

« L'auteur assume l'entière responsabilité des propos tenus et des positions soutenues dans ce présent rapport. Ces propos et positions ne sont pas forcément ceux de l'Ecole Nationale Supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée (ENSEA) ni de L'Observatoire économique et statistique d'Afrique subsaharienne (AFRISTAT) »

AVANT PROPOS

- ***L' Ecole Nationale Supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée***

Créée en 1961, l'Ecole Nationale Supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée (ENSEA) est une école panafricaine basée à Abidjan (République de COTE D'IVOIRE). L'ENSEA a pour vocation la formation des cadres et techniciens de la statistique et de l'économie appliquée. A ce titre, elle forme différents cadres en statistique, parmi lesquels les Ingénieurs Statisticiens Economistes (ISE).

- ***Le cycle de formation des Ingénieurs Statisticiens Economistes***

Ce cycle de formation comprend un volet théorique et un volet pratique. Le premier volet est assuré par des cours magistraux et des travaux dirigés, alors que le second est réalisé au moyen d'exposés, d'enquêtes sur terrain et surtout d'un stage à la fin de la deuxième année de formation.

Après trois années de formation, les élèves Ingénieurs Statisticiens Economistes doivent être des agents de développement affectés auprès d'organismes internationaux, des ministères, des organismes publics et/ou privés, des grandes entreprises. C'est en tenant compte de ce objectif que les enseignements dispensés dans cette filière sont d'un niveau théorique assez poussé. Le passage à l'aspect pratique se fait de façon alternée avec des travaux de recherche encadrés, des rapports et un stage d'application de trois mois effectué à la fin de la deuxième année. C'est dans le cadre de ce stage que ce présent mémoire a été rédigé.

- ***Le document***

Ce document est le fruit d'un stage de trois mois effectué à l'Observatoire statistique et économique d'Afrique subsaharienne (AFRISTAT). Le thème de l'étude est « ***Analyse de la qualité et de la sensibilité des indicateurs de pauvreté et d'inégalité*** ».

Ce travail intéresse la structure d'accueil (AFRISTAT) parce qu'il répond à certaines préoccupations soulevées par les études antérieures. Les étudiants et les chercheurs trouveront dans ce document un exemple méthodologique de la mesure de la sensibilité d'un indicateur. Aussi les résultats de l'étude pourraient servir de base pour l'harmonisation des méthodes de mesure de la pauvreté dans les Etats membres d'AFRISTAT.

Sans prétendre être parfait, nous osons croire que le présent travail saura refléter la qualité de la formation que nous avons reçue à l'ENSEA.

Nous restons ouvert à tous commentaires ou observations de nature à parfaire ce travail.

REMERCIEMENTS

Les conditions de travail, la disponibilité de l'encadreur et la justesse des méthodes utilisées constituent autant d'éléments importants ayant conduit à la réalisation de cette étude.

Nous voudrions par ce travail remercier tous ceux qui de près ou de loin ont œuvré à son aboutissement.

Nous tenons à remercier tout le personnel de l'Observatoire statistique et économique d'Afrique subsaharienne en particulier M. Martin BALEPA, Directeur Général d'AFRISTAT, pour nous avoir permis d'effectuer dans de bonnes conditions de travail notre stage de fin de formation au sein de la structure qu'il dirige.

C'est le moment pour nous, de remercier particulièrement notre encadreur, Monsieur Siriki COULIBALY, expert en analyse de la pauvreté, pour son appui et soutien inconditionnel tant sur le domaine des techniques statistiques utilisées que sur la méthodologie d'approche des questions soulevées dans ce mémoire. Nous ne manquerons pas de remercier Mlle Aude Vescovo, pour ses conseils, remarques et suggestions à l'endroit des techniques statistiques utilisées.

Que M. KOFFI N'Guessan (Directeur de l'ENSEA) et Monsieur KOUADIO Hugues, (Directeur des études de la filière ISE) ainsi que tout le personnel de l'ENSEA reçoivent ici nos sincères remerciements pour nous avoir offert un cadre d'apprentissage adéquat.

Qu'il nous soit permis de remercier Abdoul Karim DIAMOUTENE pour avoir accepté de relire ce document.

Enfin, à tous nos camarades de la 19ème Promotion, nous disons merci.

SOMMAIRE

AVANT PROPOS.....	2
REMERCIEMENTS.....	3
SOMMAIRE.....	4
LISTE DES ILLUSTRATIONS.....	5
INTRODUCTION.....	7
CHAPITRE I: PROBLEMATIQUE ET LES PRINCIPAUX INDICATEURS DE PAUVRETE.....	10
I.1. LE PROBLEME ET OBJECTIFS DE RECHERCHE	11
I.2. LES INDICATEURS DE PAUVRETE ET D'INEGALITE	17
CHAPITRE II: EXPOSE DES PREOCCUPATIONS TECHNIQUES A EXAMINER.....	21
II.1. L'INDICATEUR DE BIEN-ETRE	22
II.2. LES PREOCCUPATIONS LIEES AU TRAITEMENT DE CERTAINES DEPENSES.....	23
II.3. LA DETERMINATION DU SEUIL DE PAUVRETE PAR LA METHODE DU CBE	28
CHAPITRE III : ANALYSE DES RESULTATS OBTENUS.....	37
III.1. LES DONNEES UTILISEES	38
III.2. LES DIFFICULTES RENCONTREES	39
III.3. EXAMEN DES RESULTATS DES PREOCCUPATIONS TECHNIQUES	39
III.4. EXAMEN DE LA SENSIBILITE DES INDICATEURS DE PAUVRETE ET D'INEGALITE	57
CHAPITRE IV : PRINCIPALES RECOMMANDATIONS ET CONCLUSION.....	69
IV.1. SYNTHESE ET PRINCIPALES RECOMMANDATIONS DE L'ETUDE	70
IV.2. CONCLUSION GENERALE DE L'ETUDE	73
REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES	74
ANNEXES	77
TABLES DES MATIERES.....	93

LISTE DES ILLUSTRATIONS

TABLEAU 1 : NOMBRE DE PRODUITS ET POIDS DES DIFFERENTS PANIER DE BIENS.....	40
TABLEAU 2 : POIDS DES PANIERS DANS LA CONSO. DES DEUX GROUPES EXTREMES.....	41
TABLEAU 3 :% D'ITEM QU'ON OCCULTE EN CHOISSANT UN AUTRE PANIER QUE CELUI DU PROFIL MOYEN.....	41
TABLEAU 4 : LES BIENS QUI NE SONT PRIS EN COMPTE DANS L'ACQUISITION PARTIELLE.....	42
TABLEAU 5 : LA CONSOMMATION EN BIEN DURABLE SUIVANT LES DEUX APPROCHES.....	43
TABLEAU 6: VARIABLES INTERVENANTS DANS LE MODELE MCO DES LOYERS FICTIFS.....	44
TABLEAU 7 : RESULTATS DE L'ESTIMATION DU MODELE D'IMPUTATION PAR MCO POUR DAKAR.....	45
TABLEAU 8: RESULTATS DES TESTS EFFECTUES SUR LE MODELE DE DAKAR.....	45
TABLEAU 9 : RESULTATS DE LA DEUXIEME ETAPES DE HECKMAN POUR DAKAR.....	46
TABLEAU 10 : CHOIX ENTRE L'ESTIMATION MCO ET CELLE EN DEUX ETAPES DE HECKMAN.....	47
TABLEAU 11 : POURCENTAGE DES MENAGES LOCATAIRE ET LOYER MENSUEL DECLARE OU ESTIME (EN CFA)...	47
TABLEAU 12: CHOIX DE LA BONNE SPECIFICATION DU MODELE D'ESTIMATION DU SEUIL NON ALIMENTAIRE.....	51
TABLEAU 13 : SEUIL GLOBAL SUIVANT LE MEME GROUPE POUR REFERENCE DE SES DEUX COMPOSANTES.....	52
TABLEAU 14 : SENSIBILITE DU SEUIL DE PAUVRETE SUIVANT LE GROUPE.....	53
TABLEAU 15 : SEUIL DE PAUVRETE ESTIME SUIVANT DES GROUPES DE REFERENCE DIFFERENTS POUR L'EVALUATION DE LA COMPOSANTE ALIMENTAIRE (ZA) ET NON ALIMENTAIRE (ZNA).....	54
TABLEAU 16 : LES DEUX ASPECTS EXAMINE DANS L'ESTIMATION DU SEUIL AVEC DES GROUPES DE REFERENCE DIFFERENTS.....	55
TABLEAU 17 : VARIATION (EN %) DU SEUIL DE PAUVRETE SUIVANT UN PROFIL FIXE DU SEUIL ALIMENTAIRE.....	55
TABLEAU 18 : VARIATION MAXIMAL (en %) DU SEUIL GLOBAL SUIVANT LES GROUPES DE REFERENCE DIFFERENTS.....	56
TABLEAU 19 : LES INDICATEURS DE PAUVRETE ET D'INEGALITE SOUS L'HYPOTHESE DE REFERENCE.....	58
TABLEAU 20 : SCHEMA DES QUATRE PREMIERES SIMULATIONS.....	59
TABLEAU 21 : INDICATEURS DE PAUVRETE DANS LA PREMIERE SIMULATION.....	60
TABLEAU 22 : SENSIBILITE (VARIATION EN %) DES INDICATEURS DE PAUVRETE PAR RAPPORT A LA 1 ^{IERE} SIMULATION.....	61
TABLEAU 23 : INDICATEURS DE PAUVRETE DANS LA DEUXIEME SIMULATION.....	62
TABLEAU 24 : INDICATEURS DE PAUVRETE DANS LA TROISIEME SIMULATION.....	64
TABLEAU 25 : INDICATEUR DE PAUVRETE DANS LA QUATRIEME SIMULATION.....	65

TABLEAU 26: SENSIBILITE (VARIATION EN %) DES INDICATEURS DE PAUVRETE A LA 4 ^{IE} ME SIMULATION	65
TABLEAU 27 : INDICATEURS DE PAUVRETE DANS LA CINQUIEME SIMULATION	66
TABLEAU 28 : INDICATEURS D'INEGALITE DANS LA CINQUIEME SIMULATION	67
TABLEAU 29 : SENSIBILITE (VARIATION EN %) DES INDICES D'ENTROPIE A LA 5 ^{IE} ME SIMULATION.....	67
TABLEAU 30 : BESOINS ENERGETIQUES DE LA POPULATION (KCAL PAR JOUR) SELON LE PAM.....	79
TABLEAU 31 : ECHELLE D'EQUIVALENCE DE LA FAO.	79
TABLEAU 32 : LES PRODUITS DU PANIER OBTENUS SELON LE PROFIL MOYEN DE CONSOMMATION	80
TABLEAU 33: COSINUS CARRE ET CONTRIBUTION DES VARIABLES SUR LE PREMIER AXE	81
TABLEAU 34 : LA DESCRIPTION DU PREMIER AXE FACTORIEL de l'ACM.....	81
TABLEAU 35 : LES VARIABLES DES MODELES D'ESTIMATION DU LOYER FICTIF	82
TABLEAU 36 : RESULTAT PAR AGGLOMERATION DE LA DEUXIEME ETAPES DE HECKMAN POUR IMPUTER LES LOYERS FICTIFS.....	83
TABLEAU 37 : PROBABILITE CRITIQUE DES TESTS REALISES SUR LE MODELE MCO.....	87
TABLEAU 38 : PREDICTION DES MODELES PROBIT SUIVANT LES AGGLOMERATIONS.....	87
TABLEAU 39 : RESULTATS DE L'ESTIMATION PROBIT SUIVANT LES AGGLOMERATIONS.....	87
TABLEAU 40 : RESULTATS PAR VILLE DU MODELE M (1)	90
TABLEAU 41 : RESULTATS PAR VILLE DU MODELE M (2)	91

INTRODUCTION

Au cours de ces quinze dernières années, la mesure et l'analyse de la pauvreté et des inégalités ont beaucoup évolué. Cette évolution est à mettre à l'actif :

- de la recherche scientifique sur les différents aspects de la pauvreté qui, depuis les années 80, ont pris de l'ampleur.
- de l'effort de la communauté internationale et des partenaires techniques et financiers par leur volonté de freiner la paupérisation des populations. C'est dans ce cadre que nous assistons aux différents financements mobilisés pour l'élaboration des Documents de Stratégie pour la Réduction de la Pauvreté (DSRP).
- du progrès technique qui facilite le traitement automatique des données servant à la mesure et à l'analyse de la pauvreté.

Bien qu'il y'a eu une amélioration dans la mesure et l'évaluation des indicateurs de pauvreté et d'inégalité, les statistiques relatives à ces aspects sont loin d'être produites avec des méthodes uniformes. En fait, il n'existe pas une méthodologie standard suivie par les producteurs de ces statistiques et les choix méthodologiques ne sont pas souvent justifiés, surtout dans les pays d'Afrique subsaharienne. De plus, au cours des différentes discussions sur la pauvreté, celles qui s'interrogent au sujet de l'origine, de la qualité, de la méthodologie et des caractéristiques des données sont relativement rares. Les analyses restent focalisées sur les résultats obtenus et laissent généralement de côté la qualité et la fiabilité des indicateurs produits.

Le calcul de ces indicateurs passe par l'estimation d'un indicateur de bien-être. La majorité des pays d'Afrique de l'ouest utilise les dépenses de consommation pour évaluer le bien-être du ménage. C'est justement au niveau de l'estimation de ces dépenses de consommation et à la manière de fixer le seuil de pauvreté que se posent les problèmes rencontrés le plus souvent. Les choix techniques adoptés au niveau de ces préoccupations portent sur l'estimation des loyers fictifs pour les ménages non locataires, le traitement des biens durables, le choix du panier de biens (lorsque le seuil est fixé par la méthode du coût des besoins essentiels), etc.

Ainsi, le calcul des indicateurs de pauvreté nécessite différents traitements et ces derniers peuvent avoir un impact sur la qualité et la sensibilité des indicateurs produits. Par ailleurs, la qualité et la robustesse des statistiques produites sur la pauvreté et les conditions de vie des ménages peuvent dépendre de la nature des données disponibles, des hypothèses sous-jacentes à la mesure de la pauvreté et des méthodes mises en œuvre afin de modéliser cette dernière. Afin d'analyser la sensibilité des principaux indicateurs de pauvreté aux différents choix méthodologiques, l'analyste de la pauvreté devra d'abord se pencher sur la méthodologie utilisée pour produire les chiffres avant de s'intéresser aux résultats obtenus.

Le choix des méthodes a potentiellement un impact sur les estimations de la pauvreté. Ce résultat est confirmé par de nombreux travaux. En effet, Eclac (1997) estime que l'incidence de la pauvreté était de **46%** (en 1994) au Mexique. Dans son rapport sur le développement, la Banque mondiale a obtenu un taux de 42,5% pour le Mexique alors que Lustig et Székely (1998) soutenaient un taux de 31,8% pour ce pays. Enfin, selon le rapport de Londono et de Székely (2000), cette statistique serait de **19,7%**. On constate ainsi, selon les auteurs considérés, une variabilité importante de l'incidence de la pauvreté et donc une vision totalement différente du Mexique selon que les pauvres représentent 20% ou 46% de la population totale. Székely (décembre 2000) signale dans son article "**Do we know how much poverty there is?**" que la différence entre ces statistiques est due principalement à des différences de méthodologie qui sont assez subtiles.

Face à ces réalités, n'est-il pas nécessaire d'évaluer la qualité et la sensibilité des indicateurs produits avant de se pencher sur l'analyse du phénomène ? C'est dans cette logique que se situe la présente étude dont l'objectif est d'analyser, dans le contexte des Etats membres d'AFRISTAT, l'impact de certains choix techniques relatifs à la détermination du seuil de pauvreté sur les indicateurs de pauvreté et d'inégalité. De façon spécifique, nous identifierons les traitements problématiques, analyserons la qualité et la pertinence de chaque traitement et évaluerons la sensibilité des indicateurs en fonction des différentes hypothèses envisageables. Par exemple, concernant l'imputation des dépenses de loyer aux non locataires, nous nous posons la question de savoir si les différentes méthodes envisageables sont toutes pertinentes. Donnent-elles fondamentalement les mêmes résultats ? D'une méthode à une autre obtient-on les mêmes résultats par rapport à l'estimation de la pauvreté et des inégalités ? Quelles améliorations préconiser en définitive ?

Les préoccupations techniques qui seront abordées dans la présente étude concernent les aspects suivants :

- le traitement des biens durables ;
- l'estimation des loyers fictifs pour les ménages non locataires ;
- le choix du panier de biens alimentaires en vue de l'estimation du seuil alimentaire ;
- la forme fonctionnelle du modèle servant à estimer le seuil non alimentaire ;
- et le choix du groupe de référence dans l'estimation du seuil non alimentaire.

Afin de répondre aux objectifs visés, l'étude sera organisée en quatre chapitres. Le premier expose la problématique, les hypothèses de recherche, et une présentation succincte des principaux indicateurs de pauvreté et d'inégalité. Après la présentation des principales préoccupations à examiner (chapitre 2), le troisième chapitre présente les bases de données utilisées, examine les principaux résultats obtenus ainsi que la sensibilité des principaux indicateurs de pauvreté et d'inégalité aux hypothèses retenues. Enfin le dernier chapitre tire les enseignements des résultats obtenus et présente les principales recommandations envisageables.

**CHAPITRE I: PROBLEMATIQUE ET LES PRINCIPAUX INDICATEURS
DE PAUVRETE.**

L'objet de ce chapitre est de préciser les contours du thème et de donner les orientations de l'étude. Après avoir posé le problème et les hypothèses de recherche, l'étude aborde une brève présentation des principaux indicateurs de pauvreté et d'inégalité à utiliser.

I.1. LE PROBLEME ET OBJECTIFS DE RECHERCHE

I.1.1. LE PROBLEME DE RECHERCHE

A l'instar des autres pays d'Afrique, les Etats membres d'AFRISTAT ont réalisé des progrès notables en matière de mesure et d'analyse de la pauvreté. En effet, tous les Etats membres¹ ont déjà élaboré au moins une fois un document d'analyse de la pauvreté. La plupart des Etats membres d'AFRISTAT est entrain d'élaborer la deuxième génération de leur Document de Stratégie pour la Réduction de la Pauvreté (DSRP).

Malgré ces progrès, deux préoccupations majeures demeurent :

- le ciblage des groupes défavorisés reste problématique. Cette situation nuit à l'efficacité des politiques socio-économiques mises en œuvre,
- les analyses de la pauvreté restent focalisées sur les résultats obtenus au détriment d'une réflexion approfondie sur la méthodologie utilisée pour produire ces indicateurs.

Il existe plusieurs méthodes de calcul des seuils absolus de pauvreté, les principales sont :

- Les seuils de 1\$, ou de 2\$, proposés par la Banque mondiale.
- Le seuil estimé par la méthode du Coût des Besoins Essentiels (CBE). C'est cette dernière qui est généralement adoptée dans les Etats membres d'AFRISTAT (15 sur 19 des Etats utilisent la méthode).

L'estimation du seuil de pauvreté (absolue) par cette méthode, repose sur la détermination de deux composantes : une composante alimentaire et une composante non alimentaire. Le seuil global de pauvreté est la somme des seuils alimentaire et non alimentaire.

L'utilisation de la méthode impose souvent au niveau de l'estimation des composantes alimentaire et non alimentaire des choix techniques qui peuvent affecter la pertinence des résultats obtenus.

¹ Le profil de pauvreté provisoire 2006 de la Guinée Equatoriale est disponible depuis Août 2007.

Les préoccupations techniques relatives à l'estimation du seuil alimentaire :

Elles concernent notamment :

- le mode de sélection du panier alimentaire : ce point soulève la question relative au nombre de produits de ce panier ainsi que le choix du groupe de référence à considérer ;
- le choix du seuil calorique normatif : c'est une décision technique qui peut avoir d'importantes conséquences socio politiques.

Les préoccupations techniques relatives à l'estimation du seuil non alimentaire :

Elles concernent :

- la démarche méthodologique pour l'estimation de cette composante ainsi que le groupe de référence à considérer ;
- la forme fonctionnelle du modèle économétrique relatif au choix de l'approche suggérée par Ravallion.

Les préoccupations relatives à l'estimation de l'indicateur du niveau de vie des ménages concernent le traitement particulier de certaines dépenses telles que :

- l'estimation des loyers fictifs ;
- la prise en compte ou non de la structure et de la composition des ménages ;
- le mode de traitement de l'autoconsommation alimentaire ;
- le traitement des biens durables .

C'est là une liste non exhaustive des choix techniques à faire pour la mesure de la pauvreté. Certains de ces choix interviennent aussi dans la mesure des indicateurs d'inégalité. Généralement, chaque Etat membre d'AFRISTAT fait ses choix sans forcément les justifier systématiquement et souvent, sans examiner leurs pertinences. Or ces choix peuvent affecter la fiabilité des résultats obtenus lors du calcul des indicateurs de pauvreté et d'inégalité.

Ainsi, afin de mesurer effectivement ce que l'on veut analyser, de réduire les divergences dans la mesure et l'analyse de la pauvreté dans les Etats membres d'AFRISTAT, la mise en place d'une démarche méthodologique harmonisée est indispensable. Il s'agit donc d'examiner de façon particulière certaines orientations méthodologiques de la mesure et de l'analyse des indicateurs de pauvreté et d'inégalité dans les Etats membres d'AFRISTAT.

Face à ces différentes réalités, il importe de s'interroger sur la qualité et la sensibilité des indicateurs de pauvreté et d'inégalité. Plus précisément, dans le cadre de cette étude, on se pose les questions suivantes:

- existe-il des différences significatives entre les résultats des différentes manières de traiter certains aspects de la mesure de la pauvreté ?
- les inférences statistiques produites par rapport aux résultats obtenus sont-elles pertinentes ?
- sur la base des mêmes données, les indicateurs de pauvreté et d'inégalité produits varient-ils fondamentalement d'une méthode à une autre ?

Au-delà de ces résultats, le présent rapport se propose d'examiner, pour chacun des points abordés, la robustesse des résultats obtenus. Cette information sera tirée de l'analyse des résultats tels qu'ils sont observés dans les différentes agglomérations urbaines retenues².

Le présent rapport vise à examiner les cinq préoccupations techniques suivantes :

- ***le mode de traitement de l'estimation des loyers fictifs***

Dans l'estimation des dépenses totales du ménage, il s'agit de se poser la question de savoir comment évaluer le coût du loyer des ménages non locataires ?

- ***le traitement des biens durables***

Contrairement au cas des biens non durables, les biens de consommation durables peuvent être utilisés de façon répétée ou continue sur une période d'au moins un an. Faut-il traiter ces biens comme les autres (on traite de l'acquisition à la période d'observation) ou bien proposer une estimation de la consommation annuelle de ces biens (coût d'usage).

- ***le processus de sélection du panier de biens dans l'estimation du seuil alimentaire***

L'estimation du seuil alimentaire passe par le choix d'un panier de biens. Comment choisir ce dernier ?

- ***la forme fonctionnelle du modèle d'estimation du seuil non alimentaire***

L'estimation du seuil non alimentaire par l'approche de Ravallion nécessite une estimation économétrique. Quelle est la meilleure spécification du modèle ?

- ***le choix du groupe de référence dans l'estimation du seuil non alimentaire***

Le calcul du seuil non alimentaire nécessite le choix d'un groupe de référence. Après le choix de la forme fonctionnelle du modèle, sur quel groupe d'individus doit-on effectuer la régression ?

² Les données qui seront utilisées portent sur la principale agglomération de six Etats membres de l'UEMOA : Bamako, Cotonou, Dakar, Lomé, Niamey et Ouagadougou.

I.1.2.OBJECTIFS DE L'ETUDE

Cette section aborde les objectifs de l'étude. Après avoir précisé l'objectif général, la clarification de ce dernier par les objectifs spécifiques permet de situer l'importance du travail à réaliser.

I.1.2.1. OBJECTIF GENERAL DE L'ETUDE

L'objectif général de ce mémoire est d'analyser la qualité et la sensibilité de différents indicateurs de pauvreté et d'inégalité aux différents traitements faits par rapport à l'indicateur de bien-être (les dépenses de consommation par tête ou par équivalent adulte) et aux choix techniques retenus lors de l'estimation du seuil de pauvreté par la méthode du coût des besoins essentiels.

I.1.2.2. OBJECTIFS SPECIFIQUES DE L'ETUDE

- Présenter les choix techniques à examiner. Allant de l'estimation de l'indicateur de bien-être au calcul des deux composantes du seuil de pauvreté, il s'agit, pour chacune des préoccupations à examiner, de présenter les différentes méthodes de traitement en vigueur. Il faut faire une brève présentation des autres préoccupations qui ne seront pas examinées dans le présent rapport et de préciser les méthodes de traitement adoptées pour ces choix techniques.
- Pour chaque préoccupation à examiner, justifier la méthode la plus rigoureuse pour traiter le problème. Partant des critères statistiques, il s'agit de retrouver la méthode la plus optimale pour traiter un aspect donné.
- Vérifier si les indicateurs de pauvreté et d'inégalité varient fondamentalement selon la méthode adoptée pour le traitement des préoccupations examinées. Par un jeu de simulation, il s'agit de calculer les indicateurs de pauvreté et d'inégalité sous différentes hypothèses et de comparer les résultats obtenus.
- Enfin il faut proposer une démarche méthodologique harmonisée pour le traitement des préoccupations examinées. Partant des méthodes optimales pour les choix techniques et de la sensibilité des indicateurs aux différents choix, il faut formuler des recommandations méthodologiques. Ces recommandations visent à harmoniser les méthodes de production des indicateurs, du moins au niveau des préoccupations qui sont examinées.

Ces objectifs spécifiques nous conduisent à examiner les hypothèses déclinées ci-après.

I.1.3. HYPOTHESES DE L'ETUDE ET METHODOLOGIE DE RECHERCHE

Cette section pose les hypothèses à tester et propose un schéma méthodologique pour réaliser ces tests.

I.1.3.1. HYPOTHESES DE L'ETUDE

L'objectif visé à ce niveau est d'examiner l'impact de certains a priori (hypothèses) afin d'orienter dans l'avenir, les choix des analystes par rapport aux différents aspects considérés.

Ces aspects sont déclinés comme suit :

1.1.3.1.1. Hypothèse 1

Le choix du panier de biens lors de l'estimation du seuil alimentaire : les paniers de biens alimentaires diffèrent selon le groupe de référence considéré.

1.1.3.1.2. Hypothèse 2

La consommation des biens durables : les méthodes d'estimation de la dépense de consommation en biens durables conduisent à des résultats différents.

