE(-1)	GE(0)	GE(1)	GE(2)	A(0,5)	A(1)	A(2)
Abidjan	41,7	34,9	29,1	33,3	59,0	14,3	25,2	41,1
Bissau	46,5	41,9	35,9	43,6	85,9	17,9	30,2	45,6
Niamey	41,6	35,9	28,6	29,5	38,9	13,6	24,9	41,8
Lomé	36,4	25,7	21,7	22,9	30,2	10,6	19,6	34,0
Ensemble	41,8	36,7	29,5	33,0	57,3	14,4	25,6	42,3

Sources : Enquête EDM 2008, calcul avec STATA.

Tableau 56: Situation d'activité par âge.

			Situation activité (en %)				Total
			Actifs occupés (BIT)	Chômeurs (BIT)	Chômeurs découragés	Inactifs (BIT)	
Groupes d'âges (en %)	Abidjan	15-29 ans	38,0	58,3	67,1	73,6	50,0
		30-44 ans	43,7	33,5	24,0	8,8	33,3
		45-60 ans	16,8	7,4	4,6	9,0	13,4
		60 ans et +	1,5	0,8	4,3	8,5	3,3
		Total	61,9	8,5	5,2	24,4	100,0
	Bissau	15-29 ans	36,9	62,5	67,8	77,0	58,6
		30-44 ans	41,4	30,6	24,1	12,4	26,8
		45-60 ans	18,2	5,3	6,5	4,6	10,4
		60 ans et +	3,4	1,6	1,7	6,0	4,2
		Total	40,9	7,1	9,8	42,1	100,0
	Niamey	15-29 ans	30,3	61,2	75,6	61,5	49,5
		30-44 ans	41,1	27,9	17,5	19,3	29,1
		45-60 ans	23,4	8,4	6,6	10,0	15,3
		60 ans et +	5,1	2,4	0,3	9,2	6,0
		Total	43,3	6,4	11,0	39,3	100,0
	Lomé	15-29 ans	41,8	55,1	67,7	79,5	52,3
		30-44 ans	39,7	28,0	15,8	4,7	30,1
		45-60 ans	15,4	13,0	0,0	5,8	12,7
		60 ans et +	3,0	4,0	16,4	10,0	4,9
		Total	69,2	4,6	0,5	25,7	100,0

Sources : Enquête EDM 2008, calcul avec STATA.

Tableau 57: Décomposition de l'indice d'ATKINSON selon les quintiles de niveau de vie et le statut de pauvreté

Indice d'ATKINSON		Quintiles des niveaux de dépens par tête					Statut de pauvreté		Ensemble
		20% les plus pauvres	2e quintile	3e quintile	4e quintile	20% les plus riches	Non Pauvre	Pauvre	
Abidjan	A(0,5)	1,731	0,241	0,315	0,453	6,959	11,216	1,755	14,287
	A(1)	3,622	0,481	0,629	0,905	11,772	19,277	3,673	25,139
	A(2)	7,925	0,961	1,252	1,8	17,778	30,078	8,032	40,887
Bissau	A(0,5)	1,28	0,212	0,228	0,435	8,808	14,703	1,112	17,1
	A(1)	2,639	0,424	0,455	0,863	15,277	24,501	2,296	28,829
	A(2)	5,596	0,851	0,9	1,696	23,782	36,097	4,885	43,62
Niamey	A(0,5)	2,084	0,397	0,28	0,495	4,572	10,821	2,18	14,811
	A(1)	4,444	0,797	0,56	0,986	8,424	19,276	4,64	26,924
	A(2)	10,226	1,603	1,117	1,95	14,431	30,908	10,643	45,01
Lomé	A(0,5)	1,422	0,189	0,197	0,294	3,583	7,777	1,341	10,58
	A(1)	2,942	0,378	0,395	0,585	6,636	14,054	2,781	19,594
	A(2)	6,32	0,758	0,787	1,154	11,457	23,211	6,005	33,963

Sources : Enquête EDM 2008, calcul avec STATA.

Les effets marginaux

Dans les régressions précédentes, nous avons juste cherché à déterminer quel facteur a une influence positive sur la probabilité d'être pauvre mais nous n'avons pas cherché à expliquer comment est le mécanisme de tel ou de tel facteur sur la probabilité d'être pauvre. Ce mécanisme peut être expliqué à travers les effets marginaux qui mesurent la sensibilité de la probabilité de l'événement $y_i = 1$ par rapport à des variations dans les variables explicatives x_i . Dans le cadre de la présente étude, vu que les variables explicatives sont discrètes, les effets marginaux ne sont pas obtenus par la dérivée de la probabilité estimée par rapport à la variable x_{ij} (pour un individu i) mais par la différence de la probabilité évaluée aux deux modalités. Les effets marginaux contenus dans le tableau 58 sont ceux obtenus à un point particulier (marginal effects at representative value). Nous donnons ici quelques exemples d'interprétations afin de comprendre le mécanisme.

