



HAL
open science

Analyse de la structure et des comportements de consommation des ménages en Côte d'Ivoire par les dépenses monétaires et l'utilisation du temps

Obin Serge Anicet Angbo

► **To cite this version:**

Obin Serge Anicet Angbo. Analyse de la structure et des comportements de consommation des ménages en Côte d'Ivoire par les dépenses monétaires et l'utilisation du temps. Economies et finances. Université d'Angers, 2023. Français. NNT : 2023ANGE0039 . tel-04498408

HAL Id: tel-04498408

<https://theses.hal.science/tel-04498408>

Submitted on 11 Mar 2024

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

THESE DE DOCTORAT

DE
L'UNIVERSIT  D'ANGERS

SOUS LE SCEAU DE
LA COMUE ANGERS – LE MANS

ECOLE DOCTORALE N  640
Sciences Economiques et sciences de gestion - Pays de Loire
Sp cialit  : *Sciences Economiques*

Par
Obin Serge Anicet ANGBO

Titre :

**"ANALYSE DE LA STRUCTURE ET DES COMPORTEMENTS DE CONSOMMATION
DES MENAGES EN COTE D'IVOIRE PAR LES DEPENSES MONETAIRES
ET L'UTILISATION DU TEMPS"**

Th se pr sent e et soutenue publiquement   Angers, le 4 D cembre 2023

Unit  de recherche : *Groupe de Recherche ANgevin en Economie et Management*

13 All e Fran ois MITERRAND, BP 13633, 49036 Angers Cedex 01



Rapporteurs avant soutenance :

Christophe RAULT *Professeur des universit s* Universit  d'Orl ans

Auguste KOUAKOU *Maitre de Conf rences Agr g * Universit  Jean Lorougnon GUEDE de Daloa

Composition du Jury :

Pr sident : Christophe RAULT *Professeur des Universit s*, Universit  d'Orl ans

Examineurs : Fran ois GARDES *Professeur  m rite*, Universit  Paris 1 Panth on-Sorbonne

Carla CANELAS *Maitre de Conf rences HDR*, American University of Paris

Christophe DANIEL *Maitre de Conf rences*, Universit  d'Angers

Directeur de th se : Serge BLONDEL *Professeur des universit s*, Universit  d'Angers

Co-directeur de th se : Marc-Arthur DIAYE *Professeur des universit s*, Universit  Paris 1 Panth on-Sorbonne

AVERTISSEMENT

L'université d'Angers ne souhaite exprimer ni approbation ni désapprobation à l'égard des opinions formulées dans cette thèse. Ces dernières doivent être interprétées comme étant la responsabilité exclusive de leurs auteurs.

DEDICACES

Je dédie ce travail de recherche à :

Ma défunte-mère Apo DEKI, paix éternelle à son âme

Quelles que soient mes actions ou mes paroles, je me rends compte que je ne saurais jamais exprimer suffisamment ma gratitude envers toi. Ton affection sans réserve m'a enveloppé, ta bienveillance a constamment éclairé mon chemin, et ta présence à mes côtés a été ma principale source de force et d'inspiration pour surmonter les divers défis de la vie. Tout au long de ta vie, tu as sacrifié tant pour nous, m'emplissant de ton amour et m'enseignant que les bonnes choses ne viennent pas facilement. Tu as toujours été là pour me soutenir et me conseiller. À titre posthume, à travers ce modeste travail de recherche, je tiens à t'exprimer ma reconnaissance éternelle. Ta disparition depuis le 19 Juillet 2017 a laissé un vide immense en moi, me laissant orphelin. Que Dieu t'accueille dans son paradis céleste. Repose en paix, chère mère, et sache que tu demeures à jamais dans nos cœurs. A Dieu, maman !

Mon père Obin ANGBO

Tu es constamment présent à mes côtés, me prodiguant ton soutien et tes encouragements. Oui, mon père, cet homme exceptionnel demeure, et restera toujours, mon modèle et mon idole, mon super-héros qui n'a pas hésité à tout sacrifier pour assurer notre bonheur. Je tiens à t'exprimer ma sincère gratitude pour les valeurs nobles que tu incarnes et pour ton enseignement précieux. Que ce travail de recherche soit le reflet de toute ma reconnaissance.

Un immense merci à vous deux papa et maman, d'avoir contribué à forger la personne que je suis aujourd'hui. Je vous suis éternellement reconnaissant pour toutes les valeurs humaines que vous m'avez inculquées.

REMERCIEMENTS

La rédaction d'une thèse de doctorat représente une tâche ardue, surtout après avoir déjà élaboré une thèse pour l'obtention du diplôme d'université de Hautes Études et Recherches Spécialisées en Sciences Économiques de l'université Paris 1 Panthéon-Sorbonne. Ce parcours n'aurait pas été possible sans le soutien précieux de plusieurs individus, dont la disponibilité, la générosité, la bonne humeur et l'intérêt manifestés envers ma recherche ont réellement facilité ma progression dans une atmosphère sereine.

À travers ces quelques lignes, je tiens à exprimer ma profonde gratitude envers ces personnes exceptionnelles, qui ont été exposées aux effets directs et indirects de ma décision d'entreprendre cette thèse.

En tout premier lieu, je souhaite exprimer ma profonde gratitude envers mes directeurs de thèse, les Professeurs Serge BLONDEL de l'Université d'Angers et Marc-Arthur DIAYE de l'Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne. Leur confiance en acceptant la direction de ce travail doctoral a été une source d'inspiration capitale. Je les remercie chaleureusement pour leurs conseils judicieux et leur engagement constant, ainsi que pour les nombreuses heures de travail qu'ils ont bien voulu me consacrer. Je tiens à souligner ma sincère appréciation pour leur grande disponibilité, leur réactivité exemplaire, et je suis profondément touché par leurs qualités humaines d'écoute et de compréhension qui ont marqué ces années de recherche.

Je tiens à exprimer ma gratitude infinie envers l'Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne, notamment envers Messieurs Philippe GAGNEPAIN, Benoit RAPOPORT, Jean-François CAULIER, Jean-Philippe TROPEANO, Pascal GOURDEL, Ai-Thu DANG, et Carine STARAPOLI, qui ont eu la gentillesse de me recruter en tant qu'enseignant- vacataire. Ma reconnaissance s'étend également à l'Université Paris 8 pour la confiance accordée en me nommant Attaché Temporaire d'Enseignement et de Recherche (ATER). Ces différentes fonctions au sein des universités ont non seulement enrichi mon parcours dans l'enseignement supérieur et la recherche scientifique, mais ont également contribué au financement d'une partie de mes années de recherche doctorale.

Je souhaite exprimer ma reconnaissance toute particulière envers Madame Virginie AKE, épouse ACKA, directrice générale adjointe de l'Économie en Côte d'Ivoire, et son époux. Non seulement ils ont accepté d'être le couple témoin de mon mariage, mais ils ont également

déployé tous les efforts nécessaires pour faciliter mon installation dès mon arrivée en France dans le cadre de mes recherches doctorales.

Je tiens à exprimer ma gratitude particulière envers les docteurs Okay GÜNES et Abdelkrim ARAAR (université de Laval au Canada et, consultant à la Banque Mondiale et). Leurs nombreuses discussions et la confiance qu'ils ont témoignée à l'égard de ce travail ont été des éléments cruciaux dans son avancement.

Je tiens également à exprimer ma profonde gratitude envers les doctorants du Centre d'Économie de la Sorbonne (CES) de l'université Paris 1 Panthéon-Sorbonne et du laboratoire du Groupe de Recherche ANgevin en Économie et Management (GRANEM) de l'université d'Angers. Leur générosité de permettre l'exposition de certaines parties de cette recherche lors des Journées des Doctorants (JDD) et du WORKSHOP de l'école doctorale, ainsi que l'ambiance de travail extrêmement plaisante qu'ils ont su instaurer grâce à leur grande ouverture d'esprit, sont des éléments que j'apprécie grandement.

Je souhaite exprimer ma profonde gratitude envers tous les enseignants-chercheurs de l'université Félix Houphouët BOIGNY d'Abidjan-Cocody, en particulier envers le Professeur émérite des universités, Aké Gilbert-Marie N'GBO. C'est lui qui, dès la fin de ma troisième année de licence à l'université Félix Houphouët BOIGNY d'Abidjan (Côte d'Ivoire), a su insuffler en moi une passion démesurée pour les données, la statistique et l'économétrie.

J'exprime également ma profonde gratitude envers tous mes camarades de la première promotion du DEA/Master du Nouveau Programme de Troisième Cycle Interuniversitaire (NPTCI), un programme d'excellence au cœur de l'Afrique formant de nombreux cadres économistes de très haut niveau. Nous avons partagé avec eux des moments inoubliables tout au long de notre formation universitaire à Abidjan, en particulier au Campus Commun des Cours à Option (CCCO 2008) du NPTCI à l'université de Lomé (Togo).

Mes remerciements ne sauraient être complets sans adresser une reconnaissance toute spéciale à ma vaste famille ainsi qu'à l'ensemble de mes amis, dont l'aide et le soutien ont été précieux tout au long de ces années de thèse. Aucune quantité de remerciements ne suffirait à exprimer toute ma gratitude envers ma petite famille, et en particulier envers mon épouse bien-aimée, Blandine ANGBO, et tous nos enfants : Angbo ANGBO, Apo ANGBO, Obin ANGBO, Yoba ANGBO, Yapi ANGBO et Achi ANGBO. Je vous aime profondément, et je vous invite à être fiers du travail accompli. Ces années d'études ont constitué une épreuve pour vous, et

grâce à vous, elles sont devenues une preuve de réussite. Votre patience et votre soutien indéfectible ont été une source incommensurable d'inspiration pour moi.

En conclusion, j'adresse mes remerciements à toutes les personnes qui, de près ou de loin, ont contribué de quelque manière que ce soit à la réalisation et à l'achèvement de ce travail de recherche. Qu'elles trouvent ici l'expression de ma profonde gratitude.

LISTE DES SIGLES ET ABREVIATIONS

3SLS : Moindres Carrés à 3 étapes

ADS : Enquête sur les Activités Journalières

AIC : Critère d'Information d'Akaïke

AIDS : Système de Demande Presque Linéaire

BdF : Budget de Famille

BdT : Budget de Temps

BIC : Critère d'Information de Bayésien

CBM : Coefficient Budgétaire Monétaire

CBT : Coefficient Budgétaire Temporel

CES : Elasticités de Substitution Constantes

CIST : Conférence Internationale des Statisticiens du Travail

COICOP : Classification de la Consommation Individuelle par unités de Besoins

COT : Cout d'Opportunité du Temps

CPO : Conditions de Premier Ordre

CSO : Conditions de Second Ordre

CV : Coefficient de variation

DNSI : Direction Nationale des Statistiques et de l'Information (Mali)

DR : District de Recensement

DSRP : Document Stratégique de Réduction de la Pauvreté

EDT : Enquête sur la Demande de Transport

ENSETE : Enquête Nationale sur la Situation de l'Emploi et du Travail des Enfants

ENV : Enquête sur le Niveau de Vie

FCFA : Franc des Colonies Françaises d'Afrique

FGNLS : Moindres Carrées Non-linéaires Réalisables

FGT : Indice de Foster-Greer-Thorbecke

GARP : Axiome Généralisé de la Préférence Révélée

GMM : Méthode des Moments Généralisés

GOF : Test de la Qualité de l'Ajustement

IATUS : Association Internationale des Enquêtes sur l'Utilisation du Temps

INS : Institut National des Statistiques (Côte d'Ivoire)

INSEE : Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques (France)

IPC : Indice des Prix à la Consommation

LA/EASI : Système de demande Approximatif Linéaire de l'Indice de Stone

LES : Système de Dépenses Linéaires

MCG : Moindres Carrées Généralisés

MCO : Moindres Carrées Ordinaires

MMV : Méthode du Maximum de Vraisemblance

NLSURE : Estimateurs Non-linéaires Empilées Apparemment Indépendants

OCDE : Organisation de Coopération et de Développement Economiques

PIB : Produit Intérieur Brut

PmC : Propension marginale à Consommer

PPA : Parité du Pouvoir d'Achat

PPTE : Pays Pauvre Très Endetté

QUAIDS : Système de Demande Quadratique Presque Linéaire

ROC : Caractéristiques d'Exploitation du Récepteur

SARP : Axiome Fort de la Préférence Révélée

SMAG : Salaire Minimal Agricole Garanti

SMIG : Salaire Minimum Interprofessionnel Garanti

SPR : Seuil de Pauvreté Relative

SURE : Estimateurs Empilées Apparemment Indépendants

TMST : Taux Marginal de Substitution Technique

TVA : Taxe sur la Valeur Ajoutée

UC : Unité de Consommation (équivalent-adulte)

USA : Etats Unis d'Amérique

VHL : Valeur économique d'une Vie Humain

VVS : Valeur Statistique d'une Vie humaine

WARP : Axiome Faible de la Préférence Révélée

ARTICLES A COMITE DE LECTURE (à venir)

1*	Article A : Obin ANGBO (2022) : " <i>Le Coût d'opportunité du Temps : Évaluation monétaire à Partir des Fonctions de Production Domestique à Elasticités de Substitution Constantes</i> ".
2	Article B : Obin ANGBO (2022) : " <i>Test de Rationalité Néoclassique Dans un Cadre de la Consommation Domestique en Côte d'Ivoire</i> ".
3	Article C : Obin ANGBO (2022) : " <i>Prix Complets et Violations de l'Axiome GARP Dans un Cadre de la Production Domestique en Côte d'Ivoire</i> ".
4	Article D : Obin ANGBO (2022) : " <i>Système Linéaire des Dépenses et Consommation des Ménages dans un Cadre Domestique en Côte d'Ivoire</i> ".
5	Article E : Obin ANGBO (2022) : " <i>Système de Demande QUAIDS et Consommation des Ménages dans un Cadre Domestique en Côte d'Ivoire</i> ".
6	Article F : Obin ANGBO (2022) : " <i>Système de Demande LA-EASI et Consommation des Ménages dans un Cadre Domestique en Côte d'Ivoire</i> ".
7	Article G : Obin ANGBO (2022) : " <i>Mesures et Déterminants de la Pauvreté Dans un Cadre Domestique en Côte d'Ivoire</i> ".
8	Article H : Obin ANGBO (2022) : " <i>Temps Disponible d'un individu, Mesures et Déterminants de la Valeur Economique d'une Vie Humaine en Côte d'Ivoire</i> ".

(*) Article exposé et débattu lors des Journées de Microéconomie Appliquée (JMA) les 08 et 09 Juin 2023 à l'Université de Strasbourg, en France.

SOMMAIRE

Introduction générale.....	1
<u>Chapitre 1</u> : Valeurs du temps et structures de la consommation en Côte d’Ivoire.....	11
Introduction.....	11
<i>Section 1 : Statistiques descriptives et pseudo-panélisation d’enquêtes indépendantes.....</i>	<i>13</i>
1.1.1. Enquêtes Budget de Temps (2013) et Budgets de Famille (2008, 2015).....	13
1.1.2. Appariement statistique des enquêtes BdF (2008,2015) et BdT (2013).....	29
<i>Section 2 : Estimations de la valeur monétaire du temps domestique en Côte d’Ivoire.....</i>	<i>33</i>
1.2.1. Evaluation et revue de littérature sur les modèles de la production domestique.....	33
1.2.2. Mesures de la valeur monétaire du temps domestique en Côte d’Ivoire.....	37
<i>Section 3 : Prix complets et structures de la consommation en Côte d’Ivoire.....</i>	<i>56</i>
1.3.1. Formation des prix complets : Théorie et applications en Côte d’Ivoire.....	56
1.3.2. Structures de la consommation en Côte d’Ivoire.....	69
Conclusion.....	78
<u>Chapitre 2</u> : Substituabilité entre biens et temps et tests de rationalité en Côte d’Ivoire... 	80
Introduction.....	80
<i>Section 1 : Intensité relative en biens et substituabilité des inputs domestiques.....</i>	<i>82</i>
2.1.1. Intensités relatives en biens dans les activités en Côte d’Ivoire.....	82
2.1.2. Elasticités de substitution entre biens et temps en Côte d’Ivoire	91
<i>Section 2 : Demande en inputs domestiques et rationalité économique en Côte d’Ivoire.....</i>	<i>103</i>
2.2.1. Modèles théoriques de la demande optimale en inputs domestiques	103

2.2.2. Allocation du temps et équilibre du consommateur : Applications en Côte d'Ivoire	109
<i>Section 3 : Prix complets et violations de GARP en Côte d'Ivoire.....</i>	<i>117</i>
2.3.1. Préférence révélée : Axiomes et revue de littérature empirique.....	118
2.3.2. Applications de la préférence révélée en Côte d'Ivoire	122
Conclusion.....	143
<u>Chapitre 3 : Elasticités de la demande complète en Côte d'Ivoire.....</u>	145
Introduction.....	145
<i>Section 1 : Système linéaire des dépenses et consommation domestique en Côte d'Ivoire.....</i>	<i>147</i>
3.1.1. Système LES: Description générale et résultats théoriques.....	148
3.1.2. Système LES : Applications empiriques en Côte d'Ivoire.....	156
<i>Section 2 : Modèle QUAIDS et consommation domestique en Côte d'Ivoire.....</i>	<i>181</i>
3.2.1. Modèle QUAIDS : Description générale et résultats théoriques.....	181
3.2.2. Système de demande QUAIDS : Applications empiriques en Côte d'Ivoire.....	186
<i>Section 3 : Modèle LA/EASI et consommation domestique en Côte d'Ivoire.....</i>	<i>210</i>
3.3.1. Analyse théorique du système de demande EASI.....	211
3.3.2. Application du modèle EASI à la consommation domestique en Côte d'Ivoire.....	219
Conclusion.....	242
<u>Chapitre 4 : Valeur du temps, pauvreté et valeur d'une vie humaine en Côte d'Ivoire...245</u>	
Introduction.....	245
<i>Section 1 : Valeurs du temps et profils de pauvreté en Côte d'Ivoire.....</i>	<i>247</i>

4.1.1. Profils de pauvreté urbaine en Côte d'Ivoire : Mesures et analyses statistiques.....	248
4.1.2. Formes croisées de l'incidence de la pauvreté relative : statistiques descriptives.....	270
<i>Section 2 : Déterminants de la pauvreté relative et de ses formes croisées en Côte d'Ivoire....</i>	<i>282</i>
4.2.1. Cadres théorique et méthodologique de l'étude.....	282
4.2.2. Analyse économétrique et discussions des résultats empiriques.....	287
<i>Section 3 : Valeurs du temps et évaluation d'une vie humaine en Côte d'Ivoire.....</i>	<i>298</i>
4.3.1. Mesure d'une vie humaine : méthode statistique vs méthode économique.....	299
4.3.2. Vers d'autres déterminants de la valeur d'une vie humaine en Côte d'Ivoire.....	311
Conclusion.....	324

INTRODUCTION GENERALE

«Dans un temps peut-être pas très lointain, on comprendra que pour former le citoyen efficace, il est aussi nécessaire de calculer, de penser en termes de moyenne, de maxima et de minima qu'il est maintenant nécessaire de savoir lire et écrire.»

H.G. Wells (1866-1946), *Mankind in the Making*, 1903, Chap. 6

1°) Cadre théorique et positionnement du problème

Le fondement théorique de cette thèse s'inscrit dans le modèle de Becker (1965) sur l'allocation du temps au sein du ménage, entre le travail rémunéré dans la sphère marchande et le travail non rémunéré dans la sphère domestique. De manière traditionnelle, l'activité du ménage est définie par la consommation à travers la dépense monétaire, en excluant le processus de production domestique des biens et services. Becker (1965) considère le ménage comme une unité de production, une sorte de petite firme, et de consommation, dotée d'un cadre de décision unique et rationnel pour tous ses membres. Dans ce modèle, le ménage associe et substitue, sous la contrainte budgétaire (équivalente à la somme du revenu de tous ses membres), ses ressources disponibles avec les biens du marché pour maximiser son utilité à travers la production d'activités nécessitant à la fois des biens et du temps. Il s'agit d'un modèle dictatorial, également qualifié de modèle unitaire, décrivant le comportement de consommation dans un contexte domestique où le temps est considéré comme une ressource économique. Son allocation optimale contribuerait ainsi au bien-être du ménage.

Le travail de recherche a pour thème central, la question de l'intégration du temps dans les comportements de consommation des ménages. Traditionnellement, la plupart des études sur la consommation des ménages se sont focalisées exclusivement sur une approche monétaire. Cependant, l'analyse de la consommation a évolué, s'élargissant désormais au-delà du cadre purement monétaire. Selon la théorie de l'allocation du temps de Becker (1965), les ménages conjuguent l'utilisation de biens (achetés aux prix du marché) avec une quantité de temps (valorisée soit par le coût d'opportunité du temps, soit par le salaire horaire) pour produire des activités répondant à leur fonction d'utilité et procurant un niveau de satisfaction défini. Ainsi, la valeur du temps émerge comme une nouvelle variable déterminante dans la consommation des ménages, aux côtés des variables classiques telles que les prix et le revenu. En France, par exemple, une moyenne de trois heures par jour est consacrée à la production domestique, et le temps domestique annuel représente entre une et deux fois le temps de travail marchand (Roy,

2012). Ce constat souligne l'importance de prendre en compte la dimension temporelle dans la compréhension des habitudes de consommation des ménages. Selon les données de l'INSEE (n°1423, 2012), le travail domestique en France, principalement effectué par les femmes, totalisait environ 60 milliards d'heures en 2010. Cependant, la question se pose quant à l'intégration du temps domestique dans les processus décisionnels de consommation des ménages, soulignant ainsi la problématique de déterminer sa valeur monétaire.

L'évaluation du temps domestique représente un défi ardu, et une approche consiste à valoriser la production domestique en évaluant le temps consacré à ces activités. On part de l'idée qu'il existe un temps total disponible pour toutes les activités pratiquées par les ménages. Ce temps disponible se répartit, toutes choses égales par ailleurs, entre le temps consacré aux activités domestiques (source de satisfaction) et le temps dédié aux activités marchandes (générant des revenus monétaires). Dans une perspective élargie du niveau de vie, il devient crucial de déterminer la valeur monétaire de cette production non marchande, car elle serait intégrée dans le Produit Intérieur Brut (PIB) si nous devions l'acheter sous forme d'heures de ménage, par exemple. En effet, le rapport de Stiglitz et al. (2009) souligne l'évidence d'évaluer la production domestique afin de l'intégrer dans la mesure du niveau de vie des ménages. Weinrobe (1974) a démontré que l'exclusion de la production domestique du PIB entraînait généralement, dans les pays développés, une surestimation de la croissance économique. Cependant, la valorisation du temps domestique soulève divers problèmes. Premièrement, la définition du temps est sujette à débat, étant une notion polysémique. Cette absence de consensus sur la définition du temps crée une problématique pour son évaluation monétaire. Par exemple, si l'on peut déléguer la préparation des repas à une tierce personne, il est impossible de lui céder le temps consacré à manger ou à boire. Ainsi, le caractère non-transférable du temps pour certaines activités rend complexe l'attribution d'une valeur monétaire, surtout lorsque le temps est une ressource rare. Deuxièmement, l'allocation du temps sur une période donnée peut varier d'un individu à un autre, d'une période à une autre, ou même d'un pays à un autre. Troisièmement, la littérature offre plusieurs contributions au modèle de la production domestique, chacune de ces approches permettant d'évaluer monétairement le temps. Quatrièmement, bien que les modèles de production domestique soient diversifiés, un autre aspect sujet à de nombreuses discussions réside dans le degré de complémentarité ou de substituabilité entre les inputs domestiques tels que les biens et le temps.

En plus des modèles empiriques de production domestique qui permettent une évaluation empirique du temps domestique, la littérature propose deux méthodes exogènes d'évaluation monétaire du temps domestique. Premièrement, la valeur du temps est supposée être égale au taux de salaire horaire net moyen pour tous les actifs du ménage, ou au taux de salaire horaire net attendu pour les non-actifs. Cette méthode repose sur l'hypothèse d'une substituabilité parfaite entre temps marchands et temps non marchands. Deuxièmement, la valeur du temps peut être évaluée simplement par le salaire horaire minimum légal en vigueur.

Dans cette thèse, nous choisissons de ne pas participer au débat sur l'évaluation monétaire du temps domestique. Pour estimer la valeur du temps, nous explorons différentes hypothèses sur la structure de la fonction de production domestique du ménage, qu'il s'agisse de la complémentarité (structure de type Leontief) ou de la substituabilité des inputs domestiques (structure de type Cobb-Douglas ou structure de type CES). En nous appuyant sur ces hypothèses, nous procédons à quelques applications empiriques relatives à la théorie de l'allocation du temps.

La question de recherche centrale posée par ce travail est la suivante :

Question de recherche :

Dans le contexte domestique en Côte d'Ivoire, l'intégration du temps et de sa valeur monétaire modifie-t-elle la structure et les comportements de consommation du ménage ?

2°) Objectifs de la thèse

La thèse vise à analyser les comportements de consommation des ménages lorsqu'ils intègrent la combinaison de biens avec l'utilisation du temps. Cet objectif global se décline en quatre axes principaux, définissant ainsi la structure globale de la thèse.

Dans le premier chapitre, l'objectif principal est d'estimer les valeurs du temps et de les utiliser pour analyser et comparer les structures de consommation en Côte d'Ivoire. De manière plus spécifique, les objectifs sont les suivants : *i*) Construire des données transversales de séries temporelles à partir d'enquêtes indépendantes sur les budgets de famille (BdF) et les budgets de temps (BdT) des ménages ivoiriens ; *ii*) Estimer, sur ces données, la valeur du temps domestique en fonction de la structure de la fonction de production domestique des ménages, tout en

identifiant les principaux déterminants ; *iii*) Effectuer une analyse comparative de la structure de la consommation, tant du point de vue monétaire que temporel, ou des deux simultanément.

Dans le deuxième chapitre, l'objectif principal consiste à analyser les possibilités de substitution entre biens et temps, tout en testant l'hypothèse de la rationalité dans les choix de consommation en Côte d'Ivoire dans un cadre domestique. Cet objectif principal se décline en trois objectifs secondaires : *i*) Mesurer les intensités relatives en biens et évaluer le degré de substituabilité entre les inputs domestiques (dépense monétaire et temps) ; *ii*) Tester l'hypothèse de la rationalité économique dans les choix de consommation domestique des ménages en Côte d'Ivoire conformément à la théorie néoclassique du consommateur ; *iii*) Examiner, dans un cadre domestique, la compatibilité du comportement des consommateurs dans la vie réelle avec l'axiome GARP¹ de rationalité économique.

Dans le troisième chapitre, l'objectif principal est de mesurer et d'analyser la sensibilité de la demande totale des activités à une variation des prix complets des activités ou à un changement du niveau de vie. De manière plus spécifique, les objectifs sont les suivants : *i*) Déterminer la dépense complète incompressible et en déduire les élasticités de la demande complète sous contrainte d'une linéarité des courbes d'Engel (modèle LES) ; *ii*) Estimer les élasticités de la demande complète sous contrainte d'une forme quadratique des courbes d'Engel (modèle QUAIDS) ; *iii*) Estimer les élasticités de la demande complète en présence d'une hétérogénéité inobservée et des courbures plus complexes des courbes d'Engel (modèle LA/EASI).

Dans le quatrième chapitre, l'objectif principal est de décrire l'état de la pauvreté, d'estimer ses principaux déterminants, et de mesurer et identifier les facteurs influant sur la valeur d'une vie humaine en Côte d'Ivoire dans un contexte domestique. Plus précisément, les objectifs sont les suivants : *i*) Élargir l'analyse de la pauvreté au cadre domestique et examiner la pression des besoins fondamentaux en Côte d'Ivoire ; *ii*) Identifier les déterminants de la pauvreté relative ou de ses formes croisées dans un contexte domestique en Côte d'Ivoire ; *iii*) Présenter et appliquer, dans un cadre domestique, une nouvelle méthode d'évaluation monétaire d'une vie humaine tout en mettant en évidence ses principaux déterminants.

¹ " Generalized Axiom of Revealed Preference" ou Axiome Généralisé des Préférences révélées.

3°) Principales contributions de la thèse

Les études portant sur les applications empiriques de la théorie de l'allocation du temps (Becker, 1965) dans les pays en développement, en général, et en Afrique subsaharienne, en Côte d'Ivoire, sont rares. La contribution centrale de cette thèse réside dans l'introduction de la variable "temps" dans les décisions de consommation des pays africains en développement, aux côtés des variables classiques que sont les prix et la dépense monétaire agrégée (revenu monétaire). Jusqu'à présent, de nombreuses études appliquant la théorie de l'allocation du temps se sont concentrées sur des pays développés (France, Canada, Etats-Unis, Grande-Bretagne...) ou des pays émergents (Pologne, Turquie...) ainsi que les pays latino-américains (Equateur, Guatemala...). À notre connaissance, à l'exception d'une étude menée au Burkina Faso (Gardes et Thiombiano, 2017), il semble qu'aucune des nombreuses applications de la théorie de l'allocation du temps ne tiennent compte des spécificités des pays en développement, en particulier ceux d'Afrique. Or, l'allocation du temps peut varier d'un pays à un autre, de sorte que toute tentative d'extrapolation des conclusions d'études empiriques antérieures au contexte africain ne serait qu'un pur mirage ou une sorte d'extraversion des réalités africaines. C'est dans cette optique que la présente thèse, fruit d'un vaste ensemble d'applications empiriques de la théorie de l'allocation du temps en Côte d'Ivoire, intervient pour partiellement combler ce manque dans la littérature. Une deuxième contribution de la thèse réside dans la sensibilisation des pouvoirs publics aux politiques sociales de redistribution des revenus en Côte d'Ivoire. Ces politiques devraient désormais s'articuler non seulement autour des seuls revenus monétaires, mais également prendre en considération les revenus complets (monétaires et temporels) des ménages. La thèse présente également une nouvelle estimation de la richesse en Côte d'Ivoire : un Produit Intérieur Brut (PIB) élargi, intégrant la valeur de la production domestique des ménages. Cette approche doit prendre en compte la valeur de la production marchande des ménages et des entreprises privées, la valeur de la production non-marchande des collectivités et administrations publiques, ainsi que la valeur de la production non-marchande (production domestique) du ménage, avec la valeur du temps estimée par le coût d'opportunité du temps. Une troisième contribution réside dans l'analyse de la pauvreté, qui doit désormais s'effectuer non seulement selon une approche monétaire, mais également à partir d'une double approche combinant les aspects monétaires et temporels. D'autre part, l'intégration et l'application des prix complets dans l'analyse de la consommation en Côte d'Ivoire pourraient partiellement résoudre les problèmes liés à l'absence ou à la volatilité des prix du marché, au caractère restrictif des Indices des Prix à la Consommation (IPC) collectés sur quelques marchés, ou à

l'effet-qualité associé à l'utilisation des prix unitaires. De plus, la thèse propose et applique sur les données ivoiriennes une reformulation de la méthode d'évaluation d'une vie humaine (Gardes, 2022). Cette approche pourrait éclairer le débat sur les questions d'équité et d'éthique qui surgissent lors de l'évaluation statistique d'une vie humaine dans la littérature. Enfin, la thèse présente et applique sur des données de ménages en Côte d'Ivoire une méthode originale d'estimation des paramètres (de substitution et de distribution) des fonctions de production domestique à élasticités de substitution factorielles constantes. Ces paramètres permettront d'évaluer le coût d'opportunité partiel du temps (dans chaque activité) et d'en déduire le coût d'opportunité global du temps (Gardes, 2022). Un article en cours de publication a été présenté et discuté lors des 39èmes Journées de Microéconomie Appliquée (JMA) du 8 au 09 Juin 2023 à Strasbourg en France.

4°) Approche méthodologique utilisée dans la thèse

La démarche méthodologique de la thèse repose sur une approche hypothético-déductive. Les résultats empiriques sont obtenus en partant d'hypothèses formulées sur la base d'une revue de littérature non exhaustive. Ces hypothèses sont émises sous forme de résultats théoriques, et elles délimitent le domaine de validité des résultats empiriques obtenus. Des outils mathématiques, statistiques et économétriques seront utilisés pour tester, à un seuil de significativité donné, les résultats empiriques avant leur validation. L'analyse par les statistiques descriptives permettra simplement d'avoir une idée des relations plausibles entre les variables, sans toutefois mesurer l'impact d'une variable sur le phénomène étudié. Quant à l'analyse économétrique, elle visera à expliquer les relations ou les phénomènes à étudier.