1.1.3.1.3. Hypothèse 3

L'imputation des loyers fictifs : les différentes méthodes d'estimation du loyer fictif aboutissent à des résultats fondamentalement différents.

1.1.3.1.4. Hypothèse 4

Forme fonctionnelle du modèle servant à estimer le seuil non alimentaire : les formes fonctionnelles du modèle proposé par Ravallion donnent généralement de faibles inférences statistiques.

1.1.3.1.5. Hypothèse 5

Le choix du groupe de référence dans l'Estimation du seuil non alimentaire : le seuil de pauvreté varie selon le groupe de référence choisi dans l'estimation de ses différentes composantes.

1.1.3.1.6. Hypothèse 6

Les indicateurs de pauvreté et d'inégalité sont sensibles à la manière dont-on traite un des aspects considérés.

I.1.3.2. METHODOLOGIE DE RECHERCHE

Afin d'atteindre les objectifs de l'étude et vérifier les hypothèses formulées, la démarche suivante a été retenue :

🚦 ETAPE 1 :

- Pour chacun des cinq aspects, procéder à différentes méthodes d'estimation du sous indicateur entrant dans le calcul du seuil de pauvreté et évaluer la qualité et les différences entre les résultats obtenus. Par exemple, pour l'aspect concernant les loyers fictifs (dépense de loyer des non locataires), après avoir estimé le modèle d'imputation des loyers fictifs par différentes méthodes, il faut analyser la pertinence et les inférences statistiques des différents résultats obtenus. A la fin de cette étape on pourra apprécier la qualité, la pertinence et la robustesse des différentes méthodes utilisées pour estimer les loyers fictifs.

- Ainsi, pour chaque aspect considéré, retenir la méthode la plus rigoureuse et robuste permettant de répondre au problème examiné.

Notons A_1^* la méthode rigoureuse pour traiter les loyers fictifs, A_2^* celle pour traiter les biens durables, A_3^* celle pour le choix du panier de biens, A_4^* le choix de la forme fonctionnelle du modèle de Ravallion. Et enfin A_5^* la manière optimale de choisir le groupe de référence dans l'estimation du seuil non alimentaire.

🚦 ETAPE 2 :

- Retenir la démarche rigoureuse de référence relative aux aspects considérés. Soit H^* cette situation de référence, on a donc :

$$H^* = A_1^* + A_2^* + A_3^* + A_4^* + A_5^*$$

Sous l'hypothèse H^* , il s'agit de calculer les différents indicateurs de pauvreté et d'inégalité.

- Pour mesurer la sensibilité de ces indicateurs, il faut procéder à des simulations en considérant les hypothèses suivantes :

$$H_{(-i)}^j = A_1^* + \dots + A_{(i-1)}^* + A_j + A_{(i+1)}^* + \dots + A_5^*$$

C'est-à-dire, qu'on change dans H^* la manière de traiter l'aspect i , par exemple au lieu de traiter les loyers fictifs par une méthode (1), on les traite par une méthode (2). Ce changement nous permettra d'évaluer la sensibilité des indicateurs (de pauvreté et d'inégalité) considérés aux différentes façons de traiter l'aspect i , ici les loyers fictifs. Cette méthode, appliquée à

l'ensemble des données utilisées, permettra d'évaluer l'impact sur les indicateurs de pauvreté et d'inégalité de cette option.

- On peut par la suite faire varier plusieurs aspects afin d'évaluer l'impact cumulé de différents aspects considérés. Cependant, cette méthode doit être traitée avec prudence afin d'éviter les effets probables de compensation entre les différents écarts.

ETAPE 3 :

- Validation de la sensibilité et de la robustesse de résultats obtenus :

La mesure de la robustesse s'effectue en observant la tendance générale des résultats au niveau des six agglomérations³. A ce niveau, des outils statistiques appropriés (le coefficient de variation, l'intervalle de confiance, etc.) permettront de tirer les enseignements qui s'imposent.

I.2. LES INDICATEURS DE PAUVRETE ET D'INEGALITE

Cette section présente brièvement les indicateurs de pauvreté et d'inégalité généralement utilisés et précise ceux qui seront valorisés dans le cadre de ce rapport.

I.2.1. LES INDICATEURS DE PAUVRETE

Les indicateurs de pauvreté les plus utilisés sont ceux de la famille FGT (Foster, Greer et Thorbecke -1984-). Leur formule générique s'écrit :

$$P_{\alpha} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^{\alpha}, \text{ avec } \alpha \geq 0$$

Où **n** désigne le nombre d'individus dans la population totale, **Z** le seuil de pauvreté, **Y** l'indicateur de bien-être (généralement le revenu ou la consommation) considéré, **q** le nombre de pauvres dans la population, **α** s'interprète comme le degré d'aversion pour la pauvreté.

Selon que **α** soit égal à zéro, un ou deux, on obtient trois indicateurs de pauvreté qui sont complémentaires et tiennent compte des insuffisances de l'indicateur de rang inférieur.

³ Les données utilisées portées sur six capitales économiques (Bamako, Cotonou, Dakar, Lomé, Niamey, Ouagadougou) des Etats membres de l'UEMOA.

1.2.1.1. L'incidence de la pauvreté

Pour α égal à zéro on obtient :

$$P_0 = \frac{q}{n}.$$

C'est la proportion de pauvre dans la population totale. Cet indicateur est intéressant car il donne une première vue du phénomène. Cependant, il ne tient pas compte de la situation des pauvres par rapport au seuil de pauvreté. Il ne donne, par exemple, aucune information sur la détérioration éventuelle des conditions de vie des pauvres. Par exemple, P_0 reste constante lorsque la dotation d'un pauvre diminue.

Afin prendre en compte ces insuffisances, il est usuel de mesurer aussi l'écart relatif moyen au seuil de pauvreté (P_1).

1.2.1.2. Le gap de la pauvreté

Il s'obtient pour α égal à un.

$$P_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z - y_i}{z} \right).$$

Ici, les différences entre les ménages (ou individus) sont prises en compte par rapport au seuil de pauvreté. P_1 est souvent appelé gap ou profondeur de la pauvreté. Il permet de mesurer le montant qu'il faut affecter aux pauvres pour les ramener au niveau du seuil de pauvreté. Dans ce sens, cet indicateur reste très intéressant car on peut avoir une grande proportion de pauvres avec des consommations proches du seuil de pauvreté, (on peut donc les faire sortir facilement de la pauvreté) ou bien une proportion faible de pauvres avec des consommations très éloignées du seuil de pauvreté. Cependant, l'indicateur ne tient pas compte de la distribution de la consommation parmi les pauvres. C'est ainsi qu'on le complète généralement par un autre indicateur appelé sévérité de la pauvreté (P_2).

1.2.1.3. La sévérité de la pauvreté

Elle s'obtient pour α égal à deux.

$$P_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^2.$$

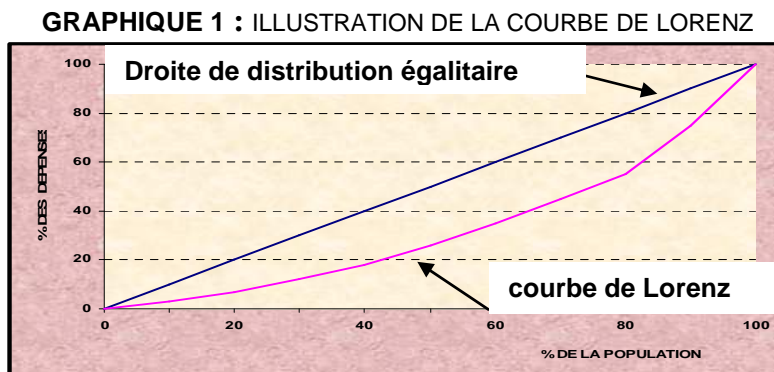
Aussi appelée écart de pauvreté au carré, contrairement à P_1 , P_2 augmente lorsque la distribution de la consommation entre les pauvres devient plus inégale.

I.2.2. LES INDICATEURS D'INEGALITE

I.2.2.1. L'indice de Gini

L'indice de Gini est une mesure d'inégalité qui varie entre zéro et un. Il vaut zéro lorsqu'on a une égalité parfaite. Si sur le plan graphique on peut l'appréhender facilement, sa formulation mathématique ne fait pas l'objet d'une convention. Graphiquement le coefficient de Gini mesure deux fois la surface comprise entre la première bissectrice et une courbe dite de Lorenz. La courbe de Lorenz indique le pourcentage des dépenses totales qui sont effectuées par un certain pourcentage de la population dont les individus ont été au préalable classés par ordre croissant de niveau de vie.

Le graphique suivant illustre la courbe de Lorenz.



Source : à partir des données fictives

Morrison propose la formule suivante pour la mesure de cet indice. Pour une distribution de n individus, avec comme dépense de consommation moyenne μ on a :

$$G = \frac{1}{2\mu n^2} \sum_i \sum_j |y_i - y_j|.$$

Où Y_i désigne la part de l'individu i dans la consommation.

La formulation la plus simple du calcul de l'indice est fondée sur la covariance entre le revenu Y et le rang F d'un individu :

$$G = 2 \text{cov}(Y, F) / \bar{Y}.$$

\bar{Y} est la consommation moyenne de la population. Le rang F va de 0 (individu le plus pauvre) à 1 (individu le plus riche).

Pour tenir compte de certaines parties de la distribution, une autre formulation de l'indice est la suivante :

$$G(v) = \frac{-v \text{cov}[Y, (1 - F)^{v-1}]}{\bar{Y}}$$

Plus la pondération ν est élevée, plus la partie inférieure de la distribution voit son importance renforcée. On constate que ν égale 2 correspond à la formulation précédente.

1.2.2.2. Le coefficient de variation

Le coefficient de variation d'une distribution est le rapport entre l'écart type et la moyenne de cette distribution. On a $CV = \frac{\sigma}{\mu}$. Ce coefficient, sans unité, est surtout intéressant pour comparer la distribution de différentes variables ou d'une variable à des dates différentes. Il permet de se prononcer sur l'homogénéité des distributions.

1.2.2.3. Ratio de dispersion des quantiles

Le ratio de dispersion des quantiles permet d'exprimer la consommation (ou de façon générale l'indicateur de bien-être choisi) d'une catégorie de la population comme un multiple de la consommation d'une autre catégorie. Par exemple, pour les déciles, on peut considérer le ratio de la consommation ou du revenu moyen des 10% les plus riches de la population par celui des 10% les plus pauvres.

1.2.2.4. Les indices d'entropie

La formule générique des indices d'entropie est la suivante :

$$GE(\theta) = \frac{1}{n\theta(\theta-1)} \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{Y_i}{\mu} \right)^\theta - 1 \right], \text{ pour } \theta \neq 0 \text{ et } 1.$$

$$\text{On a } GE(0) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{Y_i}{\mu} \right), \quad GE(1) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{Y_i}{\mu} \ln \left(\frac{Y_i}{\mu} \right) \text{ et } GE(2) = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{Y_i}{\mu} \right)^2 - 1 \right]$$

Contrairement à l'indice de Gini qui est plus sensible aux variations dans les tranches intermédiaires, les indices d'entropie examinent l'inégalité le long de la distribution considérée. Plus θ est grand, plus $GE(\theta)$ est sensible aux variations dans la tranche supérieure. Inversement plus θ est faible, plus $GE(\theta)$ est sensible aux variations dans la tranche inférieure.

1.2.3. LES INDICATEURS CONSIDERES DANS CE RAPPORT

Dans le présent rapport, nous allons considérer les indicateurs les plus fréquemment utilisés dans les Etats membres d'AFRISTAT. Il s'agit des indicateurs FGT pour α égal 0 et 1, de l'indice de Gini, des indices d'entropie généralisés pour θ égal 0, 1, 2 et du ratio de dispersion des déciles.

**CHAPITRE II: EXPOSE DES PREOCCUPATIONS TECHNIQUES A
EXAMINER**

La mesure des indicateurs de pauvreté par la méthode du coût des besoins essentiels passe par : l'estimation d'un indicateur de bien-être, celle d'un seuil de pauvreté alimentaire et d'un seuil de pauvreté non alimentaire.

L'objet de ce chapitre est de présenter l'indicateur de bien-être choisi ainsi que les différents choix techniques qui interviennent au niveau de l'estimation des composantes du seuil de pauvreté. Pour les aspects qui ne seront pas examinés, la méthode de traitement généralement adoptée sera tout de même rappelée brièvement.

II.1. L'INDICATEUR DE BIEN-ETRE

Les indicateurs de bien-être les plus utilisés sont les dépenses de consommation et le revenu. Tous les Etats membres d'AFRISTAT utilisent les dépenses de consommation comme estimateur du niveau de vie des individus. La préférence de ces dépenses par rapport au revenu peut se justifier au moins par les trois points suivants :

- la consommation est naturellement liée au bien-être des individus alors qu'on ne sait pas a priori l'utilisation qui sera faite du revenu ;
- la consommation est plus stable dans le temps que le revenu, surtout en milieu rural (cas de faible pluviométrie par exemple) et dans le secteur informel ;
- la consommation est plus facilement mesurable que le revenu, surtout dans les pays en développement où les populations sont retissantes à déclarer leur revenu.

Dans le présent rapport, l'indicateur de bien-être considéré est la dépense de consommation du ménage.

Retenir les dépenses de consommation comme indicateur de bien-être conduit à des choix techniques concernant certaines composantes de cette consommation. Parmi les préoccupations techniques à examiner, deux se trouvent dans ce champ. Il s'agit du traitement des biens durables et de l'estimation des loyers fictifs.

II.2. LES PREOCCUPATIONS LIEES AU TRAITEMENT DE CERTAINES DEPENSES

II.2.1. LES BIENS DURABLES POSSEDES PAR LES MENAGES

Selon le SCN 1993 : « la distinction entre biens durables et biens non durables ne repose pas sur un critère de durabilité physique en tant que tel, mais plutôt sur le fait de savoir si les biens ne peuvent être utilisés qu'une seule fois pour la production ou la consommation, ou s'ils peuvent être utilisés de façon répétée ou continue »

Contrairement au cas des biens non durables, les biens de consommation durables peuvent être utilisés de façon répétée ou continue sur une période d'au moins un an. La prise en compte de ces biens n'est pas toujours la même que celle des biens non durables. Les méthodes de traitement des Etats membres se résument en trois groupes.

- ***Intégration globale de l'ensemble des biens durables acquis***

Cette approche consiste à imputer la valeur totale des biens acquis au cours de la période d'observation comme consommation en bien durable du ménage. On traite donc de l'acquisition à la période d'observation. La méthode suppose que les biens acquis sont tous effectivement consommés au cours de la période d'observation, ce qui n'est pas du tout vrai pour le cas des biens durables. De plus, la méthode peut conduire à une surestimation (lorsque l'enquête se réalise en périodes de promotions) ou à une sous-estimation (enquête réalisée au moment où les ménages ont des difficultés financières).

- ***Intégration partielle des biens durables acquis***

Inspirée de l'approche précédente, cette méthode traite de l'acquisition des biens à la période d'observation mais sans tenir compte des biens de très grande valeur (comme certains moyens de déplacement notamment les véhicules, les camions). La non prise en compte des biens durables de très grande valeur peut se justifier par leur achat très irrégulier et par le fait de vouloir éviter en partie une surestimation des dépenses de consommation.

L'application de cette méthode suppose que l'on puisse fixer un seuil à partir duquel le bien sera considéré comme de très grande valeur, ce qui n'est pas évident. Pour répondre à cette préoccupation on peut examiner la distribution des dépenses et aviser par la suite. De plus, comme la méthode traite de l'acquisition à la période d'observation (on ne prend pas en compte les biens achetés avant la période d'observation), le fait de ne prendre en compte que certains biens peut conduire à une forte sous-estimation des dépenses, lorsque l'enquête se réalise en période de difficultés financières par exemple.

• ***Prise en compte de la valeur d'usage du bien durable***

En réalité, la consommation d'un bien durable dépasse très souvent la période d'observation (qui est généralement d'une année). Donc, en toute rigueur, on doit étaler la consommation de ces biens sur la période d'utilisation et ne prendre ainsi en compte qu'une partie de la valeur de ces biens. Ainsi, cette méthode consiste à considérer comme consommation en biens durables la valeur d'usage de ces biens. Cette valeur d'usage étant calculée sur le stock de biens, les biens acquis avant la période d'observation sont cette fois-ci pris en compte.

En théorie, on peut estimer le coût d'usage d'un bien de la manière suivante : supposons que l'on paye un bien au début de la période 1 pour une valeur égale à P_1 , on peut vendre ce bien d'occasion à P_2 à la fin de la période 1. En notant R_1 le taux d'intérêt nominal appliqué au consommateur en début de période, le coût d'usage U_1 au cours de la période 1 s'écrit :

$$U_1 = P_1 - \frac{P_2}{(1 + R_1)}.$$

Le problème qui se pose dans l'application de cette formule est la détermination du taux d'intérêt nominal appliqué au ménage considéré. De plus cette théorie suppose qu'à partir d'un certain moment le bien durable en question n'apporte aucune utilité, ce qui n'est pas toujours vrai.

La manière de déterminer les valeurs d'usage des biens oppose souvent les Etats. Parmi les approches adoptées, la plus simple et qui semble acceptable est d'estimer un taux de dépréciation des actifs possédés par le ménage ainsi que la valeur sur laquelle s'applique ce taux. Pour les biens acquis à la période d'observation on peut considérer leur valeur d'acquisition comme base de calcul de la dépréciation. Quant aux biens en stock, leur valeur comptable est estimée (par exemple) par la médiane des valeurs des mêmes biens acquis pendant l'enquête. Cependant, l'application de cette méthode nécessite l'existence d'un nombre suffisant de biens (dans chaque catégorie de biens) ainsi que l'information sur l'âge moyen des biens en stock.

Pour des contraintes de données, nous n'appliquerons dans le présent rapport que l'approche qui intègre tous les biens durables acquis et celle qui n'intègre pas les biens de très grandes valeurs.

II.2.2. ESTIMATION DES LOYERS FICTIFS

Les dépenses de loyer font partir du champ de la consommation du ménage. Si ce dernier est locataire, le montant de la location constitue sa dépense de consommation en loyer. S'il n'est pas locataire, il va falloir trouver une estimation du montant du loyer qu'il aurait dû payer s'il était en location : c'est le loyer fictif. On peut, par exemple, demander au ménage enquêté de donner une estimation de la valeur du loyer de son logement s'il était en location : c'est la déclaration directe du loyer fictif. Hormis cette méthode de collecte directe, généralement on prédit le loyer des non locataires à l'aide d'un modèle économétrique.

Partant des déclarations de loyer par les locataires, on prévoit le montant du loyer des non locataires. Pour cela on distingue généralement deux approches.

- ***Loyer fictif estimé par un modèle de régression linéaire***

Partant des données relatives aux dépenses de loyer payées par les ménages locataires, on estime un modèle linéaire par les moindres carrés ordinaires (MCO) en prenant le montant du loyer comme variable à expliquer, et certaines caractéristiques pertinentes du logement comme variables explicatives. Les caractéristiques généralement prises en compte sont : le type de logement habité, les caractéristiques du mur, du toit, du sol, le nombre de chambres à coucher, la principale source d'accès à l'eau potable, la principale source d'éclairage, le type de toilette utilisée, le mode d'évacuation des ordures ménagères, la principale source de combustible pour la cuisine, éventuellement la caractéristique du milieu de résidence (lotie ou non), la région de résidence, le quartier, etc.

On constate déjà que l'estimation est faite uniquement sur un échantillon de ménages locataires (car la variable à expliquer : montant payer pour la location, n'est pas disponible pour les ménages non locataires) ; alors que la prévision concerne uniquement des ménages non locataires. Les deux groupes (locataires et non locataires) n'ayant pas forcément les mêmes comportements et ne bénéficiant pas des mêmes avantages, l'application des MCO afin de prévoir les loyers fictifs peut en réalité comporter des biais. De plus, cette méthode d'estimation se base uniquement sur des caractéristiques observables pour estimer les loyers fictifs. Or deux ménages peuvent avoir des logements ayant les mêmes caractéristiques et ne pas payer le même montant de loyer. Pour pallier ces insuffisances on utilise un modèle de sélection en deux étapes avec correction du biais de sélection.

● **Loyers fictifs estimés par un modèle de sélection**

Dans le modèle d'estimation des loyers fictifs, la variable dépendante (montant du loyer) n'est pas parfaitement observée : on n'observe pas les dépenses de loyer des non locataires. L'observation des dépenses de loyers est liée au fait d'être locataire. La variable dépendante (montant de loyer) est donc censurée et le phénomène de censure porte sur le fait d'être locataire ou non. En présence d'un tel phénomène, il n'est pas a priori rigoureux de faire une estimation par les MCO.

En présence d'effet de sélection, Heckman⁴ a proposé une méthode d'estimation en deux étapes. Le principe de la méthode se trouve en annexe 1.

De façon résumée, la méthode de Heckman passe d'abord par l'estimation d'une équation de sélection (on utilise souvent un modèle probit ou logit), ce qui nous permet de calculer un estimateur d'une variable appelée ration inverse de Mills. On estime ensuite un modèle linéaire par la méthode des moindres carrés ordinaires après avoir intégré le ratio de Mills parmi les explicatives. Si le coefficient de cette dernière est significatif alors on a correction de l'effet de sélection, sinon on conclut qu'il n'y a pas d'effet de sélection et que les MCO suffisent pour faire l'estimation.

Les lignes qui suivent informent sur la procédure suivie afin d'estimer les loyers fictifs.

Procédure d'estimation :

- Pour estimer le modèle d'imputation des loyers fictifs par la méthode des moindres carrés ordinaires, nous allons utiliser la régression pas à pas avec une méthode ascendante. Différents tests seront effectués avant de retenir le dernier modèle.
- Après avoir estimé le modèle par MCO, il s'agit de tester l'existence éventuelle d'un effet de sélection. Pour cela, on estime un modèle probit en prenant comme variable dépendante la variable binaire locataire ou non. Toutes les variables explicatives qui sont dans le modèle MCO seront d'office intégrées dans le modèle probit. D'autres variables telles que la catégorie socio professionnelle (CSP) du chef de ménage, son âge, sa situation matrimoniale, la CSP de son père, etc. qui sont sensées expliquer la probabilité d'être locataire sont aussi intégrées dans le modèle probit. Ces dernières variables seront intégrées selon leur degré de liaison avec la variable binaire locataire. La liaison sera mesurée par le coefficient de Cramer.

⁴ Heckman J. J., Sample selection bias as a specification error, *Econometrica*, vol 41, Jan 1979.

Comment choisir entre l'estimation MCO et celle de Heckman ?

Après avoir calculé le ratio inverse de Mills à partir du modèle probit estimé, il faut l'intégrer comme variable explicative dans le modèle MCO. Après réestimation de ce dernier modèle, il suffit d'observer la significativité du coefficient de la variable ratio inverse de Mills. Si ce coefficient est significatif alors il y a eu correction de l'effet de sélection : on ne peut pas appliquer les MCO, il faut tenir compte de l'effet de sélection. Dans le cas d'un coefficient non significatif on n'a pas de sélection et on peut appliquer les MCO pour imputer les loyers fictifs. Les résultats seront confirmés en comparant les statistiques :

R² ajusté : le meilleur modèle est celui ayant un R² ajusté le plus élevé.

La somme des carrés des résidus (SS) : le meilleur modèle est celui ayant un SS petit.

Les lignes qui suivent informent sur les autres aspects qui interviennent également dans l'estimation de la dépense de consommation du ménage. Pour chaque aspect on précisera la méthode de traitement adoptée même si les préoccupations ne sont pas examinées dans ce rapport.

● ***LES DEPENSES DES FETES ET DES CEREMONIES***

Ces dépenses ne sont pas effectuées seulement à l'honneur des membres du ménage. En effet, de nombreuses personnes sont associées à la consommation lors de l'évènement. ***Donc, par souci de ne pas surestimer le niveau de consommation du ménage, les dépenses des fêtes et des cérémonies ne seront pas prises en compte.***

● ***LES TRANSFERTS EN NATURE ET EN ESPECE DES MENAGES***

Les transferts en nature sont considérés comme une partie de la consommation courante des ménages. Ils sont pris en compte au niveau des ménages qui les reçoivent.

Concernant les transferts en espèce, ils sont considérés comme des revenus en attente d'affectation, rien ne certifie que ces transferts reçus seront consacrés à la consommation. En conséquence ces transferts ne sont pas pris en compte dans la consommation du ménage qui les reçoit.

Dans la présente étude, les transferts en espèce ne seront donc pas pris en compte. Quant aux transferts en nature, ils seront considérés comme une dépense de consommation des ménages qui les reçoivent.

● **LES DEPENSES D'INVESTISSEMENT EN LOGEMENT DES MENAGES**

Les dépenses d'investissement en logement des ménages ne font pas partir du champ de la consommation des ménages.

Dans la présente étude, les dépenses d'investissement en logement ne sont pas considérées dans l'estimation de la consommation du ménage.

● **LES TRAVAUX DOMESTIQUES REALISES PAR LES MEMBRES DU MENAGE**

Pour le moment, les travaux domestiques ne sont pas valorisés dans les Etats membres d'AFRISTAT. La prise en compte de ces travaux nécessite un module de collecte et de traitement de ces informations.

Dans notre étude les travaux domestiques ne sont pas pris en compte.

● **L'AUTOCONSOMMATION DES MENAGES**

L'évaluation de l'autoconsommation se fait généralement auprès des enquêtés. On formule des questions sur la valeur des dépenses en produits autoconsommés sur une période donnée ou choisie par le ménage.

Dans cette étude l'autoconsommation est déclarée par le ménage et intervient dans sa consommation.

Les aspects ci-dessus interviennent dans l'estimation de la dépense totale de consommation du ménage (une fois que cette dernière a été choisie comme indicateur de bien-être du ménage). Quant on choisit d'évaluer le seuil de pauvreté par la méthode du coût des besoins essentiels, d'autres préoccupations s'ajoutent à celles présentées ci-dessus. Dans le présent rapport on s'intéresse à trois de ces choix techniques. Il s'agit du choix du panier de bien, du choix du groupe de référence et de la forme fonctionnelle du modèle proposé par Ravallion pour l'estimation du seuil non alimentaire.

II.3. LA DETERMINATION DU SEUIL DE PAUVRETE PAR LA METHODE DU CBE

La méthode du coût des besoins essentiels (CBE) repose sur l'estimation de deux composantes pour la détermination du seuil de pauvreté : une composante alimentaire et une non alimentaire. Le seuil de pauvreté est obtenu comme la somme des seuils alimentaire et non alimentaire. On a donc :

$$Z_{global} = Z_{alimentaire} + Z_{non\ alimentaire}$$

L'estimation de ces deux composantes conduit à des choix techniques qui méritent d'être étudiés.