En fixant la tranche d'âges 30-44 ans comme modalité de référence, lorsqu'on passe de cette tranche d'âges à la tranche d'âges inférieurs, la probabilité d'appartenir au groupe de pauvres diminue de 12% à Abidjan, 9% à Niamey. Mais le fait de passer de la tranche d'âges de référence aux groupes d'âges supérieurs 45 – 59 ans augmente la probabilité d'appartenir au groupe des pauvres de 5% et, en passant de la référence à la tranche de plus de 60 ans la probabilité d'être pauvre augmente de 17% à Abidjan et 13% à Niamey. Ce mécanisme n'a pas d'influence dans les autres agglomérations.

Le niveau d'instruction secondaire étant fixé comme la référence dans toutes les capitales, en passant de ce niveau d'instruction au plus bas niveau « aucun », la probabilité d'être pauvre augmente de 6% à Abidjan, 21% à Bissau et 12% à Bissau ; mais lorsqu'on s'arrête au niveau primaire cette probabilité est moins élevée dans toutes les villes (6% à Abidjan, 15% à Bissau, 9% à Niamey et 11% à Lomé). Lorsque le niveau d'instruction augmente la probabilité d'être pauvre diminue de 12% à Abidjan et 11% à Bissau.

S'agissant du secteur institutionnel, le fait de passer du secteur public au secteur privé formel amoindrit la probabilité d'être pauvre de 8% à Abidjan et 9% à Bissau ; mais lorsqu'on descend au niveau informel, cette probabilité augmente de 15% à Niamey et 13% à Lomé.

Tableau 58: Effets marginaux des variables explicatives sur la probabilité d'être pauvre.

L'incidence de la pauvreté	Abidjan		Bissau		Niamey		Lomé	
	Mar. Effects	P>z						
Sexe								
masculin	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
féminin	0,0244	0,3830	-0,0546	0,0750	-0,0342	0,1550	-0,0433	0,2100
Age								
15 - 29 ans	-0,1268	0,0000	-0,0107	0,7410	-0,0926	0,0000	-0,0190	0,5870
30 - 44 ans	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
45 - 59 ans	0,0470	0,1070	-0,0154	0,5290	0,0557	0,0270	0,0043	0,9070
60 ans et +	0,1732	0,0860	0,0162	0,6940	0,1281	0,0890	0,0395	0,5420
Niveau d'instruction								
aucun	0,0600	0,0870	0,2081	0,0000	0,1181	0,0010	0,0627	0,1420
primaire	0,0641	0,0920	0,1577	0,0010	0,0931	0,0490	0,1147	0,0040
secondaire	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
supérieur	-0,1244	0,0000	-0,1066	0,0000				
Type de ménage								
unipersonnel	-0,0120	0,6750			-0,0879	0,0000	-0,1501	0,0000
couple sans enfant	0,0478	0,4950			-0,0809	0,0000		
couple avec enfant	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
nucléaire monoparental	-0,0012	0,9730	0,2879	0,1100	0,0642	0,2710	0,1107289,	0,0890
monoparental élargi	-0,0539	0,0300	0,4275	0,0010	0,0034	0,9260	0,1296	0,0970
famille élargie	-0,0166	0,5530	0,2516	0,0000	0,0161	0,4890	0,0407	0,3480
Statut d'occupation								
non locataire	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
locataire	-0,0235	0,4730	-0,0480	0,0350	-0,0670	0,0050	0,0477	0,0980
Secteur institutionnel								
public	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
privé formel	-0,0766	0,0140	-0,0913	0,0000	0,1725	0,1360	0,1599	0,1980
privé informel	-0,0465	0,3150	-0,0233	0,3620	0,1516	0,0000	0,1332	0,0010

Source: AFRISTAT, EDM 2008, calcul avec STATA

Tableau 59: Rapport des chances (déterminants de la pauvreté monétaire).