La thèse mobilisera différents courants de pensée et méthodes, notamment :

a) La thèse s'appuiera sur la théorie de l'allocation du temps (Becker, 1965). En supposant une endogénéité de la valeur du temps au modèle de production domestique, l'approche par les prix complets sera utilisée pour estimer la valeur du temps ou le coût d'opportunité du temps, conditionnellement à la structure de la fonction de production domestique des ménages. Une structure de type Cobb-Douglas (Gardes, 2019) ou de type CES (Gardes, 2019, 2022) sera considérée pour la fonction de production domestique, et la méthode de Lagrange sera utilisée pour estimer la valeur monétaire du temps domestique.

b°) L'économétrie des systèmes de demande joue un rôle central dans cette thèse. Pour quantifier la sensibilité des ménages aux variations des prix complets ou à un changement de

niveau de vie, nous procéderons à l'estimation des élasticités-prix complets et des élasticités-dépense (agrégée) complète de la demande. Ces estimations seront possibles grâce à la modélisation du comportement du consommateur dans le cadre domestique, en utilisant des systèmes de demandes qui varient selon la forme des courbes d'Engel et en prenant en compte, ou non, l'hétérogénéité inobservée chez les ménages.

c°) Les indicateurs de classe P, à savoir FGT0, FGT1 et FGT2, sont utilisés dans la description statistique de l'incidence de la pauvreté relative, de la profondeur de la pauvreté relative et de la sévérité de la pauvreté relative. Dans l'analyse de la pauvreté subjective, nous allons estimer l'élasticité du seuil subjectif de la pauvreté, autrement dit l'élasticité-dépense agrégée effective de la dépense minimale, en nous basant sur l'estimation du modèle de Van Praag et al. (1981).

d°) L'économétrie des modèles à variables qualitatives dépendantes, utilisant des modèles de régression dichotomiques tels que le logit, sera employée pour estimer les déterminants de la pauvreté relative ou de la vulnérabilité relative. Le modèle logit se fonde sur la probabilité d'être relativement pauvre ou vulnérable dans le cadre de la production domestique. L'économétrie des données de panel sera également utilisée, en considérant des modèles de régression linéaire multiple, notamment les modèles sans effets, à effets fixes ou à effets aléatoires. Le calcul matriciel sera impliqué dans l'obtention de certains résultats, en particulier pour l'estimation des élasticités de la demande complète dans le système LA/EASI.

5°) Hypothèses de recherche

Pour aborder la question centrale de cette recherche, nous posons quatre hypothèses principales, chacune liée aux thèmes explorés dans les quatre chapitres de la thèse.

L'hypothèse initiale de ce travail vise à dissiper les notions simplistes selon lesquelles, en raison de la disponibilité et de la fiabilité limitées des sources de données dans les pays en développement, le coût d'opportunité du temps serait égal au salaire horaire minimum. Nous formulons et soumettons à un test l'hypothèse suivante :

Hypothèse 1 : En Côte d'Ivoire, la valeur du temps domestique dépend du degré de complémentarité ou de substituabilité des inputs domestiques. Elle se révèle significativement inférieure au salaire minimum horaire à un seuil de significativité déterminé.

Dans le contexte ivoirien, nous assumons que la substituabilité entre les inputs domestiques est limitée, reflétant ainsi les préférences des ménages. Cette hypothèse s'appuie sur des résultats obtenus par Gardes et Thiombiano (2017) au Burkina Faso, indiquant la difficulté de réduire le temps consacré aux activités tout en augmentant la valeur monétaire des biens dans la production domestique.

Face à ce résultat, nous formulons l'hypothèse suivante :

Hypothèse 2 : En Côte d'Ivoire, les ménages présentent une faible substituabilité entre les inputs domestiques. Cela impliquerait que les préférences des ménages tendent un équilibre spécifique entre le temps consacré aux activités et la valeur monétaire des biens dans la production domestique.

Une troisième hypothèse porte sur la sensibilité des ménages aux variations des prix complets ou à un changement de niveau de vie. L'hypothèse formulée stipule que :

Hypothèse 3 : Dans le contexte ivoirien, les ménages démontrent une sensibilité significative aux variations des prix complets et aux changements de niveau de vie. Cela pourrait influencer leurs choix de consommation et leurs comportements dans la production domestique.

La dernière hypothèse principale concerne la valorisation d'une vie humaine en Côte d'Ivoire et de ses principaux déterminants. L'hypothèse formulée suggère que :

Hypothèse 4 : La valorisation de la vie humaine, basée sur la valeur du temps domestique, pourrait différer significativement des approches traditionnelles axées sur la minimisation des risques ou la réduction de la probabilité de décès. Cette nouvelle perspective pourrait fournir des insights novateurs sur la manière dont la valeur de la vie humaine est estimée et influencée dans le contexte ivoirien sur l'ensemble du cycle de vie du ménage.

6°) Structure de la thèse

La thèse représente un ensemble exhaustif d'applications empiriques de la théorie de l'allocation du temps de Becker (1965) aux ménages résidant dans les zones urbaines de la Côte d'Ivoire. Elle est organisée en quatre chapitres, chacun composé de trois sections distinctes :

Le chapitre 1, *Valeurs du Temps et Structures de la Consommation en Côte d'Ivoire*. La première section entreprend le traitement et la description statistique des enquêtes BdF (2008, 2015) ainsi que du BdT (2013) de l'Institut National de la Statistique de Côte d'Ivoire. Elle réalise la construction de données transversales de séries temporelles via la technique de la pseudo-panélisation, par un appariement statistique de ces enquêtes indépendantes. Conditionnellement à la structure de la fonction de production domestique, la deuxième section utilise un modèle de la production domestique (modèle des prix complets avec une valeur endogène du temps) pour estimer la valeur du temps domestique en Côte d'Ivoire. Enfin, la troisième section procède à une analyse comparative des structures de la consommation des ménages sous les dimensions monétaire, temporelle ou à la fois monétaire et temporelle.

Le chapitre 2, *Substituabilité des Inputs et Tests de la Rationalité Economique en Côte d'Ivoire*. La première section évalue les intensités relatives en biens et examine les possibilités de substituabilité entre les dépenses monétaires et le temps en se basant sur les élasticités de substitution entre ces deux inputs domestiques. La deuxième section détermine et analyse la demande optimale en inputs domestiques, examinant la compatibilité des choix de la consommation domestique en Côte d'Ivoire avec le postulat de rationalité économique selon la théorie traditionnelle néoclassique du consommateur. La troisième section contribue à la discussion actuelle sur la compatibilité du comportement des consommateurs avec l'axiome GARP (*Generalized Axiom of Revealed Preferences*) de la préférence révélée dans un contexte domestique.

Le chapitre 3, *Elasticités de la Demande Complète en Côte d'Ivoire*, représente le point central et crucial de la thèse, agissant comme le "*nœud gordien*" de l'ensemble du travail. Dans chaque section de ce chapitre, l'approche méthodologique repose sur l'utilisation d'un système de demande linéaire des dépenses (LES), d'un modèle de demande quadratique presque parfait (QUAIDS) ou d'un système de demande approximatif linéaire exact affine de l'indice de Stone (LA/EASI) pour estimer et analyser les élasticités de la demande complète. Un accent particulier est mis sur la prise en compte des contraintes économétriques et la spécification des différentes courbes d'Engel. Notamment, le modèle LA/EASI revêt une importance cruciale, étant le seul à prendre en considération l'hétérogénéité inobservée au sein des ménages.

Le chapitre 4, *Valeur du Temps, Pauvreté et Valeur d'une Vie Humaine en Côte d'Ivoire*, propose une analyse multidimensionnelle, tant relative que subjective, de la pauvreté au sein des ménages urbains en Côte d'Ivoire. Il distingue une approche monétaire d'une approche non-monétaire (double approche, combinant les dimensions monétaire et temporelle). Dans la section 1, une analyse des statistiques descriptives de la pauvreté relative, ainsi que de ses formes croisées, est présentée, en examinant la pression des besoins de base en Côte d'Ivoire. La section 2 se concentre sur l'estimation des principaux déterminants la pauvreté relative, tandis que la section 3 évalue monétairement une vie humaine dans un cadre domestique, mettant en évidence les principaux déterminants de la valeur économique d'une humaine en Côte d'Ivoire.

Nous concluons cette thèse en soulignant les principales contributions de nos travaux de recherche et en identifiant certaines limites, qui pourront servir de base à toute recherche future. Nous formulons également des recommandations de politiques économiques destinées aux pouvoirs publics et aux ménages en Côte d'Ivoire. En mettant en lumière les implications de nos résultats, nous espérons que cette thèse contribuera à éclairer davantage la compréhension des comportements de consommation des ménages dans un contexte domestique en Côte d'Ivoire et servira de base pour des recherches futures dans ce domaine.

Chapitre 1 : VALEURS DU TEMPS ET STRUCTURES DE LA CONSOMMATION EN CÔTE D'IVOIRE

“Le temps est la seule ressource rare”,
K. Marx (1818-1843)

Introduction

La définition de la production domestique ne se limite pas à tout ce que l'on fait dans son ménage. Elle tient compte de toutes les actions qui permettent de produire un bien ou un service non marchand ayant une valeur économique². Suivant Fouquet et Chadeau (1981), le travail domestique « *concourt à la production domestique de toute activité non rémunérée, exercée par un membre du ménage (...) et résultant en la création d'un bien ou d'un service nécessaire au déroulement de la vie quotidienne et pour lequel il existe un substitut marchand (service disponible sur le marché ou personne rémunérée) dans les normes sociales actuelles* ». Le temps apparaît comme une ressource essentielle et, valoriser la production domestique revient de facto, à valoriser le temps alloué à la production domestique. Consacrer du temps à la production domestique résulte d'un arbitrage entre temps domestique et temps marchand. La valorisation du temps marchand est soumise à une réglementation (durée légale du temps de travail), ce qui n'est pas le cas pour une valorisation temps domestique. Or, la valorisation du temps domestique ferait l'objet d'une réglementation si nous l'achetons sous la forme d'heures de ménage par exemple. Si le ménage décide de consacrer une unité de son temps disponible à la production domestique, il renonce à un salaire horaire. Cette unité de temps, si elle est affectée à la production domestique, acquiert un *prix implicite* ou "*shadow price*" : c'est le Coût d'Opportunité du Temps (COT) dans la théorie de l'allocation du temps (Becker, 1965). La prise en compte du temps dans les décisions de consommation des ménages pose la problématique de la détermination de sa (ses) valeur (s) monétaire (s)³.

Comment estimer le coût d'opportunité du temps et valoriser la production domestique ? L'estimation de la valeur du temps est une question d'actualité, discutée entre économistes depuis les travaux de Becker (1965). Elle exige des données de panel (données transversales de séries temporelles) sur lesquelles on applique un modèle de la production domestique. Dans cet

² Cette définition exclut le travail rémunéré des aides ménagères. Elle prend en compte les activités telles que la garde des enfants, l'éducation...

³ L'estimation de la valeur économique du temps domestique est étroitement liée à la structure de la fonction de production domestique des ménages.

exercice, deux grandes tendances apparaissent. La première, conduite par Buchanan (1969), estime que le COT ne pourrait faire l'objet de mesure par une personne autre que celle ayant pris la décision car il est impossible d'observer directement une expérience subjective. La seconde pense qu'il est possible d'estimer le COT par des modèles théorique ou empirique. Un des premiers modèles de la production domestique (Becker, 1965) suppose que la valeur du temps est exogène au modèle. Sous l'hypothèse d'une parfaite substitution entre travail marchand et travail domestique et d'une complémentarité entre les inputs domestiques, le modèle conclue que le COT est égal au taux de salaire. En Côte d'Ivoire, la valeur du temps domestique est-elle égale au salaire horaire urbain en Côte d'Ivoire ?

Ce premier chapitre de la thèse a pour objectif principal d'estimer, sous différentes spécifications de la fonction de production domestique des ménages, les valeurs du temps pour analyser et comparer les structures de la consommation en Côte d'Ivoire.

Ce chapitre formule les hypothèses et les sous-questions de recherches suivantes :

Hypothèse 1.1 : Quel que soit la structure de la fonction de production domestique des ménages, la valeur du temps est significativement différente et inférieure au salaire horaire minimum urbain en Côte d'Ivoire.

Cette hypothèse suscite les questions de recherches aux suivantes : Le coût d'opportunité du temps des ménages est-il équivalent au salaire minimum horaire dans les pays en développement ? Le coût d'opportunité du temps est-il influencé par la structure de la fonction de production domestique des ménages ?

Hypothèse 1.2 : Le revenu monétaire (dépense monétaire agrégée) et les caractéristiques sociodémographiques des ménages influencent significativement le coût d'opportunité du temps en Côte d'Ivoire.

Pour cette seconde hypothèse de recherche, nous tentons de répondre aux questions suivantes : Quels effets d'une amélioration du niveau de vie sur le coût d'opportunité du temps ? Quel impact des caractéristiques socio-démographiques sur le coût d'opportunité du temps ?

Hypothèse 1.3 : La prise en compte de la valeur du temps dans les choix de la consommation domestique en Côte d'Ivoire, modifie significativement la structure de la consommation par rapport à la seule dimension monétaire de la dépense agrégée.

Cette hypothèse nous incite à formuler et à répondre aux questions suivantes : Quel est l'impact de la production domestique sur la structure de la consommation des ménages urbains de Côte d'Ivoire ? Quel rôle pourrait jouer la production domestique dans l'analyse du niveau de vie du ménage urbain en Côte d'Ivoire ?

Le chapitre est organisé de la manière suivante. Dans la section 1, nous présentons et appliquons sur des données d'enquêtes indépendantes (imputées) de ménages urbains de Côte d'Ivoire, une technique de construction de données transversales de séries temporelles. Dans la section 2, nous utilisons le modèle de la production domestique avec valeur endogène du temps pour estimer la valeur du temps domestique et nous identifions ses principaux déterminants. Nous développons dans cette section, une technique nouvelle d'estimation des paramètres de la fonction de production domestique de type CES⁴ en reprenant et reformulant le modèle de Gardes (2019, 2020). Les paramètres de la fonction de production de type CES vont permettre d'estimer la valeur du temps. La section 3 analyse sous divers optiques, la structure de la consommation des ménages urbains de Côte d'Ivoire, elle estime les prix complets par activité et, analyse les principaux déterminants.

Section 1 : Statistiques descriptives et pseudo-panélisation d'enquêtes indépendantes

Les enquêtes utilisées proviennent de l'Institut National des Statistiques (INS) de Côte d'Ivoire. Il s'agit d'une enquête sur l'utilisation du temps journalier des ménages (ADS 2013) et deux enquêtes annuelles sur le niveau de vie des ménages (ENV 2008 et ENV 2015).

1.1.1. Enquêtes Budget de Temps (2013) et Budgets de Famille (2008, 2015)

Une enquête Budget de famille recueille essentiellement des données monétaires, laissant aux enquêtes spécialisées sur chaque poste de consommation, une approche plus qualitative des comportements des ménages. Une enquête Budget du temps a pour objectif de collecter des données sur la façon dont les individus organisent leur temps en permettant d'offrir des analyses quantifiées de la vie quotidienne, que ce soit globalement (le nombre d'heures passées au travail professionnel ou domestique) ou pour des populations particulières (emploi

⁴ Lorsque les niveaux de production domestique dans le cas d'une spécification CES ne sont pas renseignés dans les enquêtes de ménage, il devient difficile d'estimer les paramètres de cette fonction de production domestique permettant de calculer dans chaque activité, le COT partiel du temps.

du temps des chômeurs, des personnes âgées, des étudiants, des femmes au foyer...). Le Budget de temps fait apparaître les choix d'activité de ménage et il fournit la répartition du temps.

1.1.1.1. Enquête Budget de Temps (2013) en Côte d'Ivoire

a°) Méthodologie et méthode de collecte des données

L'enquête ADS 2013 (*Activity Diary Survey*) ou enquête du budget de temps (2013) fait suite à l'Enquête sur la Demande de Transport (EDT 2013) qui a concerné 20000 ménages sondés à deux degrés. L'ADS 2013 est sous-population de l'EDT 2013. Elle a pris en compte 1010 ménages choisis par tirage à deux degrés dans la population de l'enquête EDT 2013. Dans le premier degré, un tirage aléatoire simple de 101 grappes a été effectué et dans le second degré pour chaque grappe, 10 ménages sur 20 ont été prélevés par tirage aléatoire simple.

Les données de l'ADS 2013 ont été collectées entre le 1 et le 15 octobre 2013 sur un échantillon de 1010 ménages (23295 individus âgés d'au moins 6 ans), sur toutes leurs activités réalisées en deux jours consécutifs ouvrés (soit au total 48 heures d'activités) dans la semaine, sauf samedi et dimanche. Un questionnaire individuel élaboré par l'INS leur a été administré et il porte sur les activités réalisées à la maison, hors de la maison, ou en déplacement. La durée des activités (en minutes) a été enregistrée entre 03 heures du matin et 03 heures de l'après-midi pour chaque journée. L'ADS 2013 a concerné uniquement le milieu urbain du ménage avec les dix communes de la ville d'Abidjan⁵ et celles d'Anyama, de Bingerville, de Songon et de Grand-Bassam. Dans cette enquête emploi du temps, onze postes d'utilisation du temps ont été pris en compte : (1) *Coucher/dormir*, (2) *Préparatif pour une activité*, (3) *Manger/boire*, (4) *TV/radio/music/cinéma*, (5) *Internet*, (6) *Cuisiner/tâches ménagères*, (7) *Travail/étude à la maison*, (8) *Autres activités de maison*, (9) *Déplacement/transport hors maison*, (10) *Sport/loisirs hors maison* et (11) *Autres activités hors maison*. Pour les variables démographiques, nous avons par individu, le *genre* et l'*âge* et par ménage, la *typologie* et la *taille*.

b°) Traitement de l'enquête originale du Budget de Temps (2013)

L'observation et l'analyse des données dans le BdT (2013) original font apparaître deux principales observations :

⁵ Abidjan, capitale économique de la Côte d'Ivoire comprend 10 communes : Abobo, Adjamé, Attécoubé, Cocody, Koumassi, Marcory, Plateau, Port-Bouët, Treichville et Yopougon. Le district d'Abidjan est constitué par l'ensemble des 10 communes de la ville d'Abidjan et les communes d'Anyama, de Bingerville et de Songon.

i) Les observations partiellement manquantes dans chaque variable d'utilisation du temps, un problème qui limite les analyses statistiques et économétriques. Il biaise les estimateurs et réduit significativement leur précision. Cameron et Trivédi (2005) estiment que la présence d'observations partiellement manquantes provient du hasard ou d'une absence de réponse.

Pour résoudre le problème des observations manquantes, nous avons commencé par calculer, à l'exception du temps de *Coucher/dormir*, le temps moyen journalier de chaque activité sur les deux jours ouvrés par individu en tenant compte de son ménage d'origine. Pour un individu, le temps d'activité existe si celle-ci est pratiquée au moins sur une des deux journées. A partir des données sur l'utilisation individuelle du temps, nous passons aux données sur l'utilisation du temps dans le ménage en additionnant pour chaque activité et par ménage, les temps moyens des activités au niveau individuel. Les données journalières sur l'utilisation du temps ainsi obtenues sont ensuite converties en données mensuelles⁶. Nous utilisons les caractéristiques du chef⁷ de ménage comme références pour les variables sociodémographiques du ménage. Les postes d'utilisation du temps dans le BdT (2013) original ont été agrégés par grandes fonctions d'utilisation du temps selon l'Association Internationale des Enquêtes sur l'Utilisation du Temps (IATUS). Une première agrégation des 10 postes d'activités va permettre d'obtenir, 7 postes d'utilisation du temps : *Alimentation* (temps de Manger/boire + temps de Cuisiner/tâches ménagères), *Logement* (temps de préparatif pour une activité + autre activité de maison), *Education* (temps de Travail/étude à la maison), *Transport* (temps de Déplacement/Transport Hors maison), *Communication* (temps d'Internet), *Loisirs* (temps de TV/Radio/Music/Cinéma + temps de Sports/Loisirs hors maison) et *Divers temps* (temps des Autres activités hors maison). Il apparaît toujours à l'issue de la première agrégation, de nombreuses observations nulles pour certaines variables d'utilisation du temps. Nous procédons à la seconde agrégation des sept postes en quatre grands postes : *Alimentation*, *Logement*, *Activités domestiques* (Temps d'Education + Temps de transport + Temps de communication) et *Loisirs & divers temps* (Temps de Loisirs + Divers temps)⁸. Certaines des variables sociodémographiques ont été construites à partir de celles existantes déjà dans le BdT (2013)

⁶ Dans cette conversion, nous utilisons comme base, l'année comptable qui compte 360 jours (1 mois = 30 jours) en lieu place de l'année civile qui compte 365 jours.

⁷ Le chef du ménage est la personne qui supporte en général, la quasi-totalité des dépenses du ménage et dont les caractéristiques qui lui sont propres conditionnent significativement la survie du ménage dans son ensemble.

⁸ Voir en annexe 1.1.

original. La variable *âge* de nature quantitative a permis de construire une nouvelle variable âge de nature qualitative avec 5 modalités de 10 ans d'amplitude. Le nombre de modalités de la variable *Topologie du ménage* a été réduite par la création d'une nouvelle variable avec seulement 4 modalités en agrégeant ménages monoparentaux nucléaires, monoparentaux élargis et de famille élargie. En combinant les variables sexe et taille du ménage, nous avons constitué quatre nouvelles variables que sont le nombre d'hommes, de femmes, d'adultes et d'enfants dans chaque ménage.

ii) Le travail des enfants, un problème structurel et récurrent dans les pays en développement. L'analyse du BdT (2013) fait apparaître du temps non nul dans certaines activités chez les individus de moins de 14 ans qui, légalement ne sont pas en âge de travailler⁹. Le rapport final de l'Enquête Nationale sur la Situation de l'Emploi et du Travail des Enfants (ENSETTE, 2013) en Côte d'Ivoire conclue que les enfants sont impliqués dans les tâches domestiques et que ces derniers sont comptabilisés comme des enfants travailleurs.

Nous tentons de réduire sur nos résultats, l'impact du problème de l'implication des enfants dans le temps de travail domestique, en pondérant toutes les variables d'utilisation du temps par un facteur de correction *k* (Gardes, 2017). Ce facteur de correction est le rapport entre la taille du ménage (en équivalent-adulte à l'échelle modifiée réduite de l'OCDE c'est à dire sans prise en compte des enfants) et le nombre d'adultes dans le ménage :

$$k = \frac{ES_OCDE}{Nombre\ d'adultes}$$

ES_OCDE : Echelle d'équivalence modifiée au sens de l'Organisation de Coopération et de Développement Economiques (OCDE) est obtenu à partir du calcul suivant :

$$ES_OCDE\ (réduite) = 1 + 0,7*(Nombre\ d'adultes - 1)$$

$$ES_OCDE\ (modifié) = 1 + 0,7*(Nombre\ d'adultes - 1) + 0,3*Nombre\ d'enfants.$$

La dernière étape du traitement consiste à imputer les observations manquantes dans chaque variable d'utilisation du temps par d'une régression linéaire multiple. Les résultats d'estimations des équations pour chaque activité sont résumés dans le tableau 1.1 :

⁹ 19^e session de la Conférence Internationale des Statisticiens du Travail (CIST) tenue à Genève en 2013.

Tableau 1.1 : Déterminants des variables d'utilisation du temps : Estimateurs MCO

Variables indépendantes	Dans le BdT (2013), Variable dépendante : Temps mensuelle consacré à...			
	Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers
Genre du chef de ménage	-103,391*** (7,19)	29,371** (11,99)	53,580*** (9,42)	148,444*** (25,77)
Age du chef de ménage	0,713*** (0,25)	3,565*** (0,42)	0,411 (0,34)	1,807** (0,91)
Taille du ménage	1,496 (2,92)	67,831*** (3,82)	39,826*** (3,03)	182,916*** (8,19)
Effectif des hommes	-	-20,173*** (7,49)	6,146 (5,92)	-2,011 (16,10)
Effectif des femmes	14,107*** (4,47)	-	-	-
Effectif des adultes	-	-32,985*** (7,26)	-18,959*** (14,34)	-84,466*** (15,57)
Effectif des enfants	35,541*** (3,81)	-	-	-
Constante	86,031*** (10,74)	-92,124*** (17,88)	4,136 (14,347)	12,461 (38,71)
R ²	0,644	0,638	0,734	0,837
Observations	986	1007	976	998

Source : Nos calculs. Ecart types entre parenthèses. (***) p < 1% ; (**) p < 5% ; (*) p < 10%. Les variables omises sont sources de multicollinéarité.

Dans la base de données d'utilisation du temps par activités, les observations manquantes seront remplacées par leurs valeurs prédites selon le tableau ci-dessus. Après l'imputation des observations manquantes dans chaque variable d'emploi du temps, nous conservons dans la nouvelle base de données (base imputée des observations manquantes), uniquement les ménages dont le temps d'utilisation pour chaque activité est strictement positif.

c°) Statistiques descriptives de l'enquête BdT (2013) après l'imputation

i) Allocation du temps chez les ménages urbains (2013) dans l'échantillon d'étude : Le temps domestique (temps total consacré à toutes les activités) du ménage urbain a été calculé en fonction des quatre postes d'utilisation du temps : *alimentation, logement, activités domestiques* (éducation, transport et communication) et *loisirs & divers temps*.

Tableau 1.2 : Allocation du temps selon l'activité, population urbaine de 2013

	Consommation du temps (Heures/mois)	Part budgétaire (en %) du temps de l'activité i	Observations
Alimentation	121,965	10,5	1009

	(130,05)		
Logement	230,773 (216,77)	17,8	1009
Activités domestiques	177,206 (151,72)	14,6	1009
Loisirs et divers	728,556 (512,70)	57,1	1009
Total (temps domestique)	1258,5 (789,17)	100	

Source : Calculs à partir du BdT (2013), les écarts-type sont entre parenthèses.

Pour chaque activité, le coefficient budgétaire du temps est obtenu en faisant le rapport entre le temps de l'activité et le temps total consacré à toutes les activités. Selon le tableau et en moyenne, les ménages consacrent mensuellement 1258,5 heures à la production des activités non marchandes. Ils consacrent une part importante de leur budget de temps à la production des loisirs & divers (57,1%). Le logement est le second poste d'utilisation du temps (17,8%), suivi par les activités domestiques (14,6%) et enfin l'alimentation (10,5%). Il ressort de l'analyse que, les ménages consacrent moins de temps à la fabrication des repas à domicile et plus de la moitié de leur budget de temps est réservée à la production des loisirs & divers.

ii) Allocation du temps des activités par sous-populations : Les caractéristiques retenues dans l'analyse statistique de l'allocation du temps par sous-population sont le sexe et le groupe d'âge du chef, la taille et la typologie du ménage.

* *Le genre du chef (2 modalités) :* Dans le BdT (2013), les ménages sont essentiellement dirigés un homme (63,92% par un homme contre 36,08% par une femme).

* *Le groupe d'âge du chef (4 modalités) :* 14-24 ans (9,1%) ; 25-35 ans (33,70%) ; 36-59 ans (47,37%) et les 60 ans et plus (9,22%).

* *La taille du ménage (3 modalités) :* 1-3 individus (petite taille : 45,89%) ; 4-6 individus (taille normale : 36,97%) et les 7 et plus (large taille : 17,15%).

* *La typologie du ménage (4 modalités) :* Ménage monoparental (10,90%) ; couple sans enfants (14,67%) ; couple avec enfants (20,32%) et les autres types (54,11%).

Les statistiques descriptives montrent que les ménages sont en majorité de petite taille (1-3 individus), de type autres ménages et dirigés par un homme d'âge compris entre 36-49 ans.

La répartition en pourcentage du temps par sous-populations de ménages donne :

Tableau 1.3 : Allocation (en pourcentage) du temps selon les sous-populations de ménages.

Caractéristiques sociodémographiques du ménage	Groupe d'activités des ménages				Total
	Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs et divers	
Genre du chef					
<i>Homme</i>	6,03	17,42	15,82	60,73	100
<i>Femme</i>	18,37	18,63	12,46	50,54	100
Age du chef					
<i>14-24 ans</i>	15,39	18	16,11	50,50	100
<i>25-35 ans</i>	10,60	15,92	14,55	58,93	100
<i>36-59 ans</i>	9,52	17,66	14,22	58,60	100
<i>60 ans +</i>	9,88	25,79	15,23	49,10	100
Taille du ménage					
<i>Petite : 1-3 individus</i>	10,60	16,36	15,14	57,90	100
<i>Normale : 4-6 individus</i>	10,70	18,65	14,25	56,40	100
<i>Large : 7 individus et +</i>	9,72	20,14	13,94	56,20	100
Typologie du ménage					
<i>Monoparental</i>	9,91	16,44	16,07	57,58	100
<i>Couple sans enfants</i>	9,34	16,80	15,33	58,53	100
<i>Couple avec enfants</i>	10,08	18,84	14,31	56,74	100
<i>Autres types</i>	11,05	18,05	14,24	56,66	100
Ensemble	10,5	17,8	14,6	57,1	100

Source : Calculs à partir du BdT (2013) de l'INS de Côte d'Ivoire.

* *Genre du chef de ménage et allocation du temps* : L'allocation du temps est liée au genre du chef de ménage. Par rapport aux ménages dirigés par un homme, ceux administrés par une femme passent plus de temps à la fabrication des repas à domicile (18,37% contre 6,03%) ou à l'entretien et au nettoyage du logement (18,63% contre 17,42%). Par rapport aux ménages dirigés par une femme, ceux administrés par un homme consacrent plus de temps aux activités domestiques (15,82% contre 12,46%) ou aux loisirs & divers (60,73% contre 50,54%). Ce résultat est cohérent car dans les pays en développement, les activités de base (alimentation et entretien du logement) sont généralement exécutées par les femmes (Dussault, 1987).

* *Age du chef de ménage et allocation du temps* : La répartition du temps des activités dépend de la catégorie d'âge du chef de ménage. Par rapport à toutes les autres catégories d'âge du chef, les ménages jeunes (14-24 ans) consacrent plus de temps à la fabrication des repas à domicile (15,39%) ou aux activités domestiques (16,11%). Une explication plausible serait que

dans l'ensemble des chefs de ménages jeunes, il y a probablement une plus forte proportion de chef du genre féminin par rapport à la proportion des chefs du genre féminin dans l'ensemble des chefs de ménage adulte ou sénior. Par rapport à toutes les autres catégories d'âge du chef, les chefs de ménage sénior (60 et plus) consacrent plus de temps à l'entretien du logement (25,79%). Par rapport à toutes les autres catégories d'âge du chef, les chefs de ménage adulte (25- 59 ans) consacrent plus de temps aux loisirs & divers (58,76%). Ce résultat pourrait s'expliquer par le fait que les adultes sont les plus actifs et disposent par rapport à toutes les autres catégories d'âge suffisamment de revenus monétaires pour consommer les loisirs & divers, une activité à forte élasticité-revenu.

* *Taille du ménage et allocation du temps* : Le temps consacré à l'alimentation varie selon la dimension de la taille du ménage. Par rapport à toutes les autres formats de taille du ménage, les ménages de petite taille (1-3 individus) consacrent plus de temps aux activités domestiques (15,14%) ou aux loisirs & divers (57,90%). Ce résultat pourrait s'expliquer par le fait que parmi les ménages de petite taille, il y a une part importante de ménages adultes par rapport à la part des ménages adultes dans les autres formats de ménages. Les ménages de taille normale (4-6 individus) consacrent plus de temps à la fabrication des repas à domicile (10,70%) par rapport aux autres formats de taille du ménage. Nous estimons que dans les ménages de taille normale, il existerait une part plus importante de ménages de genre féminin que celle rencontrée dans tous les autres formats de ménage. L'effet-taille du ménage permet de réduire le temps consacrée à la fabrication des repas à domicile chez les ménages de large taille (plus de 7 individus). Par rapport à tous les autres formats de taille du ménage, les ménages de large taille consacrent plus de temps à l'entretien du logement (20,14%).