II.3.1. ESTIMATION DU SEUIL ALIMENTAIRE

Le seuil de pauvreté alimentaire correspond à la valorisation du besoin calorique à satisfaire conformément au panier de biens qui a été retenu. Son estimation passe par l'examen d'un certain nombre de préoccupations au nombre desquelles :

- le choix du seuil calorique normatif ;
- la prise en compte de la structure et de la composition du ménage ;
- le choix d'une table de conversion calorique ;
- le mode de sélection du panier de biens alimentaires ;

C'est cette dernière préoccupation qui nous intéresse dans la présente section.

II.3.1.1. LA SÉLECTION DU PANIER DE BIENS ALIMENTAIRES

La formule du seuil alimentaire journalier s'écrit :

$$Z_{\text{alimentaire}} = \text{SCN} \times \frac{\sum_{i \in D} Q_i \times P_i}{\sum_{i \in D} Q_i \times C_i}$$

Où :

L'indice i désigne un produit donné ;

SCN= Seuil Calorique Normatif

Q_i = la quantité moyenne journalière (en unité standard) consommée en produit i ;

C_i = la valeur calorique (pour 1000g ou 1000 ml) correspondante au produit i consommé ;

P_i = Prix moyen du produit i dans la zone de référence ;

D = panier de biens choisi pour construire le seuil alimentaire.

A ce stade se pose la question de savoir quels ménages considérer comme référence pour choisir le panier de produits ? Tous les ménages ? Les plus pauvres ? Ceux appartenant aux quantiles intermédiaires ? En la matière on distingue généralement les quatre options suivantes:

- ***Considérer une liste de produits habituellement consommés***

Cela revient à se fier aux conclusions d'une étude spécifique, généralement sur la nutrition, réalisée dans le pays. On considère donc la liste des produits consommés par la majorité de la population. Au demeurant, on se fie à l'avis des experts nutritionnistes nationaux pour arrêter une liste de produits.

Dans le présent rapport, nous allons considérer les produits consommés par plus de 50% de la population comme panier des habitudes de consommation.

- ***Considérer les biens consommés par les ménages appartenant aux quantiles intermédiaires***

Ici, on exclu les ménages les plus riches et les plus pauvres (en termes de consommation alimentaire) et on considère les produits consommés par les ménages appartenant aux quantiles intermédiaires de consommation alimentaire.

- ***Considérer l'ensemble des ménages***

Contrairement au cas précédent, on n'exclu aucun ménage. On considère la liste des produits les plus consommés, par exemple un panier représentant au moins 80% de la consommation alimentaire du pays.

- ***Considérer les biens consommés par les ménages les plus pauvres***

Dans cette optique on choisit le panier de bien qui représente la consommation des plus pauvres. Cela sous entend qu'on a une préférence pour les plus pauvres. On veut donc évaluer le strict minimum.

Pour un groupe considéré, par exemple les plus pauvres, le panier sera obtenu comme suit : les produits étant triés par ordre décroissant du montant des dépenses qu'ils réalisent, la liste des produits à retenir sera celle qui représente 80% de la valeur cumulée croissante des dépenses. Cette règle s'applique dans tous les cas de figure retenu.

Les critères qui permettent de décrire la qualité d'un panier sont énumérés dans les lignes qui suivent.

Comment choisir le meilleur panier ?

Les critères suivants interviennent dans la sélection du panier final :

- Le nombre de produits : plus le nombre de produits est élevé sans être excessif, plus le panier a des chances d'être équilibré en termes d'apports caloriques. Un bon panier est donc celui qui se distingue par la diversité des apports énergétiques.
- La part budgétaire des produits du panier dans les dépenses alimentaires totales. Cette part doit être élevée au niveau des différents groupes de référence considérés.
- L'avis d'un expert national sur la pertinence du panier.

Après avoir choisi le panier de biens, il faut choisir une table de conversion donnant la valeur calorique de chacun des produits du panier considéré. Et avec les prix moyens des produits contenus dans le panier, on peut procéder à l'estimation du seuil alimentaire journalier comme préciser dans la formule rappelée en début de cette section.

La section suivante traite des autres choix techniques au niveau de l'estimation du seuil alimentaire. Ces aspects ne seront pas examinés dans le présent rapport, mais il faudra préciser la méthode adoptée.

II.3.1.2. LES AUTRES CHOIX TECHNIQUES

Cette section précise le seuil calorique normatif retenu ainsi que la prise en compte ou non de la taille et de la composition du ménage.

● LES CHOIX DU SEUIL CALORIQUE NORMATIF

Il existe plusieurs propositions de seuil calorique normatif. Celle préconisée par la FAO, est de 2400 kilocalories alors que la Banque mondiale propose un seuil de 2200 kilocalories.

Dans notre étude, le seuil calorique retenu est de 2 280 kilocalories. Ce seuil est estimé à partir du tableau publié par le PAM pour les pays en développement, relatif à l'estimation du seuil calorique⁵. C'est la moyenne pondérée des seuils d'un individu en activité modérée (pondération 2/3) et d'un individu en activité intense (pondération 1/3). Le choix des pondérations est guidé par le fait que les données utilisées portent uniquement sur les capitales économiques, où les activités physiques sont moins intenses que dans les autres régions.

● LA PRISE EN COMPTE DE LA STRUCTURE ET DE LA COMPOSITION DU MENAGE

La composition du ménage peut avoir un impact non négligeable sur sa consommation : un ménage de dix personnes ne dépense pas forcément dix fois plus qu'un ménage d'une personne. Les dix personnes n'ont pas par exemple forcément besoin de dix poulets. De plus un ménage constitué de cinq adultes (y compris le chef de ménage) n'a pas les mêmes besoins qu'un ménage constitué de quatre enfants et d'un chef.

La prise en compte de la taille et de la composition du ménage consiste à convertir la taille et la composition du ménage en équivalent-adulte. Il s'agit de retrouver la valeur de la consommation attribuable à un individu du ménage par rapport à la consommation d'un individu adulte : on parle alors du nombre d'unités de consommation en équivalent -adulte.

Les mesures par équivalent adulte les plus utilisées sont : l'échelle d'Oxford, l'échelle d'Oxford amendé et l'échelle de la FAO.

⁵ Pour le tableau du PAM voir annexe 1.

⇒ Echelle d'Oxford :

Cette échelle affecte le coefficient 1 au premier adulte, le coefficient 0,7 à tout adulte supplémentaire ($NA - 1$) et le coefficient 0,5 à tous les individus du ménage âgés de moins de 15 ans, c'est-à-dire aux enfants (NE).

On a donc :

$$UC_{Oxford} = 1 + 0.7(NA - 1) + 0.5 NE$$

⇒ Echelle d'Oxford amendé (Echelle OCDE) :

Elle est surtout adaptée aux réalités européennes. Avec les mêmes notations que précédemment on a :

$$UC_{OCDE} = 1 + 0.5(NA - 1) + 0.3 NE .$$

⇒ Echelle de la FAO :

Cette échelle fait une évaluation du nombre d'unités de consommation en tenant compte du sexe et du groupe d'âges des individus du ménage. Elle est donc plus détaillée que les deux échelles précédentes et plus adaptée au cas des pays africains. Le tableau d'estimation de cette échelle se trouve en annexe 1.

Dans cette étude, à défaut d'une échelle d'équivalence construite pour les Etats membres d'AFRISTAT, la structure des ménages n'est pas prise en compte. La consommation est donc considérée par tête.

II.3.2. ESTIMATION DU SEUIL NON ALIMENTAIRE

Contrairement à l'estimation du seuil alimentaire, celle d'un seuil non alimentaire ne passe pas par le choix d'un panier de biens non alimentaires. Ceci peut se justifier par le fait que : pour la consommation alimentaire, on dispose des références sur le nombre de calories à consommer pour être en bonne santé, alors qu'il n'existe pas de point de référence pour la consommation non alimentaire.

Comment évaluer le seuil non alimentaire de pauvreté ?

A cette question nous avons plusieurs réponses parmi lesquelles celle du coefficient d'Engel et celle proposée par Ravallion.

L'approche du coefficient d'Engel consiste à prendre le seuil non alimentaire comme une fraction du seuil alimentaire. Cette méthode reste limitée par le choix arbitraire du coefficient d'Engel.

Quant à l'approche de Ravallion, elle consiste à chercher le niveau des dépenses que les individus acceptent de consacrer à l'achat de biens non alimentaires au détriment de leur satisfaction alimentaire de base. Ces biens non alimentaires achetés constituent des biens de première nécessité car, pour les biens achetés, les ménages renoncent à satisfaire leur besoin alimentaire de base. Ravallion stipule que : « tant que le bien non alimentaire est un bien normal, cette valeur est égale au montant le plus faible des dépenses non alimentaires des ménages qui ont juste les moyens de se procurer le panier de denrées alimentaires de base ».

La valeur du seuil est fondée sur l'estimation d'un paramètre à partir d'un modèle économétrique. La forme la plus simple de ce modèle s'écrit comme suit :

Pour un ménage i , en notant S_i la part des dépenses consacrées à l'alimentation, X_i la dépense totale par tête du ménage, ZA le seuil alimentaire de pauvreté. On effectue la régression :

$$S_i = \alpha + \beta \ln \left(\frac{X_i}{ZA} \right) + \varepsilon_i ; \text{Où } \varepsilon_i \text{ désigne le terme d'erreur.}$$

Le seuil de pauvreté non alimentaire s'écrit alors :

$$ZNA = ZA (1 - \alpha)$$

La manière de retrouver cette formule est démontrée à la page suivante.

L'encadré suivant présente la manière de retrouver la formule du seuil non alimentaire.

ENCADRE 1 : METHODE DE CALCUL DU SEUIL NON ALIMENTAIRE

$$\text{On a } S_i = \alpha + \beta \ln\left(\frac{X_i}{ZA}\right).$$

Pour un ménage qui a une dépense par tête égale au seuil de pauvreté alimentaire, la part de ses dépenses d'alimentation s'écrit :

$$S_i = \alpha + \beta \ln\left(\frac{ZA}{ZA}\right) = \alpha.$$

Donc la part de ses dépenses non alimentaires est : $1 - \alpha$

$$\text{d'où } \frac{\text{Dépense non alimentaire}}{X_i} = \frac{\text{Dépense non alimentaire}}{ZA} = 1 - \alpha.$$

soit $\text{Dépense non alimentaire} = ZA(1 - \alpha)$.

Il existe plusieurs formulations du modèle servant à estimer ce seuil non alimentaire. Dans le présent rapport, nous allons examiner le choix de la forme fonctionnelle de l'approche de Ravallion et de l'impact du groupe de référence sur l'estimation du seuil non alimentaire.

II.3.2.1. LA FORME FONCTIONNELLE DANS L'ESTIMATION DU SEUIL NON ALIMENTAIRE

Dans l'estimation du seuil non alimentaire par l'approche de Ravallion, différentes formes fonctionnelles sont généralement utilisées. Les trois formes suivantes sont assez fréquentes.

Pour un ménage i donné, en notant S_i la part en alimentation dans sa dépense totale et X_i cette dépense totale par tête. Les trois modèles sont :

Modèle 1 :

$$S_i = \alpha + \beta \ln\left(\frac{X_i}{ZA}\right) + \varepsilon_i \quad \text{Où } \varepsilon_i \text{ désigne le terme d'erreur.}$$

Modèle 2 :

$$S_i = \alpha + \beta \ln\left(\frac{X_i}{ZA}\right) + \gamma \left[\ln\left(\frac{X_i}{ZA}\right) \right]^2 + \varepsilon_i$$

Modèle3 :

$$S_i = \alpha + \beta \ln\left(\frac{X_i}{ZA}\right) + \gamma \left[\ln\left(\frac{X_i}{ZA}\right) \right]^2 + \lambda \left[\ln\left(\frac{X_i}{ZA}\right) \right]^3 + D_i\theta + \varepsilon_i$$

Où D est un ensemble de variables (liées au ménage) tels que le niveau d'éducation du chef de ménage, son statut matrimonial, son sexe, la composition par âge du ménage.

Dans les modèles 1 et 2, le coefficient α s'interprète facilement comme la part budgétaire moyenne de l'alimentation des ménages qui ont une dépense totale égale au seuil alimentaire. Alors que dans le modèle 3 cette part est liée à un profil donné du ménage. En fait, on peut

obtenir des constantes nettement différentes lorsqu'on choisit par exemple le sexe féminin comme modalité de référence au lieu du sexe masculin.

Dans le présent rapport nous allons rechercher la bonne forme fonctionnelle parmi les formes génériques suivantes :

$$\mathbf{M(q)} : S_i = \alpha + \sum_{k=1}^q \alpha_k \left[\ln \left(\frac{X_i}{ZA} \right) \right]^k + \varepsilon_i$$

$$\text{Et } \mathbf{N(q, \theta)} : S_i = \alpha + \sum_{k=1}^q \alpha_k \left[\ln \left(\frac{X_i}{ZA} \right) \right]^k + D_i \theta + \varepsilon_i$$

Avec q entier strictement positif.

Rappelons que dans les modèles M(q) la constante s'interprète facilement alors qu'elle reste très liée au profil d'un ménage lorsqu'on choisit les modèles N(q, θ).

Le choix du meilleur modèle se fera par rapport aux inférences statistiques produites et éventuellement sa facilité de mise en œuvre et d'interprétation. Les inférences statistiques seront appréciées sur la base des critères suivants :

- **Le R^2 ajusté** : le meilleur modèle est celui ayant un R^2 ajusté plus élevé.
- **La somme des carrés des résidus (ss)**. Le meilleur modèle est celui ayant un SS petit.
- **L'information d'Akaike** (Akaike information criterion): elle fournit une mesure de la quantité d'information donnée par le modèle.

$$\text{On a } AIC = (-2 \ln(\text{likelihood}) + 2k) / N$$

Où N désigne le nombre d'observations, k le nombre de paramètres à estimer et likelihood la vraisemblance du modèle. Le bon modèle est celui qui à un AIC petit.

- **L'information de Baye** (Bayesian information criterion):

Avec les mêmes notations que précédemment on a :

$$BIC = (-2 \ln(\text{likelihood}) + \ln(N)k) / N .$$

Le bon modèle est celui ayant un BIC petit.

II.3.2.2. LE GROUPE DE REFERENCE DANS L'ESTIMATION DU SEUIL NON ALIMENTAIRE

Dans cette section on se pose la question de savoir sur quel échantillon de ménages faire l'estimation des paramètres du modèle servant à évaluer le seuil non alimentaire. Doit-on estimer les différentes composantes du seuil de pauvreté selon le groupe des plus pauvres, selon le groupe des déciles intermédiaires ou par rapport à tous les ménages ? Ces différentes options donnent-elles des résultats fondamentalement différents. La matrice ci-dessous résume les préoccupations à examiner.

SCHEMA 1 : MATRICE DU SEUIL DE PAUVRETE SUIVANT LE MEME GROUPE DE REFERENCE

		Seuil alimentaire		
		Moyen	D2 à D9	D1
Seuil non alimentaire	Moyen	$*Z_M$		
	D2 à D9		Z_{D2_D9}	
	D1			Z_{D1}

* lecture : $*Z_M$ est le seuil de pauvreté obtenu en choisissant le même groupe de référence (profil moyen) pour l'estimation des composantes alimentaire et non alimentaire du seuil de pauvreté.

Le Z_M désigne le seuil global obtenu lorsque qu'on estime les seuils alimentaire et non alimentaire selon le profil moyen.

Le Z_{D2_D9} est le seuil global obtenu lorsque les seuils alimentaire et non alimentaire sont estimés selon le profil de consommation des ménages appartenant aux déciles intermédiaires.

Le Z_{D1} est le seuil global obtenu lorsque les différentes composantes du seuil de pauvreté sont estimées selon le profil de consommation des ménages appartenant au premier décile.

De même, à ce niveau, l'objectif est également d'analyser l'impact du choix de groupes de référence différents pour l'estimation du seuil alimentaire et du seuil non alimentaire. Cette préoccupation est récapitulée dans la matrice ci-dessous.

SCHEMA 2 : MATRICE DU SEUIL DE PAUVRETE SUIVANT DES GROUPE DE REFERENCE DIFFERENTS

		Seuil alimentaire		
		Moyen	D2 à D9	D1
Seuil non alimentaire	Moyen		Z_{D29-M}	Z_{D1-M}
	D2 à D9	Z_{M-D29}		Z_{D1-D29}
	D1	$*Z_{M-D1}$	Z_{D29-D1}	

* lecture : Z_{M-D1} est le seuil de pauvreté obtenu en choisissant le profil moyen comme groupe de référence lors de l'estimation de la composante alimentaire et le profil des ménages du premier décile pour estimer le seuil non alimentaire.

CHAPITRE III : ANALYSE DES RESULTATS OBTENUS

Suite à la présentation des données, ce chapitre expose les différents résultats obtenus. Pour chacune des cinq préoccupations examinées, il faut préciser la manière la plus rigoureuse de traiter l'aspect considéré. C'est l'ensemble de ces choix rigoureux qui formera l'hypothèse de référence du calcul des indicateurs de pauvreté et d'inégalité. L'analyse de la sensibilité de ces indicateurs sera faite à la dernière section du chapitre.

III.1. LES DONNEES UTILISEES

Les données de cette étude proviennent des enquêtes 1-2-3 réalisées entre 2001 et 2003 dans sept capitales économiques (Abidjan, Bamako, Cotonou, Dakar, Lomé, Ouagadougou et Niamey) de l'UEMOA. La phase 3 de l'enquête n'a pas pu être réalisée à Abidjan à cause de la crise politico-militaire. Ce qui réduit à six le nombre d'agglomération.

Les dispositifs d'enquêtes 1-2-3 constituent un système de trois enquêtes emboîtées.

- La phase 1 est une enquête sur l'emploi et les conditions d'activités des ménages ;
- La deuxième phase consiste à réaliser une enquête auprès d'un échantillon de chefs d'unité de production informelle détectés à la phase 1.
- Enfin la dernière phase est une enquête sur la consommation des ménages.

De façon succincte le plan d'échantillonnage de l'enquête se résume comme suit:

- La phase 1 est une enquête à deux degrés. Les unités première et secondaire sont respectivement les zones de dénombrement (ZD) et les ménages. Au premier degré on tire des ZD (environ 125 ZD tirées) ; au second degré, dans chaque ZD tirée on choisit 20 ménages, ce qui donne un échantillon d'environ 2 500 ménages.

L'enquête réalisée auprès de ces 2 500 ménages a permis de détecter l'ensemble des chefs d'unité de production informelle (UPI) qui sont dans ces ménages. C'est cette base de chef d'UPI qui a servie de base de sondage pour la phase deux.

- A la phase deux, après stratification de l'ensemble des chefs d'UPI, on effectue un tirage systématique à probabilité inégale dans chaque strate. En tout environ 1000 UPI ont été tirées dans chaque agglomération.
- Pour la phase trois, après une stratification des 2500 ménages de la phase 1 (les critères de stratification sont des résultats de la phase 1), on a procédé à un sondage représentatif. En tout 576 ménages (1008 à Bamako et Ouagadougou) ont été tirés.

III.2. LES DIFFICULTES RENCONTREES

Les difficultés rencontrées se résument en trois points :

- L'obtention du prix moyen de référence afin d'estimer le seuil alimentaire. A ce niveau, le prix de certains produits n'était pas donné en unité standard. Dans certains cas nous avons estimé le poids de l'unité déclaré afin de ramener le prix en unité standard. Lorsque aucune information n'est donnée sur l'unité de vente, nous avons considéré le prix déclaré comme prix de référence en unité standard. Cette situation constitue une des limites de l'étude.
- La table de conversion calorique : la table utilisée à ce niveau est celle établie au Togo en 1989. Ici, il faut signaler que cette table n'était pas très désagrégée et manquait de précisions sur certains produits.
- La durée du stage. Le thème à traiter étant relativement large, la durée du stage a sans doute un impact sur la qualité du document.

III.3. EXAMEN DES RESULTATS DES PREOCCUPATIONS TECHNIQUES

Cette section présente les différents résultats obtenus. Ces résultats concernent les cinq préoccupations techniques examinées. Rappelons qu'il s'agit des aspects suivants :

- la sélection du panier de bien ;
- le traitement des biens durables ;
- l'imputation des loyers fictifs ;
- la spécification de la forme fonctionnelle du modèle servant dans l'estimation du seuil non alimentaire ;
- le groupe de référence à retenir dans l'estimation des différentes composantes du seuil de pauvreté.

III.3.1. LE CHOIX DU PANIER DE BIENS ALIMENTAIRES

Le tableau 1 présente les caractéristiques des paniers retenus suivant quatre profils :

- le profil moyen ;
- le profil de consommation des déciles intermédiaires (D2 à D9) ;
- le profil de consommation du premier décile ;
- et le panier obtenu selon les habitudes de consommation.

Rappelons que les produits du panier des habitudes de consommation sont ceux consommés par plus de 50% de la population ; alors que pour un groupe considéré, le panier est constitué des produits qui représentent environ 80% de la valeur cumulée croissante des dépenses alimentaires totales.

Le nombre de produits et le poids du panier dans la consommation alimentaire totale sont les deux premiers critères utilisés pour choisir le meilleur panier.

TABLEAU 1 : NOMBRE DE PRODUITS ET POIDS DES DIFFERENTS PANIER DE BIENS.

	BAMAKO	COTONOU	DAKAR	LOME	NIAMEY	OUAGADOUGOU	Moyenne
Panier selon:	Critère : nombre d'item						
le profil moyen	22	35	19	31	21	31	27
le profil D2 à D9	20	30	17	28	20	28	23
le profil des 1 ^{er} déciles	16*	24	15	22	14	23	19
les habitudes de conso	20	18	28	18	16	16	19
Panier selon:	Critère : poids dans la consommation totale						
le profil moyen	80,4	80,1	80,5	80,1	80,4	80,3	80,3
le profil D2 à D9	77,5	75,1	77,3	77,4	78,1	76,9	77,0
le profil des 1 ^{er} déciles	70,6*	66,5	69,8	64,6	67,5	66,6	67,5
les habitudes de conso	68,8	55,7	80,4	61,1	69,5	53,4	63,6

Source : calculs de l'auteur

**Lecture* : A Bamako, le panier du profil de consommation des ménages du premier décile contient 16 produits. Ces produits représentent 70,6% de la consommation alimentaire de tous les ménages.

Il ressort de l'analyse du tableau 1 que le panier choisi selon le profil moyen présente des caractéristiques intéressantes. Le nombre d'items de ce panier est le plus élevé (sauf le cas de Dakar où le panier choisi selon les habitudes de consommation occupe la première place). De plus le poids des autres paniers dans la consommation totale des ménages reste toujours inférieur à celui du panier moyen.

Les paniers obtenus selon les habitudes de consommation et selon le profil de consommation des plus pauvres ont des poids relativement faibles dans la consommation totale des ménages. Ce poids dépasse rarement 70%.

En plus des critères examinés ci-dessus, il est souhaitable que le panier choisi ait un poids non négligeable dans la consommation des plus pauvres et des plus riches. Ainsi, le tableau suivant donne le poids des différents paniers dans la consommation des deux groupes extrêmes de ménages. Ici, les deux groupes considérés sont les ménages du premier et du dernier décile.

TABLEAU 2 : POIDS DES PANIERS DANS LA CONSO DES DEUX GROUPES EXTREMES

	BAMA KO	COTONOU	DAKAR	LOME	NIAMEY	OUAGADOUGOU	Moyenne
Panier selon:	Poids dans la consommation des pauvres						
le profil moyen	82,8*	82,6	81,2	81,4	80,2	83,5	82,0
le profil D2 à D9	82,2	78,2	79,5	79,5	81,0	80,6	80,1
le profil des 1 ^{er} déciles	79,7	79,9	79,3	80,0	79,8	80,2	79,9
les habitudes de conso	73,7	64,5	85,7	70,8	76,9	55,7	70,0
Panier selon:	Poids dans la consommation des riches						
le profil moyen	74,6*	73,7	74,8	74,5	75,4	71,6	74,1
le profil D2 à D9	71,9	63,1	72,3	69,7	71	67,9	69,2
le profil des 1 ^{er} déciles	63,6	54,9	62,7	55,7	57,8	51,1	57,3
les habitudes de conso	63,2	39,6	75,4	51,3	59,7	43	52,7

Source : calculs de l'auteur

* **Lecture** : A Bamako, le panier du profil moyen représente 82,8% de la consommation alimentaire totale des ménages les plus pauvres et 74,6% de la consommation des ménages les plus riches.

Le panier du profil moyen représente bien la structure de consommation des plus pauvres. Son poids dans la consommation totale de ce groupe dépasse 80%. Quant au groupe des plus riches, on note que le poids du panier moyen qui est supérieur à 70% dépasse celui des autres paniers.

Ainsi, le meilleur panier est celui obtenu selon le profil de consommation moyen. Le panier du profil de consommation des déciles intermédiaires vient en deuxième position. Quant aux paniers du profil de consommation des plus pauvres et des habitudes de consommation ils sont les moins bons au sens de nos différents critères.

Quel biais commettons lorsqu'on choisit un autre panier que celui du profil moyen ?

Le tableau suivant donne le pourcentage de produits qui est occulté lorsqu'on choisit un autre panier que celui du profil moyen.

TABLEAU 3 :% D'ITEM QU'ON OCCULTE EN CHOISSANT UN AUTRE PANIER QUE CELUI DU PROFIL MOYEN.

	BAMA KO	COTONOU	DAKAR	LOME	NIAMEY	OUAGADOUGOU	Moyenne
	Nombre d'item qui n'est pas pris en compte						
le profil D2 à D9	2	6	2	3	2	3	3
le profil des 1 ^{er} déciles	7	13	5	9	9	10	9
les habitudes de conso	8*	20	3	13	9	18	11
	Pourcentage d'item qui n'est pas pris en compte						
le profil D2 à D9	9,1	16,7	10,5	9,7	9,5	9,7	10,6
le profil des 1 ^{er} déciles	31,8	37,1	26,3	31	42,9	32,3	32,9
les habitudes de conso	36,4*	55,6	15,8	42	42,9	58,1	31,2

Source : calculs de l'auteur

* **Lecture** : à Bamako, le panier du profil moyen contient 8 produits qui ne sont pas pris en compte par le panier obtenu selon les habitudes de consommation. Ces 8 produits représentent 36,4% du nombre de produits du panier moyen.