L'incidence de la pauvreté	Abidjan		Bissau		Niamey		Lomé	
	Odds Ratio	P>z						
Sexe								
masculin	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
féminin	1,2895	0,3550	0,5200	0,1160	0,6065	0,2230	0,6996	0,2160
Age								
15 - 29 ans	0,0896	0,0000	0,8905	0,7490	0,0909	0,0210	0,8568	0,5970
30 - 44 ans	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
45 - 59 ans	1,6090	0,0740	0,8471	0,5370	1,9017	0,0130	1,0349	0,9060
60 ans et +	3,4360	0,0170	1,1735	0,6790	3,0023	0,0190	1,3324	0,5070
Niveau d'instruction								
aucun	1,8105	0,0590	4,6171	0,0000	3,7396	0,0000	1,5764	0,1160
primaire	1,8438	0,0600	3,3810	0,0000	2,5149	0,0150	2,2500	0,0020
secondaire	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
supérieur	0,1098	0,0000	0,1210	0,0060	-	-	-	-
Type de ménage								
unipersonnel	0,8717	0,6840	-	-	0,1118	0,0080	0,1892	0,0020
couple sans enfant	1,5696	0,4280	-	-	0,1433	0,0510	-	-
couple avec enfant	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
nucléaire monoparental	0,9866	0,9730	5,7026	0,0320	1,8880	0,1740	2,1011	0,0440
monoparental élargi	0,4945	0,0640	13,1923	0,0000	1,0435	0,9250	2,2939	0,0440
famille élargie	0,8257	0,5680	13,5198	0,0000	1,2162	0,4720	1,3572	0,3180
Statut d'occupation								
non locataire	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
locataire	0,7836	0,4450	0,6007	0,0390	0,4400	0,0030	1,4713	0,1070
Secteur institutionnel								
public	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
privé formel	0,3607	0,0400	0,2272	0,0030	4,2458	0,0440	2,7075	0,1180
privé informel	0,6159	0,2860	0,7865	0,3530	10,6740	0,0000	4,0811	0,0120

Source: AFRISTAT, EDM 2008, calcul avec STATA

Analyse comparative de la pauvreté dans les agglomérations de l'UEMOA (Abidjan, Bissau, Niamey et Lomé) :
lien entre pauvreté et marché du travail

Tableau 60: Rapport des chances (déterminants de la pauvreté monétaire).

Situation d'activité (actif occupé)	Abidjan		Bissau		Niamey		Lomé	
	Odds Ratio	P>z						
sexe								
homme	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
femme	1,0791	0,8650	0,4227	0,0230	0,4549	0,0690	1,8138	0,2710
niveau d'instruction								
aucun	9,9415	0,0000	1,3000	0,4870	0,6128	0,2800	1,6077	0,4700
primaire	4,5114	0,0010	0,3278	0,0060	0,8538	0,7650	2,4784	0,1250
secondaire	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
supérieur	1,3529	0,6170	1,3103	0,7800	-	-	0,0649	0,0030
Statut de résidence								
présent	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
absent	0,4124	0,1710	0,9188	0,8780	0,4115	0,0870	1,2729	0,7790
lien de parenté								
chef de ménage	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
conjoint du chef de ménage	0,0510	0,0000	0,2667	0,0170	0,0585	0,0000	0,2404	0,0510
enfants du chef de ménage	0,1865	0,0100	0,0209	0,0000	0,1908	0,0230	0,0301	0,0000
père ou mère du chef ou du conjoint	-	-	0,0323	0,0000	0,0755	0,0000	-	-
autres parents du chef ou du conjoint	0,1134	0,0000	0,0459	0,0000	0,1390	0,0380	0,0699	0,0010
autres personnes non apparentées domestique	0,1957	0,1190	0,5534	0,5890	-	-	-	-
	-	-	-	-	-	-	-	-
Age								
15 - 29 ans	0,1591	0,0000	0,3387	0,0020	0,3170	0,0100	0,1122	0,0010
30 - 44 ans	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
45 - 59 ans	0,1478	0,0010	2,1702	0,0910	0,8661	0,7060	0,0181	0,0000
60 ans et +	0,0052	0,0000	0,0842	0,0000	0,1182	0,0000		
Lieu de provenance								
chef lieu région	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
chef lieu département	0,4845	0,1910	2,5027	0,0050	0,4251	0,1260	0,0527	0,0130
autre commune urbaine	1,4076	0,6930	0,5774	0,4470	0,2275	0,0190	0,0193	0,0010
village	0,4178	0,1570	3,9994	0,0020	0,6185	0,3510	0,0627	0,0170
étranger	0,2898	0,0520	0,7961	0,6790	0,6247	0,4450	0,0409	0,0080
Religion								
musulmane	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
catholique	0,3990	0,0380	0,8339	0,6030	-	-	3,1479	0,1930
évangélique	0,4597	0,1340	0,3077	0,0160	-	-	3,2190	0,2620
autres chrétiens	1,5888	0,6340	0,3686	0,0650	-	-	13,9928	0,0050
animiste	-	-	0,2858	0,0040	-	-	29,2490	0,0080
sans religion	0,5865	0,4190	0,0458	0,0000	-	-	24,9222	0,0230
autre religion	-	-	-	-	-	-	-	-