* *Typologie du ménage et allocation du temps* : L'allocation du temps des activités varie selon la typologie des ménages. Ce sont les ménages monoparentaux qui consacrent plus de temps aux activités domestiques (16,07%), les ménages en couples sans enfants plus de temps aux loisirs & divers (58,53%), les ménages en couple avec enfants plus de temps au logement (18,84%) et les autres types plus de temps à la fabrication des repas à domicile (11,05%).

iii) Statistiques descriptives du BdT (2013) : données imputées par régression linéaire multiple

Le tableau 1.4 résume les statistiques descriptives du BdT (2013) après imputation des observations manquantes par la méthode de la régression linéaire.

Tableau 1.4 : Statistiques descriptives de l'enquête BdT (2013), données imputées

	Observation	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
Variables d'utilisation du temps (Heures/mois)					
Alimentation	1009	121,96	130,05	3,38	1674
Logement	1009	230,77	216,77	6,375	1608,75
Activités domestiques	1009	177,21	151,72	5,7	1274,89
Loisirs et divers	1009	728,55	512,70	15	3445,87
Temps domestique	1009	1258,5	789,17	285,40	6831

Source : Calculs à partir du BdT (2013) de l'INS de Côte d'Ivoire.

Les loisirs & divers demeurent le premier poste de consommation du temps domestique (en moyenne 728,55 Heures/mois) des ménages. L'alimentation est l'activité qui consomme le moins de temps de domestique. Mensuellement, les ménages allouent (en moyenne) 121,96 heures à l'alimentation ; 231 heures au logement, 177 heures aux activités domestiques et 729 heures aux loisirs et diverses activités. Le temps consacré à l'ensemble de la production domestique est 1258,5 heures par mois en moyenne.

1.1.1.2. Enquêtes Budget de Famille (2008, 2015) en Côte d'Ivoire

Les BdF (2008, 2015) ont été menées conjointement par l'Institut National des Statistiques (INS) de Côte d'Ivoire et la Banque mondiale. Sur l'ensemble du territoire national, le BdF (2008) a concerné 12600 ménages de 57699 individus âgés de 0 à 99 ans et, le BdF (2015), 12899 ménages de 47635 individus âgés de 0 à 120 ans. Les informations concernent les dépenses monétaires annuelles et les caractéristiques sociodémographiques des ménages.

a°) Méthodologie et collecte des données des BdF (2008, 2015)

Suivant une technique identique à celle du BdF (2002), le BdF (2008) a concerné 12600 ménages, organisés en 21 strates résidents dans les milieux rural et urbain (villes d'Abidjan et de l'intérieur). Un tirage aléatoire à deux degrés est à l'origine de la constitution des 12600 ménages. Au premier degré, un tirage de 630 grappes a été effectué et après dénombrement de chaque grappe, un ensemble de 20 ménages ont fait l'objet de tirage et ces derniers ont été systématiquement enquêtés. Deux supports de la collecte des données ont été mis en place : un questionnaire-ménage élaboré via un processus participatif et un questionnaire de prix à la consommation permettant de collecter les prix sur les marchés les plus proches des ménages de la grappe considérée. Cette étape constitue le volet quantitatif de l'enquête. Un autre volet du BdF (2008) est d'ordre qualitatif. Il est basé sur les techniques des sciences sociales avec pour

objectif de permettre une bonne compréhension et une meilleure analyse des aspects que le volet quantitatif à lui seul ne saurait expliquer.

L'univers du BdF (2015) est constitué par l'ensemble des ménages résidents en Côte d'Ivoire. La technique d'échantillonnage utilisée comprend un tirage aléatoire à deux degrés : au premier degré, un tirage par allocation proportionnelle des districts de recensements (DR) dans les différentes strates de l'étude et au second degré, un tirage systématique de 12 ménages par DR. Par strate, la taille de l'échantillon est comprise entre 278 et 1188 ménages soit 12900 ménages pour l'ensemble des 33 strates. Le questionnaire de l'ENV 2015 est conforme à celui de l'ENV 2008 à l'exception de nouvelles variables non prises en compte en 2008.

Les enquêtes BdF (2008, 2013) comprennent les postes de dépenses suivants : *achats alimentaires, autoconsommation alimentaire ; biens durables ; dépenses de loyer et d'entretien du logement ; dépenses des activités de loyer (eau, électricité, combustibles et ramassage des ordures ménagères), dépenses d'éducation, des dépenses de santé & d'hygiène, dépenses d'habillement, dépenses en information et en communication, dépenses de transport, dépenses de loisirs et diverses dépenses.*

Du côté des variables sociodémographiques, nous en avons sélectionné deux catégories:

* Au niveau individuel : genre (masculin ou féminin), âge, groupe ethnique, religion, nationalité, niveau d'éducation, lien de parenté avec le chef du ménage.

* Au niveau du ménage : typologie (six modalités : ménage unipersonnel, couple sans enfants, couple avec enfants, ménage monoparental nucléaire, ménage monoparental élargi et ménage de famille élargie), taille, milieu de résidence (urbain ou rural), statut matrimonial du chef et nombre de conjoint du chef.

b°) Traitement des enquêtes originales BdF (2018, 2015)

L'analyse des données originales des BdF (2008, 2015) montre deux observations. Il existe pour chaque poste de dépenses monétaires, des observations manquantes ou nulles. Leur traitement est identique à celui réalisé dans le BdT (2013). L'objectif est de faire correspondre pour chaque activité, les variables d'intérêt dans les BdF (*dépenses monétaires*) avec celles du BdT 2013 (*temps d'utilisation*). Nous sélectionnons uniquement les ménages urbains pour les

BdF pour la raison selon laquelle le BdT (2013) a concerné que les ménages urbains¹⁰. Selon les grandes fonctions de consommation (COICOP)¹¹, les postes de dépenses monétaires ont été classés en sept catégories : *dépenses d'alimentation* (achats alimentaires + autoconsommation alimentaire), *dépenses de logement* (dépenses de loyer + dépenses d'entretien du loyer + dépenses en activité), *dépenses d'éducation* (achat de fournitures scolaires + frais de scolarité + dépenses liées à la formation : répétiteurs et frais d'internat), *dépenses de transport* (dépenses pour les déplacements quotidiens liés aux activités professionnelles ou éducatives), *dépenses de communication* (dépenses de téléphonie et d'internet), *dépenses des loisirs & divers* (salaires éventuels des domestiques + consommation des biens durables). Une première agrégation suppose qu'une activité est consommée (dépense non nulle) si au moins une de ses sous-catégories admet elle-même une dépense non nulle même si les autres sous-catégories sont nulles ou manquantes. Après la première agrégation, il existe toujours dans les enquêtes, des observations manquantes ou nulles. Une seconde agrégation permet de passer de sept à quatre postes de consommation : *dépenses d'alimentation*, *dépenses de logement*, *dépenses en activités domestiques* (dépenses d'éducation + dépenses de transport + dépenses de communication) et *dépenses en loisirs et diverses dépenses* (dépenses des loisirs + dépenses diverses).

La dernière étape du traitement des enquêtes BdF (2008, 2015)¹² consiste à imputer les observations manquantes dans chaque variable de dépense par une régression linéaire multiple dont les résultats sont résumés dans le tableau 1.5 :

Tableau 1.5 : Estimateurs MCO des déterminants des dépenses monétaires

Dans le BdF2008 (<i>Variable dépendante</i> : Dépense monétaire mensuelle dans...)				
<i>Variables indépendantes</i>	Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers
Genre du chef de ménage	5082,05*** (1600,13)	9732,88 (8066,78)	10603*** (1403,3)	2011,61*** (440,95)

¹⁰ La consommation du temps pour une activité varie significativement d'un individu à un autre, d'une période à une autre et d'un milieu à un autre.

¹¹ Le COICOP est une nomenclature internationale permettant de décomposer la consommation des ménages par unités de besoins.

¹² Dans l'enquête BdF (2015), les dépenses monétaires par groupe d'activités ont été corrigées de l'inflation par un Indice Harmonisé des Prix à la Consommation à base 100 en 2008. Selon la Banque Mondiale dans Perspective Monde (2018) en Côte d'Ivoire : Base 100 en 2010, IPHC=97,791 en 2008 et IPC=110,884 en 2015. Les dépenses monétaires réelles en 2015 sur la base de prix de 2008 est $C_{réel}(2015) = C_{mon}(2015)/(110,884/97,791) = C_{mon}(2015)/1,134$. Nous gardons inchangées, les dépenses monétaires 2008 (base 100), prises comme consommations réelles de l'année 2008.

Age du chef de ménage	8,750 (49,79)	-286,05 (250,65)	-45,85 (44,26)	-18,68 (13,78)
Taille du ménage	-19869,56*** (2018,80)	-9579,16 (10165,94)	-33439,38*** (1743,19)	-9520,32*** (546,95)
Nombre de femmes	-4842,13*** (873,55)	-7412,66 (4398,70)	-4247,03*** (758,20)	-
Nombre d'hommes	-	-	-	572,71** (240,72)
Nombre d'adultes	29336,95*** (2000,79)	20033,16** (10075,58)	43032,95*** (1728,49)	10574,72*** (563,64)
Nombre d'enfants	23534,73*** (2060,23)	6712,03 (10374,41)	32569,11*** (1779,46)	9123,06*** (558,44)
Constante	28405,25*** (2314,51)	16168,54 (11662,36)	3919,33 (2032,44)	3762,62*** (636,71)
R2	0,681	0,764	0,678	0,826
Observations	6584	6578	6426	6232
Dans le BdF2015 (Dépenses monétaires mensuelles en...)				
	Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers
Genre du chef	7782,66*** (1191,56)	2125,77*** (1254,14)	12320,17*** (1836,86)	5045,04*** (793,5)
Age du chef	76,55*** (31,69)	115,48*** (33,39)	18,76 (49,79)	19,39 (21,16)
Taille du ménage	7547,67*** (475,52)	7758,60*** (498,85)	8867,13*** (751,23)	652,53** (330,41)
Nombre de femmes	-5969,19*** (752,09)	-4659,59*** (789,06)	-	-
Nombre d'hommes	-	-	5116,83*** (1139,66)	2939,52*** (499,25)
Nombre d'adultes	-	-	-	-
Nombre d'enfants	-5014,29*** (650,25)	-9724,67*** (682,03)	-11245,04*** (875,91)	-1609,81*** (383,48)
Constante	2643,44*** (1558,44)	8627,44*** (1639,81)	-4983,29** (2404,04)	2046,84** (1037,39)
R2	0,785	0,690	0,832	0,733
Observations	5626	5772	5527	5637

Source : Calculs à partir des BdF (2023, 2015). Les écarts types sont entre parenthèses. (***) p < 1% ; (**) p < 5% ; (*) p < 10%. Les variables omises sont sources de multicollinéarité.

Dans les BdF, les observations manquantes sont remplacées par leurs valeurs prédites selon le tableau ci-dessus. Après l'imputation des observations manquantes dans chaque poste de consommation, nous conservons dans la nouvelle base de données des BdF (2008, 2015), les ménages dont toutes les dépenses monétaires de consommation sont strictement positives.

c°) Statistiques descriptives des enquêtes imputées BdF (2008, 2015)

i) Structure de la consommation des ménages urbains en Côte d'Ivoire : La dépense monétaire totale du ménage urbain a été calculée en fonction des quatre postes : alimentation, logement, activités domestiques et loisirs & divers.

Tableau 1.6 : Dépenses monétaires des ménages urbains en Côte d'Ivoire : Données imputées

	BdF (2008)			BdF (2015)		
	Dépenses monétaires (FCFA/Mois)	Coefficient budgétaire (%)	Observations	Dépenses monétaires (FCFA/Mois)	Coefficient budgétaire (%)	Observations
Alimentation	60551,98 (52487,49)	49,33	6599	49649,28 (32695,13)	48,55	5769
Logement	28653,97 (241227)	20,94	6599	25382,76 (34487,79)	21,81	5769
Activités domestiques	33470,15 (45766,12)	23,04	6599	29443,82 (49806,86)	21,46	5769
Loisirs et divers	8578,81 (13197,38)	6,69	6599	10559,4 (20859,41)	11,18	5769
Total	131254,9 (264002,6)	100	6599	115035,3 (101616,6)	100	5769

Source : Calculs à partir des enquêtes BdF (2008, 2015) de l'INS de Côte d'Ivoire.

La dépense alimentaire représente presque la moitié des dépenses monétaires de consommation des ménages urbains (49,33% en 2008 et 48,55% en 2015). Le poids de l'alimentation dans la consommation confirme l'état de pauvreté des ménages urbains en Côte d'Ivoire. Nous observons une baisse du poids de l'alimentation dans les dépenses des ménages entre 2008 et 2015 ce qui confirme le repli de la pauvreté. Les activités domestiques constituent le second poste de consommation monétaire des ménages urbains en 2008 et le troisième poste en 2015. Ce résultat paraît un peu surprenant car dans la plupart des études sur la consommation dans les pays en développement, l'alimentation et le logement occupent respectivement le premier et second poste de dépenses monétaires des ménages. Les ménages urbains consacrent en moyenne plus de 70% de leurs dépenses monétaires à la consommation alimentaire et au logement. Les dépenses de loisirs & divers représentent le poste le plus faible des dépenses monétaires des ménages (6,69% en 2008 et 11,18% en 2015). Les dépenses totales des ménages ressortent en moyenne à 131254,9 FCFA/mois en 2008 contre 115035,3 FCFA/mois en 2015. La baisse des dépenses monétaires montre que les ménages ont probablement perdu du pouvoir d'achat entre 2008 et 2015 justifié probablement par la crise militaro-politique et post-électorale de 2010. Les ménages urbains de Côte d'Ivoire sur la période de l'étude, disposent en moyenne d'un revenu monétaire faible et il leur importe de couvrir en priorité les besoins d'alimentation

et logement (première loi d'Engel). S'ils disposent encore de revenus monétaires alors ils pourront éventuellement les affecter à la couverture des autres postes de dépenses.

ii) Structure de la dépense de consommation des ménages urbains par sous-populations : Les caractéristiques sociodémographiques retenues dans l'analyse statistique de la structure de la consommation des ménages urbains sont le sexe et le groupe d'âge du chef, la taille et la typologie du ménage.

Tableau 1.7 : Structure (%) de la consommation urbaine par sous-populations en Côte d'Ivoire

BdF 2008 (Part budgétaire monétaire en pourcentage dans...)						
		Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers	Total
Genre du chef de ménage	<i>Homme</i>	48,57	20,52	23,96	6,95	100
	<i>Femme</i>	51,86	22,37	19,98	5,79	100
Age du chef de ménage	14-24 ans	50,30	20,22	22,41	7,07	100
	25-35 ans	49,77	20,81	22,16	7,26	100
	36-59 ans	48,52	21,10	24,08	6,30	100
	60 ans et +	51,07	21,15	21,40	6,38	100
Taille du ménage	<i>1-3 personnes</i>	49,18	21,77	21,82	7,23	100
	<i>4-6 personnes</i>	50,17	20,90	22,76	6,17	100
	<i>7 personnes et +</i>	48,28	19,10	26,33	6,29	100
Typologie du ménage	Monoparental	48,44	21,87	21,75	7,94	100
	Couple sans enfants	49,59	21,23	22,26	6,92	100
	Couple avec enfants	51,47	20,47	21,90	6,16	100
	Autres types	48,69	20,83	23,99	6,49	100
Ensemble		49,33	20,94	23,04	6,69	100
BdF 2015 (Part budgétaire monétaire en pourcentage dans...)						
		Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers	Total
Genre du chef de ménage	<i>Homme</i>	48,08	20,92	22,44	8,56	100
	<i>Femme</i>	50,12	24,75	18,18	6,95	100
Age du chef de ménage	14-24 ans	49,93	20,70	21,79	7,58	100
	25-35 ans	49,74	21,76	19,92	8,58	100
	36-59 ans	47,30	22,03	22,50	8,17	100
	60 ans et +	48,91	22,05	21,36	7,68	100
Taille du ménage	<i>1-3 personnes</i>	49,10	22,66	19,65	8,59	100
	<i>4-6 personnes</i>	48,89	21,11	22,33	7,67	100
	<i>7 personnes et +</i>	45,07	19,82	27,32	7,79	100
Typologie du ménage	Monoparental	48,53	23,16	19,26	9,05	100
	Couple sans enfants	48,40	23,17	19,92	8,51	100
	Couple avec enfants	50,51	21,54	19,92	8,03	100
	Autres types	48,90	21,35	21,85	7,90	100
Ensemble		48,55	21,81	21,46	11,18	100

Source : Calculs à partir des enquêtes ENV (2008, 2015) de l'INS de Côte d'Ivoire

* *Genre du chef de ménage et structure de la consommation* : Les parts budgétaires monétaires consacrées à l'alimentation varient selon le sexe du chef de ménage. Les ménages dirigés par une femme consacrent la plus grande partie de leurs dépenses monétaires à l'alimentation ou au logement par rapport à ceux dirigés par un homme. Les ménages ayant à leur tête une femme sont les plus pauvres si l'on s'en tient à la première loi de Engel. Dans les ménages dirigés par un homme, une part plus importante des dépenses est affectée aux activités domestiques et aux loisirs & divers par rapport aux ménages dirigés par une femme.

* *Age du chef et structure de la consommation* : Les parts budgétaires alimentaires varient sur le cycle de vie du ménage. Elles sont élevées en début de cycle, baissent ensuite au fur et à mesure avec l'âge pour atteindre le niveau le plus faible entre 36-59 ans et, elles augmentent à nouveau chez les séniors (60 ans et plus) pour atteindre sa valeur la plus élevée. Ce résultat montre une dégradation du niveau de vie chez les plus âgés. Les ménages âgés privilégient le confort en investissant davantage dans l'équipement du logement avec une part budgétaire plus importante que celle dans les autres catégories. Les 36-59 ans consacrent la part la plus importante de leurs dépenses aux activités domestiques. Cette classe d'âge est probablement en phase active d'emploi, elle dispose plus de revenus monétaires qui lui permet de faire face aux dépenses d'éducation, de transport et de communication agrégées en activités domestiques. Au niveau des loisirs, les 25-35 ans allouent par rapport aux autres catégories d'âge, une part relativement plus élevée de leurs dépenses à la communication.

* *Taille du ménage et structure de la consommation* : L'évolution des parts budgétaires avec la taille présente deux tendances. Avec le Bdf2008, les parts budgétaires alimentaires semblent évoluer de façon ambiguë avec la taille du ménage. Elles augmentent avec la taille du ménage jusqu'à atteindre le niveau le plus élevé pour les ménages de 4-6 personnes (seconde loi de Engel) et baissent à partir de 7 personnes (paradoxe de Deaton-Paxson). Avec le Bdf2015, les parts budgétaires des dépenses des ménages dans l'alimentation baissent avec l'augmentation de la taille du ménage. Nous constatons une inversion de la seconde loi d'Engel avec la confirmation du paradoxe de Deaton-Paxson plus prononcée dans les pays en développement. Si les ménages réduisent la part budgétaire alimentaire au fur et à mesure que leur taille augmente, cela pourrait s'expliquer par un effet d'économie d'échelle et par l'intervention dans la fabrication des repas, d'une ressource non monétaire : le temps. Les parts budgétaires en alimentation ou en logement sont en moyenne plus élevées dans les ménages de petite taille, ce qui explique que cette catégorie de ménage dispose de faibles revenus monétaires qu'elle affecte prioritairement à l'alimentation et au logement. Les ménages de large taille privilégient

les dépenses en activités domestiques tandis que ceux de petite taille accorde de l'intérêt aux dépenses de loisirs & divers.

* *Typologie du ménage et structure de la consommation* : La part budgétaire alimentaire est plus élevée chez les couples avec enfants. Conformément à loi d'Engel, nous pouvons utiliser les changements de la part budgétaire dans l'alimentation comme un indicateur du niveau de vie du ménage. La part budgétaire alimentaire est supposée augmenter avec la présence ou l'arrivée d'un enfant. Chez les couples avec enfants, l'on note une baisse du niveau de vie du ménage à cause de la présence des enfants. La part budgétaire consacrée au logement est relativement plus importante dans les ménages de type monoparental, de taille comprise entre 1-3 personnes et dirigés par les femmes de plus de 60 ans (les séniors). La part budgétaire consacrée aux activités domestiques est plus élevée dans les ménages d'autres types, de très grande taille (plus de 7 personnes) et dirigés par un homme d'âge comprise entre 36 et 59 ans. La part budgétaire consacrée aux loisirs & divers est plus élevée dans les ménages monoparentaux ou de petite taille (entre 1 et 3 personnes) ou dirigés par un homme d'âge comprise entre 25 et 35 ans.

iii) Statistiques descriptives des BdF (2008, 2015) des ménages urbains : Le tableau suivant présente les statistiques descriptives de la consommation urbaine en Côte d'Ivoire.

Tableau 1.8 : Statistiques descriptives de la consommation urbaine en Côte d'Ivoire

	BdF 2008 (Données imputées)					BdF 2015 (Données imputées)				
	Observations	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum	Observations	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
Variables sociodémographiques										
Age	6599	40,845	13,251	14	99	5769	40,442	14,199	14	120
Taille	6599	4,440	3,247	1	30	5769	3,655	2,479	1	26
Variables des dépenses monétaires (FCFA/Mois)										
Alimentation	6599	60551,98	52487,49	200	845516,7	5769	49649,28	32695,13	0,889	289570,8
Logement	6599	28653,97	241227	41,666	1,53e+07	5769	25382,76	34487,79	1000	825833,3
Activités domestiques	6599	33470,15	45766,12	0,1666	666770	5769	29443,82	49806,86	70,775	735541,7
Loisirs & divers	6599	8578,808	13197,38	3,333	253333,3	5769	10559,4	20859,41	2	336750
Dépenses monétaires	6599	131254,9	264002,6	7368,75	1,54e+07	5769	115035,3	101616,6	6521,055	1528317

Source : Calculs à partir des enquêtes ENV (2008, 2015) de l'INS de Côte d'Ivoire

En majorité, le ménage est dirigé par un homme (environ 77%) dans les deux enquêtes. Les chefs de ménage sont majoritairement des adultes avec une moyenne d'âge comprise entre 40 et 41 ans. Les ménages sont généralement de taille normale, avec une taille moyenne comprise strictement entre 3 et 5 personnes. Au niveau des dépenses de consommation, nous constatons des niveaux très faibles pour certains ménages relatifs à des niveaux de consommation faibles dans l'année. Par exemple dans le cas des dépenses d'alimentation, deux ménages peuvent être différents mais pour des raisons d'affinités (familiales, ethniques, religieuses, culturelles...), ils peuvent partager tous les deux les mêmes biens alimentaires financés parfois par un seul de ces deux chefs de ménage. Certains ménages vivent de dons alimentaires et d'aides ou de prestations sociales en nature ce qui réduit considérablement leurs achats de biens alimentaires. Les ménages peuvent consommer des biens alimentaires qu'ils ne financent pas eux-mêmes et, il leur est difficile d'estimer monétairement et de façon précise, leurs dépenses d'alimentation. Dans le cas des dépenses de logement, la politique publique de l'habitat en Côte d'Ivoire est encore à niveau faible. Le gouvernement se trouve confronté à une demande de logement de plus en plus croissante face à une offre insuffisante. Il est dans l'incapacité de réhabiliter les logements sociaux déjà existants et vétustes ou de fournir des logements neufs. Face à cette situation, certains ménages n'hésitent pas à s'installer à leur propre compte en construisant eux-mêmes des abris de fortune parfois dans des endroits très insalubres, dépourvus d'eau et/ou d'électricité dans lesquels ils ne supportent presque pas des dépenses de logement. Pour les besoins en électricité et en eau, certains de ces ménages n'hésitent pas à se connecter frauduleusement aux réseaux nationaux électriques ou de distribution d'eau sans la moindre compensation financière. Ce comportement à risque et irresponsable et, le fait d'être logés à titre gratuit ou quasi-gratuit, expliquent certainement la faiblesse ou la quasi-inexistence de dépenses en logement¹³ pour certains ménages. Cependant, dans les quartiers considérés comme précaires, de nombreux ménages sont contraints de déboursier des frais pour bénéficier des services de sous-location. Il est important de noter que tout n'est pas offert gratuitement dans ces contextes.

1.1.2. Appariement statistique des enquêtes BdF (2008,2015) et BdT (2013)

¹³ Cette situation est récurrente dans la plupart des quartiers précaires (*Boribana, Wassakara, Anono-extension...*) à Abidjan. L'Etat ivoirien, par le ministère de la construction et de l'urbanisme, a initié un vaste programme de destruction de ces quartiers et le démantèlement des réseaux parallèles de fournitures en électricité et eau.

Le travail a permis de révéler que la consommation des activités par le ménage est possible par les biens, évalués par les dépenses monétaires mais aussi par le temps, qui est une nouvelle ressource. Si les biens consommés sont évalués au prix du marché, l'évaluation du temps consommé quant à lui demeure, une véritable problématique. Le temps domestique échappe à la sphère marchande et son évaluation monétaire (coût d'opportunité du temps) n'est possible qu'à travers la construction de modèles empiriques de la production domestique.

Evaluer le temps domestique, nécessite que l'on dispose dans une unique base de données et par ménage, des informations à la fois sur les dépenses monétaires et le temps consacré à chaque activité. Or, les enquêtes BdF (2008, 2015) et le BdT (2013) sont des enquêtes indépendantes du fait que les individus n'ont pas été enquêtés dans la même période de temps. Un travail préliminaire dans la thèse consisterait à construire des données transversales de séries temporelles¹⁴ par appariement statistique des enquêtes indépendantes imputées.

1.1.2.1. Pseudo-panélisation de bases de données indépendantes

Il existe une diversité de techniques d'appariement statistique de bases de données indépendantes. De façon non exhaustive, nous pouvons citer la *régression linéaire simple*, la *pseudo-panélisation* (Deaton, 1985) ou l'*imputation multiple* (Rubin, 1986). Cependant, nous retenons dans cette thèse de façon arbitraire, la technique de la pseudo-panélisation.

a°) Technique de la pseudo-panélisation d'enquêtes indépendantes

A partir des enquêtes imputées, nous formons exactement quatre catégories d'activités dans le BdT (2013) compatibles avec les données disponibles dans les BdF (2008, 2015) :

* *Temps d'alimentation (BdT) - Dépenses monétaires d'alimentation (BdF)*

* *Temps de logement (BdT) - Dépenses monétaires de logement (BdF)*

* *Temps d'activités domestiques (BdT) - Dépenses monétaires d'activités domestiques (BdF)*

* *Temps de loisirs & divers (BdT) - Dépenses monétaires de loisirs & divers (BdF)*

La technique de la pseudo-panélisation a été proposée par Deaton (1985) et utilisée par Browning et al. (1985) et Gardes et al. (1995). Nous retenons trois caractéristiques supposées

¹⁴ Les estimations ignorent les éventuelles relations spatiales pouvant exister entre les régions urbaines ivoiriennes.

invariantes dans le temps¹⁵ pour constituer des cohortes de ménages, représentées par des groupements de données en cellules comparables que nous suivons d'une enquête à une autre.

Les critères fixes retenus sont l'âge du chef de ménage (*date de naissance*), la typologie du ménage (*quatre modalités*) et le genre du chef de ménage (*deux modalités*). Pour la variable âge, nous utilisons les ménages dont l'âge du chef est compris entre 14 et 24 ans en 2008, entre 19 et 29 ans en 2013 et entre 21 et 31 ans en 2015 ce qui permet de former 10 modalités d'âge de tranches de 10 ans par année d'enquête. Après, le regroupement des ménages en cellules, nous admettons une relation temporelle entre ces cellules de ménages. Par exemple, le pseudo-ménage de modalité 1 pour le sexe, de modalité 1 pour la typologie et âgé de 14 ans en 2008 est lié au pseudo-ménage de modalité 1 pour le genre, de modalité 1 pour la typologie et âgé de 19 ans en 2013 qui lui-même est lié au pseudo-ménage de mêmes caractéristiques du genre et de la typologie et âgé de 21 ans en 2015. Afin d'éviter les erreurs de mesure, nous contrôlons la taille et l'homogénéité des cellules formées en retenant celles dont la taille est au moins égale à 100 ménages (Verbeeck et Nijman, 1992). Une cellule sans voisine proche¹⁶ et dont le nombre de ménages est strictement inférieur à 100 est supprimée de la base. Nous regroupons deux cellules voisines en une cellule si la somme de leur effectif individuel est au moins égale à 100 ménages sinon, elles sont supprimées toutes les deux de la base de données.

b°) Résultats théoriques de la pseudo-panélisation

Théoriquement, nous formons un pseudo-panel de 80 cohortes¹⁷ constituées par 13377 ménages¹⁸ observées en trois périodes. Ces cohortes sont considérées comme des unités statistiques synthétiques reproduisant les comportements d'individus réels qui auraient les mêmes caractéristiques que les critères utilisés pour le regroupement des ménages (Gardes, 2015). Les moyennes intra-cohortes des variables d'intérêt (dépenses monétaires et temps

¹⁵ Les caractères d'invariance dans le temps de certains critères, comme la typologie du ménage et le genre du chef retenus pour grouper les ménages en cellules, sont discutables. En effet, seule l'année de naissance peut être considérée comme critère invariant dans le temps. La typologie du ménage et le genre du chef peuvent varier dans le temps par suite du phénomène d'attrition ou d'évènements tels que mariages, naissances, hébergement...

¹⁶ Nous considérons que deux cellules sont voisines si elles ont la même modalité pour la date de naissance du chef et pour la typologie de leurs ménages mais ne diffèrent seulement que par le genre du chef de ménage.

¹⁷ 80 cohortes = (10 cohortes d'âge) x (4 modalités de la typologie du ménage) x (2 modalités du genre du chef).

¹⁸ 13377 ménages = 1009 ménages (2013) + 6599 ménages (2008) + 5769 ménages (2015).

d'utilisation) et des variables sociodémographiques (à l'exception des variables qualitatives) sont imputées à chaque cohorte de ménages. La construction d'un pseudo-panel entraîne toujours la perte de ménages (la perte d'information) surtout pour les ménages d'âge extrême.

1.1.2.2. Application de la pseudo-panélisation d'enquêtes en Côte d'Ivoire

a°) Résultats de la pseudo-panélisation des enquêtes de ménages

Après la construction des cellules par le groupement de ménages, 229 des ménages de l'échantillon n'appartiennent à aucune des cellules formées : ils ont été automatiquement supprimés de la base. Sur le critère de taille minimale des cellules (au moins égale à 100 ménages) et le principe de regroupement de cellules voisines, nous constituons 27 cohortes (au lieu de 80 cohortes théoriquement) formés par 12701 ménages (au lieu de 13377 ménages au départ) observés en trois points temporels. La pseudo-panélisation, a entraîné une perte d'environ 5% des ménages dans l'échantillon.

b°) Statistiques descriptives du pseudo-panel de ménages

Les statistiques descriptives sur les enquêtes BdT et BdF des ménages urbains de Côte d'Ivoire, appariés par pseudo-panélisation sont résumées dans le tableau suivant :

Tableau 1.9 : Consommation domestique urbaine en Côte d'Ivoire, ensemble de la population

	Observations	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
Variables d'utilisation du temps (Heures/Mois)					
Alimentation	12701	116,30 (9,08%)	66,34	23,13	410,12
Logement	12701	239,59 (18%)	108,46	75,53	629,5
Activités domestiques	12701	179,98 (14,16%)	60,87	37,34	323,81
Loisirs & divers	12701	754,77 (58,76%)	245,26	220,24	1124,45
<i>Temps domestique</i>	<i>12701</i>	1290,64 (100%)	<i>426,61</i>	<i>491,27</i>	<i>2184,58</i>
Variables des dépenses monétaires (FCFA/Mois)					
Alimentation	12701	53172,98 (45,60%)	13406,59	28361,69	77588,63
Logement	12701	26118,79 (21,66%)	11944,96	10777,99	85501,45
Activités domestiques	12701	30399,17 (24,92%)	12836,76	12918,97	56352,96
Loisirs & divers	12701	9035,34 (7,82%)	2448,51	4223,62	13314,15

<i>Dépenses monétaires</i>	12701	118726,3 (100%)	36416,85	58610,75	194573,1
----------------------------	-------	---------------------------	----------	----------	----------

Source : Calculs à partir du pseudo-panel des enquêtes imputées BdT 2013 et BdF (2008, 2015)
Pseudo-panel : (10 cohortes d'âge)* (2 modalités du genre du chef) * (4 modalités de la typologie du ménage). Les parts budgétaires (temporelle ou monétaire) sont entre parenthèses.