Lorsqu'on choisit le panier selon le profil de consommation des ménages du premier décile ou selon les habitudes de consommation, on occulte en moyenne plus de 30% des produits qui

devraient intervenir dans le panier de consommation des ménages. Cette statistique tourne au tour de 10% si le panier est choisi selon le profil de consommation des déciles intermédiaires.

En somme il faut retenir que : suivant le profil de consommation considéré, on obtient des paniers qui sont différents au niveau du nombre de produits qu'ils contiennent, au niveau de leur composition et au niveau de leur poids dans la consommation des ménages. Le choix du panier de biens est donc à examiner avec précaution. Le meilleur panier est celui obtenu selon le profil de consommation moyen.

Dans le présent rapport, le panier intervenant dans le calcul des indices de pauvreté sous l'hypothèse H^* (hypothèse de référence) est celui obtenu selon le profil de consommation moyen. La liste des produits de ce panier se trouve en annexe 1. Les autres paniers seront utilisés à des fins de simulations.

III.3.2. LE TRAITEMENT DES BIENS DURABLES

Comme signalé au niveau du cadre théorique, on ne traite dans le présent rapport que de l'acquisition totale et de l'acquisition partielle à la période d'observation. Les biens de grande valeur qui ne sont pas pris en compte dans l'acquisition partielle sont consignés dans le tableau ci-dessous.

Tableau 4 : LES BIENS QUI NE SONT PRIS EN COMPTE DANS L'ACQUISITION PARTIELLE

Biens	Villes concernées	Prix moyen unitaire
Les automobiles	Toutes les six agglomérations	2 130 000
Motocycles	Ouagadougou, Bamako, Lomé	723 000
Ordinateurs	Dakar	540 000

Source : calculs de l'auteur

La liste de ces biens est obtenue après avoir examiné la distribution des dépenses des ménages.

Le tableau 5 présente les résultats sur l'estimation de la consommation en biens durables. Les statistiques considérées sont : le coefficient de variation, la consommation totale en biens durables ainsi que son intervalle de confiance au seuil de 95%.

TABLEAU 5 : LA CONSOMMATION EN BIENS DURABLES SUIVANT LES DEUX APPROCHES

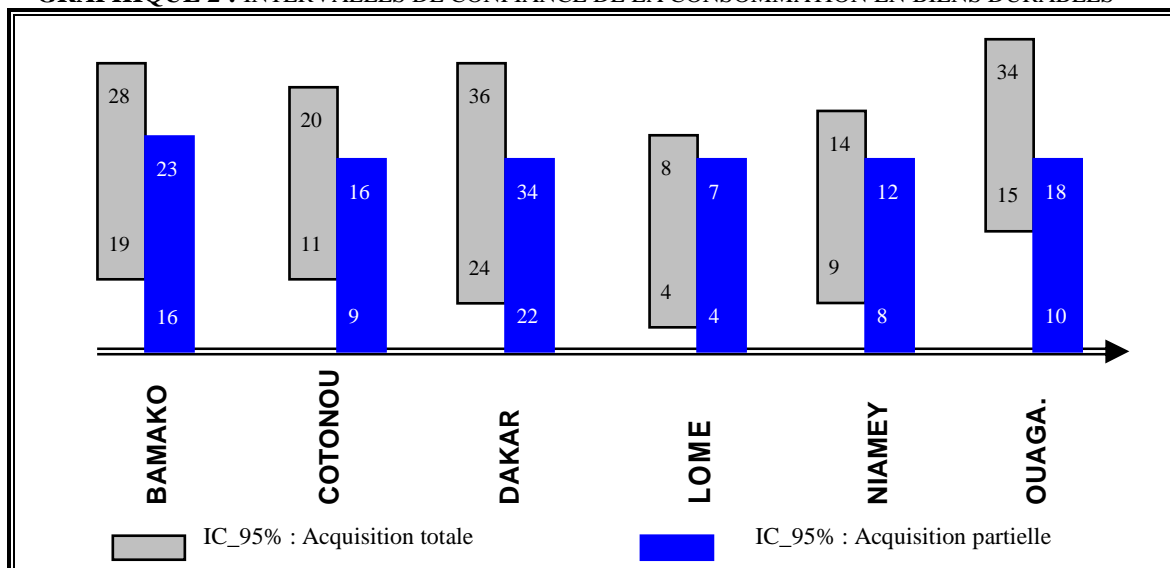
	Ouagadougou Obs. : 933	Bamako Obs. : 953	Dakar Obs. : 567	Niamey Obs. : 570	Lomé Obs. : 568	Cotonou Obs. : 569
	Coefficient de variation					
Acquisition totale	0,14	0,09	0,09	0,14	0,19	0,14
Acquisition partielle	0,09	0,08	0,08	0,11	0,18	0,10
	Consommation totale (en milliards FCFA) en biens durables					
Acquisition Totale	24,5	23,7	30,1	11,5	6,3	15,1
IC_95%	[15,1 - 33,9]	[19,0 - 8,3]	[23,7 - 36,4]	[8,5 - 14,4]	[4,1 - 8,46]	[10,7 - 19,6]
Acquisition Partielle	13,6	19,4	27,6	9,6	5,2	12,8
IC_95%	[9,8 - 17,5]	[15,8 - 23,1]	[21,8 - 33,5]	[7,6 - 11,5]	[3,6 - 6,74]	[9,28 - 16,4]

Source : calculs de l'auteur

Il ressort de l'observation des coefficients de variation, qu'en général, la distribution de la consommation en biens durables garde toujours la même homogénéité quel que soit le choix technique examiné. Sauf le cas de l'agglomération de Ouagadougou, on ne note pas de différence entre les coefficients de variation obtenus selon les deux choix techniques. A Ouagadougou, ce coefficient est près de deux fois plus grand selon que l'on considère l'acquisition totale ou qu'on opte pour une acquisition partielle (0,14 contre 0,09).

Concernant les résultats sur l'estimation de la consommation totale en biens durables, une illustration graphique des intervalles de confiance facilite la comparaison des deux choix techniques. Ainsi le graphique 2 suivant représente la tendance des intervalles de confiance issus des résultats de l'estimation des différents choix techniques.

GRAPHIQUE 2 : INTERVALLES DE CONFIANCE DE LA CONSOMMATION EN BIENS DURABLES



Source : à partir des calculs de l'auteur.

Il ressort de ces résultats que les deux choix techniques conduisent à des résultats qui ne sont pas significativement différents : la consommation totale en biens durables ne varie pas significativement d'une méthode à l'autre. En effet dans les six agglomérations, on constate que les intervalles de confiance estimés se chevauchent. Cependant, notons que le cas de l'agglomération de Ouagadougou est limite. Au seuil de 80%, on note que les deux nouveaux intervalles de confiance sont disjoints. A ce seuil on conclut donc que les deux méthodes de traitement aboutissent à des résultats différents. Cette particularité au niveau de Ouagadougou peut s'expliquer par les dépenses d'achat en motocycles qui ne sont pas prises en compte au niveau de l'acquisition partielle. En effet, le total de cette dépense est de quatre milliards pour l'agglomération de Ouagadougou alors qu'elle ne dépasse pas deux milliards au sein des autres villes.

Nous conviendrons de considérer le choix portant sur l'acquisition partielle comme la situation de référence. C'est cette hypothèse qui est effectivement envisageable si on convient de ne retenir que les dépenses de consommation courantes des ménages. Dans ce cadre il est souhaitable de ne pas prendre en compte les valeurs de la distribution des dépenses excessivement élevées.

III.3.3. L'ESTIMATION DES LOYERS FICTIFS

Le tableau suivant contient l'ensemble des variables qui peuvent intervenir dans l'estimation des loyers fictifs par la méthode des moindres carrés ordinaires.

TABLEAU 6: VARIABLES INTERVENANTS DANS LE MODELE MCO DES LOYERS FICTIFS

Nom	Libellé	Type	Nbre de modalité (a priori)
habita	Type de l'habitat	nominal	5
murs	Matériaux des murs	nominal	6
courant	Eclairage	nominal	6
nbchbre	Nombre de pièce	continu	-
nbchbre2	Nombre de pièce élevé au carré	continu	-
eau	Approvisionnement en eau	nominal	6
cuisine	Energie cuisine	nominal	6
aisance	Lieu d'aisance	nominal	6
telephon	téléphone fixe	nominal	2

Source : à partir des questionnaires des enquêtes 1-2-3.

Après un tri à plat sur les variables qualitatives, certaines modalités ont été regroupées afin d'avoir un nombre d'observations suffisant par modalité. Ce regroupement est variable d'une agglomération à une autre.

Les résultats consignés dans le tableau ci-dessous concernent la ville de Dakar. Ceux des autres agglomérations ainsi que le principe des différents tests effectués sont en annexe 3.

TABLEAU 7 : RESULTATS DE L'ESTIMATION DU MODELE D'IMPUTATION PAR MCO POUR DAKAR

		Linearized						
		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]		
				F(13, 59)	=	58.83		
				Prob > F	=	0.0000		
				R-squared	=	0.6541		
logloyer							Deff*	
nchbre		.2437113	.0421167	5.79	0.000	.159733	.3276896	1.4
_Iaissance_2		-.8765523	.1064334	-8.24	0.000	-1.088775	-.6643302	0.9
_Iaissance_3		-.6444288	.0914263	-7.05	0.000	-.8267276	-.4621301	0.8
_Iaissance_4		-1.146585	.1346514	-8.52	0.000	-1.415073	-.8780983	0.7
_Iaissance_5		-1.102315	.1285006	-8.58	0.000	-1.358538	-.8460921	0.9
_Itelphon_1		.5990653	.126076	4.75	0.000	.347677	.8504536	1.2
_Ihabita_2		.1900978	.1104834	1.72	0.090	-.0301998	.4103954	0.9
_Ihabita_3		-.0680932	.1098425	-0.62	0.537	-.2871129	.1509265	0.6
_Ihabita_4		-.4508587	.1059668	-4.25	0.000	-.6621505	-.2395668	0.7
_Ihabita_5		-.0400841	.0885453	-0.45	0.652	-.2166384	.1364703	0.9
_Icourant_1		.3500214	.0780158	4.49	0.000	.1944624	.5055805	1.1
_Imurs_2		.3045022	.1235511	2.46	0.016	.0581482	.5508562	0.8
_Imurs_3		-.0978084	.1537375	-0.64	0.527	-.4043522	.2087354	1.0
_cons		10.4161	.1398645	74.47	0.000	10.13722	10.69498	1.0

Source : calculs de l'auteur

* Lecture : (Deff.) efficacité de l'effet plan de sondage.

Le tableau suivant donne les résultats des différents tests appliqués sur le modèle final

TABLEAU 8: RESULTATS DES TESTS EFFECTUES SUR LE MODELE DE DAKAR

Test	L'hypothèse nulle : Ho	Proba*	Décision
Normalité sur le loyer	Le loyer est normale	0.00	On rejette H0
Normalité sur logloyer	Le loyer est log normale	0.20	On ne peut pas rejeter H0
Normalité sur les résidus	Les résidus suivent une loi normale	0.90	On ne peut pas rejeter H0
Hétéroscédasticité	Les résidus sont homoscedastiques	0.61	On ne peut pas rejeter H0
Spécification du modèle	Le modèle est bien spécifié	0.46	On ne peut pas rejeter H0
Significativité globale	Aucune variable n'est explicative dans le modèle	0.00	On rejette H0

Source : calculs de l'auteur

*Lecture : la probabilité critique du test

L'efficacité du plan de sondage (DEFF) dans le tableau 7, qui est toujours proche de un, stipule qu'on obtiendrait les mêmes résultats si on estimait ce modèle avec un sondage aléatoire simple.

Il ressort des résultats des différents tests que : le modèle est bien spécifié, les résidus sont normaux et homoscedastiques, le modèle est globalement significatif, les valeurs test de

student indiquent que toutes les variables retenues dans ce modèle sont jugées explicatives (pour une variable qualitative il suffit qu'une de ses modalités ait un coefficient non nul).

Le R^2 indique que 65% de la variation des loyers est expliqué par le modèle. Cependant, le choix final de ce modèle est conditionné à l'examen d'un éventuel effet de sélection. Pour confirmer ou infirmer l'existence d'un effet de sélection, il faut à nouveau réestimer le modèle en augmentant à la liste des variables explicatives, la variable ratio inverse de Mills qui est calculée après une modélisation de la probabilité d'être locataire (pour les résultats de l'estimation probit permettant de calculer le ratio de Mills cf. annexe 3). Les résultats de cette dernière estimation sont présentés dans le tableau 9.

TABLEAU 9 : RESULTATS DE LA DEUXIEME ETAPES DE HECKMAN POUR DAKAR

							F(14, 58)	=	55.94
							Prob > F	=	0.0000
							R-squared	=	0.6566

logloyer	Coef.	Linearized Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]				

nchbre	.2259782	.0522262	4.33	0.000	.1218421	.3301142			
_Iaissance_2	-.8493578	.1113413	-7.63	0.000	-1.071366	-.6273496			
_Iaissance_3	-.6188088	.0960328	-6.44	0.000	-.8102928	-.4273248			
_Iaissance_4	-1.103494	.1566017	-7.05	0.000	-1.415749	-.7912388			
_Iaissance_5	-1.075086	.1351023	-7.96	0.000	-1.344472	-.8056997			
_Itelphon_1	.5965496	.1271531	4.69	0.000	.3430136	.8500856			
_Ihabita_2	.1878136	.1100705	1.71	0.092	-.0316607	.4072879			
_Ihabita_3	-.0752324	.1103747	-0.68	0.498	-.2953132	.1448485			
_Ihabita_4	-.4673747	.1014035	-4.61	0.000	-.6695675	-.2651819			
_Ihabita_5	-.0440479	.0851663	-0.52	0.607	-.2138647	.1257689			
_Icourant_1	.3469783	.0785957	4.41	0.000	.190263	.5036937			
_Imurs_2	.2950095	.1243615	2.37	0.020	.0470397	.5429794			
_Imurs_3	-.1147054	.1481466	-0.77	0.441	-.4101013	.1806905			
Mills	.0868091	.1149284	0.76	0.453	-.1423517	.3159699			
_cons	10.31529	.2153549	47.90	0.000	9.885886	10.7447			

Source : calculs de l'auteur

Le coefficient de la variable inverse du ratio de Mills n'est pas significativement différent de zéro au seuil de 5% (sa probabilité critique est de 0,45). On n'a donc pas d'effet de sélection. Par conséquent, les loyers fictifs peuvent être estimés à l'aide des moindres carrés ordinaires.

Après avoir appliqué cette démarche à l'ensemble des agglomérations, nous présentons dans le tableau 10 les critères qui permettront de choisir la meilleure méthode d'estimation. Le premier critère est la significativité du coefficient de Mills. La variance résiduelle et le R^2 ajusté serviront de second critère.

TABLEAU 10 : CHOIX ENTRE L'ESTIMATION MCO ET CELLE EN DEUX ETAPES DE HECKMAN

		BAMA KO	COTONOU	DAKAR	LOME	NIAMEY	OUAGADOUGOU
	Modèles						
MILLS *	HECKMAN	0,95	0,65	0,45	0,64	0,50	0,00
R²_aj	MCO	0,53	0,76	0,62	0,67	0,46	0,72
	HECKMAN	0,52	0,75	0,62	0,65	0,43	0,75
SS **	MCO	0,21	0,09	0,17	0,04	0,17	0,07
	HECKMAN	0,21	0,09	0,18	0,05	0,19	0,06

Source : calculs de l'auteur

*Lecture : (MILLS) : La probabilité critique du coefficient. de Mills ; (SS) : La variance résiduelle

Dans cinq sur six des villes, on note que le coefficient de Mills n'est pas significativement différent de zéro. L'agglomération de Ouagadougou est la seule qui a un ratio de Mills significatif au seuil de 5%. Ainsi, on conclut qu'en général l'imputation des loyers fictifs par les moindres carrés ordinaires est acceptable. Cependant, il serait plus prudent de tester d'abord une éventuelle existence d'un effet de sélection avant d'appliquer les moindres carrés ordinaires. Signalons enfin que les autres statistiques (R²_ajusté et la variance résiduelle) confirment les conclusions tirées à partir de la significativité du coefficient de Mills.

Dans la présente étude, pour prévoir les loyers fictifs, on retient la méthode d'estimation à deux étapes de Heckman pour l'agglomération de Ouagadougou alors qu'on applique les MCO simples pour les autres villes. Après ces estimations, le tableau suivant présente le loyer moyen payé par les locataires et celui estimé pour les non locataires.

Tableau 11 : POURCENTAGE DES MENAGES LOCATAIRES ET LOYER MENSUEL DECLARE OU ESTIME (EN CFA).

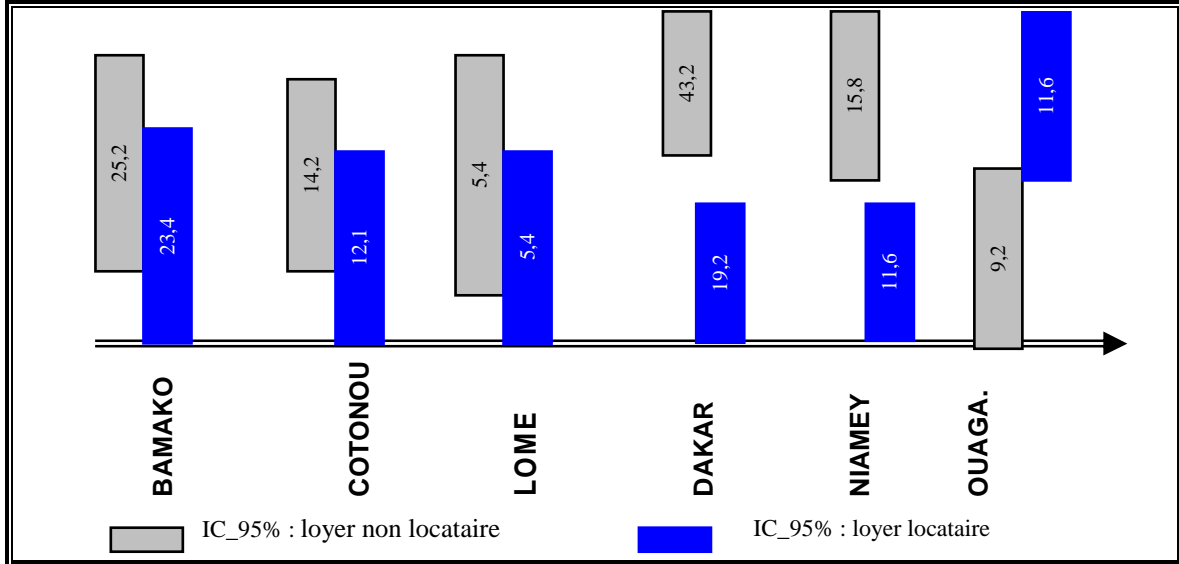
	%des locataires	Loyer mensuel des locataires	Loyer estimé des non locataires	Loyer mensuel pour l'ensemble
BAMA KO		23 382	25 182	24 250
IC_95%	38,6	[20 453 - 26 312]	[23 602 - 26 760]	[22 947 - 25 553]
COTONOU		12 072	14 098	13 315
IC_95%	37,0	[10 353 - 13 791]	[12 866 - 15 330]	[12 345 - 14 286]
DAKAR		19 168	43 202	35 281
IC_95%	41,4	[16 657 - 21 680]	[39 324 - 47 081]	[32 317 - 38 246]
LOME		5 359	5 423	5 353
IC_95%	56,5	[5 052 - 5 666]	[5 138 - 5 707]	[5 155 - 5 551]
NIAMEY		11 568	15 802	14 072
IC_95%	45,8	[10 451 - 12 683]	[14 352 - 17 251]	[13 051 - 15 093]
OUAGADOUGOU		11 591	9 194	9 397
IC_95%	17,25*	[9 852 - 13 329]	[8 429 - 9 958]	[8 689 - 10 104]

Source : calculs de l'auteur

*Lecture : la proportion de ménages locataires faible à Ouagadougou (17%) est conforme à celle de la publication N°99 – 2005 de STATECO. Dans ce document cette proportion est de 16%.

Une comparaison des loyers moyens des locataires à ceux des non locataires conduit à un regroupement des agglomérations en trois classes. La comparaison est faite selon les intervalles de confiance des loyers moyens estimés. L'illustration graphique de la position de ces intervalles se présente comme suit.

GRAPHIQUE 3 : POSITION DES INTERVALLES DES CONFIANCE DES LOYERS MENSUEL DECLARES ET ESTIMES



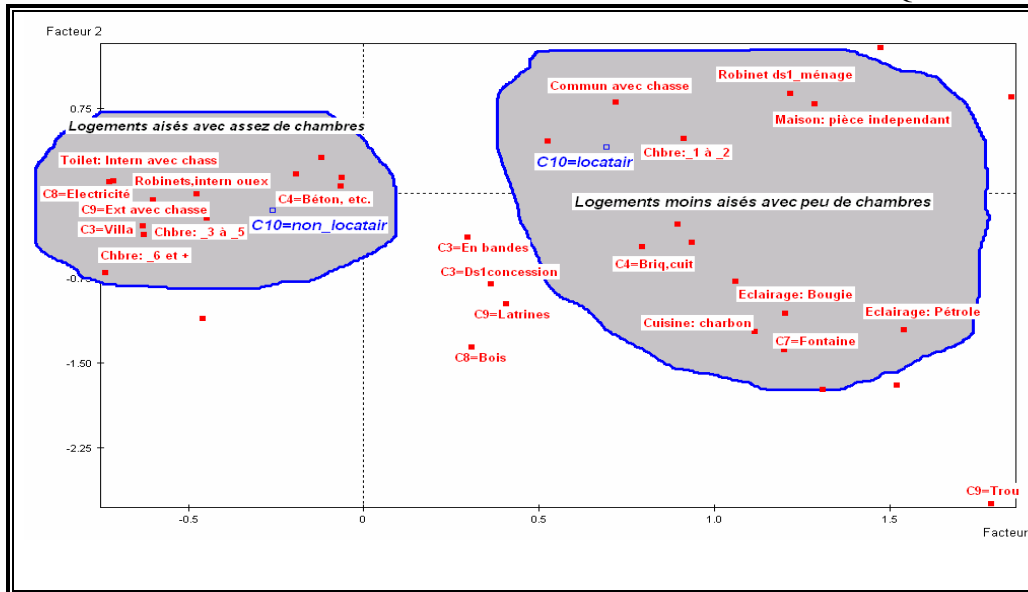
Source : à partir des calculs de l'auteur

- Au sein du premier groupe, constitué de Bamako, Cotonou et Lomé, il n'y a pas de différence significative entre les loyers mensuels estimés des non locataires et celui déclaré par les locataires: le loyer payé par les locataires et celui estimé des non locataires ne sont pas significativement différents. En effet on remarque dans ces villes que les intervalles de confiance des deux types de loyer se recoupent largement.
- Pour l'agglomération de Ouagadougou, comme le témoigne la position des deux intervalles de confiance, le loyer estimé des non locataires est relativement inférieur à celui payé par les locataires.
- Au niveau des agglomérations de Dakar et de Niamey, on note que le loyer estimé des non locataires est supérieur à celui payé par les locataires. Notons de plus que cette différence entre les deux types de loyer est très nette au niveau de la ville de Dakar. Dans cette agglomération, le loyer estimé des non locataires est de 43 200 franc CFA alors que celui payé par les locataires s'élève à 19 170 CFA, soit deux fois moins que celui estimé pour les non locataires. Cet écart pourrait s'expliquer par les commodités des logements occupés par les non locataires. En effet, les résultats d'une analyse des correspondances multiples (ACM) effectuée sur les variables qui caractérisent le logement se présente comme suit :

- La variable binaire locataire non locataire est mise en supplémentaire.
- Les modalités (des variables) qui interviennent dans l'interprétation d'un axe sont celles qui ont une valeur test supérieure à deux en valeur absolue.

Le graphique suivant schématise les deux groupes de ménages (les éléments des aides à interprétation peuvent être consultés en annexe 2).

GRAPHIQUE 4 : LE PREMIER PLAN FACTORIEL DE L'ACM SUR LES CARACTERISTIQUES DU LOYER



Source : à partir des calculs de l'auteurs

- D'un côté on a les ménages qui vivent dans des villas comportant assez de chambres (nombre de chambres supérieur ou égal à trois). Ces ménages utilisent de l'électricité comme moyen d'éclairage, ont des toilettes privées internes ou externes, des robinets au sein de leur ménage. Ils vivent donc dans des logements relativement bien équipés. La variable binaire relatif au statut de logement montre que les non locataires se situent de ce côté. A Dakar, les non locataires sont donc dans des logements relativement bien équipés.
- De l'autre on a les ménages qui sont en général dans des pièces sans dépendantes, ne contenant pas assez de chambres (nombre de chambres inférieur à 3). Ils utilisent du pétrole comme moyen d'éclairage, ont des toilettes communes et s'approvisionnent en eau auprès d'autres ménages ou à la fontaine. Ces ménages sont donc dans des logements moins équipés. On note que ce groupe est composé principalement des ménages locataires. Les locataires de Dakar sont donc dans des logements moins bien équipés (que ceux des non locataires).

Il ressort des résultats de ces différentes analyses, qu'à Dakar, l'écart entre le loyer estimé des non locataires et celui payé par les locataires s'explique par le fait que les non locataires sont généralement dans des logements plus commodes que ceux de locataires.

Une exploration faite au sein des villes de Niamey et Ouagadougou aboutie à des conclusions similaires. A Niamey les non locataires occupent des logements plus commodes que ceux des locataires alors qu'à Ouagadougou se sont les locataires qui occupent les logements les plus aisés.

Il faut retenir de cet exercice d'estimation les points suivants:

- le choix de la méthode d'imputation des loyers fictifs ne doit pas être arrêté a priori.
- Il n'est pas évident de caractériser un effet de biais de sélection et dans ce cas, la régression par les MCO est alors tout à fait acceptable. Il faut lui préférer le modèle de sélection en deux étapes de Heckman lorsqu'un effet de sélection significatif est mis en évidence.

III.3.4. LA FORME FONCTIONNELLE DANS L'ESTIMATION DU SEUIL NON ALIMENTAIRE

Rappelons que les classes de modèles considérées sont :

$$\mathbf{M}(\mathbf{q}) : S_i = \alpha + \sum_{k=1}^q \alpha_k \left[\ln \left(\frac{X_i}{ZA} \right) \right]^k + \varepsilon_i$$

$$\mathbf{N}(\mathbf{q}, \theta) : S_i = \alpha + \sum_{k=1}^q \alpha_k \left[\ln \left(\frac{X_i}{ZA} \right) \right]^k + D_i \theta + \varepsilon_i$$

Le seuil alimentaire considéré est celui du profil moyen et les régressions sont effectuées sur tous les ménages.