Source : AFRISTAT, EDM 2008, calcul avec STATA

Annexe 2 : Les indices d'inégalité

1. La courbe de Lorenz

La courbe de Lorenz se définit en abscisse par le pourcentage de ménages disposant des revenus les plus faibles et en ordonnée par la masse de revenu que se partagent les ménages. Si l'on note q_k la proportion de revenu total reçu par les k individus les plus pauvres :

$$q_k = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_k}{x_1 + x_2 + \dots + x_n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^k y_i \quad (1 \leq k \leq n)$$

(On pose $q_0 = 0$), la courbe de Lorenz est la courbe reliant les points $(p_k = \frac{k}{n}, q_k)$, $k = 0, 1, \dots, n$.

Si on désigne par p le rang d'un individu dans la population, $N(p)$ le niveau de vie de l'individu étant donné son rang, et m la moyenne de la distribution du niveau de vie, la courbe de Lorenz s'exprime comme suit :

$$L(p) = \frac{1}{m} \int_0^p N(q) dq$$

Où $L(p)$ est le pourcentage cumulatif total du niveau de vie détenu par une proportion cumulative p de la population, sachant que les individus sont rangés dans l'ordre croissant selon leur propre niveau de vie (Duclos et Araar, 2006)

La courbe de Lorenz est invariante par changement d'échelle (ou d'unité) sur les revenus. En revanche si tous les revenus sont augmentés d'une quantité positive, la courbe de Lorenz de la nouvelle distribution est située au-dessus de l'ancienne.

2. L'indice de GINI

L'indice de GINI, compris entre 0 et 1 (ou entre 0 et 100 selon ce qu'on veut exprimer), vise à résumer la courbe de Lorenz. Il se calcule par la formule suivante :

$$G(x) = \frac{2}{x} \frac{1}{n^2} \sum_i (ix - \sum_{k \leq i} \tilde{x}_k)$$

Une deuxième formulation de cet indice correspond à un indicateur de satisfaction qui est une fonction de bien-être social $U(x)$ linéaire accordant les poids $(2n - 1), (2n - 3), \dots, 1$ aux individus rangés selon l'ordre croissant de leur bien-être :

$$U(x) = \frac{1}{n^2} \sum_i (2(n-i) + 1) \bar{x}_i$$

dont on déduit :

$$G(x) = 1 - \frac{U(x)}{\bar{x}}$$

soit encore :

$$U(x) = \bar{x} \cdot [1 - G(x)]$$

L'indicateur de bien-être social est donc le niveau de vie moyen \bar{x} corrigé par le coefficient $1 - G(x)$, qui est compris entre 0 et 1, et qui décroît quand les inégalités augmentent. Lorsque l'indice de GINI est exprimé en pourcentage, on parle de coefficient de GINI.

Plusieurs formules existent pour le calcul de l'indice de GINI mais la formule la plus utilisée est celle donnée dans la notice explicative de la Banque Mondiale, parfois dite « formule de BROWN » s'exprimant ainsi :

$$G = 1 - \sum_{i=1}^n (F_i + F_{i-1})(Q_i + Q_{i+1}) = 1 - [f_1 Q_1 + \sum_{i=2}^n f_i (Q_i + Q_{i+1})]$$

Q est la part cumulée de la masse à répartir et F la part cumulée de la population.

Si on désigne par $f(x)$ la fonction représentative, alors le coefficient ou l'indice de GINI se calcule comme suit :

$$G = \frac{\int_0^1 [x - f(x)] dx}{\int_0^1 x dx} = 1 - 2 \int_0^1 f(t) dt$$

Ce calcul nécessite l'estimation de la courbe de Lorenz par une fonction mathématique, ce qui n'est pas chose facile. C'est pourquoi on utilise souvent la méthode d'approximation, notamment la formule de BROWN.

3. Les indices d'entropie

Les indices d'entropie, inspirés de la mesure de l'entropie en thermodynamique, sont utilisés pour mesurer les inégalités au sein d'une distribution. La formule générale des indices d'entropie s'écrit :

$$GE(\theta) = \frac{1}{n\theta(\theta - 1)} \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{x_i}{\bar{x}} \right)^\theta - 1 \right]$$

avec $\theta \in \mathbb{R}$ et n le nombre de classes.