La structure de la consommation des ménages urbains de 2008 à 2015 à partir du pseudo-panel est définie comme suit : *selon l'utilisation du temps*, les loisirs et divers (58,76%) sont le premier poste de consommation du temps domestique, après suivent le logement (18%), les activités domestiques (14,16%) et l'alimentation (9,08%). Comme dans le BdT (2013) imputé, le ménage consacre la majeure partie de son temps domestique à la production des loisirs & divers et il alloue une quantité plus faible (comparée aux autres postes d'utilisation du temps) de son temps domestique à la fabrication des repas à domicile. Le temps total consacré à l'ensemble de la production domestique est en moyenne de 1290,64 heures, environ 1291 heures par mois. Dans le pseudo-panel, *la structure de la consommation selon les dépenses monétaires* révèle que les ménages consacrent l'essentiel de leurs dépenses de consommation à l'alimentation (45,60%) après suivent les activités domestiques (24,92%), le logement (21,66%) et les loisirs & divers (7,82%). Les ménages dépensent en moyenne 118726,30 FCFA/mois. La structure de la consommation selon les approches monétaire ou temporelle avec la pseudo-panélisation confirme celles déjà obtenues avec les enquêtes individuelles des BdF (2008, 2015) et BdT (2013) après imputation.

Les activités se différencient par leur combinaison dépense monétaire-temps. Certaines activités utilisent beaucoup de temps et peu de dépenses monétaires (loisirs & divers), d'autres par contre, utilisent beaucoup de dépense monétaire et peu de temps (alimentation).

Section 2 : Estimations de la valeur monétaire du temps domestique en Côte d'Ivoire

Dans son livre « *The Economic Approach to Human Behavior* » et un article « *A Theory of Allocation Time* » parus en 1960 et 1965, Becker estime que le ménage fait un arbitrage entre les biens en fonction de leur prix et les gains de temps liés à l'utilisation de ces biens. Le temps devient une contrainte que l'on ne pourrait plus "écarter" de la décision d'achat et de consommation. La préoccupation de Becker est la suivante : « *Sur une journée de 24 heures, quels sont les montants des biens et de temps qui maximisent la fonction d'utilité du ménage ?* »

1.2.1. Evaluation et revue de littérature sur les modèles de la production domestique

1.2.1.1. Evaluations de la production domestique des ménages

Lorsqu'il s'agit d'analyser diverses catégories de temps alors l'évaluation du temps doit être différente. Dans le cadre de la production domestique, le prix implicite du temps est évalué par le coût d'opportunité du temps alors qu'il n'existe pas d'unanimité sur la façon de l'évaluer. Nous présentons deux approches dans la mesure de la production domestique : l'approche-output et l'approche-input (Chadeau, 1992).

a°) Approche par la production : l'approche output

Kulshreshtha et Singh (1999) conseillent d'imputer les prix marchands des biens et services qui sont similaires. La consommation intermédiaire se soustrait alors pour arriver à l'obtention de la valeur ajoutée brute. En soustrayant davantage la consommation de capital fixe de la production et des impôts indirects nets, le travail non rémunéré des ménages (la production domestique) peut être estimé. Juster et Stafford (1985) soulignent que l'approche-production est plus appropriée aux fins de calcul des comptes nationaux puisque les valeurs monétaires attribuées sont équivalentes à des productions identiques dans les secteurs marchands ou non marchands de l'économie.

b°) Approche par les facteurs de production : l'approche input

Elle souligne qu'il est possible d'imputer directement une valeur monétaire aux facteurs de travail. Selon Indira et Jacques (2006), la valeur de la production domestique peut être obtenue en additionnant la consommation de capital fixe, les impôts indirects nets et la consommation intermédiaire. Dans la notion de coût de remplacement, les activités domestiques pour lesquelles l'on peut engager une personne pour les faire à notre place (la cuisine, la garde des enfants ou le ménage par exemple) peuvent être évaluées par leurs prix de marché (Murphy, 1978). Ainsi, Quah (1986) pense que dans cette approche, l'hypothèse fondamentale est que les prix de marché seraient la meilleure option pour la comptabilité nationale dans le calcul de la production nationale brute. Cependant, le fait de substituer les activités domestiques par les activités de marché afin d'évaluer la production domestique, a été beaucoup critiqué. L'approche du coût d'opportunité (c'est-à-dire la méthode des gains potentiels), en tant qu'extension de l'approche par les intrants, est proposée pour mesurer le temps-argent en utilisant le salaire horaire du ménage (c'est-à-dire la substitution du marché).

1.2.1.2. Revue de littérature sur les modèles de la production domestique

L'évaluation monétaire du temps domestique pourrait reposer sur les hypothèses suivantes : *i*) Tout individu repartit sa journée de 24 heures en trois temps : temps moyen de sommeil (6 heures) ; temps physiologique (2 heures) et temps disponible (16 heures). Il utilise son temps disponible soit en totalité pour le travail domestique ou soit pour le travail marchand et le travail domestique. Chaque heure travaillée lui procure des revenus monétaires (dans la sphère marchande) ou une certaine utilité (dans la sphère domestique). *ii*) Si l'individu est dépourvu d'emploi alors il utilise tout son temps disponible à la production domestique. *iii*) S'il est pourvu d'un emploi alors il choisit librement d'arbitrer entre la production marchande (dans sa durée légale) et sa production domestique.

a°) Modèle théorique de la production domestique (Becker, 1965)

Une limite dans l'analyse traditionnelle du consommateur est de ne pas prendre en compte du travail domestique car le non-travail a été longtemps considéré comme du loisir. Le travail domestique, facteur de bien-être, s'explique par le fait que la consommation ne se définit plus comme une appropriation-destruction de biens et/ou services mais comme une activité qui combine des inputs domestiques (Grayon-Maffré et Levy-Garboua, 1975). Les prémisses d'un modèle de la production domestique remontent à Becker (1965) et ses travaux ont permis plus tard, la construction de divers modèles empiriques visant à estimer la valeur monétaire du temps. Pour lui, le ménage est décrit comme une petite unité de production, dirigée par un chef dont les décisions impactent l'ensemble des autres membres. La consommation apparaît comme une activité de combinaison des inputs domestiques¹⁹, qui entrent dans la fonction d'utilité du ménage et lui procurent une certaine satisfaction. Le temps devient une ressource économique dont la meilleure allocation (allocation optimale) contribue au bien-être du ménage.

b°) Modèles empiriques de la production domestique

Depuis les travaux de Becker (1965), plusieurs contributions visant une évaluation monétaire du temps domestique ont fait leur apparition dans la littérature. Le tableau suivant résume toutes les contributions au modèle de la production domestique depuis les travaux de Becker (1965) jusqu'au modèle récent de Gardes (2019) :

¹⁹ L'activité de production domestique comprend deux inputs, le temps de consommation et les dépenses monétaires occasionnées par l'achat de biens sur le marché.

Tableau 1.10: Modèles de contribution à l'évaluation monétaire du temps domestique²⁰

Auteur	Modèle de la production domestique	Valeur du Temps
Becker (1965)	$\text{Max } U = U (Z_1, \dots, Z_n) \equiv U (x_1, \dots, x_n; T_1, \dots, T_n)$ $\sum_{i=1}^n p_i X_i = wW + I_f \rightarrow \lambda$ $\sum_{i=1}^n T_i = T - W \rightarrow \mu$	$w = \frac{\mu}{\lambda}$
Johnson (1966)*	$\text{Max } U = U (L, W, G)$ $G = wW \rightarrow \lambda$ $T = L + W \rightarrow \mu$	$\frac{\mu}{\lambda} = w + \frac{\partial U}{\partial W} \frac{\partial W}{\partial L} = \frac{\partial U}{\partial L} \frac{\partial L}{\partial W}$
Oort (1969)*	$\text{Max } U = U (L, W, t, G)$ $G + c = wW \rightarrow \lambda$ $T = L + W + t \rightarrow \mu$	$-\frac{\partial U}{\partial t} \frac{\partial t}{\partial L} = w + \frac{\partial U}{\partial W} \frac{\partial W}{\partial L} - \frac{\partial U}{\partial L} \frac{\partial L}{\partial t}$ $\frac{\mu}{\lambda} = \frac{\partial U}{\partial L} \frac{\partial L}{\partial W}$
De Serpa (1971)*	$\text{Max } U = U (x_1, \dots, x_n; T_1, \dots, T_n)$ $\sum_{i=1}^n p_i X_i = I_f \rightarrow \lambda$ $\sum_{i=1}^n T_i = T \rightarrow \mu$ $T_i \geq a_i X_i \rightarrow \kappa_i$	$\frac{\mu}{\lambda} = \frac{\partial U}{\partial L} \frac{\partial L}{\partial T_i}$ $\frac{\kappa_i}{\lambda} = \frac{\mu}{\lambda} - \frac{\partial U}{\partial T_i} \frac{\partial T_i}{\partial L}$
Evans (1972)*	$\text{Max } U = U (T_1, \dots, T_n)$ $\sum_{i=1}^n w T_i \geq 0 \rightarrow \lambda$ $T - \sum_{i=1}^n T_i = 0 \rightarrow \mu$ $T_i - \sum_{j=1}^n b_{ij} T_j \geq 0 \rightarrow \kappa_i$	$\frac{\mu}{\lambda} = \frac{\partial U}{\partial L} \frac{\partial L}{\partial T_i} + w_i$ $\frac{\kappa_i}{\lambda} = \frac{\mu}{\lambda} - \frac{\partial U}{\partial T_i} \frac{\partial T_i}{\partial L} - w_i$
Small (1982)*	$\text{Max } U = U (L, W, s, G)$ $G + c(s) = I_f + wW \rightarrow \lambda$ $L + t(s) = T - W \rightarrow \mu$ $F(s, W; w) = 0 \rightarrow v$	$\frac{\mu}{\lambda} = w + \frac{\partial U}{\partial W} \frac{\partial W}{\partial L} - v \frac{\partial F}{\partial W} \frac{\partial W}{\partial L}$
Gronau (1986)*	$\text{Max } U = U (Z_1, \dots, Z_n, Z_W)$ $\sum_{i=1}^n p_i X_i + P_W X_W = I (Z_W) + I_f \rightarrow \lambda$ $\sum_{i=1}^n T_i + W = T \rightarrow \mu$ $Z_i = f_i (X_i, T_i)$ $Z_W = f_W (X_W, W)$	$\frac{\mu}{\lambda} = w + \frac{\partial U}{\partial W} \frac{\partial W}{\partial L} - P_W \frac{\partial X_W}{\partial W}$ $Z_W = W$ $I (Z_W) = wW$
Jara-Diaz et al. (2013)	$\text{Max } U = U (T, X)$ $I + wW - \sum_j p_j X_j \geq 0 \rightarrow \lambda$ $T - W - \sum_i T_i = 0 \rightarrow \mu$ $T_i - T_i^{Min} \geq 0 \rightarrow \kappa_i \quad \forall i$ $X_i - X_i^{Min} \geq 0 \rightarrow \eta_i \quad \forall j$	$\frac{\kappa_i}{\lambda} = \frac{\mu}{\lambda} - \frac{\partial U}{\partial T_i} \frac{\partial T_i}{\partial L}$ $\frac{\mu}{\lambda} = w + \frac{\partial U}{\partial L} \frac{\partial L}{\partial T_i}$
Gardes (2019)	$\text{Max } U = U (Z_1, \dots, Z_i)$ $Z_i = f_i (x_1, x_2, \dots, x_i; t_1, t_2, \dots, t_i)$ $\left. \begin{aligned} \sum_i p_i x_i &= Y \\ \sum_i T_i x + W &= T \\ Y &= wW + V \\ T_i &= x T_i \end{aligned} \right\} pX + \sum_i w x T_i = wT + V$	$p_i = \frac{x p_i + x w T_i}{x_i p_i}$ $w = \frac{p_i (\eta_i - 1)}{T_i}$

(* Source : Jara-Diaz (1999). Le glossaire détaillant les significations des variables est présent en annexe 1.3

²⁰ Voir Günes et Aktuna-Günes (2015)

1.2.2. Mesures de la valeur monétaire du temps domestique en Côte d'Ivoire

Selon le degré de complémentarité ou de substituabilité des inputs domestiques, nous exposons la méthode d'évaluation du temps domestique et nous analysons les résultats d'une application empirique chez les ménages urbains de Côte d'Ivoire.

1.2.2.1. Fonctions de la production domestique et valeurs du temps

a°) Avec des facteurs complémentaires de la production domestique

Sous l'hypothèse d'une complémentarité des inputs domestiques, une spécification de type Leontief est adoptée pour la fonction de production domestique. Le modèle se place résolument dans le cadre de la théorie originale de l'allocation du temps de Becker (1965). Le même coût d'opportunité du temps s'applique pour le facteur temps (exogène au modèle de la production domestique) aussi bien dans la production domestique que sur le marché du travail. Le ménage maximise sa fonction d'utilité sous la double contrainte du budget et du temps.

Le programme du ménage s'écrit comme suit :

$$\begin{aligned} \text{Max } U(Q_1, Q_2, \dots, Q_i) &= \prod_{i=1}^k c_i Z_i^{\gamma_i} \quad \text{avec} \quad Q_i = \min\left(\frac{m_i}{a_i}; \frac{t_i}{b_i}\right) \\ s/c \left\{ \begin{array}{l} V_0 + wt_w = \sum_{i=1}^k m_i \rightarrow \lambda \\ T = t_w + \sum_{i=1}^k t_i \rightarrow \mu \end{array} \right. & \quad (1.1) \end{aligned}$$

a_i et b_i , respectivement les unités de dépenses monétaires m_i (en FCFA) et de temps d'activité t_i (en heures) utilisées simultanément par les ménages pour produire le niveau Q_i de l'activité i . V_0 , les autres revenus monétaires et, wt_w , le revenu monétaire salarié avec w et t_w , respectivement le salaire horaire et le temps mensuel de travail marchand. T , le temps disponible du ménage (somme du temps domestique ($\sum_{i=1}^k t_i$) et du temps marchand (t_w)²¹).

Les conditions de premier ordre (CPO) obtenus de l'équation 1.1 déterminent la valeur monétaire du temps : $\mu/\lambda = w$, où λ et μ sont deux multiplicateurs Lagrangien qui définissent

²¹ Nous supposons que le temps disponible T est la différence entre la durée d'une journée (24 h) et la somme du temps de sommeil (en moyenne 6h/jour) et du temps physiologique (en moyenne 2h/jour). Ainsi nous estimons que le temps disponible en moyenne par ménage et par jour est de 16h. Le ménage répartit son temps disponible entre temps de travail marchand (éventuellement) et temps de travail domestique.

les utilités marginales de la monnaie et du temps et, w est le salaire horaire. Becker (1965) montre que le taux de substitution marginal entre les inputs domestiques définit le coût d'opportunité du temps (COT). Il est équivalent au salaire horaire des ménages. Sous l'hypothèse d'une complémentarité des inputs domestiques, nous évaluerons le COT, par le salaire horaire minimum légal en vigueur en Côte d'Ivoire. Les données à notre disposition ne renseignent pas les revenus salariaux et le temps de travail marchand des ménages, ce qui ne nous permet pas d'estimer le salaire horaire de marché des ménages.

b°) Avec des facteurs substituables de la production domestique

Supposons que la valeur du temps soit endogène au modèle de la production domestique. Cette contrainte implique que la valeur du temps pourrait être différente du salaire horaire et que, les ménages maximisent leur fonction d'utilité directe qui dépend des quantités (Q_i) de l'ensemble des activités i , exprimées par les fonctions de production domestique sous la double contrainte du budget et du temps. Nous considérons les structures de type Cobb-Douglas et CES de la fonction de production domestique des ménages.

i) Sous une spécification Cobb-Douglas : le modèle de la production domestique utilisé s'inspire de celui du coût d'opportunité endogène des prix complets (Gardes, 2019). Suivant Becker (1965), nous considérons un panier de quatre activités (alimentation, logement, activités domestiques et loisirs & divers) dont les quantités respectives (Q_i) entrent dans la fonction d'utilité directe du ménage $U(Q_1, Q_2, \dots, Q_i)$. Une activité i est produite en quantité (Q_i) à partir d'un unique bien de marché (en quantité x_i et au prix de marché p_i) et d'une portion de temps t_i . La fonction de production domestique inclut un vecteur Z de caractéristiques socio-économiques et démographiques des ménages. Le programme du ménage s'écrit comme suit :

$$\begin{aligned}
 & \text{Max } U(Q_1, Q_2, \dots, Q_i) \text{ avec } Q_i = f(x_i; t_i; Z) \\
 s/c \left\{ \begin{aligned}
 & y = \sum_{i=1}^k p_i x_i = w t_w + V_0 \\
 & T = t_w + \sum_{i=1}^k t_i
 \end{aligned} \right. \quad (1.2)
 \end{aligned}$$

Une structure de type Cobb-Douglas est retenue à la fois pour la fonction d'utilité directe et la fonction de la production domestique du ménage²².

Le programme d'optimisation du ménage h à la période t s'écrit :

$$\underset{\{m_i, t_i\}}{\text{Max}} U(Q) = \prod_i a_i Q_i^{\gamma_i} \quad \text{avec } Q_i = b_i m_i^{\alpha_i} t_i^{\beta_i}$$

sous la contrainte du revenu complet²³ (1.3)

$$\sum_i (m_i + \omega t_i) = w t_w + \omega(T - t_w) + V_0$$

Gardes (2019) considère que le coût d'opportunité du temps ω (supposé être le même pour toutes les activités) est différent du salaire horaire du ménage de sorte que la contrainte budgétaire complète du ménage s'écrive :

$$\sum_i (p_i x_i + \omega t_i) = y^f + (\omega - w)(T - t_w) = y^f + (\omega - w) \sum_i t_i$$

La résolution du modèle permet d'estimer le coût d'opportunité du temps. La fonction d'utilité du ménage est réécrite sous la forme suivante :

$$U(Q) = \prod_i a_i Q_i^{\gamma_i} = \prod_i a_i b_i^{\gamma_i} [\prod_i m_i^{\frac{\alpha_i \gamma_i}{\sum \alpha_i \gamma_i}}]^{\sum \alpha_i \gamma_i} [\prod_i t_i^{\frac{\beta_i \gamma_i}{\sum \beta_i \gamma_i}}]^{\sum \beta_i \gamma_i} = a m'^{\sum \alpha_i \gamma_i} t'^{\sum \beta_i \gamma_i} \quad (1.4)$$

m' et t' sont les moyennes géométriques pondérées des inputs dépenses monétaires et temps avec les poids respectifs de $\frac{\alpha_i \gamma_i}{\sum \alpha_i \gamma_i}$ et $\frac{\beta_i \gamma_i}{\sum \beta_i \gamma_i}$. Le rapport des dérivées premières de la fonction d'utilité par rapport au temps domestique (T_d) et aux revenus monétaires (y^m) permet de calculer le coût d'opportunité du temps ω tel que :

²² Cette spécification impose une fonction d'utilité additive et séparable et pour chaque ménage, la constante au voisinage du point d'équilibre des élasticités γ_i (paramètres de la fonction d'utilité), α_i et β_i (paramètres de la fonction de production).

²³ Le revenu complet est le maximum de revenu monétaire que pourrait gagner le ménage s'il affectait tout son temps disponible au travail marchand. Il est évalué par le salaire horaire de marché après déduction des taxes. Si y^f est le revenu complet alors $y^f = wT + V_0 = y + \omega(T - t_w) = y + \omega \sum_i t_i$.

$$\omega = \frac{\frac{\partial U}{\partial T_d}}{\frac{\partial U}{\partial y^m}} = \frac{\frac{\partial U}{\partial t'} \frac{\partial t'}{\partial T_d}}{\frac{\partial U}{\partial m'} \frac{\partial m'}{\partial y^m}} = \frac{m' \sum_i \beta_i \gamma_i}{t' \sum_i \alpha_i \gamma_i} \frac{\frac{\partial t'}{\partial T_d}}{\frac{\partial m'}{\partial y^m}} \quad (1.5)$$

Pour calculer les paramètres de la fonction d'utilité et ceux de la fonction de production domestique, Gardes (2019) considère les substitutions entre temps et ressources monétaires dans la production d'une même activité et, entre dépenses monétaires (ou les dépenses temporelles) de deux activités différentes. La substitution entre temps et revenus monétaires dans la fonction de production d'une activité i donne les conditions de premier ordre (CPO) :

$$\frac{\frac{\partial U}{\partial t_i}}{\frac{\partial U}{\partial m_i}} = \omega \rightarrow \frac{\alpha_i}{\beta_i} = \frac{m_i}{\omega t_i}$$

ce qui implique :

$$\alpha_i = \frac{m_i}{m_i + \omega t_i} ; \beta_i = \frac{\omega t_i}{m_i + \omega t_i} \quad (1.6)$$

Pour chaque fonction de production, les rendements d'échelle sont supposés constants ($\alpha_i + \beta_i = 1$). Toutes les productivités marginales sont supposées positives (α_i, β_i et $\gamma_i > 0$) et il n'existe pas d'économie d'échelle au niveau de la fonction d'utilité du ménage ($\sum_{i=1}^k \gamma_i = 1$).

Pour les activités différentes i et j , les substitutions entre t_i et t_j donnent les relations :

$$\frac{\gamma_i}{\gamma_j} = \frac{\beta_j t_i}{\beta_i t_j} = \frac{\alpha_j m_i}{\alpha_i m_j} \quad (1.7)$$

de sorte que : $\gamma_i = \gamma_1 \frac{m_i}{m_1} \frac{\alpha_1}{m_i}$ (1.8) pour tout $i > 1$.

La fonction de production domestique Cobb-Douglas permet de calculer au niveau individuel, un unique coût d'opportunité pour toutes les activités (équation 1.5). Cette spécification ne pourrait permettre d'estimer les coûts partiels d'opportunité du temps ω_i dans chaque activité. Ce problème a été mis en évidence et traité par Gardes (2018, 2020) à partir d'une spécification de type CES de la fonction de production domestique du ménage.

ii) Sous une spécification CES de la fonction de production domestique : Une structure Cobb-Douglas pour la fonction d'utilité du ménage et une structure CES de la production domestique de chaque activité i sont retenues. Sous ces conditions, le programme du ménage devient :

$$\underset{\{m_i, t_i\}}{\text{Max}} U(Q) = \prod_i a_i Q_i^{\rho_i} \quad \text{avec } Q_i = [\delta_i m_i^{\rho_i} + (1 - \delta_i) t_i^{\rho_i}]^{\frac{1}{\rho_i}}$$

sous la contrainte des ressources complètes : (1.8)

$$\sum_i (m_i + \omega t_i) = w t_w + \omega(T - t_w) + V_0$$

δ_i ($0 < \delta_i < 1$) et, ρ_i désignent pour une activité i , respectivement les paramètres de distribution ou de substitution des inputs domestiques.

Le rapport des dérivées partielles d'ordre 1 de la fonction d'utilité des ménages par rapport au temps domestique (t_i) et aux dépenses monétaires (m_i) alloués à l'activité i donne l'expression de son coût d'opportunité du temps noté ω_i ²⁴ tel que :

$$\omega_i = \frac{U'_{t_i}}{U'_{m_i}} = \left(\frac{1 - \delta_i}{\delta_i} \right) \left(\frac{t_i}{m_i} \right)^{\rho_i - 1} \quad (1.9)$$

Le coût d'opportunité global du temps noté ω est obtenu par la moyenne pondérée des coûts d'opportunité partiels du temps, pondérés par les parts budgétaires temporelles. L'expression du coût d'opportunité global du temps (Gardes, 2018) est donnée par :

$$\omega = \frac{1}{\sum t_i} \sum t_i \omega_i \quad (1.10)$$

Pour estimer les valeurs des paramètres δ_i et ρ_i et calculer tous les ω_i , Gardes (2018) propose les approches suivantes: *i*°) calibrage de δ_i par diverses valeurs comprises strictement entre 0 et 1 et comparer les résultats obtenus. Les valeurs pourraient être par exemple 1/2 ; 1/3 ou 2/3. *ii*°) soit utiliser l'équation 1.10 pour le calcul des paramètres δ_i . Il faudrait calculer les ω_i en utilisant un cas particulier de la spécification CES avec $\delta_i = 0,5$ et $\rho_i = 0$.

²⁴ Gardes (2018) démontre que l'utilisation d'une fonction d'utilité de type CES ou de type Cobb-Douglas donne la même expression du cout d'opportunité du temps partiel. Par conséquent, nous choisissons une fonction d'utilité de type Cobb-Douglas que nous jugeons plus facile à manipuler.

Sous ces conditions, l'équation 1.9 devient :

$$\omega_i = \left(\frac{m_i}{t_i} \right) \quad (1.11)$$

Ces restrictions correspondent à un cas Cobb-Douglas avec $\alpha_i = \beta_i = 0,5$ et à un cas CES avec une élasticité-temps des dépenses monétaires de l'activité i en valeur absolue, égale à l'unité²⁵.

Dans les pays en développement, supposer que le paramètre de distribution des inputs (δ_i) vaut 0,5 dans chaque activité est discutable car cela signifierait une répartition équitable en proportions (un même poids) des inputs dans la production domestique de l'activité. Nous pensons que l'utilisation en quantité des inputs dans la production domestique d'une activité est influencée par le niveau de développement du pays et la nature de l'activité. Des études antérieures ont déjà souligné que la production domestique consomme plus de temps que de biens (dépenses monétaires) dans ces pays. L'estimation des paramètres de distribution ou de substitution des inputs est confrontée à une absence dans les données, des quantités consommées par activité. Pour résoudre le problème, Gardes (2020) propose de calibrer les paramètres de distribution par des valeurs comprises strictement entre 0 et 1 (par exemple 1/2 ; 1/3 ou 2/3) et de faire des comparaisons. Cette approche nous semble moins adaptée aux pays en développement dans la mesure où la dépense monétaire ne représente qu'une part très infime de la valeur de la production domestique dans chaque activité sauf dans l'alimentation²⁶. Pour le paramètre de substitution, il suggère de fixer sa valeur à 0 ce qui suppose, une fonction de production domestique de type Cobb-Douglas (élasticité de substitution unitaire entre les inputs domestiques). Dans les pays en développement, la thèse d'une valeur unitaire de l'élasticité de substitution entre inputs domestiques, semble peu plausible. Des études antérieures ont montré que les possibilités de substitution étaient très limitées (surtout dans l'alimentation) et que les inputs domestiques avaient tendance à être complémentaires que substituables.

A propos de l'estimation de la valeur monétaire du temps, très peu d'études se sont intéressées à une structure à élasticités de substitution constantes (CES) de la fonction de production domestique. Notre contribution consiste à développer et à appliquer sur des données

²⁵ A notre connaissance, il semblerait que, seul Gardes (2018, 2020) a estimé les coûts d'opportunité du temps selon les activités (coûts d'opportunité partiels du temps) et le coût d'opportunité global du temps sur des ménages français de 2008 en utilisant une spécification CES pour la fonction de production domestique de ces ménages. C'est pourquoi nous allons souligner les différences entre son approche et la nôtre.

²⁶ Voir annexe 3.

de Côte d'Ivoire, une nouvelle méthode d'estimation des paramètres de distribution et de substitution. Les résultats de ces estimations seront utilisés ensuite pour calculer la valeur du temps. Nous reprenons et reformulons, le modèle de la production domestique dans le CES proposé par (Gardes, 2018, 2020) et nous estimons la valeur des paramètres en quatre étapes.

Etape 1. Intensité relative en biens et paramètre de distribution : Suivant Gronau et Hamermesh (2006), l'intensité relative en biens d'une activité i est donnée par :

$$Ir(m_i) = \frac{m_i/t_i}{\sum_i m_i / \sum_i t_i} \quad (1.12)$$

Pour calculer les paramètres de distribution δ_i , nous choisissons la valeur la plus élevée de l'intensité relative. Cette valeur décimale sera arrondie à l'unité supérieure et à cette valeur arrondie, correspondrait la valeur maximale du paramètre de distribution qui est 1. Une simple relation entre intensité relative en biens et paramètre de distribution s'obtient par :

$$\delta_i = \frac{Ir(m_i)}{k} \quad (1.13)$$

k , coefficient de proportionnalité correspondant à la valeur maximale arrondie à l'unité supérieure de l'intensité relative en biens.

Etape 2. Initialisation du programme et estimation des paramètres intermédiaires de substitution : Le modèle de la rémunération des inputs (Arrow et al., 1961) qui permet d'estimer le taux de change technique (paramètre de substitution) dans la production industrielle, est appliqué au cadre domestique. Pour un ménage h à la période s , le modèle est le suivant :

$$\log\left(\frac{\omega t_i}{p_i x_i}\right) = a_0 + \rho'_i * \log\left(\frac{x_i}{t_i}\right) + \varepsilon_i \quad (1.14a)$$

Les prix monétaires (p_i), les quantités (x_i) des biens et le coût d'opportunité du temps (ω) sont inconnues. En assumant que les biens sont des numéraires et que le coût d'opportunité du temps est calibré au salaire horaire minimum (w), l'équation ci-dessus devient (*première itération*) :

$$\log\left(\frac{w t_i}{m_i}\right) = a_0 + \rho'_i * \log\left(\frac{m_i}{t_i}\right) + \varepsilon_i \quad (1.14b)$$

La méthode SURE (*Seemingly Unrelated Regression Estimators*) de Zellner (1962) permet d'obtenir les estimateurs ($\hat{\rho}'_i$) des paramètres de substitution intermédiaires. La phase d'initialisation impose une égalité entre valeur partielle du temps et salaire horaire minimum.

Etape 3. Calcul des valeurs des coûts d'opportunité intermédiaires du temps par activité : Avec les paramètres de distribution (δ_i) et de substitution intermédiaires ($\hat{\rho}'_i$), nous dérivons les valeurs des coûts d'opportunités intermédiaires partiels du temps ($\hat{\omega}'_i$) par :

$$\hat{\omega}'_i = \left(\frac{1 - \delta_i}{\delta_i} \right) \left(\frac{t_i}{m_i} \right)^{\hat{\rho}'_i - 1} \quad (1.15)$$

Etape 4. Estimation des valeurs ($\hat{\rho}_i$) des vrais paramètres de substitution : Nous utilisons à nouveau (2^e itération), l'équation de Arrow et al. (1961) et les valeurs des coûts d'opportunités intermédiaires du temps par activité ($\hat{\omega}'_i$) :

$$\log \left(\frac{\hat{\omega}'_i t_i}{m_i} \right) = b_0 + \rho_i * \log \left(\frac{m_i}{t_i} \right) + \varepsilon_i \quad (1.16)$$

Une seconde estimation SURE donne les vraies valeurs des estimateurs ($\hat{\rho}_i$) des paramètres de substitution. Les vraies valeurs des coûts d'opportunités partiels du temps ($\hat{\omega}_i$) sont :

$$\hat{\omega}_i = \left(\frac{1 - \delta_i}{\delta_i} \right) \left(\frac{t_i}{m_i} \right)^{\hat{\rho}_i - 1} \quad (1.17)$$

Suivant Gardes (2020), la valeur estimée du coût d'opportunité (global) du temps ($\hat{\omega}$) :

$$\hat{\omega} = \frac{1}{\sum t_i} \sum t_i \hat{\omega}_i \quad (1.18)$$

1.2.2.2. Applications et discussions des résultats empiriques

Selon la structure de la production domestique du ménage, les résultats empiriques concernent les points suivants : *i*) Comparaison du coût d'opportunité du temps (valeur du temps) avec le salaire minimum urbain en Côte d'Ivoire ; *ii*) Statistiques descriptives du coût d'opportunité du temps par sous-populations de ménage et, *iii*) Analyse économétrique des principaux déterminants du coût d'opportunité du temps.

a) COT comparé au salaire minimum horaire en Côte d'Ivoire

En Côte d'Ivoire, le salaire minimum dépend du milieu de vie du ménage. En milieu rural, le *Salaire Minimum Agricole Garanti* (SMAG) est de 36000 FCFA/mois et en milieu urbain, le *Salaire Minimum Interprofessionnel Garanti* (SMIG) est de 60000 FCFA/Mois. Le temps légal de travail est en moyenne de 160 heures/mois. Nous estimons la valeur du temps marchand urbain par le salaire minimum horaire, définit comme le rapport entre le salaire minimum et le temps de travail mensuel²⁷. Sous l'hypothèse d'une complémentarité des inputs domestiques (spécification Leontief), la valeur du temps marchand en milieu urbain est égale au salaire horaire minimum soit 375 FCFA/Heure.