Il ressort des résultats de nos différentes régressions⁶ que : dans la classe des M(q), c'est le modèle M(1) qui est le meilleur et ceci quelle que soit l'agglomération considérée. Au sein de la classe des modèles N(q, θ) on note que le N(1, θ) est meilleur que les autres. Par ailleurs, signalons que les caractéristiques du ménage (sexe du chef de ménage, sa situation matrimoniale, etc.) entrant dans le modèle N(q, θ) peuvent varier d'une ville à une autre.

Le tableau de la page suivante présente les résultats permettant de choisir entre les deux modèles M(1) et N(1, θ).

⁶ Les résultats des modèles estimés se trouvent en annexe 3

TABLEAU 12: CHOIX DE LA BONNE SPECIFICATION DU MODELE D'ESTIMATION DU SEUIL NON ALIMENTAIRE.

		BAMAKO	COTONOU	DAKAR	LOME	NIAMEY	OUAGADOUGOU
	Modèles						
AIC	M(1)	-1,24	-1,50	-1,34	-1,57	-1,03	-1,41
	N(1, θ)	-1,26	-1,55	-1,37	-1,66	-1,03	-1,44
BIC	M(1)	-1,23	-1,48	-1,32	-1,56	-1,01	-1,41
	N(1, θ)	-1,18	-1,48	-1,32	-1,57	-0,98	-1,40
R²_{ajusté}	M(1)	0,15	0,07	0,26	0,07	0,19	0,21
	N(1, θ)	0,17	0,11	0,30	0,16	0,20	0,24
SS[*]	M(1)	0,02	0,01	0,02	0,01	0,02	0,01
	N(1, θ)	0,02	0,01	0,02	0,01	0,02	0,01
α	M(1)	0,503	0,331	0,462	0,293	0,470	0,411
	N(1, θ)	0,502	0,348	0,497	0,294	0,482	0,399

Source : calculs de l'auteur.

*Lecture : (SS) la variance résiduelle

Il ressort des résultats contenus dans le tableau 12 que les deux modèles donnent presque les mêmes résultats. En effet, dans toutes les agglomérations, les variances résiduelles et les critères d'information ne sont pas significativement différents. Concernant le pouvoir prédictif des modèles, hormis les agglomérations de Lomé et Cotonou, on ne note pas de différence entre les deux modèles. Pour les deux villes citées, le pouvoir prédictif qui est de 7% pour le modèle M(1) est estimé à 11% pour la ville de Cotonou et à 16% pour la ville de Lomé ; cependant, la valeur de la constante est la même pour les deux modèles.

De façon générale, on constate que le pouvoir prédictif de tous ces modèles est faible : moins de 30%. Cette remarque est faite par plusieurs auteurs qui ont utilisé ces modèles pour estimer le seuil non alimentaire⁷.

Pour des raisons de simplicité dans l'interprétation de la constante, nous conviendrons de considérer les résultats de l'estimation du modèle M(1) comme la situation de référence. Donc, dans le calcul des indicateurs de pauvreté sous l'hypothèse H^{*} (hypothèse de référence) c'est ce choix technique qui sera considéré.

⁷ • Union des Comores, Commissariat Général au plan, Direction de la Statistique : Pauvreté, Inégalité Et Marché du Travail dans l'Union des Comores, édition 2005, page 193.

• Bureau international du travail, la pauvreté aux Comores concepts, mesure et analyse, édition 2000, page 13.

• Observatoire économique et statistique d'Afrique subsaharienne, Examen critique de la mesure et de analyse de la pauvreté dans les Etats membres d'AFRISTAT, juillet 2007, page 30.

III.3.5. LE GROUPE DE REFERENCE DANS L'ESTIMATION DU SEUIL NON ALIMENTAIRE

Nous nous intéressons dans une première phase au seuil de pauvreté obtenu en considérant le même groupe de référence dans l'estimation du seuil alimentaire et du seuil non alimentaire (le second aspect concerne le changement de groupe dans l'estimation des deux composantes du seuil). Le tableau suivant donne les résultats de ces différents seuils. Les chiffres du tableau sont des seuils globaux de pauvreté obtenus selon différents groupes de référence retenus.

TABLEAU 13 : SEUIL GLOBAL SUIVANT LE MEME GROUPE DE REFERENCE DE SES DEUX COMPOSANTES

BAMAKO					COTONOU				
		ZA					ZA		
		Moyen	D2 _ D9	D1			Moyen	D2 _ D9	D1
ZNA	Moyen	103 140			ZNA	Moyen	176 450		
	D2_D9		94 170			D2_D9		184 380	
	D1			91 980		D1			156 040
DAKAR					LOME				
		ZA					ZA		
		Moyen	D2 _ D9	D1			Moyen	D2 _ D9	D1
ZNA	Moyen	178 750			ZNA	Moyen	156 040		
	D2_D9		179 580			D2_D9		150 015	
	D1			148 555		D1			140 380
NIAMEY					OUAGADOUGOU				
		ZA					ZA		
		Moyen	D2 _ D9	D1			Moyen	D2 _ D9	D1
ZNA	Moyen	126 430*			ZNA	Moyen	92 325		
	D2_D9		131 740			D2_D9		90 520	
	D1			107 140		D1			74 825

Source : calculs de l'auteur

**Lecture* : lorsqu'on estime le seuil alimentaire et non alimentaire selon le profil moyen, alors on obtient à Niamey un seuil global de pauvreté de 126 430 franc CFA.

Il ressort de l'analyse du tableau que le seuil de pauvreté obtenu lorsqu'on s'intéresse au groupe des plus pauvres est toujours inférieur à tous les autres cas de figure. Cette situation n'est pas surprenante car la mesure du seuil de pauvreté rattachée aux plus pauvres cherche à mesurer un minimum strict.

Quant au seuil obtenu en s'intéressant aux déciles intermédiaires, on constate que dans trois sur six des villes il est inférieur au seuil moyen. Ceci peut s'expliquer comme suit: le seuil

obtenu selon le profil de consommation des déciles intermédiaires ne tient pas compte des deux groupes extrêmes (les plus pauvres et les plus riches). Or, en enlevant les plus riches (les ménages du dernier décile) on a tendance à sous estimer le seuil qu'on aurait obtenu en moyenne, alors qu'en enlevant les plus pauvres on a tendance à surestimer le seuil. Donc, finalement le seuil estimé varie autour du seuil obtenu par le profil moyen.

Peut-on changer de groupe de référence d'un profil de pauvreté à un autre ?

Le tableau suivant donne les écarts qu'on observe lorsqu'on change de groupe de référence.

Tableau 14 : SENSIBILITE DU SEUIL DE PAUVRETE SUIVANT LE GROUPE DE REFERENCE CHOISI (VARIATION EN %)

	BAMAKO	COTONOU	DAKAR	LOME	NIAMEY	OUAGA.
Profil moyen/D2_D9	9,5	-4,5	-0,5	4,0	-4,0	2,0
Profil moyen/D1	12,1	13,1	20,3	11,2	18,0	23,4
D2_D9/D1	2,4	18,2	20,9	6,9	23,0	21,0

Source : calculs de l'auteur

Au-delà des considérations examinées ci-dessus, les données du tableau 14 permettent de tirer les conclusions suivantes:

- faible sensibilité du seuil de pauvreté selon que l'on considère le profil moyen et les déciles intermédiaires. En effet la variation constatée est inférieure en valeur absolue à 5% sauf à Bamako où elle est inférieure à 10%.
- forte variation du seuil de pauvreté selon que l'on considère le profil moyen et le profil des ménages les plus pauvres (premier décile) . En effet, on constate que systématiquement le seuil obtenu selon le profil moyen est supérieur de plus de 10% à celui obtenu avec le premier décile, atteignant des plafonds excédant 20% (Dakar, Ouagadougou).
- les écarts de seuil de pauvreté obtenus avec les déciles intermédiaires et le premier décile montrent une variation relativement importante. Ici, nous sommes dans la fourchette de 2% à 23%.

En somme, il ressort que le choix du groupe de référence a, dans tous les cas de figure un impact non négligeable sur l'estimation du seuil de pauvreté. Cet impact est relativement faible lorsque l'on passe des déciles intermédiaires au profil moyen mais très net dans tous les autres cas de figure. Il est donc recommandé de considérer le même groupe de référence d'un profil de pauvreté à un autre.

Peut-on changer de groupe de référence au moment de l'estimation des différentes composantes du seuil de pauvreté ?

Le tableau suivant informe sur les seuils de pauvreté obtenus selon différents groupes de référence. Les seuils qui ne sont pas sur les diagonales sont ceux obtenus en considérant des groupes de référence différents lors de l'estimation des deux composantes (seuils alimentaire et non alimentaire).

TABLEAU 15 : SEUIL DE PAUVRETE ESTIME SUIVANT DES GROUPES DE REFERENCE DIFFERENTS POUR L'EVALUATION DE LA COMPOSANTE ALIMENTAIRE (ZA) ET NON ALIMENTAIRE (ZNA)

BAMAKO					COTONOU				
		ZA					ZA		
		Moyen	D2_D9	D1			Moyen	D2_D9	D1
ZNA	Moyen	103 140	102 098	83 191	ZNA	Moyen	176 450	176 452	151 475
	D2_D9	108 306	94 170	87 688		D2_D9	183 121	184 380	157 863
	D1	110 376	98 167	91 980		D1	178 887	180 120	156 040
DAKAR					LOME				
		ZA					ZA		
		Moyen	D2_D9	D1			Moyen	D2_D9	D1
ZNA	Moyen	178 750	175 266	143 576	ZNA	Moyen	156 040	156 038	147 924
	D2_D9	183 391	179 580	149 358		D2_D9	159 688	150 015	151 384
	D1	169 462	173 612	148 555		D1	157 863	149 249	140 380
NIAMEY					OUAGADOUGOU				
		ZA					ZA		
		Moyen	D2_D9	D1			Moyen	D2_D9	D1
ZNA	Moyen	126 430	126 768	108 577	ZNA	Moyen	92 325	92 276	70 357
	D2_D9	131 739	131 740	114 329		D2_D9	94 597	90 520	71 693
	D1	122 625*	115 063	107 140		D1	94 017	91 027	74 825

Source : calculs de l'auteur

*Lecture : lorsqu'on estime le seuil alimentaire selon le profil moyen et le seuil non alimentaire selon le profil des plus pauvres (premier décile), alors on obtient à Niamey un seuil global de pauvreté de 122 625 franc CFA.

Pour évaluer la sensibilité du seuil de pauvreté, on examine deux aspects :

- pour un profil fixé lors de l'estimation du seuil alimentaire, quel serait l'impact (sur le seuil de pauvreté) du choix d'un autre profil lors de l'estimation du seuil non alimentaire ? Il s'agit par exemple pour le seuil alimentaire obtenu par rapport au profil moyen d'examiner les variations relatives du seuil global lorsqu'on choisit un autre profil (que le profil moyen) lors

de l'estimation du seuil non alimentaire. Ce premier aspect est schématisé dans le tableau qui suit.

TABLEAU 16 : LES DEUX ASPECTS EXAMINES DANS L'ESTIMATION DU SEUIL AVEC DES GROUPES DE REFERENCE DIFFERENTS

<p>Premier aspect : variation du seuil de pauvreté pour un profil fixé du seuil alimentaire.</p> <table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse; margin-top: 10px;"> <tr> <td colspan="2"></td> <td colspan="3" style="text-align: center;">ZA</td> </tr> <tr> <td colspan="2"></td> <td style="text-align: center;">Moyen</td> <td style="text-align: center;">D2_ D9</td> <td style="text-align: center;">D1</td> </tr> <tr> <td rowspan="3" style="text-align: center; vertical-align: middle;">ZNA</td> <td style="text-align: center;">Moyen</td> <td style="background-color: #cccccc;"></td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td style="text-align: center;">D2_ D9</td> <td style="background-color: #cccccc;"></td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td style="text-align: center;">D1</td> <td style="background-color: #cccccc;"></td> <td></td> <td></td> </tr> </table>			ZA					Moyen	D2_ D9	D1	ZNA	Moyen				D2_ D9				D1				<p>Deuxième aspect: les seuils maxima et minima obtenus à Bamako.</p> <table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse; margin-top: 10px;"> <tr> <td colspan="2"></td> <td colspan="3" style="text-align: center;">ZA</td> </tr> <tr> <td colspan="2"></td> <td style="text-align: center;">Moyen</td> <td style="text-align: center;">D2_ D9</td> <td style="text-align: center;">D1</td> </tr> <tr> <td rowspan="3" style="text-align: center; vertical-align: middle;">ZNA</td> <td style="text-align: center;">Moyen</td> <td style="text-align: center;">103 140</td> <td style="text-align: center;">102 098</td> <td style="text-align: center;">83 191</td> </tr> <tr> <td style="text-align: center;">D2_ D9</td> <td style="text-align: center;">108 306</td> <td style="text-align: center;">94 170</td> <td style="text-align: center;">87 688</td> </tr> <tr> <td style="text-align: center;">D1</td> <td style="text-align: center;">110 376</td> <td style="text-align: center;">98 167</td> <td style="text-align: center;">91 980</td> </tr> </table> <p><i>Source : calculs de l'auteur</i></p>			ZA					Moyen	D2_ D9	D1	ZNA	Moyen	103 140	102 098	83 191	D2_ D9	108 306	94 170	87 688	D1	110 376	98 167	91 980
		ZA																																													
		Moyen	D2_ D9	D1																																											
ZNA	Moyen																																														
	D2_ D9																																														
	D1																																														
		ZA																																													
		Moyen	D2_ D9	D1																																											
ZNA	Moyen	103 140	102 098	83 191																																											
	D2_ D9	108 306	94 170	87 688																																											
	D1	110 376	98 167	91 980																																											

- En second lieu, on cherche à quantifier la variation maximale du seuil global de pauvreté. En fait, d'un profil de pauvreté à un autre, suivant le choix du groupe de référence retenu, on peut obtenir tous les seuils de pauvreté consignés dans le tableau 15 de la page précédente. Or, il existe souvent des écarts très nets entre les différents seuils du tableau. Dans ce cas, les profils de pauvreté obtenus seront très différents. Par exemple, à Bamako (cf. tableau ci-dessus, deuxième aspect), selon le choix technique considéré, le seuil de pauvreté varie de 83 191 franc CFA (seuil le plus faible) à 110 376 francs CFA, soit une augmentation de 33% ! Ce point examinera l'ampleur d'une telle variation dans les agglomérations considérées.

La sensibilité du seuil de pauvreté pour un profil fixé du seuil alimentaire

Pour un profil du seuil alimentaire fixé, le tableau ci-dessous résume les variations relatives du seuil global de pauvreté.

TABLEAU 17 : VARIATION (EN %) DU SEUIL DE PAUVRETE SUIVANT UN PROFIL FIXE DU SEUIL ALIMENTAIRE

		BAMAKO	COTONOU	DAKAR	LOME	NIAMEY	OUAGADOUGOU
		seuil alimentaire fixé selon le profil alimentaire moyen					
Groupe de référence retenu pour l'estimation du seuil non alimentaire	le profil moyen	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
	le profil D2 à D9	-4,8	-3,6	-2,5	-2,3	-4,0	-2,4
	le profil des 1^{ier} déciles	-6,6	-1,4	5,5	-1,2	3,1	-1,8
		seuil alimentaire fixé selon le profil des déciles intermédiaires					
Groupe de référence retenu pour l'estimation du seuil non alimentaire	le profil moyen	-7,8	4,5	2,5	-3,9	3,9	-1,9
	le profil D2 à D9	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
	le profil des 1^{ier} déciles	-4,1	2,4	3,4	0,5	14,5	-0,6
		seuil alimentaire fixé selon le profil de consommation des ménages du premier décile					
Groupe de référence retenu pour l'estimation du seuil non alimentaire	le profil moyen	10,6	3,0	3,5	-5,1	-1,3	6,4
	le profil D2 à D9	4,9	-1,2	-0,5	-7,3	-6,3	4,4
	le profil des 1^{ier} déciles	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0

Source : calculs de l'auteur

Les variations résumées dans le tableau ci-dessus permettent de faire les constats suivants :

- Par rapport au profil moyen, on note une variation du seuil de pauvreté estimé du point de vu des autres groupes de référence (déciles intermédiaires, premier décile) inférieure en valeur absolue à 7%. Même si l'ampleur de ces variations n'est pas négligeable, ce résultat laisse penser que si l'on estime le seuil de pauvreté alimentaire par le profil moyen, le choix d'un autre groupe de référence au moment de l'estimation du seuil non alimentaire, pourrait introduire dans l'estimation du seuil final, un biais spécifique en valeur absolue inférieur à 7%. Par ailleurs, on constate dans ce cas de figure que ce changement d'approche affecte généralement à la baisse, la valeur du seuil de pauvreté. Cette conclusion est validée pour Bamako, Cotonou, Lomé et Ouagadougou.
- si l'on décide d'estimer le seuil alimentaire de pauvreté par rapport au groupe des ménages appartenant aux déciles intermédiaires et que l'on considère finalement un autre groupe de référence pour l'estimation de la composante non alimentaire du seuil, on constate que le biais spécifique sur le seuil de pauvreté est nettement plus important, variant entre -8% et +15%. A une nuance près, le constat est le même lorsque l'on estime le seuil alimentaire de pauvreté en considérant uniquement les ménages du premier décile et d'autres groupes de référence pour l'estimation de la composante non alimentaire du seuil. En effet, dans ce cas, le biais spécifique sur le seuil de pauvreté varie entre -7% et +11%.

Ces résultats montrent bien qu'il n'est donc pas souhaitable de changer de groupe de référence lors de l'estimation des différentes composantes (alimentaire, non alimentaire) du seuil de pauvreté.

Concernant le second aspect de l'analyse, le tableau 18 ci-après présente l'écart entre le seuil maximal obtenu et le seuil minimal qu'on peut constater entre les seuils estimés suivant des hypothèses techniques différentes dans toutes les agglomérations.

Tableau 18 : VARIATION MAXIMALE (EN %) DU SEUIL GLOBAL SUIVANT LES GROUPES DE REFERENCE DIFFERENTS

	BAMAKO	COTONOU	DAKAR	LOME	NIAMEY	OUAGADGOU
Seuil min	83 191	151475	143 576	140 380	107 140	70 357
Seuil max	110 376	184380	183 391	159 688	131740	94 597
variation (%)	33	22	28	14	23	34

Source : calculs de l'auteur

Les variations résumées dans ce tableau 18 permettent de conclure que : il existe un écart considérable entre le seuil minimal et seuil maximal. Il faut une augmentation d'au moins 14% pour passer du seuil minimal au seuil maximal. Cette augmentation atteint des plafonds supérieurs à 30% (34% à Ouagadougou et 33% à Bamako).

Dans l'ensemble, concernant les choix des groupes de référence, il faut retenir que :

- Le choix du groupe de référence à un impact considérable sur le seuil de pauvreté.
- Aussi, d'un profil de pauvreté à un autre, doit-on garder le même groupe de référence sous peine d'introduire un biais spécifique dans l'estimation du seuil global de pauvreté.
- le choix de groupe de référence différent pour l'estimation des deux composantes du seuil, peut conduire à des profils de pauvreté qui ne traduisent pas du tout les mêmes réalités.

De même, il est bon d'attirer l'attention sur le fait que dans le présent rapport nous considérons comme situation de référence les résultats obtenus selon le groupe de référence moyen pour l'estimation du seuil non alimentaire.

Après avoir examiné les cinq préoccupations techniques et précisé la manière la plus souhaitable de traiter chaque aspect, la section qui suit évalue la sensibilité des indicateurs de pauvreté et d'inégalité à ces choix techniques.

III.4. EXAMEN DE LA SENSIBILITE DES INDICATEURS DE PAUVRETE ET D'INEGALITE

Cette section présente les résultats de différentes simulations. Pour chaque simulation, le contenu des hypothèses sera précisé. Présentons d'ors et déjà le contenu de l'hypothèse de référence et rappelons qu'elle est constituée des différentes approches souhaitables à retenir pour le traitement des choix techniques.

Hypothèse de référence :H*

La manière la plus souhaitable de traiter les cinq préoccupations techniques constitue cette hypothèse de référence. Elle se formule donc comme suit:

● **Le choix du panier de biens alimentaires**

Le panier de biens servant à estimer le seuil alimentaire de pauvreté est choisi selon le profil moyen de consommation.

● **Le traitement des biens durables**

Dans l'estimation de la dépense de consommation en biens durables des ménages, on considère l'acquisition partielle à la période d'observation.

● **L'estimation des loyers fictifs**

L'estimation des loyers fictifs est faite en tenant compte de l'effet de sélection si nécessaire.

● **La forme fonctionnelle du modèle d'estimation du seuil non alimentaire**

La forme fonctionnelle du modèle servant à estimer le seuil non alimentaire de pauvreté est la suivante:

$$S_i = \alpha + \alpha_1 \ln \left(\frac{X_i}{ZA} \right) + \varepsilon_i$$

● **Le groupe de référence dans l'estimation du seuil non alimentaire**

Pour l'estimation du seuil non alimentaire, le groupe de référence retenu est le profil moyen. On fait donc la régression en considérant tous les ménages.

Sous cette hypothèse, les indicateurs de pauvreté et d'inégalité se présentent comme suit :

TABLEAU 19 : LES INDICATEURS DE PAUVRETE ET D'INEGALITE SOUS L'HYPOTHESE DE REFERENCE.

	Bamako	Cotonou	Dakar	Lomé	Niamey	Ouagadougou
Hypothèse : H*						
Seuil global de pauvreté	103 140	176 450	178 750	156 040	126 430	92 325
Indices de pauvreté						
P0 (en %)	12,1	10,4	6,0	17,3	22,3	15,2
P1 (en %)	3,3	2,4	1,0	3,9	5,5	3,7
Indices d'inégalité						
Gini	37,7	36,0	39,6	37,5	41,7	45,2
P90/P10	5,6	4,7	6,1	5,2	5,7	6,8
Indices d'entropie						
GE(0)	0,236	0,214	0,256	0,230	0,300	0,342
GE(1)	0,249	0,236	0,278	0,260	0,327	0,380
GE(2)	0,344	0,332	0,395	0,387	0,568	0,619

Source : calculs de l'auteur

Lecture : Ainsi, en conformité avec la méthode utilisée, selon les données des enquêtes 1-2-3 réalisées entre 2001 et 2003, une personne est considérée comme pauvre à Bamako si sa dépense annuelle de consommation en biens et services n'atteint pas 103 140 CFA, la personne sera considérée comme pauvre à Cotonou si sa dépense annuelle de consommation en bien et service n'atteint pas 176 450 CFA. A Dakar ce seuil est de 178 750 CFA, a Lomé de 156 040 CFA, à Niamey on a un seuil de 126 430 CFA et à Ouagadougou il est estimé à 92 325 CFA.

Avec ces différents seuils, l'incidence de la pauvreté (la proportion des individus qui sont pauvres) dans les différentes agglomérations est résumée dans le tableau ci-dessus. Ainsi, il ressort des données du tableau 19 que :

- La proportion des pauvres est de 22% à Niamey. Constatons de passage que ce pays est le plus pauvre parmi les agglomérations considérées.
- L'incidence de pauvreté est de 17% à Lomé.
- Cette statistique s'estime à 15% à Ouagadougou.
- A Bamako, 12 personnes sur cent sont considérées comme pauvres.
- L'incidence de la pauvreté est 10% à Cotonou.
- L'incidence de pauvreté s'évalue à 6% à Dakar. Cette ville est la moins pauvre parmi les agglomérations considérées.

• **Résultat des différentes simulations**

Pour évaluer la sensibilité des indicateurs de pauvreté et d'inégalité aux choix techniques, nous avons considéré cinq simulations. Les quatre premières simulations (**S₁** à **S₄**) font référence au choix du panier de bien et au groupe de référence retenu lors de l'estimation du seuil non alimentaire. Donc, au cours de ces simulations, la consommation par tête reste inchangée, par conséquent les indicateurs d'inégalité ne diffèrent pas de ceux obtenus dans l'hypothèse H*. Le tableau suivant schématise la position de ces simulations par rapport à l'hypothèse de référence.

TABLEAU 20 : SCHEMA DES QUATRE PREMIERES SIMULATIONS

		ZA <i>Seuil alimentaire</i>		
		Moyen	D2 _ D9	D1
ZNA <i>Seuil non alimentaire</i>	Moyen	H*		S₁
	D2_D9		S₃	
	D1	S₂		S₄

La cinquième simulation consiste à changer la façon de traiter les dépenses de consommation en biens durables : au lieu de traiter de l'acquisition partielle comme c'était le cas dans l'hypothèse de référence, on traite de l'acquisition totale à la période d'observation. Cette fois ci la simulation considérée affecte la consommation par tête et peut donc avoir un effet sur les indicateurs d'inégalité.

Pour comparer les résultats des simulations avec ceux de l'hypothèse de référence, nous utiliserons les intervalles de confiance. Les résultats d'une simulation sont significativement différents de ceux de l'hypothèse de référence lorsque les intervalles de confiance des indicateurs calculés ne se chevauchent pas. Dans le cas contraire, on ne peut pas dire que les deux résultats sont significativement différents.

Les résultats des différentes simulations se présentent comme suit :

Première simulation : S₁

Le contenu explicite de cette hypothèse de simulation est le suivant :

● **Le choix du panier de biens alimentaires :**

Le panier de biens servant à estimer le seuil alimentaire de pauvreté est choisi selon le profil de consommation des ménages du premier décile.

● **Le traitement des biens durables**

Même traitement que celui considéré dans l'hypothèse de référence.

● **L'estimation des loyers fictifs**

Même imputation que celle de l'hypothèse de référence.

● **La forme fonctionnelle du modèle d'estimation du seuil non alimentaire**

Même forme fonctionnelle que celle de l'hypothèse de référence.

● **Le groupe de référence dans l'estimation du seuil non alimentaire**

Même groupe de référence que celui de l'hypothèse de référence.

Donc cette simulation se différencie de H* par le choix du groupe auquel on se réfère pour estimer le seuil alimentaire.

Le tableau suivant présente les indicateurs de pauvreté sous cette nouvelle hypothèse.