Les indices d'entropie les plus utilisés sont obtenus pour $\theta = -1, 0, 1$ et 2 . L'indice de THEIL, limite lorsque θ tend vers 1 de l'indice d'entropie généralisé, mesurant l'écart entre la distribution égalitaire (la distribution uniforme de l'entropie dont l'entropie vaut $\ln(\frac{x_i}{\bar{x}})$) et la distribution constatée, est inspiré de la formule d'entropie de SHANNON, qui, sous certaines conditions s'écrit :

$$H = k. \sum_{i=1}^n p_i \ln(p_i)$$

Avec n le nombre d'événements possibles et $p_i, i = 1, \dots, n$ les probabilités d'occurrence de ces événements. La formule de calcul de l'indice de THEIL s'écrit donc :

$$T(x) = \lim_{\theta \rightarrow 1} GE(\theta) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{\bar{x}} \ln\left(\frac{x_i}{\bar{x}}\right)$$

Ainsi, si l'indice de THEIL est nul, alors la distribution est parfaitement égalitaire ; et s'il vaut 1 (ou 100), on est en présence d'une distribution dispersée.

Cet indice est d'autant plus sensible à un transfert qu'il a lieu entre les ménages situés à des extrêmes de la distribution. Il est séparable en la somme des indices intragroupes pondérés T_{intra} et la somme des indices intergroupes pondérés T_{inter} .

$$T(x) = \sum_{i=1}^n w^i T_i + \sum_{i=1}^n w^i \ln\left(\frac{\bar{x}^i}{\bar{x}}\right) = T_{intra} + T_{inter}$$

Où w^i est le poids du groupe i .

4. L'Indicateur d'ATKINSON

L'indice d'ATKINSON est une mesure d'inégalité de revenu donc des dépenses par tête. Il est l'un des indices mis au point par l'économiste Britannique Anthony ATKINSON Barnes. C'est un indice distinctif qui incorpore des jugements de valeur explicitement par un paramètre $a = (1 - \varepsilon)$ ($a < 1$) et qui se définit par la formule :

$$A_\varepsilon(x) = 1 - \left[\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \left(\frac{x_k}{\bar{x}}\right)^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

Pour a différent de zéro, et

$$A_1(x) = 1 - \left[\prod_{i=1}^n \frac{x_i}{\bar{x}} \right]^{1/n}$$

pour $a = 0$

Chacun de ces indices traduit l'aversion de la population pour l'inégalité : un indice d'ATKINSON valant p % signifie que la population accepterait de perdre p % de son revenu actuel pour que la distribution devienne égalitaire.

Le paramètre a (norme de l'indice, valant $-0,5$ ou $+0,5$ dans l'étude) représente cette plus ou moins forte aversion pour l'inégalité. Plus a est proche de 1 , plus l'aversion pour l'inégalité est faible : à la limite ($a = 1$), l'indice d'ATKINSON vaut 0 . En pratique, on interprète le coefficient a en remarquant que plus ce paramètre décroît, plus on attache d'importance aux transferts concernant les revenus les plus faibles.

Le paramètre ε mesure le degré d'aversion pour l'inégalité; plus ε est élevée et plus le degré d'aversion est grand dans la fonction d'utilité sociale. Si on considère une redistribution d'un individu dont le revenu est le double du récipiendaire, une valeur de $\varepsilon = 0$ ($0,2, 1, 2$) signifierait que redistribuer un dollar au pauvre serait socialement équivalent, même si le riche doit payer $1, 1,4, 2, 4$ dollars en taxes.

Si $A(\varepsilon) = 0$, alors il n'y a pas d'inégalité dans les revenus

Si on pose $a = 1 - \varepsilon$, alors pour $a < 1$, le classement obtenu à l'aide de l'indice d'ATKINSON est équivalent au classement obtenu à l'aide des mesures d'entropie généralisées

Remarque importante : Lorsque les courbes de Lorenz se croisent, on ne doit plus utiliser l'indice de GINI pour des comparaisons mais plutôt l'indice d'ATKINSON. Cet indice, comme celui de THEIL est décomposable en inégalité intragroupe et intergroupe.

Annexe 3 : Détermination du seuil de pauvreté monétaire

On distingue deux approches d'estimation du seuil de pauvreté monétaire : l'approche absolue et l'approche relative. On parle de seuil de pauvreté absolue lorsque le seuil est défini comme le coût nécessaire pour atteindre un niveau de vie de référence. On parlera de seuil de pauvreté relative lorsque le seuil est défini par rapport à un certain niveau de bien-être de la population toute entière.