Sous une spécification Cobb-Douglas, un unique coût d'opportunité du temps ($\hat{\omega}$) est estimé selon l'équation 1.5. En revanche, sous une spécification CES, un coût d'opportunité partiel du temps ($\hat{\omega}_i$) est estimé dans chaque activité i (équation 1.17), ce qui permet d'estimer un coût d'opportunité global ($\hat{\omega}$) sur l'ensemble de l'échantillon (équation 1.18). Le tableau 1.10 résume les différentes valeurs du coût d'opportunité du temps.

Tableau 1.10 : Coûts d'opportunité du temps comparés au salaire minimum horaire

	Spécification Cobb-Douglas (Équation 1.5)	Spécification CES (Équation 1.18)
Salaire minimum horaire (w) (en FCFA/Heure)	375 (0,000)	
Coût d'opportunité du temps ($\hat{\omega}$) (en FCFA/Heure)	351,42 (42,69)	264,40 (54,73)
Rapport ($\hat{\omega}/w$)	0,94	0,70
Test bilatéral { H_0 : moyenne($\hat{\omega} - w$) = 0 { H_a : moyenne($\hat{\omega} - w$) \neq 0	t = -62,23 ddl = 12700 Pr (T > t) = 0,000	t = -2,3e+02 ddl = 12700 Pr (T > t) = 0,000
Test unilatéral { H_0 : moyenne($\hat{\omega} - w$) = 0 { H_a : moyenne($\hat{\omega} - w$) < 0	t = -62,23 ddl = 12700 Pr (T < t) = 0,000	t = -2,3e+02 ddl = 12700 Pr (T < t) = 0,000

Source : Calculs à partir du pseudo-panel (2008, 2013, 2015), écart-types entre parenthèses.

Le tableau 1.10 présente selon la structure de la fonction de la production domestique, l'estimation du coût d'opportunité du temps en Côte d'Ivoire.

Sous la spécification Cobb-Douglas, le coût d'opportunité (unique) du temps ressort à 351,42 FCFA/heure avec un écart-type de 42,69. Sa valeur est comprise entre 293,93 et 508,06

²⁷ Le temps de travail moyen est de 40 heures hebdomadaire soit 160 heures en moyenne par mois. (Source : Ministère du travail et de l'emploi, 2015 dans le journal officiel de la Côte d'Ivoire).

FCFA/heure. A la question de savoir si le coût d'opportunité du temps est égal au salaire horaire minimum, nous avons calculé le rapport entre coût d'opportunité du temps et salaire horaire minimum et nous avons effectué deux tests statistiques. Le rapport est estimé à 0,94 ce qui veut dire que le coût d'opportunité du temps représente 0,94 fois le salaire horaire minimum : il semble très proche du salaire horaire minimum. Le test bilatéral pour tester si la moyenne de la différence entre coût d'opportunité du temps et salaire horaire minimum est significativement différent de 0, ressort avec une valeur de probabilité $Pr (|T| < |t|) = 0,000$. Cette valeur de probabilité étant inférieure à 0,01, au seuil de 1%, le coût d'opportunité du temps est significativement différent du salaire horaire minimum. Le test unilatéral pour tester si la moyenne de la différence entre le coût d'opportunité du temps et le salaire horaire minimum est significativement inférieure à 0 ressort avec une valeur de probabilité $Pr (T < t) = 0,000$. Au seuil de 1%, le coût d'opportunité du temps est significativement inférieur au salaire horaire minimum. En comparaison avec des travaux réalisés dans divers pays et regroupés par Gardes (2018)²⁸, le rapport entre coût d'opportunité du temps et salaire horaire minimum semble varier selon les pays. Ce rapport est supérieur à l'unité dans les pays d'Amérique du Nord (2,88 aux USA entre 2004 et 2001 et 1,58 au Canada en 2002) et inférieur à l'unité comme c'est le cas en Côte d'Ivoire (0,94 entre 2008 et 2015) et dans les pays tels que le Burkina Faso (0,28 en 2008), la Turquie (0,60 en 2007) et la France (0,72 en 2008). Des résultats comparables ont été retrouvés chez Canelas et Gardes (2017) dans les pays d'Amérique Latine (0,60 en Equateur et environ 1 au Guatemala). Le rapport entre coût d'opportunité du temps et salaire horaire apparaît comme un précieux indicateur économique. Il permet de mesurer le degré de concurrence du pays et entre divers pays. Il est positivement corrélé au degré de concurrence générale dans l'économie (Gardes, 2018). Il nous indique dans quelles mesures, le temps de la production domestique peut-il être substitué à celui de la production marchande. Un rapport faible traduit une situation dans laquelle le ménage ne peut facilement utiliser son temps disponible (temps libre) pour travailler davantage en l'affectant à la production marchande. Dans la spécification Cobb-Douglas, la valeur du rapport entre coût d'opportunité unique du temps et salaire horaire minimum ressort à 0,94. Sa faible valeur (inférieure à l'unité) nous permet de dire que sous la spécification Cobb-Douglas, le ménage ne peut pas utiliser son temps

²⁸ La comparaison de nos résultats avec ceux obtenus dans ces différents travaux est à prendre avec beaucoup de réserve car ces résultats ont été performés uniquement sur des ménages urbains alors que les résultats des autres travaux concernent à la fois les ménages aussi bien dans le milieu urbain que dans le milieu rural. De plus, de nombreuses études démontrent que l'allocation du temps entre les activités diffère selon le milieu de vie du ménage ce qui pourrait impacter significativement la valeur du cout d'opportunité du temps.

libre pour travailler davantage. En Côte d'Ivoire, il semble difficile pour le ménage de substituer le temps domestique au temps marchand. De plus, la valeur faible du ratio indique que l'économie ivoirienne semble généralement moins concurrente.

Sous la spécification CES, Le coût d'opportunité (global) du temps ressort à 264,40 FCFA/heure avec un écart-type de 54,73. Sa valeur est comprise entre 150,89 et 383,06 FCFA/heure. Le ratio du coût d'opportunité du temps au salaire horaire minimum montre que le coût d'opportunité du temps représente environ 70% du salaire horaire minimum. Les tests bilatéral et unilatéral ressortent avec des valeurs de probabilité égale à 0,000 et montrent qu'au seuil de 1%, le coût d'opportunité du temps est significativement différent ou inférieur au salaire horaire minimum chez les ménages urbains en Côte d'Ivoire.

Les résultats confirment l'hypothèse 1.1 selon laquelle, la valeur du temps est significativement différente et inférieure au salaire minimum horaire urbain en Côte d'Ivoire. Suivant Gardes (2018), ce résultat s'explique par diverses raisons : *i*° sur le marché du travail, le temps de travail ne pourrait dépasser un certain seuil légal ; *ii*° la désutilité liée au marché du travail en comparaison avec la production domestique ; *iii*° les possibilités de production jointe dans la production domestique ; *iv*° l'existence de coûts de transaction et d'imperfections sur le marché du travail et *v*° l'absence d'une substituabilité parfaite entre temps domestique et temps marchand. Puisque le rapport entre coût d'opportunité du temps et salaire horaire minimum est proche de 1, nous pouvons considérer le salaire horaire minimum comme le meilleur proxy du coût d'opportunité du temps en Côte d'Ivoire. Enfin, nous avons constaté que dans la plupart des pays (France, Turquie, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Guatemala et Equateur) à l'exception des pays Nord-Américains (Etats-Unis et Canada), le rapport entre la valeur du temps domestique et le salaire horaire minimum est inférieur à l'unité. Sur la base de ce résultat, contrairement au pays d'Amérique du Nord, il semble difficile de substituer le temps domestique au temps marchand. Le ménage ne peut généralement pas utiliser son temps libre pour travailler davantage. A l'exception des pays nord-américains, les autres pays semblent moins concurrentielles au regard de la valeur relativement faible du rapport entre la valeur du temps domestique et le salaire horaire minimum. De plus, l'estimation de la valeur du temps domestique qui permet d'évaluer monétairement la production non marchande est un indicateur important pour les comparaisons internationales entre pays. Le rapport de Stiglitz et al. (2009) souligne que la mesure de la production domestique est un indicateur de comparaison plus pertinent entre les pays du point de vue niveau de vie du ménage, par rapport à l'indicateur

habituel, le PIB/habitant²⁹. Cependant, avant la comparaison internationale, il est recommandé de définir clairement le travail domestique et la méthode de sa valorisation monétaire.

b°) COT par sous-populations de ménages urbains en Côte d'Ivoire

Le tableau 1.11 présente les statistiques descriptives du COT par sous-populations.

Tableau 1.11 : Valeur du temps par sous-populations de ménages en Côte d'Ivoire

		Spécification CES				Spécification Cobb-Douglas	
		Coûts d'opportunités (partiels) du temps ($\hat{\omega}_i$)				Coût d'opportunité (global) du temps ($\hat{\omega}_C$)	Coût d'opportunité (unique) du temps ($\hat{\omega}_A$)
		Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers		
Age du chef de ménage	Jeune	159,16	300,44	267,47	345,61	295,18	340,99
	Adulte	126,68	255,88	271,06	294,71	266,03	347,76
	Sénior	93,54	163,43	249,44	285,30	224,85	394,63
Taille du ménage	Petite	146,99	280,92	274,57	351,86	300,11	345,07
	Normale	111,33	239,67	253,57	268,03	243,09	358,37
	Large	123,65	230,66	287,69	276,57	254,35	347,83
Présence enfants	Non	145,47	271,16	274,58	338,64	292,24	345,33
	Oui	113,46	237,72	265,27	270,83	246,51	355,33
Genre du chef de ménage	Féminin	55,99	227,49	263,88	283,10	228,36	384,89
	Masculin	148,17	258,19	270,51	301,88	275,83	340,80
Typologie du ménage	Unipersonnel	163,21	303,42	267,47	376,10	315,29	340,08
	Couple sans enfants	155,14	286,31	330,06	396,34	343,63	349,14
	Couple avec enfants	93,14	233,95	207,34	229,04	211,72	384,90
	Autres types	120,78	235,66	280,68	282,33	255,58	345,70
Périodes d'enquête	2008	118,93	235,20	265,49	287,51	255,28	355,85
	2013	119,01	253,50	266,35	295,91	262,64	357,23
	2015	135,54	268,72	273,40	309,23	275,47	345,16
ENSEMBLE		125,98 (59,51)	250,80 (111,37)	268,91 (63,15)	297,36 (63,94)	264,40 (54,73)	351,42 (42,69)

Source : Calculs sur pseudo-panel (2008, 2013, 2015), écart-types sont entre parenthèse.

²⁹ Selon ce rapport, un pays dans lequel la production non marchande (production pour les ménages eux-mêmes) est importante pourrait avoir un PIB moins élevé qu'un autre où davantage de biens et services sont marchands alors que les ménages ont le même niveau de consommation si l'on tient compte de leur propre production.

L'analyse concerne aussi bien les coûts d'opportunité partiels du temps uniquement sous la spécification CES que la répartition du coût d'opportunité du temps par sous-populations sous les spécifications CES ou Cobb-Douglas.

i°) Dans le cas CES, le coût d'opportunité partiel du temps varie entre 125,98 FCFA/heure (dans l'alimentation) et 297,36 FCFA/heure (dans les loisirs & divers). Par ordre croissant, nous distinguons l'alimentation (125,98 FCFA/heure), le logement (250,80 FCFA/heure), les activités domestiques (268,91 FCFA/heure) et les loisirs & divers (297,36 FCFA/heure). La variation du COT entre activités montre que l'utilité marginale du temps varie également selon les activités. Cette variabilité du coût d'opportunité partiel du temps a déjà été mise en évidence chez Becker (1965). Il semble être corrélé avec l'intensité de l'effort que le ménage met en œuvre pour la production domestique de l'activité (Becker, 1981). Suivant Becker (1965, 1981), les résultats montrent que le coût d'opportunité du temps est moindre dans l'alimentation et le logement tandis qu'il est plus élevé dans les activités domestiques et les loisirs & divers. Nous concluons que l'effort fourni par le ménage pour la production de l'alimentation ou le logement semble être modéré par rapport à celui fourni pour la production des activités domestiques ou des loisirs & divers. La valeur du temps est moindre dans l'alimentation et le logement car ces activités contribuent indirectement à la formation des revenus : on parle de *consommation productive*. Chez des ménages français, Gardes (2018) a souligné que le coût d'opportunité du temps est moindre pour l'alimentation ou les loisirs et plus important pour le logement et le transport. Concernant le logement et les loisirs & divers, nos résultats diffèrent de ceux obtenus par Gardes (2018). Cette différence pourrait s'expliquer par le fait que la composition des loisirs n'est pas la même dans les pays développés, la France (*loisirs des 'riches'*) et dans les pays en développement, la Côte d'Ivoire (*loisirs des 'pauvres'*). Dans les pays développés, l'intensité de l'effort consacré à la production des loisirs & divers est plus élevée et elle est plus faible dans les pays en développement. Le même résultat s'obtient dans la production du logement.

ii) Le tableau 1.11 contient les statistiques descriptives des estimateurs du coût d'opportunité du temps pour l'ensemble de la population et par des sous-populations de ménages. Nous procédons selon la structure de la production domestique, à une analyse de ces statistiques.

* *Age du chef de ménage et coût d'opportunité du temps* : La spécification Cobb-Douglas de la fonction de production domestique des ménages semble indiquer que le coût d'opportunité du temps augmente sur le cycle de vie. La spécification CES soutiendrait l'effet contraire en soulignant que le coût d'opportunité baisse sur tout le cycle de vie du ménage.

* *Taille du ménage et coût d'opportunité du temps* : Sous la spécification Cobb-Douglas, les résultats indiquent que le coût d'opportunité du temps augmente avec la taille du ménage jusqu'à la taille normale et ensuite il décroît avec l'augmentation de la taille. Ce résultat semble indiquer une économie d'échelle lié à un effet-taille. L'évolution du coût d'opportunité du temps avec la taille du ménage sous la spécification CES montrerait que le coût d'opportunité du temps baisse avec la taille du ménage jusqu'à la taille normale puis elle augmente d'où l'absence d'économie d'échelle sous cette spécification.

* *Présence d'enfant(s) et coût d'opportunité du temps* : La spécification Cobb-Douglas montre que la présence d'enfants dans le ménage a pour effet d'augmenter le coût d'opportunité du temps tandis que la spécification CES met en évidence un effet réducteur sur le coût d'opportunité du temps de la présence des enfants dans le ménage.

* *Genre du chef de ménage et coût d'opportunité du temps* : Avec la spécification Cobb-Douglas, le coût d'opportunité du temps est plus important dans les ménages où le chef est du genre féminin alors que la spécification CES affirme que le coût d'opportunité du temps est plus élevé dans les ménages où le chef est genre masculin.

* *Typologie du ménage et coût d'opportunité du temps* : Le coût d'opportunité du temps semble plus élevé chez les ménages en couples avec enfants sous la spécification Cobb-Douglas alors qu'il semble plus élevé chez les ménages en couple sans enfants sous la spécification CES.

* *Evolution périodique du coût d'opportunité du temps* : La spécification Cobb-Douglas semble indiquer que le coût d'opportunité du temps augmente entre 2008 et 2013 et à partir de 2013, il baisse pour atteindre son niveau le plus bas en 2015. La spécification CES quant à elle semble souligner une évolution croissante du coût d'opportunité du temps entre 2008 et 2015.

Quelle explication économétrique pour les résultats statistiques observés ? L'analyse statistique des déterminants du coût d'opportunité du temps semble être liée au degré de complémentarité ou de substituabilité des inputs dans la production domestique des ménages urbains ivoiriens. Il serait intéressant de procéder à une analyse économétrique des principaux déterminants du coût d'opportunité du temps.

c°) Déterminants du coût d'opportunité du temps en Côte d'Ivoire

Supposons que le coût d'opportunité du temps (en logarithme) dépende d'une forme log-quadratique de la dépense monétaire, de l'âge du chef, de la taille du ménage et de la

proportion d'enfants dans le ménage. Pour un ménage h à la date s , le modèle que nous proposons pour identifier les déterminants de la valeur du temps domestique est le suivant :

$$\log(\omega) = \mu_0 + \alpha_1 \log(y) + \alpha_2 (\log(y))^2 + \beta_1 \log(\text{age_chef}) + \beta_2 (\log(\text{age_chef}))^2 + \gamma_1 \log(\text{taille_EA}) + \gamma_2 (\log(\text{taille_EA}))^2 + \delta \text{prop_enf} + \varepsilon \quad (1.19a)$$

ω , coût d'opportunité (global) du temps (en FCFA/heure) ; y , la dépense monétaire totale en FCFA/mois (proxy du revenu monétaire car le revenu déclaré par le ménage est généralement peu fiable dans les pays en développement où la taille du secteur informel est importante) ; age_chef , âge du chef de ménage (en nombre d'années) ; taille_EA , taille du ménage (en équivalent-adulte) ; prop_enf , proportion d'enfant(s) dans le ménage.

μ_0 , α , β , γ et δ les paramètres à estimer et ε , la variable perturbatrice supposée être indépendamment et identiquement distribuée.

Dans l'estimation de l'équation 1.19a, le pseudo-panel utilisé possède deux dimensions : une individuelle (le ménage) et l'autre temporelle (l'année). Nous identifions l'effet associé à chaque ménage : un effet qui ne change pas dans le temps, mais qui change d'un ménage à un autre. Nous considérons trois variantes du modèle : un modèle sans effets, un modèle à effets individuels fixes ou un modèle à effets individuels aléatoires. Après l'estimation des paramètres du modèle, il s'agit de mesurer les élasticités du coût d'opportunité du temps par rapport à chaque variable indépendante retenue. Le modèle 1.19a est une spécification log-log. Suivant Wooldridge (2009), une spécification log-log permet d'estimer le paramètre d'élasticité de substitution du coût d'opportunité du temps ω par rapport à la variable indépendante Z , notée ($e_{\omega/Z}^l$) et, elle s'obtient par la dérivée première de $\log(\omega)$ par rapport à $\log(Z)$:

$$e_{\omega/Z}^l = \frac{\partial \log(\omega)}{\partial \log(Z)} \quad (1.19.b)$$

Les résultats d'estimation de l'équation 1.19a dans le cas d'une structure Cobb-Douglas de la fonction de production domestique sont résumés par le tableau ci-dessous :

Tableau 1.12a : Déterminants du coût d'opportunité du temps, ensemble de la population

	Variable dépendante : $\log(\omega)$ où ω , coût d'opportunité (unique) du temps
--	---

<i>Variabes indépendantes</i>	Modèle sans effets individuels ³⁰	Modèle à effets individuels fixes ³¹	Modèles à effets individuels aléatoires ³²
log(y)	8,954*** (0,285)	8,696*** (0,404)	8,954*** (0,285)
(log(y))^2	-0,378*** (0,012)	-0,367*** (0,017)	-0,378*** (0,012)
log(âge_chef)	-5,636*** (0,076)	-5,527*** (0,108)	-5,636*** (0,076)
(log(âge_chef))^2	0,821*** (0,010)	0,834*** (0,014)	0,821*** (0,010)
log(taille_ES)	-0,062*** (0,013)	-0,029 (0,019)	-0,062*** (0,013)
(log(taille_ES))^2	-0,209*** (0,008)	-0,226*** (0,011)	-0,209*** (0,008)
prop_enf	0,479*** (0,009)	0,448*** (0,011)	0,478*** (0,009)
Constante	-37,339*** (1,622)	-35,708*** (2,229)	-37,339*** (1,622)
	R2 = 0,635	R2 Within = 0,629	R2 Between = 0,640
	Test de Fischer (significativité globale) F (7, 12693) = 3165,90 Prob > F = 0,000	Test de Fischer (significativité globale) F (7, 6339) = 1541,56 Prob > F = 0,000	Test de Wald chi2(7) = 22161,28 Prob > chi2 = 0,0000
		Test de Fischer (présence d'effets fixes) F (6354, 6339) = 0,970 Prob > F = 0,862	Test de Breusch-Pagan (présence d'effets aléatoires) chibar2(01) = 0,000 Prob > chibar2 = 1,000
		Test de Hausman (effets individuels fixes vs effets individuels aléatoires) chi2(7) = 29,46 Prob > chi2 = 0,000	

Source : Calculs sur pseudo-panel (2008, 2013, 2015), écart-types sont entre parenthèse. (*) p < 0,1 (**) p < 0,05 (***) p < 0,01.

Tous les paramètres estimés sont statistiquement significatifs au seuil de 1% car les valeurs de probabilités sont strictement inférieures à 0,01 sauf pour la variable log (taille_ES) dans le modèle à effets fixes. Le test de ratio de vraisemblance (Test de Fisher) de présence d'effets fixes ressort avec la statistique F (6354 ; 6339) = 0,970 et une valeur de probabilité

³⁰ Dans ce modèle, les μ_i qui représentent les paramètres de la constante sont supposés tous être constants.

³¹ Le modèle à effets individuels fixes repose sur la différenciation des variables par rapport à la moyenne individuelle pour éliminer les effets fixes. On suppose l'uniformité des coefficients d'un individu à l'autre sauf pour le terme constant.

³² Le modèle à effets individuels aléatoires est aussi appelé modèle à erreurs composées car l'erreur est composée de deux parties, un effet individuel et un effet résiduel.

Prob>F = 0,862. Au seuil de 1%, la valeur de la probabilité est supérieure à 0,01. Les estimateurs *MCO* semblent plus performants que les estimateurs *Within*. Le test de Breusch-Pagan) de présence d'effets aléatoires ressort avec la statistique Chibar2(01) = 0,000 et une valeur de probabilité Prob>Chibar2 = 1,000. Au seuil de 1%, la valeur de la probabilité est supérieure à 0,01. Les estimateurs MCO semblent plus performants que les estimateurs *Between*. Le test de Hausman ressort avec une statistique Chi2 (7) = 29,46 et une valeur de probabilité associée Prob>Chi2 = 0,000. Au seuil de significativité de 1%, cette valeur de probabilité est inférieure à 0,01 : nous retenons un modèle à effets individuels fixes (estimateurs *Within*) pour estimer les déterminants du coût d'opportunité (unique) du temps. Le coefficient de détermination R2 ressort à 0,629 ce qui signifie que 62,9% des variations du coût d'opportunité (unique) du temps sont expliquées par les variables indépendantes. Le test de Fisher de significativité globale du modèle ressort avec la statistique F (7, 6339) = 1541,56 et une valeur de probabilité Prob>F=0,000. Au seuil de 1%, la valeur de probabilité est inférieure à 0,01 : le modèle à effets individuels fixes est globalement significatif.

Les résultats d'estimation de l'équation 1.19a dans le cas CES sont :

Tableau 1.12b : Déterminants du coût d'opportunité du temps, ensemble de la population

Variables indépendantes	Variable dépendante : log(ω) où, ω coût d'opportunité (global) du temps		
	Modèle sans effets individuels	Modèle à effets individuels fixes	Modèles à effets individuels aléatoires
log(y)	-5,382*** (0,361)	-5,218*** (0,506)	-5,378*** (0,361)
(log(y))^2	0,264*** (0,015)	0,258*** (0,021)	0,265*** (0,015)
log(âge_chef)	0,642*** (0,096)	0,542*** (0,135)	0,638*** (0,096)
(log(âge_chef))^2	-0,169 (0,013)	-0,156* (0,018)	-0,168*** (0,013)
log(taille_ES)	-0,318*** (0,017)	-0,342*** (0,023)	-0,319*** (0,017)
(log(taille_ES))^2	0,122*** (0,010)	0,133*** (0,014)	0,122*** (0,010)
prop_enf	-1,194*** (0,011)	-1,161*** (0,016)	-1,194*** (0,011)
Constante	32,665*** (2,056)	31,918*** (2,880)	32,653*** (2,056)
	R2 = 0,825	R2 Within = 0,826	R2 Between = 0,825

	Test de Fischer de <i>significativité globale du modèle</i> $F(7, 12693) = 8572,47$ $\text{Prob} > F = 0,000$	Test de Fischer <i>significativité globale du modèle</i> $F(7, 6339) = 4310,56$ $\text{Prob} > F = 0,000$	Test de Wald $\text{chi}2(7) = 60014,70$ $\text{Prob} > \text{chi}2 = 0,000$
		Test de Fischer de <i>présence d'effets fixes</i> $F(6354, 6339) = 1,02$ $\text{Prob} > F = 0,207$	Test de Breusch-Pagan de <i>présence d'effets aléatoires</i> $\text{Chibar}2(01) = 0,03$ $\text{Prob} > \text{chibar}2 = 0,436$
		Test de <i>spécification de Hausman</i> $\text{chi}2(7) = 26,81$ $\text{Prob} > \text{chi}2 = 0,000$	

Source : Calculs sur pseudo-panel d'enquêtes BdT (2013) et BdF (2008, 2015), écart-types sont entre parenthèse. (*) $p < 0,1$ (**) $p < 0,05$ (***) $p < 0,01$.

Tous les paramètres estimés sont significativement différents de 0 au seuil de 1%. Le test de Fischer de présence d'effets fixes ressort avec la statistique $F(6354 ; 6339) = 1,02$ et une valeur de probabilité associée $\text{Prob} > F = 0,207$. Au seuil de 1%, la valeur de la probabilité associée est supérieure à 0,01. Les estimateurs MCO semblent plus performants que les estimateurs Within. Le test du multiplicateur de Lagrange ressort avec la statistique $\text{Chibar}2(01) = 0,030$ et une valeur de probabilité associée $\text{Prob} > \text{Chibar}2 = 0,436$. Au seuil de 1%, la valeur de la probabilité associée est supérieure à 0,01. Les estimateurs MCO semblent plus performants que les estimateurs MCG. Le test de spécification de Hausman ressort avec une statistique $\text{Chi}2(7) = 26,81$ et une probabilité associée $\text{Prob} > \text{Chi}2 = 0,000$. Au seuil de significativité de 1%, la valeur de la probabilité associée est inférieure à 0,01. Nous retenons un modèle à effets individuels fixes (estimateurs Within) pour estimer les déterminants du coût d'opportunité (global) du temps. Le coefficient de détermination R^2 Within ressort à 0,826 ce qui signifie que 82,6% des variations du coût d'opportunité (global) du temps sont expliquées par les variables indépendantes. Le test de Fisher de significativité globale du modèle ressort avec la statistique $F(7, 6339) = 4310,56$ et une valeur de probabilité associée $\text{Prob} > F = 0,000$. Au seuil de 1%, la valeur de la probabilité est inférieure à 0,01, le modèle à effets individuels fixes est globalement significatif.

Après la spécification du modèle, les tableaux 1.12 (a et b), permettent d'obtenir les élasticités (signe et amplitude) du coût d'opportunité du temps par rapport aux variables socio-démographiques (équation 1.19b) chez les ménages urbains de Côte d'Ivoire.

* *Effets de la dépense monétaire agrégée (y) sur la valeur du temps (ω)* : Dans le cas Cobb-Douglas, le modèle à effets individuels fixes (estimateurs Within) indique un effet significatif non linéaire et quadratique (en U inversé) de y sur ω . L'élasticité-dépense monétaire agrégée du coût d'opportunité unique du temps estimée, ressort à 0,149 avec un écart-type de 0,232. Dans le cas CES, le modèle à effets individuels fixes (estimateurs Within) indique un effet significatif non linéaire et quadratique (en U) de y sur ω . L'élasticité-dépense monétaire agrégée du coût d'opportunité global du temps ressort à 0,786 avec un écart-type de 0,163. Dans tous les cas, il apparaît que la dépense monétaire agrégée du ménage exerce un effet non linéaire positif et significatif au seuil de 1% sur le coût d'opportunité du temps en Côte d'Ivoire. Ce résultat est conforme à Gardes (2018) où il a estimé que le coût d'opportunité du temps en France était positivement corrélé au salaire horaire du ménage avec une élasticité égale à 0,65.

* *Effets de l'âge du chef de ménage sur la valeur du temps* : Dans le cas Cobb-Douglas, l'âge du chef exerce un effet significatif non linéaire et quadratique (en U) sur la valeur du temps. L'élasticité-âge du chef du coût d'opportunité unique du temps ressort à 0,564 avec un écart-type de 0,467. Ce résultat semble confirmer celui de l'analyse statistique qui souligne que le coût d'opportunité unique du temps augmente sur le cycle de vie du ménage. Dans le cas CES, il apparaît un effet significatif non linéaire et quadratique (en U inversé) de l'âge sur la valeur du temps. L'élasticité-âge du chef du coût d'opportunité global du temps ressort à -0,597 avec un écart-type de 0,087. Ce résultat semble confirmer celui de l'analyse statistique où la valeur du temps évolue inversement avec l'âge du chef. En France, Gardes (2018) a montré que le coût d'opportunité du temps augmente avec l'âge du chef de ménage jusqu'à un âge de 45 ans à partir duquel il commence à décroître. Il semble que l'évolution de la valeur du temps avec l'âge dépende du niveau de développement et de la structure de la fonction de production domestique. Dans les pays en développement, l'espérance de vie est réduite avec une population relativement jeune alors que dans les pays développés, l'espérance de vie est allongée avec une population relativement âgée. Une seconde explication serait que les jeunes n'ont certainement pas encore fini leur formation ou acquis une certaine expérience à faire valoir sur le marché de l'emploi. Cette jeune génération au chômage en Côte d'Ivoire, ne peut remplacer facilement le temps domestique par le temps marchand. Elle consacre la majeure partie du temps disponible à la production domestique expliquant la valeur du temps élevée en début du cycle de vie.

* *Effets de la taille du ménage sur la valeur du temps* : Dans le cas Cobb-Douglas, il ressort que la taille (en équivalent-adulte) du ménage exerce un effet significatif non linéaire et

quadratique de signe négatif sur la valeur du temps. L'élasticité-taille du coût d'opportunité unique du temps ressort à -0,396 avec un écart-type de 0,214. Ce résultat économétrique confirme celui de l'analyse statistique qui décrit une relation non linéaire. Dans le cas CES, les résultats indiquent un effet non linéaire quadratique (en U) sur la valeur du temps. L'élasticité-taille du coût d'opportunité global du temps ressort à -0,003 avec un écart-type de 0,182. La valeur du temps évolue inversement avec la taille du ménage. L'effet-taille permet aux ménages de réduire le temps domestique consacré aux activités, ce qui génère des économies d'échelle : un résultat déjà mis en évidence chez les ménages français en 2008 par Gardes (2018).

Nos résultats (statistique et économétrique) confirment l'hypothèse 1.2. La dépense monétaire agrégée, l'âge du chef ou la taille du ménage exercent un effet non linéaire significatif respectivement de signe positif, ambigu ou négatif sur la valeur du temps en Côte d'Ivoire.

Section 3 : Prix complets et structures de la consommation en Côte d'Ivoire

Nous procédons à la construction d'un vecteur de prix complets des activités que nous utilisons ensuite pour analyser la structure de la consommation domestique du ménage.

1.3.1. Formation des prix complets : Théorie et applications en Côte d'Ivoire

L'absence de variabilité dans les prix monétaires est un fait essentiel dans les données d'enquête. Les études antérieures ont utilisé des indices de prix monétaires agrégés au détriment des prix monétaires individuels. Le problème de cette approche se situe au niveau de la faiblesse dans la variance des indices de prix agrégés. D'autres auteurs ont construit des indices de prix monétaires individuels pour chaque panier de biens en tenant compte de l'hétérogénéité des préférences des ménages pour les paniers de biens. Certains de ces indices des prix ne tiennent pas compte de la réaction du consommateur face aux variations des prix (*indice de Laspeyres*) ou d'autres exigent une enquête périodique pour déterminer les quantités consommées à la date courante (*indice de Paache*). De plus, les indices de prix sont calculés avec des données issues de quelques sites et il est difficile que ces prix soient assez représentatifs des différents biens au niveau national (Toumgouani, 2019). L'utilisation des prix unitaires (rapport entre dépense monétaire et quantité d'un bien) comme proxy du prix monétaire pose le problème d'erreurs de mesure (Tafere et al., 2010) et entraîne des effets de substitution qualité³³ (Deaton, 1988, 1990).

³³ La tendance des ménages plus riches à consommer des biens de qualité supérieure peut engendrer une corrélation positive entre le revenu et les prix unitaires ce qui n'apparaît pas avec les prix de marché.

Dans ce travail, nous décidons de remplacer les prix monétaires par les prix complets en Côte d'Ivoire en reprenant la méthode de construction de ces prix complets, proposée par Gardes (2019) dans le cadre de la production domestique du ménage.