TABLEAU 21 : INDICATEURS DE PAUVRETE DANS LA PREMIERE SIMULATION

	Bamako	Cotonou	Dakar	Lomé	Niamey	Ouagadougou
Hypothèse H*	Intervalle de confiance au seuil de 95%					
P0 (en %)	12,1	10,4	6,0	17,3	22,3	15,2
IC_95%	[11,1 - 13,2]	[9,0 - 11,8]	[5,2 - 6,7]	[16,6 - 19,0]	[20,8 - 23,7]	[14,0 - 16,4]
P1 (en %)	3,3	2,4	1,0	3,9	5,5	3,7
IC_95%	[2,9 - 3,7]	[2,0 - 2,8]	[0,9 - 1,2]	[3,4 - 4,4]	[5,0 - 6,0]	[3,4 - 4,0]
Hypothèse 1 :S₁						
Seuil global	83 191	151 475	143 576	147 924	108 577	70 357
	Indicateurs de pauvreté et intervalles de confiance					
P0 (en %)	7,8	6,7	1,8	15,4	14,8	5,9
IC_95%	[6,9 - 8,7]	[5,5 - 7,9]	[1,4 - 2,2]	[13,8 - 17,1]	[13,6 - 16,0]	[5,3 - 6,6]
P1	1,8	1,3	0,4	3,2	3,6	1,4
IC_95%	[1,5 - 2,0]	[1,0 - 1,6]	[0,3 - 0,5]	[2,8 - 3,6]	[3,2 - 4,1]	[1,2 - 1,6]

Source : calculs de l'auteur.

L'examen des intervalles de confiance de l'incidence de la pauvreté nous permet de conclure qu'on obtient des résultats différents suivant les deux hypothèses. En effet, dans toutes les agglomérations considérées, les intervalles de confiance estimés ne se chevauchent pas (sauf le cas de Lomé qui est limite). De même, la profondeur de pauvreté obtenue est nettement différente de celle de l'hypothèse de référence. En fait, dans tous les cas de figure (sauf à Lomé) les intervalles de confiance estimés de cette statistique ne se rencontrent pas. Par ailleurs, on note que la variation est à la baisse lorsqu'on choisit le panier alimentaire selon le profil de consommation des plus pauvres.

Le tableau suivant quantifie cette variation relative au niveau des différentes agglomérations. Signalons que les variations consignées dans le tableau sont en pourcentage du seuil de référence.

TABEAU 22 : SENSIBILITE (VARIATION EN %) DES INDICATEURS DE PAUVRETE PAR RAPPORT A LA 1^{IERE} SIMULATION

	BAMAKO	COTONOU	DAKAR	LOME	NIAMEY	OUAGADOUGOU
Seuil pauvreté	-19,3	-14,2	-19,7	-5,2	-14,1	-23,8
Incidence	-35,5	-35,6	-70,0	-11,0	-33,6	-61,2
Profondeur	-45,5	-45,8	-60,0	-17,9	-34,5	-62,2

Source : calcul de l'auteur

Au-delà de la comparaison des intervalles de confiance, les données du tableau ci-dessus permet de tirer les constats suivants :

- une forte sous estimation de tous les indicateurs de pauvreté considérés. En effet, le seuil, l'incidence et la profondeur de pauvreté sont tous systématiquement sous estimés par rapport à la situation de référence ;
- le choix du panier de biens selon le profil de consommation des plus pauvres (hypothèse S1) sous estime l'incidence de la pauvreté d'au moins de 11%. Dans toutes les agglomérations (sauf à Lomé), la variation constatée dépasse les 30%, elle atteint même des valeurs supérieures à 60% à Dakar et à Ouagadougou. La profondeur de la pauvreté est sous estimée d'au moins 18%, cas de Lomé. Cette variation à la baisse dépasse 30% dans les autres agglomérations.

Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, le choix du panier du premier décile comme groupe de référence lors de l'estimation du seuil alimentaire à un impact très net sur les indicateurs de pauvreté. Ils sont tous revus systématiquement et considérablement à la baisse.

Deuxième simulation : S₂

Le contenu de l'hypothèse de simulation se présente comme suit :

● **Le choix du panier de biens alimentaires**

Même panier que celui considéré dans l'hypothèse de référence.

● **Le traitement des biens durables**

Même traitement que celui considéré dans l'hypothèse de référence.

● **L'estimation des loyers fictifs**

Même imputation que celle de l'hypothèse de référence.

● **La forme fonctionnelle du modèle d'estimation du seuil non alimentaire**

Même forme fonctionnelle que celle de l'hypothèse de référence.

● **Le groupe de référence dans l'estimation du seuil non alimentaire**

Pour l'estimation du seuil non alimentaire, le groupe de référence retenu correspond aux ménages du premier décile. On fait donc la régression en considérant uniquement les ménages du premier décile en terme de consommation non alimentaire.

Cette simulation se distingue de l'hypothèse de référence par le choix du groupe de référence lors de l'estimation du seuil non alimentaire.

Le tableau suivant présente les indicateurs de pauvreté sous cette hypothèse.

Tableau 23 : INDICATEURS DE PAUVRETE DANS LA DEUXIEME SIMULATION

	Bamako	Cotonou	Dakar	Lomé	Niamey	Ouagadougou
Hypothèse H*	Intervalle de confiance au seuil de 95%					
P0 (en %)	12,1	10,4	6,0	17,3	22,3	15,2
IC_95%	[11,1 - 13,2]	[9,0 - 11,8]	[5,2 - 6,7]	[16,6 - 19,0]	[20,8 - 23,7]	[14,0 - 16,4]
P1 (en %)	3,3	2,4	1,0	3,9	5,5	3,7
IC_95%	[2,9 - 3,7]	[2,0 - 2,8]	[0,9 - 1,2]	[3,4 - 4,4]	[5,0 - 6,0]	[3,4 - 4,0]
Hypothèse :S₂						
Seuil global	110 376	178 887 040	169 462 555	157 863 380	122 625 140	94 017
	Indicateurs de pauvreté et intervalles de confiances					
P0 (en %)	15,3	10,7	4,8	17,3	18,4	15,8
IC_95%	[14,2 - 16,2]	[9,3 - 12,2]	[4,1 - 5,5]	[15,6 - 19,0]	[17,0 - 19,8]	[14,6 - 17,0]
P1	4,0	2,5	0,8	4,0	5,0	3,9
IC_95%	[3,6 - 4,4]	[2,1 - 2,9]	[0,7 - 1,0]	[3,6 - 4,5]	[4,6 - 5,5]	[3,6 - 4,3]

Source : calculs de l'auteur

Sur la base des informations du tableau 23, aucune tendance robuste ne se dégage. Suivant les agglomérations, l'incidence de la pauvreté est soit sous-estimée, soit surestimée et on ne note pas systématiquement de différences significatives entre les deux résultats.

Dans les villes de Cotonou, Lomé, et Ouagadougou les deux intervalles de confiance se rencontrent largement. Ceci laisse à penser que le choix du premier décile dans l'estimation de la composante non alimentaire du seuil n'a pas d'impact considérable sur l'incidence de la pauvreté. Les résultats obtenus au niveau des autres agglomérations viennent nuancer cette conclusion. En fait, à Bamako, on note que l'incidence de la pauvreté est surestimée de 26% alors qu'elle est sous-estimée d'au moins de 18% (respectivement 18% et 20%) à Niamey et à Dakar. Le constat est le même au niveau de la profondeur de la pauvreté : elle est soit sur-estimée soit sous-estimée.

Ainsi, il faut retenir que le choix du premier décile comme groupe de référence dans l'estimation de la composante non alimentaire du seuil a, dans certains cas, un impact loin d'être négligeable sur les indicateurs de pauvreté. Les indicateurs sont soit sous-estimés soit sur-estimés selon les villes.

Troisième simulation : S₃

- **Le choix du panier de biens alimentaire**

Le panier de biens servant à estimer le seuil alimentaire de pauvreté est choisi selon le profil de consommation des ménages appartenant aux déciles D2 à D9.

- **Le traitement des biens durables**

Même traitement que celui considéré dans l'hypothèse de référence.

- **L'estimation des loyers fictifs**

Même imputation que celle de l'hypothèse de référence.

- **La forme fonctionnelle du modèle d'estimation du seuil non alimentaire**

Même forme fonctionnelle que celle de l'hypothèse de référence.

- **Le groupe de référence dans l'estimation du seuil non alimentaire**

Pour l'estimation du seuil non alimentaire, le groupe de référence retenu correspond aux ménages appartenants aux déciles D2 à D9.

Cette simulation se différencie de l'hypothèse de référence par le choix des groupes de référence dans l'estimation des deux composantes du seuil de pauvreté. Le tableau 24 présente les indicateurs de pauvreté sous cette hypothèse.

TABLEAU 24 : INDICATEURS DE PAUVRETE DANS LA TROISIEME SIMULATION

	Bamako	Cotonou	Dakar	Lomé	Niamey	Ouagadougou
Hypothèse H*	Intervalle de confiance au seuil de 95%					
P0 (en %)	12,1	10,4	6,0	17,3	22,3	15,2
IC_95%	[11,1 - 13,2]	[9,0 - 11,8]	[5,2 - 6,7]	[16,6 - 19,0]	[20,8 - 23,7]	[14,0 - 16,4]
P1 (en %)	3,3	2,4	1,0	3,9	5,5	3,7
IC_95%	[2,9 - 3,7]	[2,0 - 2,8]	[0,9 - 1,2]	[3,4 - 4,4]	[5,0 - 6,0]	[3,4 - 4,0]
Hypothèse (S3)						
Seuil global	94 170	184 380	179 580	150 015	131 740	90 520
Indicateurs de pauvreté et Intervalles de confiance						
P0 (en %)	9,8	10,8	5,9	15,4	24,3	14,2
IC_95%	[8,8 _ 10,8]	[9,3 _ 12,2]	[5,2 _ 6,7]	[13,8 _17,1]	[22,9 _25,8]	[13,0 _15,3]
P1	2,6	2,8	1,0	3,4	6,2	3,5
IC_95%	[2,3 – 2,9]	[2,3 – 3,0]	[0,9 - 0,1]	[2,9 -3,8]	[5,7 – 6,8]	[3,2 – 3,8]

Source : calculs de l'auteur

L'examen des intervalles de confiance permet de conclure qu'en général, le choix des déciles intermédiaires comme groupe de référence lors de l'estimation des deux composantes du seuil de pauvreté n'a pas d'impact très net sur les indicateurs de pauvreté. En effet dans toutes les agglomérations considérées sauf celle de Bamako, les intervalles de confiance estimés sous les deux hypothèses se rencontrent largement (pour le cas de la ville de Bamako, en considérant un seuil de 97% on constate que les intervalles se chevauchent).

Quatrième simulation : S₄

Le contenu de cette de simulation se présente comme suit :

- **Le choix du panier de biens alimentaire**

Le panier de biens servant à estimer le seuil alimentaire de pauvreté est choisi selon le profil de consommation des ménages du premier décile.

- **Le traitement des biens durables**

Même traitement que celui considéré dans l'hypothèse de référence.

- **L'estimation des loyers fictifs**

Même imputation que celle de l'hypothèse de référence.

- **La forme fonctionnelle du modèle d'estimation du seuil non alimentaire**

Même forme fonctionnelle que celle de l'hypothèse de référence.

- **Le groupe de référence dans l'estimation du seuil non alimentaire**

Pour l'estimation du seuil non alimentaire, le groupe de référence retenu correspond aux ménages du premier décile.

La simulation se différencie de l'hypothèse de référence par le choix des groupes de référence dans l'estimation des deux composantes du seuil de pauvreté. Le tableau suivant présente les indicateurs de pauvreté sous cette hypothèse.

TABLEAU 25 : INDICATEUR DE PAUVRETE DANS LA QUATRIEME SIMILATION

	Bamako	Cotonou	Dakar	Lomé	Niamey	Ouagadougou
Hypothèse H*	Intervalle de confiance au seuil de 95%					
P0 (en %)	12,1	10,4	6,0	17,3	22,3	15,2
IC_95%	[11,1 - 13,2]	[9,0 - 11,8]	[5,2 - 6,7]	[16,6 - 19,0]	[20,8 - 23,7]	[14,0 - 16,4]
P1 (en %)	3,3	2,4	1,0	3,9	5,5	3,7
IC_95%	[2,9 - 3,7]	[2,0 - 2,8]	[0,9 - 1,2]	[3,4 - 4,4]	[5,0 - 6,0]	[3,4 - 4,0]
Hypothèse :S₄						
Seuil global	91 980	156 040	148 555	140 380	107 140	74 825
Indicateurs de pauvreté et intervalles de confiances						
P0 (en %)	9,4	7,6	2,3	12,4	14,6	8,7
IC_95%	[8,4 - 10,4]	[7,0 - 9,7]	[1,8 - 2,7]	[11,2 - 14,3]	[13,4 - 15,8]	[7,7 - 9,7]
P1	2,4	1,5	0,5	2,4	3,5	1,8
IC_95%	[2,1 - 2,7]	[1,2 - 1,8]	[0,3 - 0,6]	[2,2 - 3,0]	[3,1 - 3,9]	[1,6 - 2,0]

Source : calculs de l'auteur

Cette hypothèse qui se traduit par le choix du premier décile comme groupe de référence lors de l'estimation des deux composantes du seuil de pauvreté, montre une sous estimation des indicateurs de pauvreté. Le tableau suivant quantifie l'ampleur de cette variation.

TABLEAU 26: SENSIBILITE (VARIATION EN %) DES INDICATEURS DE PAUVRETE A LA 4^{IEME} SIMULATION

	Bamako	Cotonou	Dakar	Lomé	Niamey	Ouagadougou
Seuil de pauvreté	-10,8	-11,6	-16,9	-10,0	-15,3	-19,0
Incidence	-22,3	-26,9	-61,7	-28,3	-34,5	-42,8
Profondeur	-27,3	-37,5	-50,0	-38,5	-36,4	-51,4

Source : calculs de l'auteur

On peut retenir des résultats des tableaux 25 et 26 que :

- L'incidence de la pauvreté est sous estimée d'au moins de 20%. Le même constat est fait sur la profondeur de la pauvreté, elle est revue à la baisse d'au moins de 27%.
- Ainsi, choisir le premier décile pour estimer les deux composantes du seuil de pauvreté a un impact très net sur les indicateurs de pauvreté. Il sous estime considérablement ces indicateurs.

Cinquième simulation : S₅

● **Le choix du panier de biens alimentaire**

Même traitement que celui considéré dans l'hypothèse de référence.

● **Le traitement des biens durables**

Pour les dépenses de consommation en biens durables, on traite de l'acquisition totale à la période d'observation.

● **L'estimation des loyers fictifs**

Même imputation que celle de l'hypothèse de référence.

● **La forme fonctionnelle du modèle d'estimation du seuil non alimentaire**

Même forme fonctionnelle que celle de l'hypothèse de référence.

● **Le groupe de référence dans l'estimation du seuil non alimentaire**

Même traitement que celui considéré dans l'hypothèse de référence.

Le tableau suivant présente les incidences et la profondeur de la pauvreté sous S₅

TABLEAU 27 : INDICATEURS DE PAUVRETE DANS LA CINQUIEME SIMULATION

	Bamako	Cotonou	Dakar	Lomé	Niamey	Ouagadougou
Hypothèse H*	Intervalle de confiance au seuil de 95%					
P0 (en %)	12,1	10,4	6,0	17,3	22,3	15,2
IC_95%	[11,1 - 13,2]	[9,0 - 11,8]	[5,2 - 6,7]	[16,6 - 19,0]	[20,8 - 23,7]	[14,0 - 16,4]
P1 (en %)	3,3	2,4	1,0	3,9	5,5	3,7
IC_95%	[2,9 - 3,7]	[2,0 - 2,8]	[0,9 - 1,2]	[3,4 - 4,4]	[5,0 - 6,0]	[3,4 - 4,0]
Hypothèse S₅						
Seuil global	102 972	176 240	178 202	155 709	126 387	92 253
Indicateurs de pauvreté et Intervalles de confiances						
P0(%)	12,0	10,4	5,9	17,3	22,3	13,9
IC_95%	[10,9 - 13,0]	[9,0 - 11,8]	[5,2 - 6,7]	[15,6 - 19,0]	[20,8 - 23,7]	[12,8 - 15,1]
P1	3,3	2,4	1,0	3,9	5,5	3,2
IC_95%	[2,9 - 3,7]	[1,7 - 2,8]	[0,9 - 1,2]	[3,4 - 4,3]	[5,0 - 6,0]	[3,4 - 4,0]

Source : calculs de l'auteur

Dans toutes les villes considérées, les deux intervalles de confiance de l'incidence de pauvreté se chevauchent largement. On n'a donc pas de différences significatives entre les incidences de pauvreté obtenues. Le même constat s'opère au niveau de la profondeur de pauvreté. D'où la conclusion : les indicateurs de pauvreté ne sont pas sensibles aux deux méthodes (acquisition totale et acquisition partielle) de traiter les dépenses de consommation en biens durables, notamment lorsque les grandes dépenses ne sont pas importantes. Dans ces conditions, leur exclusion du champ de la consommation courante des ménages n'a pas d'incidence majeure sur les indices de pauvreté puisque ces dépenses sont effectuées par des ménages qui ne sont pas pauvres. Par contre, cette hypothèse conduit à une sensible modification de la distribution du niveau de vie et on pourrait donc constater une modification

de la valeur des principaux indices d'inégalité. Le tableau suivant présente les indicateurs d'inégalité sous l'hypothèse S₅.

TABLEAU 28 : INDICATEURS D'INEGALITE DANS LA CINQUIEME SIMULATION

	Bamako	Cotonou	Dakar	Lomé	Niamey	Ouagadougou
Hypothèse : H*						
Gini	0,377	0,360	0,396	0,375	0,417	0,452
P90/P10	5,6	4,7	6,1	5,2	5,7	6,8
GE(0)	0,236	0,214	0,256	0,230	0,300	0,342
GE(1)	0,249	0,236	0,278	0,260	0,327	0,380
GE(2)	0,344	0,332	0,395	0,387	0,568	0,619
Hypothèse : S₅						
Gini	0,379	0,364	0,398	0,376	0,420	0,466
P90/P10	5,6	4,8	6,1	5,2	5,7	7,0
GE(0)	0,241	0,218	0,258	0,233	0,305	0,366
GE(1)	0,252	0,242	0,280	0,265	0,335	0,430
GE(2)	0,367	0,352	0,410	0,418	0,596	0,975

Source : calcul de l'auteur

Il ressort des résultats du tableau 28 qu'on n'observe pas de différence significative sur le ratio des déciles et l'indice de Gini suivant la façon de traiter la dépense de consommation en biens durables. On note également une variation très faible des indices d'entropie 0 et 1 confère tableau suivant.

TABLEAU 29 : SENSIBILITE (VARIATION EN %) DES INDICES D'ENTROPIE A LA 5^{EME} SIMULATION

Entropie	Bamako	Cotonou	Dakar	Lomé	Niamey	Ouagadougou
GE(0)	2,1	1,9	0,8	1,3	1,7	7,0
GE(1)	1,2	2,5	0,7	1,9	2,4	13,2
GE(2)	6,7	6,0	3,8	8,0	4,9	57,5

Source : calculs de l'auteur

En général, la variation des indices d'entropie 0 et 1 est inférieure à 3%. Quant on s'intéresse à l'entropie d'ordre 2 GE(2), on note une variation d'au moins 5% (sauf à Dakar où la variation est de 4%). Cette variation atteint 58% à Ouagadougou. L'ampleur de la variation des indices d'entropie à Ouagadougou peut s'expliquer par la prise en compte des achats des motocycles lors du choix qui traite de l'acquisition totale⁸.

Ainsi, il faut retenir que les indicateurs de pauvreté ne sont pas sensibles aux deux modes de traitement des biens durables (acquisition totale versus acquisition partielle). Ce résultat était plus ou prévisible dans la mesure où les biens durables qui ne sont pas pris en compte au niveau de l'acquisition partielle sont ceux de très grande valeur. Ces biens sont donc payés uniquement par les ménages riches, que l'on les prenne en compte ou non ceci n'affecte en

⁸ La particularité de Ouagadougou concernant cette dépense a été soulignée dans la section qui a traité de la consommation en biens durables.

rien la consommation des pauvres. Par contre, le mode de traitement des biens durables affecte légèrement les indicateurs d'inégalité.

En somme, les enseignements suivants peuvent être tirés des résultats des différentes simulations :

- Une forte sensibilité des indicateurs de pauvreté lorsque le panier de biens alimentaires est choisi selon le profil de consommation des plus pauvres. En effet, dans ce cas, le seuil de pauvreté est sous-estimé d'au moins 5%, l'incidence de la pauvreté est sous estimée d'au moins 11% et la profondeur de la pauvreté est revue à la baisse d'au moins 18%.
- Lorsqu'on décide d'estimer les deux composantes du seuil de pauvreté selon le profil de consommation des ménages du premier décile, alors on sous-estime davantage les indicateurs de pauvreté. Dans ce cas le seuil de pauvreté est sous estimé d'au moins 10%, l'incidence est sous-estimée d'au moins 20% et la profondeur est revue à la baisse d'au moins 30%. Par contre lorsqu'on estime uniquement la composante non alimentaire du seuil selon le profil cité, les indicateurs de pauvreté peuvent être sous-estimés ou sur-estimés.
- Le choix des déciles intermédiaires comme groupe de référence lors de l'estimation des deux composantes du seuil n'a pas d'impact considérable sur l'incidence et la profondeur de la pauvreté.
- le mode de traitement des biens durables, s'il n'affecte pas les indicateurs de pauvreté, affecte légèrement les indicateurs d'inégalité.

CHAPITRE IV : PRINCIPALES RECOMMANDATIONS ET CONCLUSION

Ce dernier chapitre est consacré à la synthèse des résultats, il suggère des recommandations dans la mesure de la pauvreté et conclut cette étude.

IV.1. SYNTHÈSE ET PRINCIPALES RECOMMANDATIONS DE L'ÉTUDE

La section fait une synthèse des résultats et tire les principaux enseignements. Cette situation concerne deux points : les principales préoccupations examinées et la sensibilité des indicateurs de pauvreté et d'inégalité face à ces préoccupations.

IV.1.1. PAR RAPPORT AUX PRÉOCCUPATIONS TECHNIQUES EXAMINÉES

Le choix du panier de biens alimentaires et estimation du seuil de pauvreté

Trois enseignements peuvent être tirés des analyses faites par rapport à ces préoccupations techniques :

- Le meilleur groupe de référence à retenir pour constituer le panier alimentaire est celui obtenu selon le profil de consommation moyen des ménages. Les autres approches fournissent de moins bonnes propriétés.
- Le choix du groupe de référence a un impact très net sur la composition du panier alimentaire et, partant, sur l'estimation du seuil de pauvreté. En effet, les résultats examinés ont montré que l'ampleur du biais sur le seuil de pauvreté consécutif au changement du groupe de référence variait en valeur absolue dans une fourchette de 2% à 23%.

En conséquence, dans le cadre du suivi de la pauvreté, il est souhaitable de considérer le même groupe de référence sous peine d'introduire un biais spécifique systématique dans l'estimation du seuil de pauvreté.

- De même le changement du groupe de référence au moment de l'estimation des différentes composantes du seuil de pauvreté comporte un biais spécifique dont l'ampleur a été quantifiée précédemment.

Pour l'estimation des différentes composantes du seuil de pauvreté, il est recommandé de considérer le même point de vue (groupe de référence).

Estimation des loyers fictifs

En général, on peut estimer les loyers fictifs par les moindres carrés ordinaires. Cependant, il est souhaitable de vérifier d'abord l'existence éventuelle d'un effet de biais de sélection. Si l'existence d'un tel effet est confirmée, alors il est recommandé d'opter pour une estimation fondée sur le modèle de correction du biais de sélection, sinon, les MCO suffisent.

Le traitement des biens durables

Il faut retenir que les deux choix techniques examinés dans le présent rapport (acquisition totale versus acquisition partielle) conduisent à des résultats qui ne sont pas significativement différents. Néanmoins, le mode de traitement souhaitable parmi les deux qui sont examinés est celui qui traite de l'acquisition partielle à la période d'observation.

La forme fonctionnelle du modèle d'estimation du seuil non alimentaire

Le pouvoir explicatif des modèles servant à estimer le seuil non alimentaire de pauvreté est globalement faible (le R^2 ajusté dépasse rarement 30%). Parmi les formes fonctionnelles généralement utilisées, l'expression :

$$S_i = \alpha + \beta \ln\left(\frac{X_i}{ZA}\right) + \varepsilon_i$$

apparaît comme la plus pertinente.

IV.1. 2. LA SENSIBILITE DES INDICATEURS DE PAUVRETE ET D'INEGALITE

Sur ce point, les principales observations sont les suivantes :

- Une forte sensibilité des indicateurs de pauvreté lorsque que l'on estime le seuil alimentaire selon le profil de consommation des plus pauvres (groupe de référence des ménages appartenant au premier décile). L'incidence est en général sous estimée d'au moins 11% et la profondeur d'au moins 20%.

Le seuil alimentaire doit être estimé selon le profil de consommation moyen, sous peine d'introduire des biais spécifique dans l'estimation des indicateurs de pauvreté.

- Si le seuil non alimentaire est estimé selon le profil des plus pauvres, alors les indicateurs de pauvreté sont soit sous-estimés soit sur-estimés selon les agglomérations.

L'estimation des deux composantes du seuil selon le même groupe de référence est donc nécessaire pour avoir des indicateurs de pauvreté fiables.

- Lorsqu'on se trompe et au niveau du groupe de référence du seuil alimentaire et au niveau de groupe à considérer dans l'estimation de la composante non alimentaire, alors les indicateurs de pauvreté sont davantage sous-estimés. L'ampleur de cette variation dépasse 20% au niveau de l'incidence et de la profondeur de la pauvreté.

Il ressort de ces constats que l'impact (sur les indicateurs de pauvreté) du choix du profil des plus pauvres comme groupe de référence dans l'estimation des composantes du seuil est loin d'être négligeable. Par ailleurs, recommandons-nous aussi d'estimer les seuils alimentaire et non alimentaire selon le profil moyen de consommation.

- Par contre le choix des déciles intermédiaires comme groupe de référence lors de l'estimation des deux composantes du seuil de pauvreté n'affecte pas significativement les indicateurs de pauvreté. Cette hypothèse peut donc être retenue comme une solution acceptable de second rang, après le profil moyen.

- L'analyse de la sensibilité des indicateurs de pauvreté au mode de traitement des biens durables n'a pas mis en évidence des différences significatives entre les deux approches examinées : acquisition totale versus acquisition partielle. En réalité il faut reconnaître que l'omission des dépenses de très grande valeur n'affecte en rien les estimations des principaux indicateurs de pauvreté. Par contre, elle affecte légèrement les indicateurs d'inégalité.