1. Les approches absolues

Un seuil de pauvreté absolue est défini par un niveau absolu en deçà duquel la consommation est considérée comme trop faible pour atteindre un degré "acceptable" de bien-être.

1.1. La méthode du coût des besoins essentiels

Cette méthode est basée sur l'estimation du coût d'un panier de consommation "adéquat" permettant la satisfaction des besoins fondamentaux. Elle repose sur l'estimation des deux composantes pour la détermination du seuil de pauvreté : une composante alimentaire et une composante non alimentaire. Le seuil de pauvreté est obtenu comme la somme des seuils alimentaire et non alimentaire. L'utilisation de cette méthode impose souvent, pour l'estimation de chacune des composantes, des choix techniques qui peuvent affecter la pertinence des résultats par rapport à l'évaluation du seuil de pauvreté. Dans la pratique, on calcule le coût du panier de consommation alimentaire nécessaire pour obtenir un niveau minimal d'apport calorique. On y ajoute ensuite une allocation pour les besoins non-alimentaires. L'estimation du seuil de pauvreté par les coûts de besoins essentiels se résume par les quatre étapes suivantes :

- Etablir un objectif nutritionnel
- Choisir un panier de consommation alimentaire permettant d'atteindre l'objectif nutritionnel.
- Estimer le coût nécessaire pour acquérir le panier en question, ce qui correspond à la composante alimentaire Z_a .

- On ajoute la composante non-alimentaire Z_{na} qui n'est pas difficile à estimer.

Le seuil global de pauvreté Z correspond à la somme des seuils alimentaire Z_a et non alimentaire Z_{na} . Etant donné qu'il est recommandé d'estimer le seuil non alimentaire par l'approche suggérée par RAVALLION, alors on a $Z_{na} = (1 - a)Z_a$, avec a correspondant à la valeur estimée de la part budgétaire de l'alimentation dans les dépenses totales. Dans ces conditions le seuil de pauvreté Z est estimé comme suit :

$$\begin{aligned} Z &= Z_a + Z_{na} \\ &= Z_a + (1 - a)Z_a \\ &= (2 - a)Z_a \end{aligned}$$

1.2. La méthode de l'énergie nutritive

Cette méthode consiste à fixer le nombre de calorie de référence pour la consommation d'énergie nutritive, puis à déterminer les dépenses de consommation permettant à une personne d'assurer cette consommation. De façon concrète, le seuil de pauvreté est défini comme le montant des dépenses totales de consommation auquel on peut s'attendre lorsqu'une personne est nourrie de manière adéquate dans la société considérée. Cette approche prend également en compte la consommation non alimentaire, tant que l'on considère le niveau des dépenses totales de consommation avec lesquelles une personne satisfait généralement ses besoins calorifiques. Elle se distingue de la méthode du coût des besoins essentiels par le fait qu'elle n'impose pas l'utilisation d'un panier unique de produits alimentaires pour l'estimation du seuil alimentaire d'une zone à l'autre du pays, en fonction des habitudes alimentaires, du pouvoir d'achat des populations et de divers autres facteurs pas forcément observables.

C'est une approche qui permet difficilement d'établir un profil de la pauvreté cohérent en ce sens que les seuils de pauvreté qu'elle produit peuvent être différents (en termes de consommation réelle) d'un sous-groupe à l'autre. En effet, la relation entre la consommation d'énergie nutritive et les dépenses de consommation n'est pas la même d'une région à l'autre, d'un secteur à l'autre, d'une période à l'autre. Elle peut varier suivant le niveau de vie de la population, sa richesse, ses goûts et préférences, son niveau d'activité, les prix relatifs, l'existence ou non de biens publics, etc.

Cette méthode ne permet donc pas de garantir que les éventuelles différences constatées puissent être considérées comme intéressantes pour les comparaisons de la pauvreté. Il s'en suit que l'on peut parvenir à des comparaisons non cohérentes dans le cadre desquelles des individus que l'on jugerait avoir le même niveau de vie si l'on se basait sur leur consommations réelle totale, sont traités de manière différente. Il est, par exemple, très probable que les ménages riches achètent des calories plus onéreuses. Cela revient à admettre que l'on fixe un seuil de pauvreté à un niveau élevé dans des régions riches par rapport à des régions plus pauvres. Cela n'a pas de sens dans la mesure où riches ou pauvres, tous ont besoin du même rapport calorique de subsistance.