1.3.1.1. Approche théorique des prix complets

Suivant Becker & Michael (1975) et Gronau (1977), la dépense complète d'une activité i , équivaut à la somme de sa dépense monétaire ($p_i x_i$) et temporelle (ωt_i) d'une part, ou au produit de son prix complet unitaire (π_i) par la quantité (Q_i) d'autre part. L'équation qui ressort de cette double égalité est la suivante :

$$\pi_i Q_i = p_i x_i + \omega t_i \quad (1.20)$$

où ω , coût d'opportunité du temps; p_i , le prix unitaire monétaire du bien i de marché ; $\pi_i Q_i$, la valeur monétaire de la production domestique de l'activité i .

La formation des prix complets dépend du degré de complémentarité ou de substituabilité des inputs dans la production domestique des activités.

a°) Prix complets sous l'hypothèse d'une complémentarité des inputs

Selon Becker (1965), le prix complet d'une activité i s'écrit : $\pi_i = p_i + \omega \tau_i$ avec τ_i , le temps nécessaire pour la production d'une unité de l'activité. Une technologie de type Leontief induit que les quantités des facteurs (x_i et t_i) sont proportionnelles au volume de l'activité i (Q_i) :

$$x_i = \varphi_i Q_i \quad \text{et} \quad t_i = \theta_i Q_i \quad \text{alors} \quad \frac{t_i}{x_i} = \frac{\theta_i}{\varphi_i} = \tau_i$$

L'hypothèse de complémentarité des inputs domestiques permet de calculer un proxy π_i^B du prix complet équivalent au ratio de la dépense complète et de sa composante monétaire :

$$\pi_i^B \approx \frac{(p_i + \omega \tau_i)x_i}{p_i x_i} = \frac{(p_i + \omega \tau_i)}{p_i} = 1 + \frac{\omega \tau_i}{p_i} = \frac{1}{p_i} \pi_i \quad (1.21)$$

En assumant qu'il existe un prix monétaire commun p_i pour tous les ménages à une période t de l'enquête, ce rapport contient toute l'information sur les différences de prix complets entre ménages provenant de leur coût d'opportunité du temps ω et de la technologie de production domestique représentée par le coefficient de production τ_i . En revanche, si le

prix monétaire p_i change d'un ménage à l'autre ou selon la période de l'enquête, le prix complet peut être obtenu comme étant le produit de ce proxy π_i^B avec le prix monétaire p_i : $\pi_i = p_i \pi_i^B$.

b°) Prix complets sous l'hypothèse d'une substituabilité des inputs

i) Dans le cas d'une substituabilité des inputs sous Cobb-Douglas de la fonction de production domestique, le prix complet est la dérivée de la dépense complète (équation 1.20) par rapport à la quantité (Q_i) de l'activité i :

$$\pi_i^A = p_i \frac{\partial x_i}{\partial Q_i} + \omega \frac{\partial t_i}{\partial Q_i}$$

La fonction d'utilité 1.4 permet d'obtenir les conditions de premier ordre (CPO) :

$\frac{t_i}{x_i} = \frac{p_i}{\omega} \cdot \frac{\beta_i}{\alpha_i}$ correspondant à l'équation 1.7. On réécrit la quantité de l'activité i ($Q_i = b_i m_i^{\alpha_i} t_i^{\beta_i}$) en termes de t (temps) ou de x (quantités) sous la contrainte $\alpha_i + \beta_i = 1$:

$$t_i = \frac{1}{b_i} Q_i \left(\frac{p_i \beta_i}{\alpha_i} \right)^{\alpha_i} \text{ et } x_i = \frac{1}{b_i} Q_i \left(\frac{\omega \alpha_i}{p_i \beta_i} \right)^{\beta_i}$$

Ce qui permet sous la spécification Cobb-Douglas, d'écrire le prix complet comme suit :

$$\pi_i^A = \frac{1}{b_i} p_i^{\alpha_i} \omega^{\beta_i} \left\{ \left(\frac{\beta_i}{\alpha_i} \right)^{\alpha_i} + \left(\frac{\alpha_i}{\beta_i} \right)^{\beta_i} \right\} \quad (1.22a)$$

Nous assumons que les prix monétaires sont les mêmes pour tous les ménages et par conséquent b_i est supposé être constant à travers la population. Les prix monétaires (p_i) et le paramètre b_i sont supposés égaux à l'unité de sorte que l'équation 1.22a devienne :

$$\pi_i^A = \omega^{\beta_i} \left\{ \left(\frac{\beta_i}{\alpha_i} \right)^{\alpha_i} + \left(\frac{\alpha_i}{\beta_i} \right)^{\beta_i} \right\} \quad (1.22b)$$

Il existe une relation simple entre prix complet sous Cobb-Douglas (π_i^A) et prix complet sous Leontief (π_i^B). En utilisant l'équation 1.7³⁴, nous pouvons écrire : $\pi_i^A = \frac{1}{a_i} \left(\frac{m_i}{\omega t_i} \right)^{\beta_i} \left\{ 1 + \frac{\omega t_i}{p_i} \right\}$.

³⁴ Dans l'annexe 1.5, nous avons réécrit l'expression de l'équation 1.23 et nous avons ensuite estimé les paramètres de cette équation par la méthode SURE.

Avec des données transversales, les logarithmes de π_i^A et π_i^B ne diffèrent que seulement par l'expression : $\beta_i \log(\frac{m_i}{t_i})$:

$$\log(\pi_i^A) = \beta_0 + \beta_i \log(\frac{m_i}{t_i}) + \log(\pi_i^B) \quad (1.23)$$

ii) Dans le cas d'une substituabilité des inputs sous CES de la fonction de production domestique, l'équation suivante donne l'expression pour le prix complet (π_i^C) de l'activité i :

$$\pi_i^C = [\frac{1}{\delta_i} m_i^{1-\rho_i} + \frac{\omega}{1-\delta_i} t_i^{1-\rho_i}]^{1-\rho_i} \quad (1.24)$$

avec ρ_i , le paramètre de substitution et δ_i , le paramètre de distribution des inputs dans la production domestique de type CES et ω , le coût d'opportunité global du temps.

Gardes (2018) souligne l'importance de prendre en compte deux contraintes dans le calcul des prix complets à partir des inputs dépenses monétaires (m_i) et temps d'utilisation (t_i). Il s'agit de la structure de la fonction de production domestique et de l'hypothèse d'absence de production jointe ou production simultanée³⁵ constatée pour une grande catégorie d'activités.

1.3.1.2. Estimations et analyses des prix complets en Côte d'Ivoire

L'analyse empirique des prix complets selon les activités comprend un volet statistique descriptif et un volet économétrique. Le volet statistique descriptif mettra en évidence la répartition des prix complets par sous-populations et, le volet économétrique identifiera les déterminants de ces prix complets.

a°) Approche par les statistiques descriptives

Dans l'analyse des prix complet selon les activités par statistiques descriptives, nous les avons estimés dans l'ensemble de la population des ménages urbains d'une part et par sous-populations de ménages d'autre part. π_i est le prix complet de l'activité i et, i appartient à { 1, 2, 3, 4 } avec 1 = Alimentation, 2 = Logement, 3 = Activités domestiques et 4 = Loisirs & divers. La distribution des prix complets par activités et par sous-population est résumée dans le tableau ci-dessous :

³⁵ La production jointe de deux ou plusieurs différentes activités est le fait qu'un individu produise deux ou plusieurs activités dans la même période. Ce phénomène peut être à l'origine d'une corrélation entre les activités et, Gardes (2018) propose de les regrouper en une seule catégorie d'activité pour limiter ce problème.

Tableau 1.14 : Statistiques descriptives des changements des prix complets en Côte d'Ivoire

Variables sociodémographiques des ménages		Prix complet selon l'activité											
		Cas LEONTIEF : (Valeur du temps = salaire horaire minimum urbain)				Cas COBB-DOUGLAS : (Valeur du temps = coût d'opportunité unique du temps)				Cas CES : (Valeur du temps = coût d'opportunité global du temps)			
		π_1	π_2	π_3	π_4	π_1	π_2	π_3	π_4	π_1	π_2	π_3	π_4
Position sociale du ménage	Pauvre	1,78	3,87	3,22	22,78	19,98	119,59	104,35	308,35	499123	6521,02	13095,66	2023,41
	Intermédiaire	1,81	4,41	3,38	34,79	28,98	144,25	104,13	327,75	616266,7	8916,39	18471,46	2416,93
	Non-Pauvre	1,87	5,79	3,38	38,89	47,64	236,26	135,69	377,89	682764	12040,55	27745,09	2946,61
Age du chef du ménage	Jeune	1,82	3,91	3,45	26,49	32,16	131,24	113,29	318,77	477017,6	7063,79	13832,47	2123,99
	Adulte	1,79	4,44	3,31	33,15	29,32	153,75	109,38	331,72	589408,4	8958,13	19279,45	2454,29
	Sénior	2,11	6,64	3,54	33,72	47,42	239,58	132,43	375,43	798665,7	10898,69	22459,3	2484,48
Taille du ménage	Petite	1,76	4,00	3,27	25,71	28,47	137,09	106,57	321,43	474712,7	7196,47	15332,26	2205,81
	Normale	1,88	4,91	3,50	36,85	34,20	172,16	120,91	345,02	645266,5	9419,42	19696,77	2467,69
	Large	1,79	4,83	3,17	34,88	29,26	168,04	102,54	334,26	686031,4	10624,1	23322,91	2674,45
Présence d'enfants	Non	1,74	4,18	3,27	27,34	27,26	143,39	106,84	323,48	500269,6	7759,50	16747,46	2286,84
	Oui	1,87	4,87	3,39	36,21	33,57	170,27	114,77	341,87	664287,8	9796,08	20755,02	2529,24
Genre du chef	Féminin	2,48	4,97	3,38	35,75	68,27	183,54	120,70	367,19	856481,3	8463,67	15254,95	2156,57
	Masculin	1,61	4,48	3,33	31,79	19,31	152,21	108,80	324,37	518838,2	9169,39	20434,54	2522,54
Typologie du ménage	Monoparental	1,68	3,82	3,33	22,79	24,25	127,85	109,55	313,47	366534,2	6156,34	12961,05	2038,70
	Couple sans enfant(s)	1,59	3,63	2,79	21,02	18,43	125,50	81,19	319,08	495883,9	7879,89	18172,31	2451,47
	Couple avec enfant(s)	1,88	5,91	4,05	45,89	32,94	207,39	154,39	374,19	586092,9	8950,54	17704,58	2277,32
	Autres types	1,87	4,56	3,20	33,29	33,98	159,62	103,28	331,64	687146,1	10009,14	21644,59	2600,24
Périodes d'enquêtes	2008	1,85	4,87	3,37	34,56	32,33	170,51	114,41	340,01	620654,3	9174,6	19631,84	2443,97
	2013	1,87	4,54	3,38	33,46	33,96	159,81	114,46	340,23	617115,1	8802,42	18576,61	2394,38
	2015	1,78	4,28	3,30	30,47	29,14	147,07	107,94	327,40	572906,8	8827,96	18771,93	2430,29
Ensemble		1,82 (0,45)	4,60 (1,44)	3,34 (0,61)	32,74 (9,56)	31,10 (25,82)	159,76 (58,92)	111,67 (37,35)	334,68 (42,40)	600132 (217351,4)	8999,48 (2288,07)	19187,46 (5517,93)	2434,43 (373,52)

Source : Calculs sur pseudo-panel (2008, 2013, 2015), écart-types sont entre parenthèse.

i) Les prix complets dans la population sont contenus dans la dernière ligne du tableau 1.14. Ils ont été calculés à partir de structures de type Leontief, Cobb-Douglas ou CES de la fonction de production domestique. Dans les spécifications Leontief et Cobb-Douglas, nous remarquons que les prix complets des loisirs & divers sont toujours les plus élevés. Par ordre décroissant, nous avons les loisirs & divers, le logement, les activités domestiques et l'alimentation. Sous la spécification CES, les résultats suggèrent que les prix complets ont une intensité relativement plus forte dans l'alimentation par rapport aux autres activités. Dans l'ordre décroissant, nous

avons l'alimentation, les activités domestiques, le logement et les loisirs & divers. La structure CES semble indiquer une classification inversée dans les prix complets des activités par rapport aux structures Leontief ou Cobb-Douglas. Les tableaux 1.11 et 1.14 indiquent généralement une relation de correspondance inversée entre le coût d'opportunité partiel et prix complet : à un coût d'opportunité (partiel) élevé correspondrait un prix complet faible et inversement³⁶.

Avec la spécification CES, les prix complets diffèrent selon les activités avec des coefficients de variation³⁷ de 0,362 ; 0,254 ; 0,287 et de 0,153 respectivement dans l'alimentation, le logement, les activités domestiques et les loisirs & divers. La distribution du prix complet par activité est hétérogène, les données sur les prix complets sont dispersées autour de la moyenne car tous les coefficients de variation sont supérieurs à 0,15 (15%). Chez les ménages français, Gardes (2018) a souligné que les prix complets sous l'hypothèse d'une structure CES variaient d'un ménage à un autre. Les coefficients de variation étaient de 0,10 pour le logement, de 0,18 pour les loisirs, de 0,28 pour l'alimentation ou le transport et de 0,30 pour l'habillement. Nos résultats obtenus à partir des coefficients de corrélation linéaire, montrent que les prix complets ne sont pas assez corrélés entre eux à l'exception du logement et des activités domestiques (0,865) ; du logement et des loisirs & divers (0,794) et, des activités domestiques et les loisirs & divers (0,916). Les coefficients de corrélation entre prix complets de l'alimentation et du logement ou de l'alimentation et des loisirs & divers ou de l'alimentation et les activités domestiques ressortent avec des valeurs strictement inférieures à 0,5. Il semblerait que sous l'hypothèse d'une spécification CES, le prix complet dans l'alimentation est faiblement corrélé avec les prix complets de toutes les autres activités. En comparant les ordres des coefficients de variation (CV_i) calculés avec les prix complets et les ordres des coûts d'opportunité partiels du temps (ω_i), il ressort un résultat très intéressant³⁸. En effet, nous observons une *relation de correspondance inversée entre coefficient de variation et coût d'opportunité partiel du temps*. A un coefficient de variation élevé correspond une valeur faible

³⁶ Dans cette observation, nous n'avons pas tenu compte du groupe "activités domestiques" car il est le résultat d'une agrégation de trois activités (éducation, transport et communication) qui possèdent vraisemblablement chacune des propriétés différentes. Cet agrégat d'activités nous semble peu révélateur des comportements de consommation des ménages.

³⁷ Pour chaque activité, nous avons estimé le coefficient de variation de son prix complet (rapport entre l'écart-type du prix complet et la valeur moyenne du prix complet) et le coefficient de corrélation linéaire avec les autres prix complets. Le tableau en annexe 1.7 présente les coefficients de corrélation linéaire ou les coefficients de variation entre les prix complets.

³⁸ Se référer à l'annexe 1.8

du temps et inversement. Chez les ménages français, il semble que l'ordre des coefficients de variation des prix complets ne soit pas relié à celui de la valeur du temps (Gardes, 2018).

ii°) Prix complet des activités par sous-populations de ménages : Les sous-populations de ménage utilisées sont : classe sociale³⁹, âge du chef, taille du ménage, genre du chef, présence ou non d'enfant(s) dans le ménage, typologie du ménage et année de l'enquête.

* *Classe sociale du ménage et changement dans les prix complets* : La position sociale du ménage influence le niveau des prix complets. Plus la position sociale du ménage s'améliore (la dépense complète agrégée augmente) et plus importants sont les niveaux des prix complets. Les ménages pauvres semblent afficher les prix complets les plus bas dans toutes les activités.

* *Age du chef de ménage et changement dans les prix complets* : L'âge du chef de ménage et la structure de la fonction de la production domestique influencent simultanément les prix complets dans l'alimentation. Dans l'alimentation, les prix complets semblent augmenter avec l'âge du chef de ménage sauf dans le cas Leontief où nous observons une évolution en forme de U. Dans le logement, les prix complets semblent augmenter avec l'âge du chef. Au niveau des activités domestiques, les prix complets augmentent avec l'âge du chef uniquement dans le cas CES. Dans les cas Cobb-Douglas ou Leontief, les prix complets des activités domestiques évoluent en forme de U avec l'âge du chef de ménage. Dans les loisirs & divers, les prix complets ont tendance à croître avec l'âge du chef de ménage.

* *Taille du ménage et changement dans les prix complets* : La taille du ménage influence les niveaux des prix complets selon la structure de la fonction de production domestique. Nous observons une tendance commune dans l'évolution de tous les prix complets avec la taille du ménage indépendamment de la structure de la fonction de production domestique. Dans le cas CES, les prix complets augmentent avec la taille du ménage et dans les cas Cobb-Douglas ou Leontief, les prix complets évoluent sous la forme d'un U inversé avec la taille du ménage.

* *Présence d'enfant(s) et changement dans les prix complets* : La présence des enfants dans le ménage semble augmenter les niveaux des prix complets par rapport aux ménages sans enfants.

³⁹ Nous avons reparti cette variable selon trois modalités : le ménage est classé *socialement pauvre* si sa dépense complète agrégée est inférieure ou égale au premier quartile ; *socialement intermédiaire* si sa dépense complète agrégée est comprise entre le premier quartile et le troisième quartile et, *socialement non-pauvre* si sa dépense complète agrégée est strictement supérieure au troisième quartile. Se référer à l'annexe 1.8 pour les différentes valeurs de ces quartiles.

* *Genre du chef de ménage et changement dans les prix complets* : Dans les cas Cobb-Douglas ou Leontief, les ménages dirigés par les femmes enregistrent les prix complets les plus élevés. Dans le cas CES, les ménages dirigés par un homme affichent les prix complets les plus élevés, à l'exception des prix complets dans le logement.

* *Typologie du ménage et changement dans les prix complets* : Dans les cas Cobb-Douglas ou Leontief, les prix complets sont les plus importants chez les ménages en couples avec enfant(s) et moindres chez les ménages monoparentaux. Avec le cas CES, les prix complets deviennent de plus en plus importants au fur et à mesure que la taille du ménage s'élargie (du type "monoparental" au type "autres types").

* *Changement dans les prix complets selon la période d'enquête* : L'évolution des prix complets selon les périodes d'enquêtes dépend de la structure de la fonction de production domestique. Les cas Cobb-Douglas et Leontief affichent les mêmes tendances : dans l'alimentation et les activités domestiques, les prix complets évoluent temporellement en U inversé avec un niveau plus élevé en 2013. Dans le logement et les loisirs & divers, il semble que les prix complets baissent au fur et à mesure de l'évolution dans le temps. Avec le cas CES, les prix complets évoluent temporellement en forme de U à l'exception dans l'alimentation où, ils baissent au fur et à mesure qu'on évolue dans le temps.

Nous vérifions ces résultats statistiques en utilisant une approche économétrique. Elle permet d'identifier et d'analyser les déterminants des prix complets en Côte d'Ivoire.

b°) Approche par l'analyse économétrique

Pour analyser empiriquement les déterminants des prix complets, nous assumons que le prix complet (π_i) d'une activité i est expliqué par une variable principale : la dépense monétaire totale (y) et, un vecteur (Z) de variables de contrôle. La spécification économétrique du modèle des déterminants du prix complet de l'activité i dans le ménage h à la période s est :

$$\log(\pi_i) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(y) + \alpha_2 (\log(y))^2 + \beta_1 \log(\text{age_chef}) + \beta_2 (\log(\text{age_chef}))^2 + \gamma_1 \log(\text{taille_EA}) + \gamma_2 (\log(\text{taille_EA}))^2 + \delta \text{prop_enf} + \varepsilon \quad (1.25)$$

Les paramètres du système d'équations (1.25) sont estimés par un modèle de régression avec des équations apparemment indépendantes : la méthode SURE (Zellner, 1962). Elle utilise les Moindres Carrés Généralisés (MCG) pour réduire l'hétéroscédasticité et la corrélation entre les perturbations. Les tableaux ci-dessous présentent les résultats des estimations :

Tableau 1.15a : Estimateurs SURE des déterminants des prix complets, cas Cobb-Douglas.

Variables indépendantes	Variables dépendantes : <i>logarithme du prix complet dans...</i>			
	Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers
$\log(y)$	59,74*** (2,06)	-0,22 (0,93)	32,55*** (0,84)	7,98*** (0,29)
$(\log(y))^2$	-2,56*** (0,08)	-0,10*** (0,02)	-1,40*** (0,03)	-0,34*** (0,01)
$\log(\text{âge_chef})$	-23,44*** (0,55)	6,82*** (0,25)	-11,81*** (0,22)	-4,90*** (0,08)
$(\log(\text{âge_chef}))^2$	3,47*** (0,07)	-0,78*** (0,03)	1,70*** (0,03)	0,72*** (0,01)
$\log(\text{taille_ES})$	-1,07*** (0,09)	1,50*** (0,04)	-0,67*** (0,04)	0,0002 (0,01)
$(\log(\text{taille_ES}))^2$	-0,49*** (0,06)	-0,11*** (0,03)	-0,08*** (0,02)	-0,21*** (0,01)
prop_enf	4,08*** (0,07)	0,64*** (0,03)	1,83*** (0,03)	0,56*** (0,01)
Constante	-305,27** (11,77)	5,68 (5,31)	-163,19*** (4,77)	-32,69*** (1,67)
R2	0,542	0,706	0,603	0,648
Observations	12701	12701	12701	12701

Source : Calculs sur pseudo-panel d'enquêtes BdT (2013) et BdF (2008, 2015), écarts-types sont en entre parenthèses. (*) $p < 0,1$ (**) $p < 0,05$ (***) $p < 0,01$.

Tableau 1.15b : Estimateurs SURE des déterminants des prix complets, cas Leontief.

Variables indépendantes	Variables dépendantes : <i>logarithme du prix complet dans...</i>			
	Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers
$\log(y)$	14,19*** (0,63)	4,44*** (0,68)	15,78*** (0,49)	-1,01*** (0,63)
$(\log(y))^2$	-0,61*** (0,03)	-0,23*** (0,03)	-0,67*** (0,02)	0,01 (0,02)
$\log(\text{âge_chef})$	-7,11*** (0,17)	-0,59*** (0,18)	-6,42*** (0,13)	4,05*** (0,17)
$(\log(\text{âge_chef}))^2$	1,05*** (0,02)	0,19*** (0,02)	0,91*** (0,02)	-0,49*** (0,02)
$\log(\text{taille_ES})$	-0,18*** (0,03)	0,67*** (0,32)	-0,38*** (0,02)	0,49 (0,03)
$(\log(\text{taille_ES}))^2$	-0,17*** (0,02)	-0,09*** (0,02)	-0,30** (0,01)	-0,13*** (0,02)
prop_enf	1,15*** (0,02)	0,88*** (0,02)	0,99*** (0,02)	1,37*** (0,02)
Constante	-69,44*** (3,62)	-17,52*** (3,89)	-79,09*** (2,83)	4,91 (3,60)
R2	0,51	0,68	0,52	0,69

Observations	12701	12701	12701	12701
--------------	-------	-------	-------	-------

Source : Calculs sur pseudo-panel d'enquêtes BdT (2013) et BdF (2008, 2015), écarts-types sont en entre parenthèses. (*) $p < 0,1$ (**) $p < 0,05$ (***) $p < 0,01$.

Tableau 1.15c : Estimateurs SURE des déterminants des prix complets, cas CES.

Variables indépendantes	Variables dépendantes : <i>logarithme du prix complet dans...</i>			
	Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers
$\log(y)$	32,91*** (1,02)	-1,86*** (0,20)	-1,09*** (0,33)	2,23*** (0,21)
$(\log(y))^2$	-1,37*** (0,04)	0,13*** (0,01)	0,08*** (0,01)	-0,07*** (0,01)
$\log(\text{âge_chef})$	-10,45*** (0,27)	-4,54*** (0,05)	4,98*** (0,09)	2,93*** (0,05)
$(\log(\text{âge_chef}))^2$	1,51 (0,03)	0,64*** (0,01)	-0,69*** (0,01)	-0,44*** (0,01)
$\log(\text{taille_ES})$	-0,62*** (0,04)	-0,07*** (0,01)	0,08*** (0,01)	-0,19*** (0,01)
$(\log(\text{taille_ES}))^2$	-0,015 (0,02)	-0,19*** (0,01)	0,16*** (0,01)	0,24*** (0,01)
prop_enf	1,37*** (0,03)	0,21*** (0,01)	-0,72*** (0,01)	-0,41*** (0,01)
Constante	-165,22*** (5,83)	21,41*** (1,14)	3,33* (1,91)	-12,53*** (1,23)
R2	0,62	0,96	0,91	0,87
Observations	12701	12701	12701	12701

Source : Calculs sur pseudo-panel d'enquêtes BdT (2013) et BdF (2008, 2015), écarts-types sont en entre parenthèses. (*) $p < 0,1$ (**) $p < 0,05$ (***) $p < 0,01$.

i) Effets des variables indépendantes sur le prix complet de chaque activité : Généralement, les paramètres estimés sont significativement différents de 0 au seuil de 10% (au plus). Dans le cas Cobb-Douglas, la dépense monétaire totale (en logarithme) n'est pas une variable explicative des variations des prix complets (en logarithme) dans l'alimentation ou dans le logement. Les R2 sont raisonnables avec des valeurs comprises entre 0,541 et 0,648. Dans le cas Leontief, la forme quadratique du logarithme de la dépense monétaire totale n'est pas une variable explicative des variations des prix complets (en logarithme) dans les loisirs & divers. Les R2 sont raisonnables avec des valeurs comprises entre 0,510 et 0,690. Dans le cas CES, la forme quadratique du logarithme de l'âge du chef ou de la taille du ménage ne sont pas des variables explicatives des variations des prix complets (en logarithme) dans l'alimentation. Les valeurs

des coefficients de détermination R² obtenus sont raisonnables et un peu plus élevés (entre 0,620 et 0,870) que dans les cas Leontief ou Cobb-Douglas.

* *Effets de la dépense monétaire totale (y) sur le prix complet (π_i)* : Si le paramètre α_2 est significatif alors il existe un effet non linéaire quadratique de la dépense monétaire totale sur les prix complets. Dans le cas Leontief, l'effet est non linéaire en forme U inversé (concavité) dans toutes les activités sauf dans les loisirs & divers où il apparaît un effet linéaire décroissant. Dans le cas Cobb-Douglas, l'effet est non linéaire en forme U inversé dans toutes les activités à l'exception d'un effet non linéaire décroissant dans le logement. Dans le cas CES, l'effet est non linéaire en forme U inversé dans l'alimentation ou les loisirs & divers et non linéaire en forme U (convexité) dans le logement ou les activités domestiques.

* *Effets de l'âge du chef sur le prix complet* : Si le paramètre β_2 est significatif alors il existe un effet non linéaire quadratique de l'âge du chef sur les prix complets. Dans le cas Leontief, l'effet est non linéaire en forme U dans toutes les activités sauf dans les loisirs & divers où il apparaît un effet non linéaire en U inversé. Dans le cas Cobb-Douglas, l'effet est non linéaire en forme U dans toutes les activités sauf dans le logement où il apparaît un effet non linéaire en U inversé. Dans le cas CES, l'effet est non linéaire en forme U inversé dans les activités domestiques ou dans les loisirs & divers, non linéaire en forme de U dans le logement et linéaire décroissant dans l'alimentation. Sauf dans le cas Cobb-Douglas, les résultats ne sont pas généralement conformes avec ceux de Gardes (2018) chez des ménages français. Il a conclu que l'âge du chef exerce un effet non linéaire en forme U inversé sur les prix complets dans le logement. Nous interprétons les résultats par deux raisons : la structure par âge et l'allocation du temps dans le logement. La structure par âge dépend du niveau de développement. Dans les pays développés, il existe une forte représentativité des personnes âgées. Elles sont dans la majorité, propriétaires de leur logement ou bien elles sont admises dans maisons de retraite. Elles consacrent moins de temps à l'entretien du logement, aux activités de jardinage etc.... Dans ces pays, le prix complet du logement augmente au début du cycle de vie pour atteindre sa valeur maximale au milieu du cycle de vie et, il a tendance à décroître en fin de cycle de vie. Dans les pays en développement, il y a une forte représentativité de la jeunesse. Généralement, les jeunes ne sont pas encore propriétaire de logement : ils sont dans un appartement locatif ou hébergés pour certains. D'autre part, l'allocation du temps dans le logement diffère selon l'âge et selon le niveau de développement du pays.

* *Effets de la taille du ménage sur le prix complet* : Si le paramètre γ_2 alors il existe un effet non linéaire quadratique de la taille du ménage sur les prix complets. Dans les cas Leontief ou Cobb-Douglas, l'effet est non linéaire décroissant dans toutes les activités sauf dans le logement où il apparaît un effet non linéaire en U inversé. Dans le cas CES, l'effet est non linéaire décroissant dans l'alimentation ou le logement, non linéaire croissant dans les activités domestiques et non linéaire en U dans les loisirs & divers.

Pour mesurer l'effet direct d'une variable sur le prix complet, nous procédons par le calcul de l'élasticité du prix complet de l'activité i par rapport à la variable sociodémographique Z . Ces élasticités indiqueront non seulement le signe mais également l'intensité de la relation.

ii) Elasticités-variables sociodémographiques du prix complet d'une activité :

Tableau 1.16 : Elasticités-variables sociodémographiques des prix complets.

<i>Prix complet dans</i> <i>Variables</i> <i>sociodemographiques</i>	Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers
Cas Leontief				
Dépenses monétaires totales	-0,005* (0,386)	-0,912*** (0,145)	0,187*** (0,424)	-1,01*** (0,630)
Age du chef	0,559*** (0,588)	0,797*** (0,106)	0,226*** (0,509)	0,470*** (0,274)
Taille du ménage	-0,478*** (0,160)	0,511*** (0,085)	-0,906*** (0,283)	0,261*** (0,122)
Cas Cobb-Douglas				
Dépenses monétaires totales	0,163*** (1,621)	-2,327*** (0,063)	-0,030*** (0,886)	0,067*** (0,215)
Age du chef	1,905*** (1,944)	1,122*** (0,436)	0,606*** (0,952)	0,358*** (0,403)
Taille du ménage	-1,930*** (0,463)	1,306*** (0,103)	-0,810*** (0,075)	-0,368*** (0,198)
Cas CES				
Dépenses monétaires totales	1,027*** (0,867)	1,165*** (0,082)	0,811*** (0,054)	0,601*** (0,044)
Age du chef	-10,45*** (0,270)	0,134*** (0,358)	-0,059*** (0,386)	-0,283*** (0,246)
Taille du ménage	-0,62*** (0,040)	-0,403*** (0,179)	0,361*** (0,151)	0,231*** (0,226)
Observations	12701	12701	12701	12701

Source : Calculs sur pseudo-panel d'enquêtes BdT (2013) et BdF (2008, 2015), écarts-types sont en entre parenthèses. (*) $p < 0,1$ (**) $p < 0,05$ (***) $p < 0,01$ (test de t-Student)

* *Elasticités-dépense monétaire totale des prix complets* : La dépense monétaire totale exerce un effet positif et significatif sur les prix complets dans l'alimentation sauf dans le cas Leontief. Elle fait baisser les prix complets dans le logement sauf dans le cas CES. Les prix complets dans les activités domestiques augmentent avec la dépense monétaire totale sauf dans le cas Cobb-Douglas. Elle fait augmenter également les prix complets dans les loisirs & divers sauf dans le cas Leontief. L'effet de la dépense monétaire totale sur les prix complets semble dépendre de la catégorie de l'activité et de la structure de la fonction de production domestique. Généralement, nous observons un effet positif et significatif au seuil de 1%, de la dépense monétaire totale sur les prix complets dans tous les cas à l'exception du logement (dans le cas CES) où cet effet négatif et significatif. Une petite différence apparaît dans les résultats de Gardes (2018). Il souligne que chez les ménages français, les prix complets dans les loisirs ont baissé avec l'augmentation des revenus des ménages. Cet écart entre nos résultats et ceux de Gardes (2018) peut s'expliquer probablement par la composition des loisirs qui diffère d'un pays à un autre selon le degré de développement.