En somme, il faut retenir que les principaux indicateurs de pauvreté sont surtout sensibles à certains choix techniques effectués au niveau de l'estimation des composantes du seuil de pauvreté. Les indices de pauvreté restent insensibles à la différence de traitement des biens durables retenus dans la présente étude; alors que les indices inégalités semblent, en moyenne, être faiblement affectés.

IV.2. CONCLUSION GENERALE DE L'ETUDE

La mesure de la pauvreté par la méthode du coût des besoins essentiels nécessite de faire des choix techniques qu'il convient d'examiner avec attention. La présente étude confirme cette position puisqu'elle a montré que les principaux indicateurs de pauvreté sont très sensibles à la façon d'examiner certaines préoccupations techniques, notamment le choix du panier de biens alimentaires, le choix du groupe de référence pour l'estimation du seuil de pauvreté. La différence de traitement de biens durables, si elle n'affecte pas les indices de pauvreté, affecte légèrement l'estimation des indices d'inégalité.

L'étude confirme ainsi que les choix méthodologiques adoptés par les analystes de la pauvreté peuvent systématiquement générer des biais spécifiques dont l'ampleur sur les indices de pauvreté est loin d'être négligeable. Sous réserve d'occulter ces réalités, l'on court le risque d'interpréter à tort les tendances de la pauvreté. Cet enseignement rend plus que d'actualité, les exigences de comparabilité des approches méthodologiques retenues, l'examen des choix techniques sous jacents ainsi que globalement, les perspectives d'harmonisation des processus de mesure de la pauvreté.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Ouvrages

- **BASSIROU** Chitou (2007) : Modèles Logistiques Appliqués, 2^{ième} édition.
- **BOURBONNAIS** Régis (2003) : Econométrie, Paris, Dunod 5^{ième} édition.
- **BRY Xavier** (1996) : Analyse factorielles multiples, Edition Economica.
- **EVARD** Yves, **PRAS** Bernard, et **ROUX** Elyette (1993) : Etudes et recherches en marketing.
- **GOURIEROUX** Christian (1989) : Econométrie des variables qualitatives. Edition Economica, 2^{ième} édition.
- **HECKMAN** J. J (1979): Sample selection bias as a specification error, Econometrica, vol 41.
- **TENENBAUS** Michel (1994) : Méthodes statistiques en gestion, Paris, Dunod. Fondements Méthodes, Edition Nathan
- **RAVALLION** Martin (1996) comparaison de la pauvreté, concept et méthodes.
- **SCOTT LONG** J. (2006) : Regression Models for Categorical dependent Variables Using Stata, second Edition.
- **STATA CORP** (2001): Stata reference manuel release 7.

Articles

- **AFRISTAT** (2007) : Examen critique de la mesure et de l'analyse de la pauvreté dans les Etats membres d'AFRISTAT.
- **AFRISTAT** (2003) : Poverty ISSUES
- **ANGUS Deaton and SALMAN Zaidi**: Guidelines for Constructing Consumption Aggregates For Welfare Analysis.
- **ECLAC** (1997) Panorama Social de America Latina. Santiago, Chile.
- **LONDOÑO, J. L. and SZEKELY, M.** (2000). "Persistent Poverty and Excess Inequality." Journal of Applied Economics.
- **LUSTIG, N. and SZÉKELY, M.** (1998). "Economic Trends, Poverty and Inequality in Mexico." POV-103. Washington, DC, United States: Inter-American Development Bank.
- **STATECO (2005) N° 999- 2005** : Méthodes Statistiques et Economiques pour le développement et la transition.
- **SZÉKELY Miguel and al.** (December 2000) : Do We Know How Much Poverty There Is?

Etudes, rapports et autres documents

- Commission de la Communauté Européenne, Fonds Monétaire International, Organisation pour la Coopération et le Développement Economiques, Organisation des Nations Unies, Banque Mondiale (1993) : Système de Comptabilité Nationale 1993.
- Organisation internationale du travail, Fond monétaire international et al. : Manuel de l'indice des prix à la consommation, Tome II.
- Burkina Faso, Ministère de l'Economie et du Développement (2004) : cadre stratégique de lutte contre la pauvreté.
- République Fédérale Islamique des Comores et al. (2000) : la pauvreté aux Comores, concepts, mesure et analyse.

- Républiques du Niger, Ministère de l'économie et des Finances, Institut National de la Statistique (2005) : Gouvernance, Démocratie et lutte contre la Pauvreté au Niger.
- République du Niger, direction de la statistique et des comptes nationaux (1999) : enquête sur les dépenses des ménages de Niamey, résultat définitif.
- République du Niger, direction de la statistiques et des comptes nationaux (1994) : enquête sur le budget et la consommation des ménages au niger.
- République du Sénégal, Direction de la prévision et de la Statistique (2004) : rapport de synthèse de la deuxième enquête sénégalaise auprès des ménages (ESAM-II).
- République du Sénégal, Ministère de l'Economie et des Finances (2002) : Document de Stratégie de Réduction de la Pauvreté.
- République du Togo, direction Générale de la statistique et de la comptabilité nationale (2007) : Profil de la pauvreté et de la vulnérabilité.
- République Togolaise, Direction de la statistique et Banque d'information permanente sur les conditions de vie des ménages (1989) : Télégramme Enquête Budget Consommation, consommation alimentaire en milieu urbain quantité physique.
- Union des Comores, Commissariat Général au Plan, Direction de la Statistique et al. (2005) : Pauvreté, Inégalité et Marché du Travail dans l'Union des Comores.
- World bank Institute, CECI and CREFA (2000): Identification de la pauvreté des profils de pauvreté appropriés et fiables. 2^{ème} partie.
- World bank Institute, CECI and CREFA (2000): Identification de la pauvreté des profils de pauvreté appropriés et fiables. 1^{ère} partie.
- World Bank. World Development Indicators. 1999. Washington, DC, United States: World Bank.

ANNEXES

ANNEXE1 :

- *La méthode d'estimation en deux étapes de Heckman*

ENCADRER 2 : PROCEDURE D'ESTIMATION EN DEUX ETAPES DE HECKMAN

Le phénomène de sélection :

Lors des estimations économétriques, il n'est pas rare de ne pas observer la variable d'intérêt sur toute la population. Par exemple sur le marché du travail, on n'observe pas le salaire des inactifs, de même on n'observe pas les loyers des non locataires. On dit dans ce cas que la variable étudiée est censurée puisqu'elle n'est observée que pour une partie de la population étudiée. Si ce phénomène porte sur la variable d'intérêt elle-même alors nous sommes en présence d'un modèle censuré, sinon on dit qu'on est en présence d'un modèle avec sélection.

On montre qu'en présence d'effet de sélection, l'estimation par MCO peut comporter un biais. En effet, dans l'équation d'estimation des loyers fictifs notons :

Y la variable : montant du loyer payé.

X les caractéristiques du logement pouvant expliquer le loyer

Le modèle s'écrit :

$$Y = X\beta + \varepsilon_1 \quad (1).$$

La variable Y n'est observable que pour les locataires. Soit L la variable binaire locataire : $L=1$ si le ménage est locataire, et 0 sinon. Pour estimer l'équation (1) on doit utiliser $E(Y/L=1)$ et non $E(Y)$ car Y n'est observé que pour $L=1$.

Or

$E(Y/L=1) = E(X\beta + \varepsilon_1 / L=1) = X\beta + E(\varepsilon_1 / L=1)$. Donc $E(Y)$ n'est pas forcément égal à $E(Y/L=1)$, du moins tant que $E(\varepsilon_1/L=1) \neq 0$

Donc estimer l'équation $Y = X\beta + \varepsilon_1$ par MCO risque d'aboutir à des résultats biaisés, à des estimateurs non convergents.

Principe de l'estimation :

Pour estimer le modèle, il suffit de pouvoir calculer la variable omise. Pour cela Heckman propose une méthode d'estimation en deux étapes qui consiste à utiliser successivement la partie qualitative (locataire non locataire) et quantitative du modèle.

Le modèle dichotomique correspondant à la partie qualitative est définie par

$$L = \begin{cases} 1 & \text{si } Y > 0 \\ 0 & \text{si non} \end{cases}$$

En notant Z l'ensemble des variables qui expliquent la probabilité d'être locataire. On peut écrire

$$Y^* = X\beta + \varepsilon_1$$

$$R^* = Z\alpha + \varepsilon_2$$

Où Y^* et R^* sont des variables latentes associées respectivement à la partie quantitative et qualitative du modèle.

En supposant que la distribution conjointe de $(\varepsilon_1, \varepsilon_2)$ est une loi normale bivariée de moyenne nulle, on montre

$$\text{que } E(\varepsilon_1 / L = 1) = \rho\sigma_1\lambda \text{ avec } \lambda = \frac{f(Z\alpha)}{F(Z\alpha)}$$

ρ est le coefficient de corrélation entre ε_1 et ε_2 ; σ_1 l'écart type de ε_1 ; f et F sont respectivement la densité et la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite.

La variable oubliée est $\lambda = \frac{f(Z\alpha)}{F(Z\alpha)}$ et est appelée inverse du ratio de Mills.

Après avoir estimé cette variable à partir de l'estimation probit de la partie qualitative du modèle (première étape), on estime par MCO le modèle suivant :

$$Y = X\beta + \rho\sigma_1\lambda + \varepsilon_3.$$

Après estimation, si le coefficient du ratio inverse de Mills est significativement différent de zéro c'est-à-dire $\rho\sigma_1 \neq 0 \Leftrightarrow \rho \neq 0$ alors on a bien un effet de biais de sélection qui a été corrigé et dans ce cas, les MCO ne doivent pas être utilisés pour estimer le modèle (1). Dans le cas contraire, les MCO suffisent.

● **Ajustement des besoins énergétiques moyens, estimation du PAM**

TABLEAU 30 : BESOINS ENERGETIQUES DE LA POPULATION (KCAL PAR JOUR) SELON LE PAM

	VALEUR kCAL
1. Besoins énergétiques moyens	2070
2. Ajustement des besoins en fonction du niveau d'activité physique d'un adulte (18 ans et plus)	
Activité modérée	
Homme	+360
Femme	+100
Population entière (adultes et enfants)	+140
Activité intense	
Homme	+850
Femme	+330
Population entière (adultes et enfants)	+350
3. Ajustement des besoins en fonction de la température journalière moyenne (°C)	
20°C	-
15°C	+100
10°C	+200
5°C	+300
0°C	+400

Source : Programme alimentaire Mondial (PAM)

Dans notre étude, le seuil calorifique retenu est de 2 280 kilocalories. C'est la moyenne pondérée des seuils d'un individu en activité modérée (pondération 2/3) et d'un individu en activité intense (pondération 1/3). On a $2070\text{Kcal} + (2 \times 140/3) \text{ Kcal} + (350/3) \text{ Kcal} = 2\ 280 \text{ Kcal}$.

● **Echelle d'équivalente de la FAO :**

TABLEAU 31 : ECHELLE D'EQUIVALENCE DE LA FAO.

	Homme	Femme
0-1 ans	0,27	0,27
1-3 ans	0,45	0,45
4-6 ans	0,61	0,61
7-9 ans	0,73	0,73
10-12 ans	0,86	0,73
13-15 ans	0,96	0,83
16-19 ans	1,02	0,77
20-50 ans	1,00	0,77
51 ans et plus	0,86	0,79

Source : FAO

Cette échelle fait une évaluation du nombre d'unité de consommation en tenant compte du sexe et du groupe d'âge des individus du ménage.

• *La liste des produits du panier moyen*

TABLEAU 32 : LES PRODUITS DU PANIER OBTENUS SELON LE PROFIL MOYEN DE CONSOMMATION

Produits	BAMAKO	COTONOU	DAKAR	LOME	NIAMEY	OUAGADOUGOU
Maïs en grains crus	X	X		X	X	X
Mil	X				X	X
Sorgho	X					X
Riz importé en vrac	X	X	X	X	X	X
Riz local en vrac	X					
Riz local vendus en bol	X			X		
Maïs en pâte		X		X		
Gari		X				
Autre farine et semoules			X		X	X
Macaroni importé		X			X	
Spaghetti importé		X				X
Pain de blé local artisanal				X		
Pain de blé industriel en baguette	X	X	X	X	X	X
Biscuit importé en sachet		X				
Biscuits, gâteaux				X		
Viande de bœuf fraîche avec os	X	X	X	X	X	X
Viande de bœuf fraîche sans os		X	X			
Viande de mouton ou de chèvre	X	X			X	X
Volaille sur pied (vivante)		X		X		X
Poulet congelé		X				
Morceaux de volaille		X				
Poisson de mer frais		X	X	X		X
Poisson d'eau douce frais	X	X			X	X
Poisson fumé	X	X		X		
Poisson séché						X
Sardine thons etc.				X		
Autres produits de la pêche				X		
Lait en poudre	X		X			
Lait concentré		X		X		
Yaourt		X				X
Œuf frais de poule		X		X		
Beurre			X			
Huile de palme		X		X	X	
Huile d'arachide	X	X	X	X	X	X
Huile de coton						X
Autres huiles (Karité, soja tec.)			X			
Pâte d'arachide locale						X
Mangues				X		X
Orange		X				
Autres fruits	X					
Oignon frais	X	X	X	X	X	X
Gombo frais	X			X		
Tomate fraîche	X	X		X	X	X
Aubergine verte		X				
Concentré de tomate	X		X	X	X	
Autres légumes frais	X	X	X	X	X	X
Haricots secs		X		X		X
Autres légumes secs					X	X
Tubercule d'igname		X		X	X	X
Pomme de terre tubercule					X	
Farine de manioc		X		X		
Sucre en morceaux		X	X			X
Sucre en poudre	X		X	X		X
Piment		X		X		
Cube (maggi, jumbo, etc.)	X	X	X	X	X	X
Autres épices et condiments	X	X	X	X	X	X
Café			X			X
Thé			X			
Eau				X	X	X
Boisson gazeuse		X				X
Nombre de produits	22	35	19	31	21	31

Source : à partir des calculs de l'auteur

ANNEXE 2 :

• *Les résultats de l'analyse des correspondances multiples*

Histogramme des valeurs propres

APERCU DE LA PRECISION DES CALCULS : TRACE AVANT DIAGONALISATION .. 2.8571			
SOMME DES VALEURS PROPRES 2.8571			
HISTOGRAMME DES 20 PREMIERES VALEURS PROPRES			
NUMERO	VALEUR PROPRE	POURCENTAGE	POURCENTAGE CUMULE
1	0.3407	11.92	11.92
2	0.2413	8.45	20.37
3	0.1901	6.65	27.02
4	0.1754	6.14	33.16
5	0.1721	6.02	39.18
6	0.1566	5.48	44.67
7	0.1498	5.24	49.91
8	0.1462	5.12	55.03
9	0.1394	4.88	59.90
10	0.1312	4.59	64.50
11	0.1274	4.46	68.95
12	0.1237	4.33	73.28
13	0.1211	4.24	77.52
14	0.1159	4.06	81.58
15	0.1103	3.86	85.44
16	0.0996	3.49	88.93

Source : à partir des calculs de l'auteur

TABLEAU 33: COSINUS CARRE ET CONTRIBUTION DES VARIABLES SUR LE PREMIER AXE

Coordonnées négatives				Coordonnées positives			
Variable	modalité	CTR*	CO2*	Variable	modalité	CTR	CO2
Habita	Villa	6,7	0,27	Habita	Pièces independt	10,9	0,31
Murs	Béton	0,3	0,07	Chambre	1 à 2	12,12	0,44
Chambre	3 à 5	4,6	0,21	Eau	Fontaine	5,8	0,15
	6 et +	2,4	0,08		Robinet ds autre menag	10,04	0,29
Eau	Robinet	6,8	0,56	Eclairage	Bougie	5,51	0,15
Eclairage	Electricité	1,4	0,24	Eclairage	Petrole	3,50	0,10
Aisance	Intern avec chasse	2,9	0,09	Aisance	Commun avec chass	6,40	0,21
	Extern avec chasse	5,9	0,22	Cuisine	Charbon	4,70	0,12
Statut		0,00	0,20	Statut		0,00	0,20
Somme		31		Somme		59	

Source : à partir des calculs de l'auteur.

*Lecture : CTR= contribution de la modalité ; CO2= cosinus carrés de la modalité

Il ressort des résultats de l'analyse des correspondances multiples que le premier axe factoriel oppose deux types de ménages. Le tableau suivant facilite la description de ces groupes.

Tableau 34 : LA DESCRIPTION DU PREMIER AXE FACTORIEL DE L'ACM

Coordonnées négatives			Coordonnées positives		
Variable	modalité	Valeur test	Variable	modalité	Valeur test
Habita	Villa	-12.4	Habita	Pièces independt	12.8
Murs	Béton	-5.8	Chambre	1 à 2	15.5
Chambre	3 à 5	-10.6	Eau	Fontaine	9.1
	6 et +	-5.9		Robinet ds autre menag	12.6
Eau	Robinet	-17.4	Eclairage	Bougie	9.0
Eclairage	Electricité	-11.3	Eclairage	Petrole	6.8
Aisance	Intern avec chasse	-6.5	Aisance	Commun avec chass	10.7
	Extern avec chasse	-11.0	Cuisine	Charbon	7.6
VARIABLE EN			SUPPLMENTAIRE		
Non-locataire		-9,9	Locataire		9,9

Source : calculs de l'auteur

ANNEXE 3 :

- *Les variables entrant dans l'estimation des loyers fictifs*

TABLEAU 35 : LES VARIABLES DES MODELES D'ESTIMATION DU LOYER FICTIF

Nom	Libellé	Type	Nbre de modalité (à priori)
habita	Type de l'habitat	nominal	5
murs	Matériaux des murs	nominal	6
courant	Eclairage	nominal	6
nbchbre	Nombre de pièce	continue	-
nbchbre2	Nombre de pièce élevé au carré	continue	-
eau	Approvisionnement en eau	nominal	6
cuisine	Energie cuisine	nominal	6
aisance	Lieu d'aisance	nominal	6
telephon	téléphone fixe	nominal	2
	Autres variable pouvant entrer dans l'équation de sélection		
locatair	Ménage locataire ou non	nominal	2
cadre	CSP du chef de ménage (cm)	nominal	9
matri	Statut matrimonial du cm	nominal	6
diplom	Plus haut diplôme du cm	nominal	9
salair	Forme de paiement du cm	nominal	7
age	Age du cm	continue	-
sexe	Sexe du cm	nominal	2
percadr	CSP du père du cm	nominal	9
perese	Type d'entreprise ou le père travaille	nominal	7
peretud	Nombre d'année d'étude du père du cm	continue	-

Source : à partir des questionnaires des enquêtes 1-2-3.

• Résultats des modèles d'estimation des loyers fictifs après avoir introduit la variable ratio inverse de Mills.

Tableau 36 : RESULTAT PAR AGGLOMERATION DE LA DEUXIEME ETAPES DE HECKMAN POUR IMPUTER LES LOYERS FICTIFS

AGGLOMERATION DE BAMAKO

		Number of obs		=	164		
		F(19, 52)		=	17.27		
		Prob > F		=	0.0000		
		R-squared		=	0.5720		

logloyer	Coef.	Linearized Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	DF
_Iaissance_2	.1513662	.1403538	1.08	0.285	-.1285606 .4312929	0.8
_Iaissance_3	-.1033399	.0862413	-1.20	0.235	-.2753428 .0686663	0.5
_Iaissance_4	-.3660824	.0814768	-4.49	0.000	-.5285828 -.203582	0.7
_Iaissance_5	-.2149716	.1089736	-1.97	0.052	-.4323127 .0023695	0.8
nchbre	.254044	.0717722	3.54	0.001	.1108988 .3971891	1.3
_Imurs_2	-.153458	.1653474	-0.93	0.357	-.483233 .176317	1.0
_Imurs_3	-.3313145	.0929065	-3.57	0.001	-.5166107 -.1460183	1.0
_Imurs_4	-.4414438	.1473257	-3.00	0.004	-.7352756 -.1476119	1.0
_Ihabita_2	1.048812	.1949709	5.38	0.000	.6599546 1.437669	1.0
_Ihabita_3	.4819044	.0992065	4.86	0.000	.2840433 .6797656	0.7
_Ihabita_4	.3132106	.1233031	2.54	0.013	.0672904 .5591308	0.7
_Ihabita_5	-.3053731	.1999492	-1.53	0.131	-.7041592 .0934131	0.8
nchbre2	-.0846072	.0214525	-3.94	0.000	-.1273927 -.0418216	1.1
_Icourant_1	.3191363	.0872908	3.66	0.000	.1450404 .4932322	1.0
_Ieau_2	-.1352394	.1520945	-0.89	0.377	-.4385823 .1681036	0.9
_Ieau_3	.3144124	.0923917	3.40	0.001	.130143 .4986818	0.8
_Ieau_4	.2291428	.128166	1.79	0.078	-.0264761 .4847618	0.7
_Ieau_5	.1134459	.1053389	1.08	0.285	-.096646 .3235378	1.0
Mills	.015231	.2413835	0.06	0.950	-.4661933 .4966553	1.2
_cons	10.02521	.3918932	25.58	0.000	9.243599 10.80681	1.2

AGGLOMERATION DE COTONOU

		Number of obs		=	150		
		F(14, 73)		=	42.30		
		Prob > F		=	0.0000		
		R-squared		=	0.7778		

logloyer	Coef.	Linearized Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	DF
_Icuisine_2	.3783616	.1793282	2.11	0.038	.021869 .7348542	0.8
_Icuisine_3	.3106518	.153353	2.03	0.046	.0057961 .6155074	1.6
_Icuisine_4	.2149898	.1326452	1.62	0.109	-.0487001 .4786797	1.4
_Icuisine_5	-.0235938	.1608693	-0.15	0.884	-.3433914 .2962038	1.4
nchbre	.3941922	.0541374	7.28	0.000	.2865705 .5018139	1.2
_Iaissance_2	-.3157552	.1513739	-2.09	0.040	-.6166765 -.0148339	1.2
_Iaissance_3	-.5303945	.1245099	-4.26	0.000	-.777912 -.2828769	1.5
_Iaissance_4	-.7652054	.1552993	-4.93	0.000	-1.07393 -.4564806	1.2
_Imurs_2	-.1931689	.0907069	-2.13	0.036	-.3734884 -.0128495	1.6
_Imurs_3	-.5174049	.1035191	-5.00	0.000	-.7231941 -.3116158	0.9
_Imurs_4	-.2197414	.1078236	-2.04	0.045	-.4340875 -.0053952	1.2
_Imurs_5	-.1259409	.0778126	-1.62	0.109	-.2806274 .0287455	0.9
nchbre2	-.0880829	.0212742	-4.14	0.000	-.1303745 -.0457912	1.3
Mills	.0727285	.1612166	0.45	0.653	-.2477595 .3932165	1.0
_cons	9.80139	.2249132	43.58	0.000	9.354277 10.2485	1.3

AGGLOMERATION DE DAKAR

							F(14, 58) = 55.94
							Prob > F = 0.0000
							R-squared = 0.6566
logloyer	Coef.	Linearized Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	DF	
nchbre	.2259782	.0522262	4.33	0.000	.1218421 .3301142	1.5	
_Iaissance_2	-.8493578	.1113413	-7.63	0.000	-1.071366 -.6273496	1.0	
_Iaissance_3	-.6188088	.0960328	-6.44	0.000	-.8102928 -.4273248	0.8	
_Iaissance_4	-1.103494	.1566017	-7.05	0.000	-1.415749 -.7912388	0.8	
_Iaissance_5	-1.075086	.1351023	-7.96	0.000	-1.344472 -.8056997	0.9	
_Itephon_1	.5965496	.1271531	4.69	0.000	.3430136 .8500856	1.3	
_Ihabita_2	.1878136	.1100705	1.71	0.092	-.0316607 .4072879	0.9	
_Ihabita_3	-.0752324	.1103747	-0.68	0.498	-.2953132 .1448485	0.6	
_Ihabita_4	-.4673747	.1014035	-4.61	0.000	-.6695675 -.2651819	0.7	
_Ihabita_5	-.0440479	.0851663	-0.52	0.607	-.2138647 .1257689	0.8	
_Icourant_1	.3469783	.0785957	4.41	0.000	.190263 .5036937	1.2	
_Imurs_2	.2950095	.1243615	2.37	0.020	.0470397 .5429794	0.8	
_Imurs_3	-.1147054	.1481466	-0.77	0.441	-.4101013 .1806905	0.9	
Mills	.0868091	.1149284	0.76	0.453	-.1423517 .3159699	1.5	
_cons	10.31529	.2153549	47.90	0.000	9.885886 10.7447	1.3	

AGGLOMERATION DE LOMÉ

							Number of obs = 195
							F(15, 81) = 35.61
							Prob > F = 0.0000
							R-squared = 0.6916
logloyer	Coef.	Linearized Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	DF	
_Icuisine_2	-.1292713	.0863142	-1.50	0.138	-.3006267 .0420841	0.9	
_Icuisine_3	-.1669593	.0756349	-2.21	0.030	-.3171135 -.0168052	1.0	
_Icuisine_4	-.3211908	.1017649	-3.16	0.002	-.5232196 -.119162	0.9	
_Icuisine_5	-.2276895	.0820121	-2.78	0.007	-.3905041 -.064875	1.0	
nchbre	.2186815	.058073	3.77	0.000	.1033919 .3339711	0.8	
_Icourant_1	.1641156	.0395777	4.15	0.000	.0855439 .2426872	1.1	
_Iaissance_2	.0799652	.0404861	1.98	0.051	-.0004099 .1603403	1.0	
_Iaissance_3	.0722344	.060858	1.19	0.238	-.048584 .1930527	1.1	
_Iaissance_4	-.1223949	.0868328	-1.41	0.162	-.2947798 .0499901	1.7	
_Imurs_1	.2732464	.0524486	5.21	0.000	.1691227 .3773701	1.0	
_Ieau_2	.0182132	.0499942	0.36	0.716	-.0810379 .1174644	1.0	
_Ieau_3	-.0337372	.0404657	-0.83	0.407	-.1140718 .0465974	1.0	
_Ieau_4	-.1932591	.0756477	-2.55	0.012	-.3434387 -.0430795	1.5	
nchbre2	-.1927431	.0389151	-4.95	0.000	-.2699993 -.1154869	0.7	
Mills	.0559124	.1181094	0.47	0.637	-.1785643 .2903891	1.1	
_cons	8.751765	.1748197	50.06	0.000	8.404704 9.098826	1.0	