1.3. La méthode des seuils de 1\$/2\$ par jour et par tête

En 1990, la Banque Mondiale a converti les seuils de pauvreté de 33 pays en développement en parité de pouvoir d'achat (PPA) au prix de 1985. Le seuil obtenu varie entre 275 et 370 dollars US par personne et par an.

En 1999, elle a converti les mêmes seuils au prix de 1993 en PPA, et le nouveau seuil choisi est la médiane des dix seuils de pauvreté les plus bas. Il est égal à 1.08 dollar par jour en PPA de 1993 (généralement la Banque Mondiale arrondit ce seuil à 1\$). Ce seuil a un pouvoir d'achat analogue au seuil de 1\$ par jour en prix au PPA de 1985.

L'avantage de la méthode absolue est qu'un seuil de pauvreté absolue est essentiel pour la comparaison des taux de pauvreté entre pays et dans le temps, puisque la même référence est utilisée. Aussi, dans les pays en voie de développement, où la pauvreté est prévalent, un seuil de pauvreté est désirable pour déterminer les individus ayant un besoin « absolu » d'aide. L'inconvénient est que déterminer ce qui constitue les besoins de base est difficile parce variables selon les individus et la nature de leurs activités.

Le choix du seuil peut affecter de manière significative la mesure de la pauvreté ainsi que l'identité des pauvres. Il est donc primordial de tester la sensibilité des résultats au choix du seuil de pauvreté

2. L'approche relative

Le pourcentage généralement retenu varie entre 45% et 66% selon que le pays souhaite construire une définition plus ou moins stricte de la pauvreté. Mais l'examen des documents disponibles n'a pas permis de constater que le choix d'un seuil donné était justifié par une

analyse de sensibilité. Les exemples typiques sont un seuil de pauvreté à 50% de la consommation moyenne dans le pays (ou dans la ville), ou encore à 50% de la consommation médiane (INSEE)

L'inconvénient de l'approche relative de la pauvreté, surtout dans les pays en développement où il est indispensable de bien mettre en évidence la précarité des conditions de vie des ménages, c'est qu'elle n'apporte aucune information sur la satisfaction d'un quelconque besoin vital et comporte de fait deux insuffisances majeures : d'une part, en l'absence d'information additionnel, il est difficile, voire impossible de situer le niveau de privation que fournit une telle ligne de pauvreté. D'autre part, cette approche suggère que la pauvreté ne sera jamais éradiquée puisqu'il sera toujours possible de trouver une fraction donnée de la population (30%, 10%) qui consomme moins que le niveau du seuil retenu.

Il est donc nécessaire de bien comprendre l'information sur la nature et l'ampleur des privations des ménages qui de surcroît n'ont pas le même niveau de vie moyen. L'analyse des conditions de vie serait donc plus appropriée dans une société n'étant pas confrontée à des préoccupations existentielles majeures. En effet, elle est adaptée dans les pays d'Europe du Nord où la majorité de la population ne connaît pas ces préoccupations vitales.

Les seuils de pauvreté relative sont des mesures qui ne varient pas avec le niveau global de bien-être: ils dépendent de la distribution de la consommation, mais pas de son niveau. Dans un pays donné, si la consommation de tous les individus est multipliée par deux, la pauvreté reste cependant inchangée.

L'intérêt majeur de l'approche relative réside dans la possibilité de comparer le positionnement des sous-groupes de populations d'un même point de vue. Il est donc souhaitable que les pays qui ont adopté l'approche relative retiennent une autre plus appropriée, notamment la méthode du coût des besoins essentiels.

Table des matières

Avant-propos.....	3
<i>Remerciements</i>	4
Résumé	5
Abstract	6
<i>Sommaire</i>	7
Liste des tableaux	9
Liste des graphiques	11
Liste des encadrés	11
Liste des sigles et abréviations	12
Introduction	13
1èrePARTIE :	15
CONTEXTE D'ETUDE ET DEFINITIONS	15
CHAPITRE 1 : CADRE D'ETUDE ET REVUE DE LA LITTEARTURE.....	16
I. Problématique.....	16
II. Méthodologie et Revue de littérature	17
1. La mesure de l'inégalité.....	17
2. La mesure de la pauvreté	18
III. La structure d'accueil	25
1. Une brève présentation de la structure d'accueil.....	25
2. Comment travaille AFRISTAT ?.....	26
CHAPITRE 2 : CONTEXTE ET EVOLUTION ECONOMIQUE ENTRE 2000 ET 2008	27
I. Une brève présentation des pays.....	27
1. La Côte d'Ivoire.....	27
2. La Guinée – Bissau.....	27
3. Le Niger.....	27
4. Le Togo	28
II. Croissance: évolution du PIB	28
III. Structure démographique: pyramide des âges	32
IV. Marché du travail: taux d'activité par genre, taux de chômage	35
1. Définitions du secteur d'emploi	35