* *Elasticités-âge du chef des prix complets* : L'âge du chef de ménage exerce un effet positif et significatif sur les prix complets dans l'alimentation sauf dans le cas CES. Il fait augmenter les prix complets dans le logement dans tous les cas. Les prix complets dans les activités domestiques augmentent avec l'âge du chef sauf dans le cas CES. Il fait également augmenter les prix complets dans les loisirs & divers sauf dans le cas CES. L'effet de l'âge du chef de ménage sur les prix complets semble dépendre uniquement de la structure de la fonction de production domestique. Généralement, nous observons un effet positif et significatif au seuil de 1%, de l'âge du chef de ménage sur les prix complets dans toutes les activités sauf dans le cas CES où cet effet est négatif et significatif (à l'exception des activités domestiques).

* *Elasticités-taille du ménage des prix complets* : La taille du ménage exerce un effet négatif et significatif sur les prix complets dans l'alimentation dans tous les cas. Elle fait augmenter les prix complets dans le logement sauf dans le cas CES. Les prix complets dans les activités domestiques baissent avec l'augmentation de la taille du ménage sauf dans le cas CES. Elle fait augmenter les prix complets dans les loisirs & divers sauf dans le cas Cobb-Douglas. L'effet de la taille sur les prix complets semble dépendre à la fois de la catégorie de l'activité et du degré de complémentarité ou de substituabilité des inputs domestiques. Généralement, nous observons un effet positif et significatif au seuil de 1%, de la taille du ménage sur les prix complets dans le logement ou les loisirs & divers contre un effet négatif et significatif sur les prix complets dans l'alimentation ou les activités domestiques.

1.3.2. Structures de la consommation en Côte d'Ivoire

En Côte d'Ivoire, la majorité des travaux sur la consommation s'est basée sur la dépense monétaire totale (ou les revenus monétaires) du ménage en utilisant, le coefficient budgétaire monétaire par poste de dépense. A notre connaissance, aucune étude en Côte d'Ivoire n'a intégré et à ce jour, l'utilisation du temps des activités (par la dépense temporelle) dans l'analyse de la structure de la consommation des ménages. Le présent travail se démarque des travaux antérieurs sur la structure de la consommation en Côte d'Ivoire par les points suivants :

i) L'analyse effectuée sur la structure de la consommation se divise en deux étapes : D'abord, une analyse individuelle de la structure de la consommation avant la pseudo-panélisation à partir des enquêtes indépendantes imputées des BdF (2008, 2015) ou du BdT (2013) et ensuite, une reprise de l'analyse après la pseudo-panélisation de ces enquêtes de ménages. *i)* Elle procède à une analyse de la structure de la consommation des ménages à partir de la dépense monétaire agrégée ou de la dépense temporelle agrégée de ces ménages par les coefficients budgétaires monétaires ou les coefficients budgétaires temporels. *ii)* Elle prolonge l'analyse de la structure de la consommation des ménages dans le cadre domestique avec la dépense complète agrégée. Il calcule à partir de cette dépense, les coefficients budgétaires complets par poste de dépense. La valeur du temps est estimée par le coût d'opportunité du temps sous diverses structures de la fonction de production domestique. *iii)* Elle met en évidence, l'effet de la production domestique sur le bien-être (le niveau de vie) du ménage en Côte d'Ivoire en comparant le coefficient budgétaire alimentaire sous les optiques monétaire et complète. Selon la première loi d'Engel, la part budgétaire alimentaire pourrait constituer un indicateur du niveau de vie du ménage.

1.3.2.1. Avant la pseudo-panélisation des enquêtes imputées

L'analyse de la structure de la consommation des ménages urbains de Côte d'Ivoire tient compte d'une approche monétaire à partir des enquêtes imputées BdF (2008, 2015) et d'une approche temporelle, à partir de l'enquête imputée BdT (2013).

a°) A partir des dépenses monétaires de consommation du ménage

Les enquêtes imputées BdF (2008, 2015) présentent les dépenses monétaires mensuelles des ménages pour les postes : alimentation, logement, activités domestiques et loisirs & divers.

Nous estimons par poste de consommation ou d'utilisation du temps, les différents coefficients budgétaires. Le tableau 1.17 résume les résultats de cette estimation.

Tableau 1.17 : Structure de la consommation urbaine en Côte d'Ivoire, enquêtes individuelles

Activités des ménages	Coefficient budgétaire monétaire : $s_i^m = m_i / \sum m_i$		Coefficient budgétaire temporel : $s_i^t = t_i / \sum t_i$
	BdF (2008)	BdF (2015)	BdT (2013)
Alimentation	0,494 (49,4%)	0,485 (48,5%)	0,105 (10,5%)
Logement	0,209 (20,90%)	0,218 (21,8%)	0,178 (17,8%)
Activités domestiques	0,230 (23,0%)	0,215 (21,5%)	0,146 (14,6%)
Loisirs & divers	0,067 (6,7%)	0,112 (11,2%)	0,571 (57,1%)
Total	1,000 (100%)	1,000 (100%)	1,000 (100%)
Nombre d'observations	6599	5769	1009

Source : Calculs sur enquêtes indépendantes imputées du BdT (2013) et des BdF (2008, 2015).

Avant la pseudo-panélisation, les enquêtes individuelles imputées BdF (2008) ou BdF (2015) présentent une structure identique quant à la hiérarchisation des dépenses monétaires de consommation. Nous observons que la dépense monétaire alimentaire représente environ la moitié (précisément 49,4% dans le BdF (2008) ou 48,5% dans le BdF (2015)) de la dépense monétaire totale du ménage. Ces valeurs sont comparables aux niveaux nationaux : 45,6% (2015) ; 47,8% (2008) et 40,1% (2002)⁴⁰. Le poids important de la dépense monétaire alimentaire met en évidence l'état de pauvreté monétaire du ménage. La baisse entre 2008 et 2015, s'explique par le repli de la pauvreté monétaire dans le milieu urbain. Le logement apparaît comme le second poste de dépense monétaire des ménages urbains en Côte d'Ivoire et après, les activités domestiques et les loisirs & divers. Le niveau de la dépense monétaire de loisirs & divers paraît surprenant car cette dépense est difficile à mesurer en Côte d'Ivoire.

b°) A partir de la consommation du temps domestique

L'analyse de la structure de la consommation des ménages de Côte d'Ivoire en 2013 par l'utilisation du temps présente une configuration différente de celle observée dans l'approche monétaire. Sous la dimension temporelle, les loisirs & divers représentent le premier poste d'utilisation du temps avec environ 60% (précisément 57,1%) du

⁴⁰ INSEE Côte d'Ivoire, Enquêtes Niveau de Vie 2002, 2008 et 2015

temps domestique des ménages. Le logement apparaît en second poste de consommation du temps (17,8%) puis suivent, les activités domestiques (14,6%) et l'alimentation (10,5%).

1.3.2.2. Après pseudo-panélisation des enquêtes indépendantes imputées

L'appariement statistique par pseudo-panélisation des enquêtes imputées BdF (2008, 2015) et du BdT (2013) et, l'estimation de la valeur monétaire du temps domestique font apparaître une nouvelle catégorie de la dépense : la dépense complète agrégée. Elle est obtenue par agrégation de la dépense complète dans tous les postes de consommation du ménage. La dépense complète d'une activité i ($m_i + \omega t_i$) comprend une composante monétaire ($m_i = p_i x_i$) et une composante temporelle (ωt_i). Le temps domestique est évalué par le coût d'opportunité du temps dans les cas Leontief, Cobb-Douglas ou CES de la fonction de production domestique.

Avec le pseudo-panel, nous analysons la structure de la consommation des ménages par les coefficients budgétaires monétaire (s_i^m), temporel (s_i^t) ou complet (s_i^f).

a°) Structure de la consommation par les coefficients budgétaires

La structure de la consommation à partir des coefficients budgétaires monétaire ou temporel, est décrite dans le tableau ci-dessous :

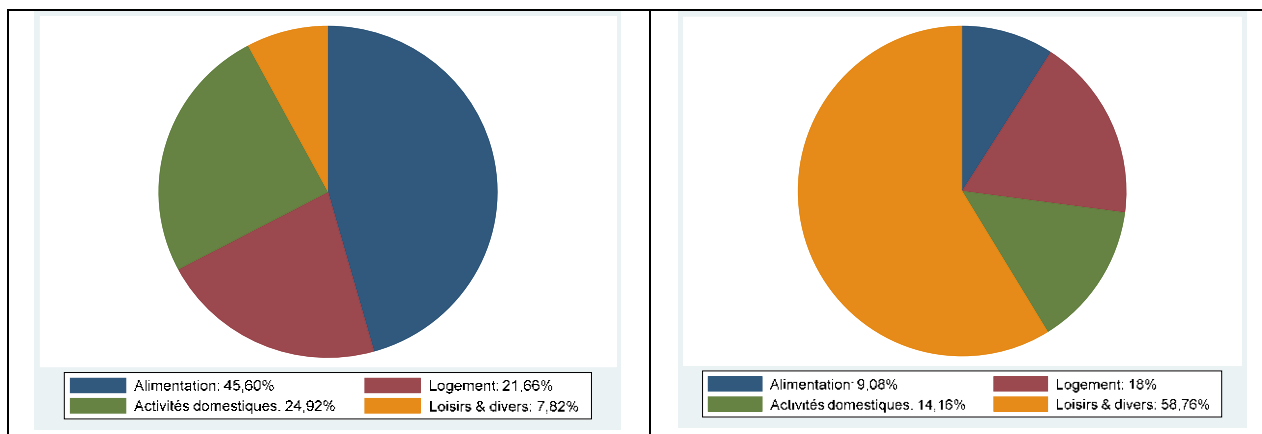
Tableau 1.18a : Structure de la consommation urbaine en Côte d'Ivoire, enquêtes appariées

Coefficient budgétaire : w_i	Coefficient budgétaire monétaire : $s_i^m = m_i / \sum m_i$					Coefficient budgétaire temporel : $s_i^t = t_i / \sum t_i$				
	Budget de Famille : (BdF)					Budget de Temps (BdT)				
	2008	2013	2015	Δ (2015-2008)	Ensemble	2008	2013	2015	Δ (2015-2008)	Ensemble
Alimentation	0,458	0,462	0,452	-0,006	0,456	0,090	0,098	0,090	0	0,091
Logement	0,213	0,217	0,221	+0,008	0,217	0,185	0,177	0,175	-0,002	0,180
Activités domestiques	0,252	0,244	0,241	-0,011	0,249	0,141	0,140	0,143	+0,002	0,141
Loisirs & divers	0,076	0,077	0,081	+0,005	0,078	0,584	0,585	0,593	+0,009	0,588
Total	1,000	1,000	1,000	-	1,000	1,000	1,000	1,000	-	1,000
Observations	6355	958	5388		12701	6355	958	5388		12701

Source : Calculs sur pseudo-panel d'enquêtes imputées BdT (2013) et BdF (2008, 2015)

Graphique 1a : Structures de la consommation en Côte d'Ivoire, ensemble de l'échantillon.

En pourcentage de la dépense monétaire agrégée : coefficient budgétaire monétaire	En pourcentage du temps domestique : coefficient budgétaire temporel
---	---



Source : Calculs sur pseudo-panel d'enquêtes imputées BdT (2013) et BdF (2008, 2015)

i) Après pseudo-panélisation des enquêtes, l'approche de la structure de la consommation par le coefficient budgétaire monétaire présente une configuration proche de celle avant la pseudo-panélisation. Les ménages consacrent presque la moitié de leurs dépenses monétaires aux dépenses d'alimentation (45,60%) ; 24,90% aux dépenses des activités domestiques ; 21,70% aux dépenses de logement et seulement 7,82% aux dépenses des loisirs & divers. Cette structure monétaire de la consommation est commune aux pays en développement : l'essentiel de la dépense monétaire agrégée est consacré aux dépenses d'alimentation et de logement. Gardes et Thiombiano (2017), à partir des dépenses monétaires de ménages ruraux burkinabés, avaient obtenu des résultats similaires. Les dépenses monétaires de consommation étaient affectées majoritairement aux dépenses d'alimentation (74,50%) contre 17,60% (loisirs & divers) et seulement 7,90% (activités domestiques). Avec un panel (1993, 1998, 2002) de ménages ivoiriens, Melesse (2007) a obtenu des résultats proches : l'essentiel des dépenses monétaires du ménage, était consacrée à l'alimentation (40,1%) et au logement (24,67%). Ces résultats confirment la première loi d'Engel et renseignent sur le faible niveau des revenus monétaires aussi bien chez les ménages ivoiriens que chez les ménages burkinabés.

Dans les pays développés, la structure de la consommation monétaire par poste révèle que la part budgétaire allouée à l'alimentation est moindre, comparée à celle dans les pays en développement. En France, Lollivier (1999) a révélé que l'alimentation, le logement et les loisirs représentent respectivement 22%, 16% et 7% des dépenses monétaires des ménages et que, cette hiérarchisation demeure stable indépendamment de la technique d'estimation.

ii) Après la pseudo-panélisation, la structure de la consommation par le coefficient budgétaire temporel présente une configuration proche de celle d'avant la pseudo-panélisation. Le temps de loisirs & divers est le premier poste de consommation du temps chez les ménages. Il

représente 58,80% du temps domestique, après suivent le logement (18%), les activités domestiques (14,10%) et l'alimentation (9,10%). Nous observons une structure inversée de la consommation des ménages entre les approches monétaire et temporelle de la dépense. Dans l'approche monétaire, les ménages consacrent la plus grande partie de leur budget-monétaire aux dépenses d'alimentation et une part très faible aux dépenses de loisirs & divers tandis que dans l'approche temporelle, les ménages consacrent une part plus importante de leur budget-temps aux loisirs & divers et une part très faible à l'alimentation.

b°) Structure de la consommation par coefficient budgétaire complet

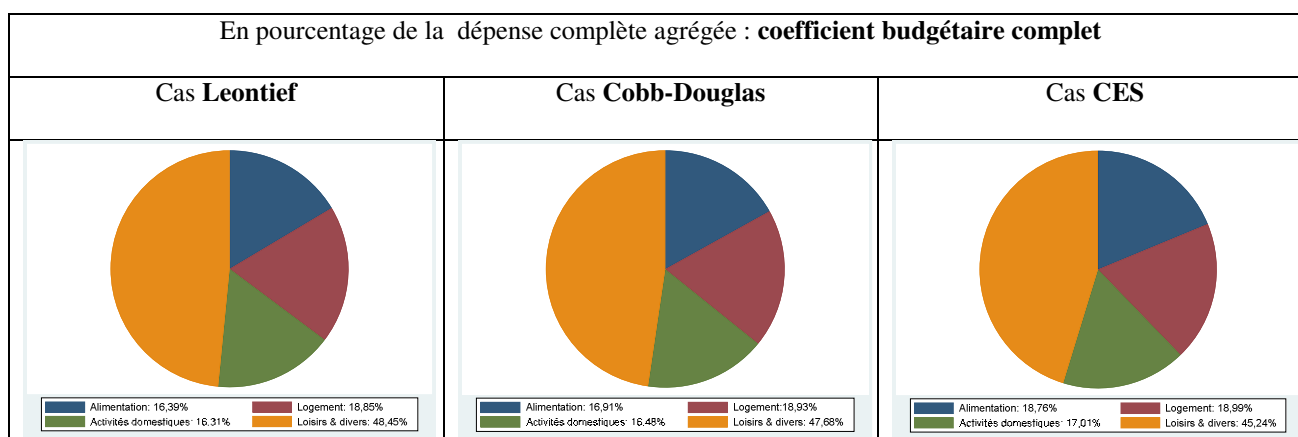
La structure (en part budgétaire) de la consommation à la fois par la dépense monétaire et la dépense temporelle est décrite dans le tableau ci-dessous :

Tableau 1.18b : Structure de la consommation urbaine en Côte d'Ivoire, enquêtes appariées

Activités des ménages	Approche par le coefficient budgétaire complet : $s_i^f = (m_i + \omega t_i) / \sum(m_i + \omega t_i)$											
	Cas Leontief (salaire minimum horaire urbain)				Cas Cobb-Douglas (coût d'opportunité unique du temps)				Cas CES (coût d'opportunité global du temps)			
	2008	2013	2015	<i>Ensemble</i>	2008	2013	2015	<i>Ensemble</i>	2008	2013	2015	<i>Ensemble</i>
Alimentation	0,162	0,170	0,164	0,164	0,166	0,175	0,171	0,169	0,189	0,195	0,185	0,188
Logement	0,191	0,186	0,186	0,189	0,192	0,187	0,186	0,189	0,192	0,188	0,187	0,190
Activités domestiques	0,163	0,161	0,164	0,163	0,164	0,162	0,166	0,165	0,171	0,168	0,170	0,170
Loisirs & divers	0,484	0,482	0,486	0,484	0,477	0,476	0,477	0,477	0,448	0,449	0,457	0,452
Total	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
Observations	6355	958	5388	12701	6355	958	5388	12701	6355	958	5388	12701

Source : Calculs sur pseudo-panel d'enquêtes imputées BdT (2013) et BdF (2008, 2015)

Graphique 1b : Structures de la consommation par la dépense complète agrégée



Source : Calculs sur pseudo-panel d'enquêtes imputées BdT (2013) et BdF (2008, 2015)

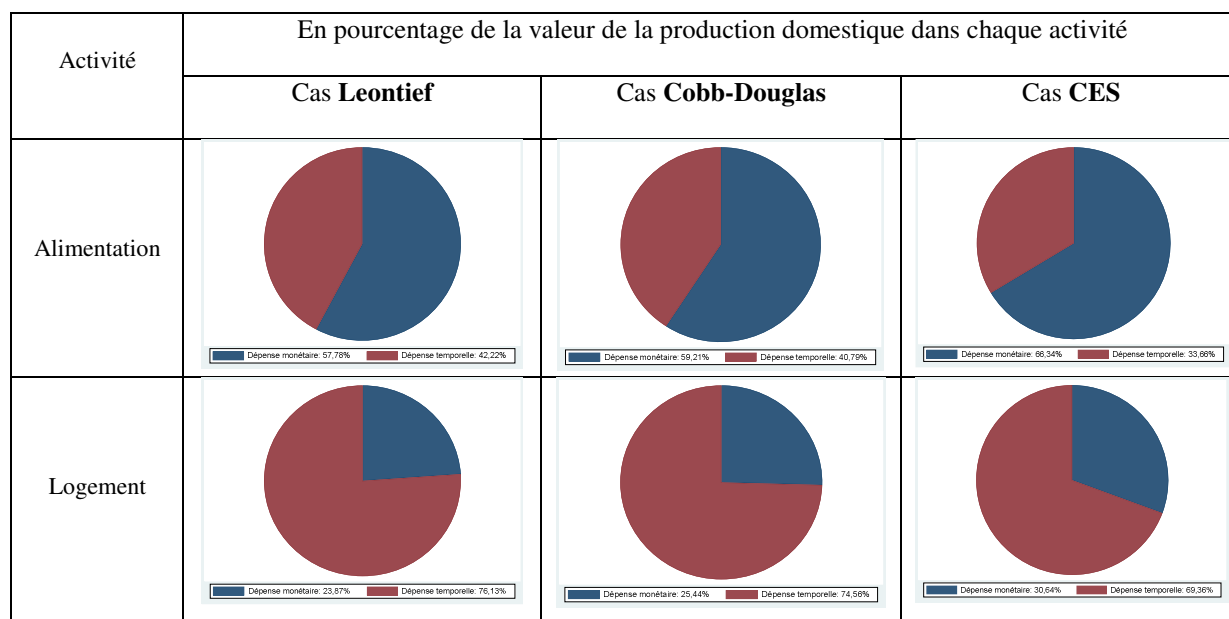
L'analyse de la structure de la consommation à partir du coefficient budgétaire complet présente les mêmes configurations : loisirs & divers ; logement ; alimentation ; activités domestiques. Les loisirs & divers représentent le premier poste de la dépense complète et les activités domestiques, le poste le moins représenté.

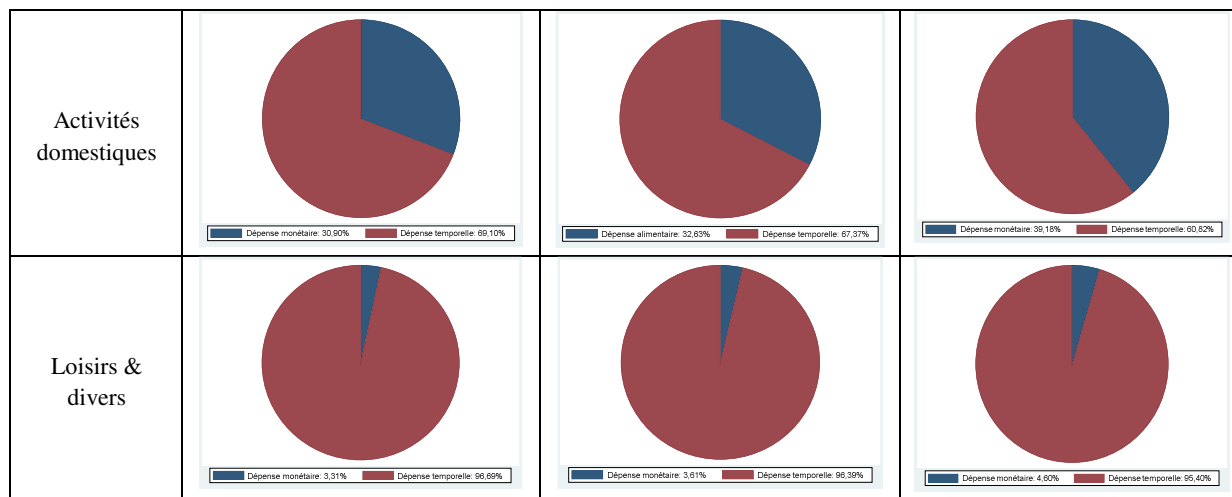
Si l'on considère le coefficient de la dépense complète agrégée dans l'alimentation comme un indicateur du niveau de vie des ménages, ce coefficient a augmenté de 0,2% (cas Leontief) ou de 0,5% (Cobb-Douglas) sur la période de 2008 à 2015 : le niveau de vie des ménages a baissé. Dans le cas CES, le coefficient budgétaire complet alimentaire a baissé de 0,4% sur la même période : le niveau de vie des ménages a augmenté. Le niveau de vie mesuré par le coefficient budgétaire complet alimentaire être influencé par la valeur du temps domestique.

D'autres résultats intéressants sur la consommation domestique peuvent être classés en deux catégories :

i°) Par activité, le coefficient budgétaire complet dédié à chaque input domestique : biens de marché ($\frac{m_i}{m_i + \omega t_i}$) et temps d'activité ($\frac{\omega t_i}{m_i + \omega t_i}$). Graphiquement, les résultats sont les suivants :

Graphique 2a : Répartition des inputs domestiques dans la production domestique.



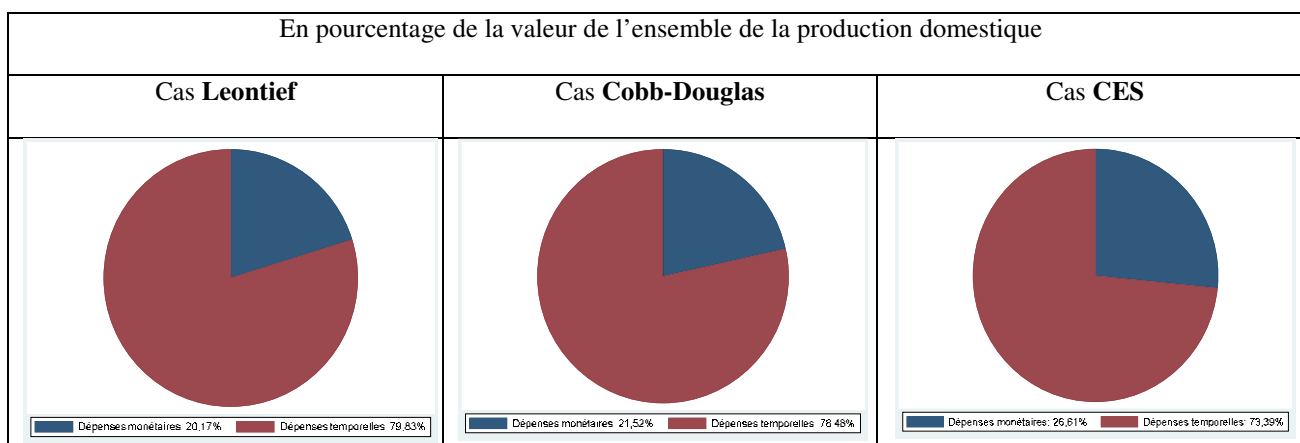


Source : Calculs sur pseudo-panel d'enquêtes imputées BdT (2013) et BdF (2008, 2015)

La production domestique de l'alimentation requiert plus de dépense monétaire que de dépense temporelle : environ 60% contre 40% de la valeur de la production domestique de cette activité. Celle des loisirs & divers exige plus de dépense temporelle que de dépense monétaire : environ 95% contre seulement 5% de la valeur de la production domestique de cette activité. La production domestique du logement ou des activités domestiques impose plus de dépense temporelle que de dépense monétaire mais dans des proportions raisonnables par rapport à la production domestique des loisirs & divers : environ 60% contre seulement 40% de la valeur de la production domestique de cette activité.

ii°) Les parts de la valeur de la production domestique consacrées aux dépenses monétaires ($\frac{\sum m_i}{\sum (m_i + \omega t_i)}$) ou aux dépenses temporelles ($\frac{\sum \omega t_i}{\sum (m_i + \omega t_i)}$) résumées par le graphique 2b :

Graphique 2b : Répartition des inputs dans l'ensemble de la production domestique : dépenses temporelles agrégées vs dépenses monétaires agrégées.



Source : Calculs sur pseudo-panel d'enquêtes imputées BdT (2013) et BdF (2008, 2015)

Dans l'ensemble, la production domestique des activités exige plus de dépenses temporelles que de dépenses monétaires. Par rapport à la valeur de toute la production domestique, la dépense monétaire agrégée représente environ 23% contre environ 77% pour la dépense temporelle agrégée.

Comment expliquer l'effet important de l'utilisation du temps dans la structure de la consommation des ménages ? Le tableau ci-dessous tente de répondre à cette question :

Tableau 1.19 : Statistique comparative de la structure de la consommation chez les ménages urbains en Côte d'Ivoire : Approche monétaire vs approche complète

Activités consommées	Coefficients budgétaires : s_i					
	Approche monétaire : s_i^m			Approche complète : s_i^f		
	Avant pseudo-panélisation (Enquêtes indépendantes et imputées)		Après pseudo-panélisation	Après pseudo-panélisation		
	BdF 2008	BdF 2015		Cas Leontief :	Cas Cobb-Douglas :	Cas CES :
			Sur tout l'échantillon	Sur tout l'échantillon		
Alimentation	0,494	0,485	0,456	0,164	0,169	0,188
Logement	0,209	0,218	0,217	0,189	0,189	0,190
Activités domestiques	0,230	0,215	0,249	0,163	0,165	0,170
Loisirs & divers	0,067	0,112	0,078	0,484	0,477	0,452
Total	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000

Source : Calculs sur pseudo-panel d'enquêtes imputées BdT (2013) et BdF (2008, 2015).

La comparaison des structures de la consommation des ménages entre la *seule dimension monétaire* (avant la pseudo-panélisation sur les enquêtes imputées des BdF (2008, 2015) ou après la pseudo-panélisation sur l'ensemble de l'échantillon)) et la *double dimension monétaire et temporelle* (après la pseudo-panélisation sur l'ensemble de l'échantillon) met en évidence l'importance de la production domestique dans la structure de la consommation. Sous la dimension monétaire, l'alimentation est le premier poste de dépense (0,478), après suivent les activités domestiques (0,231), le logement (0,215) et les loisirs & divers (0,086). Sous la double dimension monétaire et temporelle, les loisirs & divers apparaissent comme le premier poste de dépenses des ménages (0,471), après suivent le logement (0,189), l'alimentation (0,174) et les activités domestiques (0,166). La prise en compte de la valeur de la production

domestique dans les décisions de consommation des ménages modifie significativement la structure de la consommation par rapport à la seule dimension monétaire.

La première loi d'Engel permet de mesurer le niveau de vie des ménages à partir de la part budgétaire consacrée à l'alimentation⁴¹. Elle annonce une causalité inversée entre niveau de vie du ménage et part budgétaire consacrée à l'alimentation. Sous la dimension monétaire et avant la pseudo-panélisation, les parts budgétaires consacrées à l'alimentation sont de l'ordre de 0,494 ou de 0,485 dans les enquêtes imputées BdF (2008) ou BdF (2015). Dans le pseudo-panel, la part budgétaire monétaire consacrée à l'alimentation est de l'ordre de 0,456 sur tout l'échantillon, une valeur qui est proche de celles obtenues avant la pseudo-panélisation. En revanche, la part budgétaire complète dédiée à l'alimentation est de l'ordre de 0,164 ; de 0,169 ou de 0,188 respectivement dans les cas Leontief, Cobb-Douglas ou CES. En comparant les niveaux de vie des ménages sous la seule dimension monétaire et sous la double dimension monétaire et temporelle à partir des parts budgétaires allouées à l'alimentation, la double dimension (monétaire et temporelle) de la consommation, produit une amélioration du niveau de vie des ménages par rapport à la seule dimension monétaire. La baisse du niveau de vie des ménages est moindre dans la double dimension par rapport à la seule dimension monétaire des dépenses des ménages. L'amélioration du niveau de vie des ménages par la prise en compte de la valeur de la production domestique a été déjà mise en évidence aux USA par Alpman et Gardes (2015). Durant la grande récession de 2008, la réduction du temps de travail sur le marché américain a permis de dégager du temps libre et celui-ci a été affecté à la production domestique. La substitution du temps de travail par le temps domestique a permis aux ménages américains de réduire la perte de bien-être (la baisse du niveau de vie) liée aux effets négatifs de la récession.

Les résultats obtenus dans cette section confirment l'hypothèse 1.3 selon laquelle la prise en compte de la valeur du temps dans les choix de la consommation domestique en Côte d'Ivoire modifie significativement la structure de la consommation par rapport à la seule dimension monétaire de la dépense agrégée.

⁴¹ Selon Gardes et al. (2013), l'identification de l'utilité ou du niveau de vie des ménages par la part budgétaire alimentaire est fortement contestable dans les pays développés où cette part avoisine en moyenne les 15%.

Conclusion

L'analyse de la structure de la consommation des ménages à partir d'une utilisation conjointe "dépense monétaire" et "temps" n'a jamais fait l'objet, à notre connaissance, d'études en Côte d'Ivoire. L'objectif principal dans ce chapitre était d'estimer les valeurs du temps et de les utiliser pour analyser et comparer les structures de la consommation du ménage. L'application d'un modèle de la production domestique avec valeur endogène du temps et des prix complets (Gardes, 2019, 2020) a montré qu'au seuil de 1%, la valeur du temps est significativement différente et inférieure du salaire minimum horaire urbain. Le ratio "valeur du temps/salaire minimum horaire" est inférieur à l'unité : les ménages ne sont pas à mesure d'utiliser facilement leur temps libre pour travailler davantage (économie ivoirienne est très peu concurrentielle). Le coût d'opportunité du temps est positivement corrélé avec la dépense monétaire totale. L'effet de l'âge du chef sur la valeur du temps dépend de la structure de la fonction de la production domestique : un effet non linéaire positif (cas Cobb-Douglas) contre un effet non linéaire négatif dans (cas CES). La taille du ménage exerce un effet non linéaire négatif sur le coût d'opportunité du temps. La double dimension (monétaire et temporelle) modifie significativement la structure de la consommation des ménages par rapport à la seule dimension monétaire des dépenses. Une mesure du niveau de vie des ménages à partir de la part budgétaire consacrée à l'alimentation (loi d'Engel), a montré que le niveau de vie des ménages urbains en Côte d'Ivoire s'est amélioré dans la double dimension par rapport à la seule dimension monétaire des dépenses du ménage.