AGGLOMERATION DE NIAMEY

Number of obs = 153							
F(13, 59) = 19.30							
Prob > F = 0.0000							
R-squared = 0.4597							

logloyer	Coef.	Linearized Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	DFF	

_Imurs_2	-.3951492	.1281179	-3.08	0.003	-.650609	-.1396893	1.3
_Imurs_3	-.4177538	.0756471	-5.52	0.000	-.5685899	-.2669177	0.8
_Imurs_4	-.5029062	.0991197	-5.07	0.000	-.7005453	-.3052672	1.0
_Ihabita_2	-.4395697	.1406856	-3.12	0.003	-.7200889	-.1590505	0.8
_Ihabita_3	-.4859905	.1402734	-3.46	0.001	-.7656877	-.2062934	0.8
_Ihabita_4	-.720193	.2906032	-2.48	0.016	-1.299639	-.1407467	0.9
_Iaissance_2	-.4537507	.1773211	-2.56	0.013	-.807319	-.1001824	1.1
_Iaissance_3	-.3452181	.2203072	-1.57	0.122	-.7844981	.0940619	1.2
_Iaissance_4	-.3668996	.1970243	-1.86	0.067	-.7597549	.0259556	1.2
_Iaissance_5	-.4068329	.2330297	-1.75	0.085	-.8714809	.0578151	1.2
_Icourant_1	.2061631	.0705284	2.92	0.005	.0655335	.3467927	0.9
nchbre	.2211454	.1070342	2.07	0.042	.0077253	.4345655	1.2
Mills	-.1194569	.1749441	-0.68	0.497	-.4682855	.2293716	1.1
_cons	10.3874	.2618084	39.68	0.000	9.865368	10.90943	0.9

AGGLOMERATION DE OUAGADOUGOU

Number of obs = 96							
F(13, 37) = 360.62							
Prob > F = 0.0000							
R-squared = 0.7896							

logloyer	Coef.	Linearized Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	DFF	

_Ihabita_2	-.8608897	.0867317	-9.93	0.000	-1.035183	-.6865959	1.1
_Ihabita_3	-.8938189	.1193017	-7.49	0.000	-1.133565	-.6540732	0.9
nchbre2	-.1073426	.0320815	-3.35	0.002	-.1718129	-.0428723	0.8
_Iaissance_2	-.2774853	.0561147	-4.94	0.000	-.3902521	-.1647186	0.6
_Iaissance_3	-.5931756	.0682522	-8.69	0.000	-.7303335	-.4560177	0.4
_Iaissance_4	-.5118028	.0681431	-7.51	0.000	-.6487415	-.3748641	0.9
_Icourant_1	.1961495	.0819151	2.39	0.021	.0315349	.3607642	1.2
_Ieau_2	.037293	.0784939	0.48	0.637	-.1204464	.1950324	1.0
_Ieau_3	-.1871137	.0706655	-2.65	0.011	-.3291213	-.0451061	1.2
nchbre	.268928	.0439392	6.12	0.000	.1806288	.3572272	1.1
_Imurs_2	.0505515	.1162583	0.43	0.666	-.1830784	.2841813	1.0
_Imurs_3	.1860568	.1544442	1.20	0.234	-.1243104	.496424	0.9
Mills	-.399329	.0966048	-4.13	0.000	-.5934637	-.2051943	1.0
_cons	11.46006	.2272823	50.42	0.000	11.00331	11.9168	1.1

Source : calculs de l'auteur

• **Les tests appliqués sur le modèle MCO de la première étape**

Nous résumons ici le principe du test d'hétéroscédasticité et du test de spécification

► **Le test d'hétéroscédasticité des résidus : le test de White**

Afin de tester l'hétéroscédasticité des résidus nous avons effectué le test de White. La démarche du test se résume comme suit:

Après la régression :

$$Y = a_0 + a_1 X_1 + a_2 X_2 + \dots + a_k X_k + U$$

On récupère les résidus \hat{U} et on effectue ensuite la régression

$$\hat{U}^2 = a_0 + a_1 X_1 + a_2 X_2 + \dots + a_k X_k + b_1 X_1^2 + b_2 X_2^2 + \dots + b_k X_k^2 + \varepsilon$$

Si un des coefficients de la nouvelle régression est significativement différent de zéro, alors on rejette l'hypothèse d'homoscédasticité. Pour cela on utilise de test de significativité globale de Fischer ou bien le test du multiplicateur de Lagrange. Pour ce dernier test, si on note N le nombre d'observation de la nouvelle régression et R^2 son coefficient de détermination, alors $LM = NR^2$ suit une loi de khi deux à $2k$ degré de liberté.

On a H_0 : les résidus sont homoscédastiques. Si $NR^2 > \chi(2k)$ lu dans la table à un seuil fixé (95%), alors on rejette H_0 . Donc les résidus sont hétéroscédastiques.

► **Test de spécification du modèle : le test de Ramsey Reset**

L'objet de ce test est de vérifier si le modèle est bien spécifié ou pas. Considérons le modèle :

$$Y = a_0 + a_1 X_1 + a_2 X_2 + U$$

Et soit T un ensemble de variables qui n'est pas pris en compte. Afin de savoir si la non prise en compte de ces variables implique une mauvaise spécification du modèle on effectue la régression :

$$Y = a_0 + a_1 X_1 + a_2 X_2 + bT + U$$

On fait alors un test de Fischer : $H_0 : b=0$ contre $H_1 : b \neq 0$. Si on rejette H_0 alors le modèle est mal spécifié.

Généralement les variables T sont des puissances de la variable dépendante Y.

Le tableau de la page suivante nous donne les probabilités critiques de l'ensemble des tests appliqués sur le modèle MCO avant l'introduction du ratio inverse de Mills.

TABLEAU 37 : PROBABILITE CRITIQUE DES TEST REALISES SUR LE MODELE MCO.

	Bamako	Cotonou	Dakar	Lomé	Niamey	Ouagadougou
test d'hétéroscédasticité. H0: les résidus sont homoscedastique						
Proba. critique	0,12	0,14	0,61	0,73	0,39	0,71
test de normalité des résidus. H0: les résidus sont normaux						
Proba. critique	0,79	0,84	0,90	0,95	0,97	0,49
test de significativité globale. H0: le modèle n'est pas globalement significatif						
Proba. critique	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
test de spécification du modèle. H0: le modèle est bien spécifié						
Proba. critique	0,38	0,11	0,46	0,77	0,13	0,11

Source : calculs de l'auteur.

Les probabilités critiques de ces tests montrent que les bonnes propriétés recherchées lors de l'estimation économétriques sont vérifiées.

• **Les résultats de l'estimation probit**

Le tableau qui suit présente la qualité de prédiction des estimations probit, les résultats des régressions sont contenus dans le tableau 39.

TABLEAU 38 : PREDICTION DES MODELE PROBIT SUIVANT LES AGGLOMERATIONS

% de bonne prédiction	BAMA KO	COTONOU	DAKAR	LOME	NIAMEY	OUAGADOUGOU
Locataire	79,1	82,3	82,5	76,3	72,3	86,9
Non locataire	53,6	56,27	66,7	64,4	68,7	83,9
Ensemble	60,3	63,2	72,1	68,7	70,12	84,2

Source : calculs de l'auteur

Dans l'ensemble, les pouvoirs prédictifs sont bonnes (supérieurs à 60%).

TABLEAU 39 : RESULTATS DE L'ESTIMATION PROBIT SUIVANT LES AGGLOMERATIONS

AGGLOMERATION DE BAMAKO

							F(13, 78) = 10.69
							Prob > F = 0.0000
locatair	Coef.	Linearized Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]		
nchbre	-.275745	.0532366	-5.18	0.000	-.3815087	-.1699813	
_Imurs_2	-.7420648	.2083239	-3.56	0.001	-1.155937	-.328193	
_Imurs_3	-.3682017	.1391745	-2.65	0.010	-.6446962	-.0917072	
_Imurs_4	-.2929192	.2158321	-1.36	0.178	-.7217073	.1358689	
_Imatri_2	-.3337624	.1601679	-2.08	0.040	-.6519639	-.015561	
_Imatri_3	.0937241	.2157898	0.43	0.665	-.3349801	.5224282	
_Imatri_4	-.9370504	.2772392	-3.38	0.001	-1.487834	-.3862664	
_Ipercadr_2	-.4405217	.2114927	-2.08	0.040	-.8606889	-.0203545	
_Ipercadr_3	-.8790998	.2393567	-3.67	0.000	-1.354624	-.4035759	
_Ipercadr_4	-1.343445	.5568025	-2.41	0.018	-2.449631	-.2372602	
_Ipercadr_5	-.2612618	.3803793	-0.69	0.494	-1.016952	.4944282	
_Ipercadr_6	-.4738894	.1095716	-4.32	0.000	-.6915725	-.2562064	
_Ipercadr_7	-.2986978	.73313	-0.41	0.685	-1.755188	1.157793	

AGGLOMERATION DE COTONOU

							F(13, 109) = 6.84
							Prob > F = 0.0000
locatair	Coef.	Linearized Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]		
_Icuisine_2	-.1570889	.2997034	-0.52	0.601	-.7504308	.4362531	
_Icuisine_3	-.3981751	.2868011	-1.39	0.168	-.9659736	.1696234	
_Icuisine_4	-.545172	.2006357	-2.72	0.008	-.9423834	-.1479607	
_Icuisine_5	-1.081995	.3349138	-3.23	0.002	-1.745045	-.4189448	
nchbre	-.1572555	.1074631	-1.46	0.146	-.370007	.055496	
_Imurs_2	.1429348	.2311065	0.62	0.537	-.3146014	.600471	
_Imurs_3	-.2136109	.3757642	-0.57	0.571	-.9575354	.5303135	
_Imurs_4	-.4125505	.4451558	-0.93	0.356	-1.293854	.4687529	
_Imurs_5	.8981614	.5345903	1.68	0.096	-.1602012	1.956524	
nchbre2	-.0783843	.0429812	-1.82	0.071	-.163477	.0067083	
age	-.0234597	.0065345	-3.59	0.000	-.0363965	-.0105228	
_Ipercadr_2	-.5259542	.2503241	-2.10	0.038	-1.021537	-.0303717	
_Ipercadr_4	.1831203	.2030598	0.90	0.369	-.2188901	.5851307	

AGGLOMERATION DE DAKAR

							F(14, 79) = 6.62
							Prob > F = 0.0000
locatair	Coef.	Linearized Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]		
nchbre	-.2702784	.0653542	-4.14	0.000	-.4000775	-.1404793	
_Iaissance_2	-.726743	.4777666	-1.52	0.132	-1.675629	.2221427	
_Iaissance_3	-.0261138	.3923672	-0.07	0.947	-.8053888	.7531613	
_Iaissance_4	-.3057127	.3256537	-0.94	0.350	-.952489	.3410635	
_Iaissance_5	-.5449602	.3867559	-1.41	0.162	-1.313091	.2231704	
_Itelphon_1	-.5662436	.5518787	-1.03	0.308	-1.662322	.5298351	
_Ihabita_2	.0672925	.3347087	0.20	0.841	-.597468	.7320529	
_Ihabita_3	.2571706	.3624229	0.71	0.480	-.4626326	.9769737	
_Ihabita_4	-1.170127	.5056064	-2.31	0.023	-2.174305	-.1659489	
age	-.0403799	.0068035	-5.94	0.000	-.0538923	-.0268675	
_Ipercadr_2	-.7080609	.3804459	-1.86	0.066	-1.463659	.0475374	
_Ipercadr_3	-.6784179	.3855121	-1.76	0.082	-1.444078	.0872424	
_Ipercadr_4	-.1829639	.2471092	-0.74	0.461	-.6737442	.3078163	
_Ipercadr_5	-1.069328	.6252845	-1.71	0.091	-2.311197	.1725413	

AGGLOMERATION DE LOME

							F(13, 110) = 7.53
							Prob > F = 0.0000
locatair	Coef.	Linearized Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]		
_Icuisine_2	-.3379701	.5024215	-0.67	0.502	-1.332564	.6566235	
_Icuisine_3	-.8338131	.3165738	-2.63	0.010	-1.460503	-.2071237	
_Icuisine_4	-2.176195	.6437537	-3.38	0.001	-3.45057	-.9018202	
_Icuisine_5	-1.233857	.5340908	-2.31	0.023	-2.291143	-.1765707	
nchbre	-.7550813	.1762917	-4.28	0.000	-1.104068	-.4060943	
_Icourant_1	-.288374	.1492921	-1.93	0.056	-.5839126	.0071646	
_Imurs_1	.6562202	.2415539	2.72	0.008	.1780402	1.1344	
_Ieau_2	.1125173	.214597	0.52	0.601	-.3122988	.5373335	
_Ieau_3	.5700103	.2087736	2.73	0.007	.1567222	.9832984	
_Ieau_4	-.0559293	.2872666	-0.19	0.846	-.6246023	.5127436	
nchbre2	-.4181054	.1471373	-2.84	0.005	-.7093784	-.1268324	
age	-.0192761	.0064396	-2.99	0.003	-.0320239	-.0065283	
_Isalair_2	-.4625092	.1497989	-3.09	0.002	-.7590511	-.1659674	

AGGLOMERATION DE NIAMEY

F(17, 74) = 4.57 Prob > F = 0.0000						
locatair	Coef.	Linearized Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
_Imurs_2	.7116785	.3357879	2.12	0.037	.0445771	1.37878
_Imurs_3	.2915166	.2723685	1.07	0.287	-.249591	.8326242
_Imurs_4	.115403	.2408382	0.48	0.633	-.3630641	.5938701
_Ihabita_2	-.0393538	.2794883	-0.14	0.888	-.5946062	.5158986
_Ihabita_3	.1975609	.3115202	0.63	0.528	-.4213284	.8164501
_Ihabita_4	-1.244139	.4363362	-2.85	0.005	-2.110997	-.3772813
nchbre	-.3103343	.0718666	-4.32	0.000	-.4531097	-.1675588
age	-.0370654	.0080825	-4.59	0.000	-.0531227	-.021008
_Icadre_2	.1829795	.3325598	0.55	0.584	-.4777086	.8436675
_Icadre_3	-.0954661	.3244042	-0.29	0.769	-.7399516	.5490195
_Icadre_4	-.7627694	.3913997	-1.95	0.054	-1.540353	.0148143
_Icadre_5	-.7460269	.4288561	-1.74	0.085	-1.598024	.1059707
_Icadre_6	-.2600556	.3098167	-0.84	0.403	-.8755605	.3554494
_Ipercadr_2	-.9434684	.4144209	-2.28	0.025	-1.766788	-.120149
_Ipercadr_3	-.4499214	.4065285	-1.11	0.271	-1.257561	.3577184
_Ipercadr_4	-.3292806	.3028593	-1.09	0.280	-.9309636	.2724023
_Ipercadr_5	-1.313182	.8260102	-1.59	0.115	-2.954195	.3278317

AGGLOMERATION DE OUAGADOUGOU

F(11, 86) = 7.86 Prob > F = 0.0000						
locatair	Coef.	Linearized Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
age	-.0393555	.0106939	-3.68	0.000	-.0605828	-.0181283
_Ipercadr_2	-.5365933	.3214996	-1.67	0.098	-1.174765	.1015783
_Ipercadr_3	-.3212642	.3854584	-0.83	0.407	-1.086393	.4438648
_Ipercadr_4	-.7323667	.2871201	-2.55	0.012	-1.302296	-.1624378
nchbre2	-.2667574	.1551711	-1.72	0.089	-.5747697	.0412549
_Icourant_1	.4873823	.2693353	1.81	0.073	-.0472441	1.022009
_Ieau_2	-.4118406	.5586273	-0.74	0.463	-1.520707	.6970258
_Ieau_3	-.1766563	.1848439	-0.96	0.342	-.5435684	.1902559
nchbre	-.9841922	.3536153	-2.78	0.006	-1.686113	-.2822713
_Imurs_2	-1.264317	.3073514	-4.11	0.000	-1.874405	-.6542296
_Imurs_3	-1.791244	.4819976	-3.72	0.000	-2.748002	-.8344865
_cons	-.9590324	.4762291	-2.01	0.047	-1.90434	-.0137251

Source : calculs de l'auteur

• *Les résultats des estimations des modèles M(1) et M(2) dans les différentes agglomérations*

TABLEAU 40 : RESULTATS PAR VILLE DU MODELE M (1)

Ouagadougou						
Source	SS	df	MS		Number of obs = 933	
Model	3.23630087	1	3.23630087		F(1, 931) = 227.80	
Residual	13.2267853	931	.014207073		Prob > F = 0.0000	
					R-squared = 0.1966	
					Adj R-squared = 0.1957	
Total	16.4630861	932	.017664256		Root MSE = .11919	
Si	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tlnXiza	-.0666912	.0044187	-15.09	0.000	-.075363	-.0580194
_cons	.4091278	.0086385	47.36	0.000	.3921747	.4260809
Bamako						
Source	SS	df	MS		Number of obs = 953	
Model	2.71655031	1	2.71655031		F(1, 951) = 162.90	
Residual	15.8594627	951	.016676617		Prob > F = 0.0000	
					R-squared = 0.1462	
					Adj R-squared = 0.1453	
Total	18.576013	952	.019512619		Root MSE = .12914	
Si	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tlnXiza	-.0739311	.0057926	-12.76	0.000	-.0852988	-.0625634
_cons	.5048738	.0116061	43.50	0.000	.4820973	.5276503
Dakar						
Source	SS	df	MS		Number of obs = 567	
Model	3.11956125	1	3.11956125		F(1, 565) = 206.23	
Residual	8.54659817	565	.015126722		Prob > F = 0.0000	
					R-squared = 0.2674	
					Adj R-squared = 0.2661	
Total	11.6661594	566	.020611589		Root MSE = .12299	
Si	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tlnXiza	-.0944824	.0065793	-14.36	0.000	-.1074052	-.0815596
_cons	.4645041	.0089561	51.86	0.000	.4469128	.4820954
Niamey						
Source	SS	df	MS		Number of obs = 570	
Model	2.68767693	1	2.68767693		F(1, 568) = 129.28	
Residual	11.8085216	568	.020789651		Prob > F = 0.0000	
					R-squared = 0.1854	
					Adj R-squared = 0.1840	
Total	14.4961985	569	.025476623		Root MSE = .14419	
Si	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tlnXiza	-.0838293	.0073728	-11.37	0.000	-.0983105	-.0693481
_cons	.4741581	.0113697	41.70	0.000	.4518263	.4964899

Lomé						
Source	SS	df	MS		Number of obs =	568
Model	.518401734	1	.518401734		F(1, 566) =	43.01
Residual	6.82237301	566	.012053663		Prob > F =	0.0000
Total	7.34077474	567	.012946693		R-squared =	0.0706
					Adj R-squared =	0.0690
					Root MSE =	.10979
Si	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tlnXiza	-.0427223	.0065145	-6.56	0.000	-.0555178	-.0299267
_cons	.2928791	.0098439	29.75	0.000	.2735441	.3122142
Cotonou						
Source	SS	df	MS		Number of obs =	569
Model	.531189523	1	.531189523		F(1, 567) =	40.55
Residual	7.42745702	567	.013099571		Prob > F =	0.0000
Total	7.95864655	568	.014011702		R-squared =	0.0667
					Adj R-squared =	0.0651
					Root MSE =	.11445
Si	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tlnXiza	-.0423604	.0066522	-6.37	0.000	-.0554263	-.0292945
_cons	.3333301	.0115101	28.96	0.000	.3107226	.3559377

Source : calculs de l'auteur

TABLEAU 41 : RESULTATS PAR VILLE DU MODELE M (2)

Ouagadougou						
Source	SS	df	MS		Number of obs =	933
Model	3.24219661	2	1.6210983		F(2, 930) =	114.03
Residual	13.2208895	930	.01421601		Prob > F =	0.0000
Total	16.4630861	932	.017664256		R-squared =	0.1969
					Adj R-squared =	0.1952
					Root MSE =	.11923
Si	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tlnXiza	-.0754788	.0143436	-5.26	0.000	-.1036285	-.0473292
tlnXiza2	.0023186	.0036003	0.64	0.520	-.0047471	.0093842
_cons	.4155934	.0132464	31.37	0.000	.389597	.4415898
Bamako						
Source	SS	df	MS		Number of obs =	953
Model	2.72309725	2	1.36154862		F(2, 950) =	81.59
Residual	15.8529157	950	.01668728		Prob > F =	0.0000
Total	18.576013	952	.019512619		R-squared =	0.1466
					Adj R-squared =	0.1448
					Root MSE =	.12918
Si	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tlnXiza	-.0599646	.0230384	-2.60	0.009	-.1051765	-.0147526
tlnXiza2	-.0035658	.0056928	-0.63	0.531	-.0147378	.0076062
_cons	.4930859	.0221125	22.30	0.000	.4496909	.5364809

Dakar					
Source	SS	df	MS		
Model	3.12096882	2	1.56048441	Number of obs = 567	
Residual	8.5451906	564	.015151047	F(2, 564) = 103.00	
Total	11.6661594	566	.020611589	Prob > F = 0.0000	
				R-squared = 0.2675	
				Adj R-squared = 0.2649	
				Root MSE = .12309	
Si	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
tlnXiza	-.0995127	.0177689	-5.60	0.000	-.134414 -.0646115
tlnXiza2	.0019881	.0065226	0.30	0.761	-.0108234 .0147995
_cons	.4664143	.0109369	42.65	0.000	.4449322 .4878964
Niamey					
Source	SS	df	MS		
Model	2.72429978	2	1.36214989	Number of obs = 570	
Residual	11.7718987	567	.020761726	F(2, 567) = 65.61	
Total	14.4961985	569	.025476623	Prob > F = 0.0000	
				R-squared = 0.1879	
				Adj R-squared = 0.1851	
				Root MSE = .14409	
Si	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
tlnXiza	-.061666	.0182416	-3.38	0.001	-.0974953 -.0258367
tlnXiza2	-.0074137	.005582	-1.33	0.185	-.0183778 .0035503
_cons	.4628309	.0142068	32.58	0.000	.4349264 .4907353
Lomé					
Source	SS	df	MS		
Model	.529880987	2	.264940493	Number of obs = 568	
Residual	6.81089376	565	.012054679	F(2, 565) = 21.98	
Total	7.34077474	567	.012946693	Prob > F = 0.0000	
				R-squared = 0.0722	
				Adj R-squared = 0.0689	
				Root MSE = .10979	
Si	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
tlnXiza	-.0235889	.0206611	-1.14	0.254	-.0641708 .016993
tlnXiza2	-.0065158	.0066771	-0.98	0.330	-.0196307 .0065992
_cons	.2822061	.0147151	19.18	0.000	.2533031 .3111091
Cotonou					
Source	SS	df	MS		
Model	.533859263	2	.266929631	Number of obs = 569	
Residual	7.42478729	566	.013117999	F(2, 566) = 20.35	
Total	7.95864655	568	.014011702	Prob > F = 0.0000	
				R-squared = 0.0671	
				Adj R-squared = 0.0638	
				Root MSE = .11453	
Si	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
tlnXiza	-.0525778	.0236066	-2.23	0.026	-.098945 -.0062106
tlnXiza2	.0029559	.0065523	0.45	0.652	-.0099138 .0158257
_cons	.3405501	.0197182	17.27	0.000	.3018204 .3792798

Source : calculs de l'auteur

La seconde variable du modèle M(2) n'est pas du tout significatif, on préfère à ce modèle la forme M(1)

TABLE DES MATIERES

AVANT PROPOS	2
REMERCIEMENTS	3
SOMMAIRE	4
LISTE DES ILLUSTRATIONS	5
INTRODUCTION	7
CHAPITRE I: PROBLEMATIQUE ET LES PRINCIPAUX INDICATEURS DE PAUVRETE	10
I.1. LE PROBLEME ET OBJECTIFS DE RECHERCHE	11
I.1.1.LE PROBLEME DE RECHERCHE.....	11
I.1.2.OBJECTIFS DE L'ETUDE	14
I.1.3. HYPOTHESES DE L'ETUDE ET METHODOLOGIE DE RECHERCHE.....	15
I.2. LES INDICATEURS DE PAUVRETE ET D'INEGALITE	17
I.2.1.LES INDICATEURS DE PAUVRETE.....	17
I.2.2. LES INDICATEURS D'INEGALITE.....	19
I.2.3. LES INDICATEURS CONSIDERES DANS CE RAPPORT.....	20
CHAPITRE II: EXPOSE DES PREOCCUPATIONS TECHNIQUES A EXAMINER	21
II.1. L'INDICATEUR DE BIEN-ETRE	22
II.2. LES PREOCCUPATIONS LIEES AU TRAITEMENT DE CERTAINES DEPENSES.....	23
II.2.1. LES BIENS DURABLES POSSEDES PAR LES MENAGES.....	23
II.2.2. ESTIMATION DES LOYERS FICTIFS.....	25
II.3. LA DETERMINATION DU SEUIL DE PAUVRETE PAR LA METHODE DU CBE	28
II.3.1. ESTIMATION DU SEUIL ALIMENTAIRE.....	29
II.3.2. ESTIMATION DU SEUIL NON ALIMENTAIRE	33
CHAPITRE III : ANALYSE DES RESULTATS OBTENUS	37
III.1. LES DONNEES UTILISEES	38
III.2. LES DIFFICULTES RENCONTREES	39
III.3. EXAMEN DES RESULTATS DES PREOCCUPATIONS TECHNIQUES	39

III.3.1. LE CHOIX DU PANIER DE BIENS ALIMENTAIRES	39
III.3.2. LE TRAITEMENT DES BIENS DURABLES	42
III.3.3. L'ESTIMATION DES LOYERS FICTIFS.....	44
III.3.4. LA FORME FONCTIONNELLE DANS L'ESTIMATION DU SEUIL NON ALIMENTAIRE..	50
III.3.5. LE GROUPE DE REFERENCE DANS L'ESTIMATION DU SEUIL NON ALIMENTAIRE....	52
III.4. EXAMEN DE LA SENSIBILITE DES INDICATEURS DE PAUVRETE ET D'INEGALITE	57
CHAPITRE IV : PRINCIPALES RECOMMANDATIONS ET CONCLUSION	69
IV.1. SYNTHESE ET PRINCIPALES RECOMMANDATIONS DE L'ETUDE	70
IV.1.1. PAR RAPPORT AUX PREOCCUPATIONS TECHNIQUES EXAMINEES.....	70
IV.1. 2. LA SENSIBILITE DES INDICATEURS DE PAUVRETE ET D'INEGALITE	71
IV.2. CONCLUSION GENERALE DE L'ETUDE	73
REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES	74
ANNEXES	77
TABLE DES MATIERES.....	93