2. Application.....	36
CHAPITRE 3 : PRESENTATION DE L'ENQUETE EDM ET PLAN D'ANALYSE.....	38
I. Présentation de l'enquête.....	38
1. Généralité.....	38
2. Méthode d'échantillonnage.....	39
3. Le questionnaire.....	40
4. Le déroulement de l'enquête.....	41
5. Apurement de la base.....	42
II. Le plan d'analyse.....	42
III. Les limites de l'étude.....	42
2èmePARTIE :.....	43
LES INDICATEURS DE PAUVRETE MONETAIRES.....	43
CHAPITRE 4 : CARACTERISTIQUES SOCIODEMOGRAPHIQUES DES MENAGES.....	44
I. Structure démographique.....	44
1. Population des villes.....	44
2. Types de ménage.....	45
II. Structure du logement.....	50
III. Le secteur de l'emploi.....	50
1. Le groupe socio-économique.....	50
2. Groupe socio-économique et situation d'activité.....	53
3. Niveau d'instruction et secteur institutionnel.....	54
CHAPITRE 5 : LES INDICES D'INEGALITE ET INDICATEURS DE PAUVRETE MONETAIRES.....	56
I. Les dépenses de consommation.....	56
1. Une vue globale sur la variable d'intérêt (dépenses par tête).....	56
2. La dépense totale par tête.....	58
II. Les inégalités.....	59
1. Courbe de Lorenz.....	59
2. Indice de GINI et indice de THEIL.....	63
3. Contribution à l'indice de THEIL.....	64
4. Les indices d'ATKINSON.....	65
III. Indicateurs monétaires et Courbes stochastiques.....	66
1. Taux, profondeur et sévérité de la pauvreté.....	66
2. Courbes de dominance.....	70

CHAPITRE 6 : TEST DE ROBUSTESSE ET ANALYSE DESCRIPTIVE DE LA PAUVRETE	74
I. Test de robustesse.....	74
II. Analyse descriptive de la pauvreté dans les quatre agglomérations.....	77
1. Les hommes sont de plus en plus exposés à la pauvreté.....	77
2. Pauvreté et âge.....	78
3. Pauvreté et type de ménage	79
4. Les travailleurs indépendants plus fort contingent relatif des pauvres.....	80
5. Bas niveau d'instruction, facteur de Pauvreté	81
6. Pauvreté et inégalité sont concomitantes	82
3ème PARTIE :	85
COMPARAISON DES DETERMINANTS DE LA PAUVRETE MONETAIRE ET LIEN AVEC LE MARCHE DU TRAVAIL.....	85
CHAPITRE 7 : ANALYSE DES DETERMINANTS DE LA PAUVRETE MONETAIRE	86
I. Concepts et méthodes	86
II. Résultats de l'estimation.....	87
III. Qualité de l'estimation et Validation du modèle de pauvreté.....	90
1. Qualité de l'estimation	90
2. Validité économétrique du modèle Logit.....	91
3. Test de diagnostic (courbe ROC)	93
I. Définition et incidence	95
CHAPITRE 8 : LES TRAVAILLEURS PAUVRES.....	95
II. Les caractéristiques sociodémographiques	96
1. Structure par sexe	96
2. Un faible niveau d'instruction, cause de pauvreté des travailleurs.....	97
3. Les working poor très présents dans l'informel.....	97
4. Peu de travailleurs pauvres parmi les couples sans enfants.....	98
5. Structure par âge des travailleurs pauvres.....	99
6. Lieu de provenance	101
7. Pays de provenance.....	102
CHAPITRE 9 : ANALYSE DES DETERMINANTS DU MARCHE DU TRAVAIL.....	103
I. Résultats de l'estimation	103
II. Validité du modèle	107
1. Qualité de l'estimation	107

2. Validité économétrique du modèle logit	107
3. La courbe ROC	109
Conclusion et recommandations.....	110
<i>Bibliographie</i>	112
<i>Webographie</i>	115
Annexe 1 : Les tableaux.....	117
Les effets marginaux.....	121
Annexe 2 : Les indices d'inégalité.....	125
1. La courbe de Lorenz	125
2. L'indice de GINI.....	125
3. Les indices d'entropie.....	126
4. L'Indicateur d'ATKINSON	127
Annexe 3 : Détermination du seuil de pauvreté monétaire	129
1. Les approches absolues.....	129
2. L'approche relative.....	131
Table des matières.....	133