Les résultats obtenus dans ce chapitre pourront être améliorés en tenant compte de certains points. L'étude a concerné uniquement les ménages urbains ce qui pourrait constituer une limite dans l'extrapolation des résultats au niveau national. Une base de données sur l'utilisation du temps dans le milieu rural et urbain, serait nécessaire pour pallier cette insuffisance. Il serait intéressant d'utiliser une base de données qui donne simultanément, pour chaque ménage et par poste de consommation, aussi bien dans le milieu rural que dans le milieu urbain, des informations sur les dépenses monétaires, l'utilisation du temps et les caractéristiques sociodémographiques et économiques du ménage. Elle permettrait d'éviter l'appariement statistique par pseudo-panélisation des enquêtes indépendantes et améliorerait certainement les résultats de cette étude. On pourrait essayer d'autres techniques d'appariement autres que la pseudo-panélisation comme la méthode de Rubin (1986). Elle limiterait, l'hétéroscélasticité résultant de l'agrégation des données dans le pseudo-panel. Enfin, dans le cas CES, l'estimation des paramètres de substitution s'est achevée à la seconde itération en

supposant qu'ils étaient tous convergents et de variance minimale. Un futur travail consistera à construire un algorithme qui permettra d'effectuer le nombre d'itérations nécessaires à la convergence réelle des paramètres de distribution $\hat{\rho}_i$ avec des variances minimales. Enfin, nous avons observé qu'un des défis pour assurer la stabilité et la robustesse des résultats réside dans la complémentarité ou la substituabilité entre les biens et le temps. La considération de modèles tels que Leontief, Cobb-Douglas ou CES pour la fonction de production domestique peut parfois entraîner des modifications significatives dans les résultats obtenus. Ainsi, le prochain chapitre semble particulièrement pertinent pour approfondir cette perspective.

Chapitre 2 : SUBSTITUABILITE ENTRE LES BIENS ET LE TEMPS ET TESTS DE RATIONALITE DANS LA CONSOMMATION DOMESTIQUE EN CÔTE D'IVOIRE

“Laisser le temps au temps de réaliser dans le temps ce que le temps a prévu dans le temps”

(Proverbe de la tribu Akyé du peuple "Akan" au Sud-Est de la Côte d'Ivoire)

Introduction au chapitre 2

Pendant longtemps, l'hypothèse de la rationalité dans les choix de consommation du ménage a été analysée à travers le concept d'utilité, un concept difficile à quantifier. Elle suppose qu'au minimum, les ménages maximisent une fonction-objectif sous une contrainte économique. Aujourd'hui, de nombreuses incertitudes remettent en cause la portée et les implications de la rationalité économique. L'on s'interroge sur le caractère rationnel de la rationalité. Le fait d'agir selon sa propre raison ne conduit-t-il pas à des choix sous-optimaux ? Le caractère d'une décision prise selon sa propre loi ne remet-elle pas en cause l'individualisme rationaliste (Frydman, 1994) ? La réflexion sur ces préoccupations a donné naissance à la théorie de la préférence révélée (Samuelson, 1948). Elle affirme que le comportement du consommateur, si revenu et prix sont fixés, est le meilleur indicateur de ses préférences. Sur un panel de ménages polonais, Diaye et al. (2008) ont souligné que les préférences n'étaient pas stables dans le temps. Février et Visser (2004), sur deux ensembles de données expérimentales de 60 individus chacun, ont constaté que 2% de violations GARP. Matteï (2000) a affirmé que les expériences effectuées avec les consommateurs donnaient un comportement parfois incohérent (entre 30 et 60%). Sipel (1997) a trouvé un nombre considérable de violations des axiomes de la préférence révélée, ce qui contredit la théorie classique du consommateur. Famulari (1995) a souligné que 42 groupes démographiques sur 43 selon huit caractéristiques démographiques, respectaient GARP. Matteï (1994), avec des données mensuelles du Panel suisse de consommateurs (1975-1995) a montré que la moitié des ménages et ceux enregistrés pendant au moins 5 ans, violaient GARP. Chalafant et Alston (1988) ont découvert que 2 cas de violations sur les données australiennes et pas de violations sur les données américaines.

L'objectif principal du chapitre est d'analyser les possibilités de substitution entre "biens" et "temps" et de tester le comportement de la rationalité économique du consommateur dans un cadre domestique en Côte d'Ivoire. Avant, nous analysons la composition relative en biens par rapport au temps dans chaque activité et les possibilités de substitution entre inputs domestiques. Nous formulons les hypothèses et questions de réflexion suivantes :

Hypothèse 2.1 : Elle concerne la composition relative et les possibilités de substitution entre inputs domestiques "biens" et "temps". L'hypothèse est la suivante : Dans la production domestique en Côte d'Ivoire, toutes les activités consommées sont relativement plus intensives en biens qu'en temps et, les inputs ont tendance à être complémentaires plutôt que substituables.

Cette hypothèse suscite les questions de réflexion suivantes : Les activités consommées sont-elles relativement plus intensives en biens ou en temps ? Comment s'effectue la distribution de l'intensité relative en biens dans les sous-populations ? La substituabilité entre inputs domestiques est-elle identique dans toutes les activités en Côte d'Ivoire ? Existe-t-il une correspondance entre élasticités de substitution entre biens et temps et valeurs du temps ?

Hypothèse 2.2 : Elle concerne les choix (théorique et empirique) de la consommation domestique et l'hypothèse de la rationalité économique néoclassique. L'hypothèse est la suivante : Les comportements de consommation en Côte d'Ivoire dans un cadre domestique vérifient l'hypothèse de la rationalité au sens de la théorie néoclassique du consommateur.

Cette hypothèse suscite les questions de réflexion suivantes : La demande révélée en inputs domestiques en Côte d'Ivoire est-elle compatible avec la rationalité économique dans la théorie néo-classique du consommateur ? Les comportements de consommation domestique en Côte d'Ivoire sont-elles compatibles avec l'hypothèse néoclassique du consommateur ?

Hypothèse 2.3 : Elle traite de la compatibilité des comportements de consommation domestique du ménage avec le GARP. L'hypothèse est la suivante : Les comportements de consommation domestique en Côte d'Ivoire ne sont pas compatibles avec l'axiome GARP.

Cette hypothèse fait appel aux questions de réflexion suivantes : Les comportements de consommation en Côte d'Ivoire dans un cadre domestique, sont-ils compatibles avec l'axiome GARP de la préférence révélée ? Quelles sont les sources probables et les facteurs qui pourraient expliquer la probabilité de violer GARP dans la consommation domestique en Côte d'Ivoire ?

Le chapitre est organisé en trois sections avec chacune, une méthodologie différente selon l'objectif que l'on s'est fixé. Dans la section 1, nous analysons la composition relative en inputs dans chaque activité, en mesurant les niveaux des intensités relatives en biens et, nous décrivons les différentes évolutions de ces intensités relatives à travers diverses sous-populations. Nous explorons, les possibilités de substitution entre les inputs domestiques en mesurant les élasticités de substitution entre biens et temps. La section 2 procède à la

détermination et à l'analyse de l'équilibre du consommateur dans la demande en inputs domestiques. Elle utilise les résultats de l'équilibre pour calculer la dépense complète optimale de chaque activité qu'elle compare à la dépense complète révélée par les données. La section 3 discute de la compatibilité du comportement du consommateur avec l'axiome GARP de la préférence révélée. Elle identifie les sources probables de violations GARP et détermine les facteurs qui expliquent la probabilité de violer GARP en Côte d'Ivoire.

Section 1 : Intensité relative en biens et substituabilité des inputs domestiques

Il s'agit de mesurer dans chaque activité, l'intensité relative en biens par rapport au temps et, d'évaluer puis d'analyser les possibilités de substitution entre biens et temps.

2.1.1. Intensités relatives en biens dans les activités

2.1.1.1. Intensité relative biens : Mesure théorique et revue de littérature

a°) Mesure de l'intensité relative en biens par rapport au temps

Suivant Gronau et Hamermesh (2006), l'intensité relative en biens est définie par le ratio des inputs "dépenses monétaires" au "temps" par rapport au ratio "dépenses monétaires totales" au "temps domestique". Elle dérive du quotient de deux ratios dont le numérateur est le ratio des dépenses monétaires au temps et le dénominateur, le ratio des dépenses monétaires totales au temps domestique. L'intensité relative en biens/temps, notée $Ir(m_i)$ est telle que⁴² :

$$Ir(m_i) = \frac{m_i/t_i}{\sum_i m_i / \sum_i t_i} \quad (2.1)$$

où m_i et t_i représentent la dépense monétaire et le temps consacrés à l'activité i et, $\sum_i m_i$ et $\sum_i t_i$, les dépenses monétaires totales et le temps domestique du ménage.

⁴² Une reprise de la formule de Gronau et Hamermesh (2006) permet d'écrire : $\frac{m_i/t_i}{\sum_i m_i / \sum_i t_i} = \frac{m_i}{t_i} \times \frac{\sum_i t_i}{\sum_i m_i} = \frac{m_i}{\sum_i m_i} \times \frac{\sum_i t_i}{t_i}$. L'intensité relative en biens d'une activité correspond au rapport entre ses coefficients budgétaires monétaire et temporels. Elle s'exprime sans unité car elle est issue du ratio de deux coefficients budgétaires, eux-mêmes sans unité. Si l'intensité relative en biens/temps augmente alors le coefficient budgétaire monétaire évolue plus vite que le coefficient budgétaire temporel. L'activité devient de plus en plus relativement intensive en biens et l'intensité relative en biens est strictement supérieure à l'unité et tend vers l'infini. En revanche, si l'intensité relative en biens/temps baisse, alors le coefficient budgétaire monétaire évolue moins vite que le coefficient budgétaire temporel. L'activité devient de moins en moins relativement intensive en biens (de plus en plus relativement intensive en temps) et l'intensité relative en biens/temps est comprise entre 0 et 1 (strictement supérieure à 0 et inférieure ou égale à 1).

La mesure de l'intensité relative en biens par rapport au temps peut permettre de classer les activités. Cette classification s'appuie sur les critères suivants :

i) Si l'intensité relative en biens est strictement comprise entre 0 et 1 : elle est faible et l'activité est relativement plus intensive en temps qu'en biens. Plus l'intensité relative en biens est inférieure à l'unité et tend vers 0 et plus l'activité devient relativement de plus en plus intensive en temps (de moins en relativement intensive en biens). La part budgétaire monétaire consacrée à l'activité est strictement inférieure à sa part budgétaire temporelle.

ii) Si l'intensité relative en biens est strictement et significativement supérieure à 1 : elle est élevée et l'activité est relativement plus intensive en biens qu'en temps. Plus l'intensité relative en biens est supérieure à 1 et tend vers l'infini et plus l'activité devient de plus en plus relativement intensive en biens. La part budgétaire monétaire consacrée à cette activité est strictement supérieure à sa part budgétaire temporelle.

iii) Si l'intensité relative en biens est nulle alors l'activité est produite exclusivement avec le facteur temps. Par convention, seule l'activité *coucher/dormir* est entièrement produite avec l'input "temps". La part budgétaire monétaire consacrée à cette activité est nulle. Par hypothèse, l'activité *coucher/dormir* n'est pas considérée comme une activité domestique chez le ménage.

iv) Une intensité relative de valeur 1 s'expliquerait par le fait qu'il existe une parfaite égalité entre parts budgétaires monétaire et temporelle consacrées à la production de cette activité.

b°) Intensité relative en biens par rapport au temps : essai de revue de littérature

La mesure de l'intensité relative en biens par rapport au temps dans chaque activité est une question importante dans le contexte de la production domestique. Elle nous apparaît insuffisamment développée dans la littérature car elle ne concerne qu'une minorité de pays. Les premières explorations remontent à Gronau et Hamermesh (2006) sur des ménages américains (1985) et israéliens (1992). A partir d'un ensemble d'activités commun à ces deux groupes de ménages, les auteurs ont conclu que le "*sommeil*" est la seule activité produite uniquement avec le temps et que, toutes les autres activités étaient relativement plus intensives en biens par rapport au temps à l'exception des loisirs. Les loisirs étaient apparus relativement plus intensives en temps (0,36 aux USA contre 0,44 en Israël). Ils ont ajouté que l'activité "soins de santé" est relativement la plus intensive en biens par rapport à toutes autres activités (12,35 aux USA ou 10,73 en Israël). Après, suivent le logement (5,39 ou 6,88), le transport (3,63 ou 2,02),

l'alimentation (1,67 ou 1,82), l'habillement (1,42 ou 1,69), la garde d'enfants (1,27 ou 1,48) et les diverses activités (1,16 ou 1,68). La distribution des intensités relatives en biens par catégories d'âge du chef avait révélé que celle-ci a évolué en U inversé dans l'alimentation ou dans les loisirs aux USA et en Israël. Pour le logement, les intensités relatives en biens ont baissé continuellement sur le cycle de vie du ménage aux USA alors qu'elles ont évolué sous la forme d'un U inversé sur le cycle de vie des ménages israéliens⁴³.

Une autre étude sur l'intensité relative en biens par rapport au temps est celle de Günes (2017) chez des ménages turcs, enquêtés sur la période 2007-2013. Ses résultats empiriques ont montré que l'alimentation (8,66), le logement (13,67), l'habillement (2,94) et le transport (4,05) sont relativement plus intensives en biens par rapport au temps tandis que la santé & soins personnels (0,66), l'éducation (0,70), les loisirs (0,20) et les autres activités (0,11) sont relativement plus intensives en temps par rapport aux biens.

2.1.1.2. Intensités relatives en biens : Applications en Côte d'Ivoire

A notre connaissance, il semble qu'aucune étude ne concerne la mesure de l'intensité relative en biens par rapport au temps dans les pays africains en développement et en particulier en Côte d'Ivoire. Ce travail constitue une première du genre dans le cas de la Côte d'Ivoire et, les résultats concernent l'ensemble de la population et les sous-populations de ménages.

a°) Sur l'ensemble de la population des ménages urbains

Le tableau 2.1 présente les intensités relatives en biens et les variations de 2008 à 2015 :

Tableau 2.1 : Production domestique des activités chez les ménages urbains de Côte d'Ivoire

Activités des ménages	Temps d'activité (Heure/mois)	Coefficient budgétaire temporel : $\frac{t_i}{\sum t_i}$	Dépenses monétaires (FCFA/mois)	Coefficient budgétaire monétaire : $\frac{m_i}{\sum m_i}$	Intensité relative Biens/Temps	Variations : Δ (2008/2015)
Alimentation	116,301 (66,348)	0,091	53172,98 (13406,59)	0,456	6,049 (2,288)	+ 44,3%
Logement	239,592 (108,465)	0,180	26118,79 (11944,96)	0,217	1,253 (0,422)	+ 11,7%
Activités domestiques	179,982 (60,872)	0,141	30399,17 (12836,76)	0,249	1,806 (0,331)	- 5,30%
Loisirs & divers	754,767 (245,263)	0,588	9035,343 (2448,512)	0,078	0,134 (0,025)	+ 0,60%

⁴³ L'étude de & Gronau et Hamermesh (2006) a utilisé neuf activités (y compris le sommeil) produites par les ménages américains et israéliens. Nous avons choisi uniquement les trois activités (alimentation, logement ou loisirs) dans le but de faire une analyse comparative avec nos résultats empiriques sur la Côte d'Ivoire.

Total	1290,643 (426,616)	1,000	118726,30 (36416,85)	1,000	-
Observations	12701 ménages				

Source : Nos calculs, écarts- types sont entre parenthèses.

Les activités consommées en Côte d'Ivoire entre 2008 et 2015 sont relativement intensives en biens sauf les loisirs & divers où, nous observons plutôt une intensité relative en temps. L'intensité relative en biens est la plus élevée dans l'alimentation (6,05) et suivent, les activités domestiques (1,81), le logement (1,25) et les loisirs & divers (0,13). Ce résultat s'explique par la différence dans les parts de la dépense monétaire mensuelle totale affectée à la production domestique de chaque activité. Elles sont de 45,6% dans l'alimentation, de 24,9% dans les activités domestiques, de 21,7% dans le logement et 7,8% dans les loisirs & divers. L'intensité relative en biens dans les loisirs & divers apparaît comme la plus faible. En effet, nous constatons que les loisirs & divers représentent le premier poste d'utilisation du temps domestique (58,8%) et le dernier poste de dépenses monétaires des ménages (7,8%). L'observation des résultats dans le tableau 2.1 fait penser à deux relations de correspondance : *i) une relation de correspondance directe* entre coefficient budgétaire monétaire et intensité relative en biens. A un coefficient budgétaire monétaire élevé, correspond une intensité relative biens/temps également élevée et inversement. *ii) une relation de correspondance inversée* entre coefficient budgétaire temporel et intensité relative biens/temps. A un coefficient budgétaire temporel élevé, correspond une intensité relative biens/temps faible et inversement.

En considérant l'alimentation, le logement et les loisirs & divers, la comparaison de nos résultats avec ceux de Gronau et Hamermesh (2003) ou ceux de Günes (2017) fait apparaître des points de convergence. L'alimentation et le logement sont relativement intensives en biens et les loisirs & divers sont relativement intensifs en temps. Le temps alloué aux loisirs & divers et le temps de travail apparaissent comme des substituts ce qui n'est pas le cas pour les autres activités. Ainsi, c'est la manière dont le ménage répartit le temps qui concourt à la moindre dépense en biens et dont l'achat est financé par les revenus du travail. L'intensité relative en biens des activités semble différer selon le degré de développement. Dans les pays développés (USA en 1985) et dans les pays émergents (Israël en 1992 ou Turquie en 2007), le logement est ressorti comme l'activité la plus relativement intensive en biens et dans les pays en développement (Côte d'Ivoire), c'est l'alimentation qui est la plus relativement intensive en biens. Cette différence est imputable au fait que dans les pays en développement, l'alimentation représente près de la moitié des dépenses monétaires des ménages (rapport INS 2015), tandis

que dans les pays développées, elle est d'environ de 15% (Gardes, 2013). L'affectation des dépenses monétaires à une activité dépend du niveau de développement du pays et de la nature de l'activité. Aux USA, les dépenses de santé représentent une part relativement importante du produit intérieur brut. Lorsqu'on compare les intensités relatives en biens en Côte d'Ivoire (de 2008 à 2015), aux USA en 1985 ou en Israël en 1992 (Gronau & Hamermesh, 2006) ou en Turquie (de 2007 à 2013), il apparait une information assez intéressante. En effet, les activités pratiquées en Côte d'Ivoire ont une intensité relative en biens moindre par rapport aux activités pratiquées aux USA, en Israël ou en Turquie. Il apparait que dans les pays en développement, la plupart des activités sont certes relativement intensives en biens mais cette intensité est faible comparée à celle observée dans les pays développés. Le degré de développement semble être un facteur qui augmente l'intensité relative en biens : plus le pays se développe et plus, les activités consommées deviennent relativement plus intensives en biens par rapport au temps.

La dernière colonne du tableau 2.1 montre que sur la période de 2008 à 2015, toutes les activités sont devenues relativement plus intensives en biens sauf les activités domestiques qui sont devenues relativement moins intensives en biens. L'accroissement de l'intensité relative en biens dans l'alimentation (+44,3%), le logement (+11,7%) et les loisirs & divers (+0,6%) s'explique par le fait que les quantités des inputs en biens utilisées dans la production de ces activités, a augmenté sur cette période. Pour les activités domestiques, les quantités de biens de marché utilisés dans leur production ont certainement baissé entre 2008 et 2015.

b°) Sur des sous-populations des ménages urbains en Côte d'Ivoire

Le tableau ci-dessous présente la distribution des intensités relatives en biens des activités par sous-populations de ménages en Côte d'Ivoire.

Tableau 2.2 : Intensité relative en biens des activités par sous-populations.

Caractéristiques démographiques du ménage		ALIMENTATION			LOGEMENT			ACTIVITES DOMESTIQUES			LOISIRS & DIVERS		
		CBT	CBM	Intensité relative	CBT	CBM	Intensité relative	CBT	CBM	Intensité relative	CBT	CBM	Intensité relative
Age du chef	Jeune	0,104	0,469	7,108	0,165	0,227	1,413	0,142	0,216	1,624	0,589	0,088	0,151
	Adulte	0,088	0,454	6,074	0,174	0,217	1,281	0,141	0,251	1,812	0,596	0,078	0,131
	Sénior	0,105	0,464	4,990	0,246	0,205	0,858	0,145	0,260	1,892	0,503	0,071	0,144
Taille du ménage	Petite	0,095	0,461	6,360	0,170	0,212	1,317	0,148	0,238	1,661	0,586	0,088	0,153
	Normale	0,092	0,461	5,820	0,182	0,220	1,256	0,137	0,245	1,822	0,589	0,073	0,125
	Large	0,082	0,440	6,037	0,190	0,216	1,165	0,140	0,271	1,965	0,588	0,073	0,124

Présence enfants	Non	0,090	0,458	6,448	0,173	0,211	1,285	0,148	0,244	1,702	0,588	0,086	0,148
	Oui	0,091	0,455	5,793	0,184	0,220	1,231	0,137	0,252	1,873	0,587	0,073	0,125
Genre du chef	Féminin	0,159	0,480	3,157	0,193	0,226	1,237	0,118	0,222	1,950	0,529	0,071	0,137
	Masculin	0,069	0,448	6,967	0,176	0,213	1,258	0,149	0,258	1,760	0,606	0,080	0,133
Typologie du ménage	Monoparental	0,091	0,461	6,904	0,166	0,214	1,395	0,154	0,230	1,554	0,589	0,094	0,164
	Couple sans enfants	0,090	0,453	5,824	0,169	0,196	1,158	0,152	0,260	1,734	0,588	0,091	0,154
	Couple avec enfants	0,085	0,483	5,767	0,186	0,223	1,269	0,138	0,227	1,682	0,590	0,067	0,113
	Autres types	0,092	0,447	5,886	0,183	0,217	1,213	0,137	0,260	1,926	0,586	0,075	0,128
INTENSITE RELATIVE BIENS/TEMPS (Echantillon d'étude)		6,049 (2,288)			1,253 (0,422)			1,806 (0,331)			0,134 (0,024)		

Source : Nos calculs, les écarts-types sont entre parenthèses. CBT (Coefficient Budgétaire Temporel) ; CBM (Coefficient Budgétaire Monétaire) ; Intensité relative = Intensité relative en biens (dépense monétaire) par rapport au temps.

i) Intensités relatives en biens d'alimentation selon les caractéristiques des ménages :

i-1) Intensités relatives en biens d'alimentation par catégorie d'âge du chef de ménage :

L'âge du chef de ménage est reparti en trois catégories : jeune (14-24 ans), adulte (25-59 ans) et sénior (60 ans et plus). Dans les catégories d'âge des chefs, l'alimentation est relativement plus intensive en biens. L'intensité relative en biens dans l'alimentation semble baisser avec l'augmentation en âge du chef de ménage. Ce résultat est imputable au fait que l'avancée en âge du chef du ménage lui permet, à partir des gains de temps (le phénomène de la retraite), de fabriquer de plus en plus le repas à domicile et de réduire l'utilisation de biens alimentaires.

i-2) Intensités relatives en biens d'alimentation par indicateurs de taille du ménage :

Trois indicateurs de la taille du ménage : petite (1-2 personnes), normale (3-5 personnes) et large (6 personnes et plus). Dans tous les indicateurs de taille du ménage, l'alimentation apparaît avec une intensité relative en biens plus forte. L'intensité relative en biens dans l'alimentation évolue en forme d'un U avec l'augmentation de la taille.

i-3) Intensités relatives en biens d'alimentation et présence d'enfant(s) : La présence d'enfants semble réduire l'intensité relative en biens d'alimentation par rapport aux ménages sans enfants. Ce résultat s'expliquerait par le fait que la présence d'enfant (s) a tendance à réduire la consommation de biens d'alimentation et à augmenter la consommation de temps d'alimentation. Les ménages avec enfants donc de taille plus importante, bénéficient d'un effet-taille dans les prix de marché des biens alimentaires, ce qui a pour effet de réduire

leurs dépenses monétaires pour ces biens. La présence d'enfants dans le ménage (surtout de en bas-âge) augmente la consommation du temps consacré à l'alimentation.

i-4) Intensités relatives en biens d'alimentation et genre du chef de ménage : en moyenne, les ménages dirigés par un homme consomment l'activité alimentation avec une intensité relative en biens d'environ 2,5 fois celle dans les ménages dirigés par une femme. Cet écart serait dû au fait qu'en Côte d'Ivoire, la fabrication des repas à domicile est une tâche presque entièrement dévolue aux femmes. Elles consomment l'activité alimentation avec une moindre intensité relative en biens par rapport aux hommes et en revanche, elles consomment plus de temps (cuisiner/préparer) et moins de biens d'alimentation par rapport aux hommes.

i-5) Intensités relatives en biens d'alimentation et typologie du ménage : tous les types de ménage consomment l'alimentation avec une intensité relative en biens. Cette intensité relative en biens est moindre chez les couples avec enfants par rapport à toutes les autres formes de ménage. Les ménages monoparentaux représentent le type de ménage dont l'intensité relative en biens est la plus élevée. Les résultats confirment que la présence d'enfants réduit l'intensité relative en biens dans la consommation d'alimentation. L'intensité relative en biens d'alimentation évolue inversement avec la taille du ménage.

ii) Intensités relatives en biens de logement et caractéristiques des ménages :

ii-1) Intensités relatives en biens de logement et catégorie d'âge du chef de ménage : les résultats montrent que le logement est relativement plus intensif en biens mais que celle-ci est moindre et proche de 1 (1,23). L'intensité relative en biens de logement semble baisser avec l'avancée en âge chez le chef de ménage. Seule la catégorie sénior du chef consomme l'activité logement avec une intensité relative en temps (0,853). Ce résultat peut être interprété de la manière suivante : soit la catégorie sénior est pour la plupart propriétaire de son logement ou soit pour cette catégorie, du fait de la cessation de leur activité de travail (la retraite) se retire à la campagne, ce qui réduit drastiquement ou stagne leurs dépenses monétaires de logement.

ii-2) Intensités relatives en biens de logement et indicateurs de taille du ménage : L'augmentation de la taille du ménage semble avoir un effet négatif sur l'intensité relative en biens de logement dans le ménage. Lorsque le ménage s'agrandit, la consommation de l'activité logement par le ménage devient de moins en moins relativement intensive en biens.

ii-3) Intensités relatives en biens de logement et présence d'enfant(s) dans le ménage :

La présence des enfants semble réduire l'intensité relative en biens de logement par rapport à l'absence d'enfants dans le ménage. Les ménages avec enfant(s) consomment cette activité avec une moindre intensité relative en biens par rapport aux ménages sans enfant(s).

ii-4) Intensités relatives en biens de logement et genre du chef de ménage :

Les ménages dirigés par un homme consomment l'activité logement avec une intensité relative en biens légèrement supérieure à celle des ménages dirigés par une femme. Les ménages dirigés par un homme consacrent une part relativement plus importante de leurs dépenses monétaires aux dépenses de logement par rapport aux ménages dirigés par une femme.

ii-5) Intensités relatives en biens de logement et typologie du ménage :

Les ménages monoparentaux consomment l'activité de logement avec une intensité relative en biens nettement plus élevée par rapport à celle de toutes les autres formes de ménages. Les couples sans enfants consomment l'activité de logement avec une intensité relative en biens moindre par rapport à toutes les autres catégories de ménages.

iii) Intensités relatives en biens des activités domestiques et caractéristiques des ménages :

iii-1) Intensités relatives en biens des activités domestiques et d'âge du chef de ménage :

L'intensité relative en biens dans les activités domestiques croit avec l'augmentation en âge du chef de ménage. Les jeunes générations consomment les activités domestiques avec une intensité relative en biens moindre par rapport à toutes les autres générations de chefs.

iii-2) Intensités relatives en biens des activités domestiques et indicateur de la taille du ménage : la consommation des activités domestiques par les ménages devient de plus en plus relativement intensive en biens au fur et à mesure que la taille du ménage augmente.

iii-3) Intensités relatives en biens des activités domestiques et présence d'enfant(s) : la présence d'enfant(s) dans le ménage a tendance à augmenter la consommation des activités domestiques relativement plus intensives en biens par rapport aux ménages sans enfants.

iii-4) Intensités relatives en biens des activités domestiques et genre du chef de ménage : les ménages dirigés par une femme consomment les activités domestiques avec une intensité relative en biens plus importante que ceux dirigés par un homme.

iii-5) Intensités relatives en biens des activités domestiques et typologie de ménage : les ménages monoparentaux consomment les activités domestiques avec une intensité relative en biens moindre par rapport à toutes les autres formes de ménage. Après suivent, par ordre croissant des intensités relatives en biens, les couples avec enfants, les couples sans enfant(s) et les autres types de ménages.

iv) Intensités relatives en biens des loisirs & divers et caractéristiques des ménages : Les loisirs & divers sont consommés avec une intensité relative en temps. Elle varie très peu à l'intérieur d'une sous-population et, elle semble évoluer sous la forme d'un U inversé avec l'âge du chef et elle croit avec l'augmentation en taille du ménage. La présence d'enfants augmente l'intensité relative en temps des loisirs & divers par rapport aux ménages sans enfants. Les ménages dirigés par une femme consomment cette activité avec une intensité relative en temps légèrement plus faible que ceux dirigés par un homme. Généralement, l'intensité relative en temps des loisirs & divers augmente du type monoparental au type "Autres" (plus élargie), confirmant le résultat selon lequel, l'intensité relative en temps des loisirs & divers augmente avec la taille du ménage.

Dans le cadre domestique, un nombre limité de travaux s'est intéressé à la distribution des intensités relatives en biens des activités par sous-populations. Les travaux de Gronau et Hamermesh (2003) ont souligné qu'aux USA (1985) ou en Israël (1992), les intensités relatives en biens d'alimentation ont évolué sous la forme d'un U inversé avec l'âge du chef. Ce résultat est proche de celui observé chez les ménages urbains de Côte d'Ivoire sur la période de 2008 à 2015, avec une intensité relative en biens d'alimentation élevée au début du cycle de vie des ménages et qui a tendance à baisser à la fin du cycle de vie. Ils ont également conclu que les intensités relatives en biens de logement ont évolué inversement avec l'augmentation en âge du chef de ménage aux USA (1985) et, en forme d'un U inversé en Israël (1992). En rapprochant ce résultat à ceux observés en Côte d'Ivoire sur la période de 2008 à 2015, une similarité se dégage. En effet, aux USA (1985), en Israël (1992) ou en Côte d'Ivoire (2008-2015), l'intensité relative en biens de logement a évolué inversement avec l'âge du chef du ménage : elle est relativement plus élevée au début du cycle de vie et moindre vers la fin du cycle de vie. Enfin, chez ces auteurs, les intensités relatives en biens de loisirs & divers ont évolué en forme d'un U inversé avec l'âge du chef de ménage aussi bien aux USA (1985) qu'en Israël (1992). Or l'intensité relative en biens de loisirs & divers étant inférieure à l'unité, ils sont devenus relativement de plus en plus intensives en temps sur tout le cycle de vie de ménage dans ces deux pays. Ce résultat est comparable à celui de la Côte d'Ivoire sur la période de 2008 à 2015. Les loisirs & divers deviennent de plus en plus relativement intensifs en temps au fur et à mesure

que l'âge du chef de ménage augmente. Une légère baisse de cette intensité relative en temps de loisirs & divers s'observe en fin de cycle de vie du ménage en Côte d'Ivoire.

Les activités consommées en Côte en d'Ivoire sont relativement plus intensives en biens par rapport au temps sauf dans les loisirs & divers où cette activité est relativement plus intensive en temps. Il serait intéressant de mesurer et d'analyser les possibilités de substitution entre les biens et temps dans la production domestique de chaque activité en Côte d'Ivoire.

2.1.2. Elasticités de substitution entre biens et temps en Côte d'Ivoire

Avant de mesurer les élasticités de substitution entre biens et temps dans chaque activité, il importe d'estimer les paramètres de la fonction de la production domestique utilisée.

2.1.2.1. Paramètres de la fonction de production et élasticités de substitution

a°) Paramètres des fonctions de production domestique

Nous estimons les paramètres de la fonction de production domestique et analysons les impacts des formes fonctionnelles de ces fonctions sur les paramètres estimés.

i) Dans le cas d'une complémentarité des inputs domestiques : Le ménage consomme une quantité (Q_i) de chaque activité i une par combinaison de la dépense monétaire (m_i) et du temps (t_i) selon la technologie de production domestique de type Leontief suivante :

$$Q_i = \text{Min} \left(\frac{m_i}{a_i}, \frac{t_i}{b_i} \right) \quad (2.2)$$

a_i et b_i sont les coefficients techniques strictement positifs. La dépense monétaire et le temps doivent être toujours combinés dans une proportion fixe pour qu'ils soient pleinement utilisés. Il s'agit ici d'une relation linéaire entre inputs et niveau de production domestique d'une part et, d'une proportion fixe entre inputs domestiques d'autre part.

La production domestique d'une unité de l'activité i exige a_i unités de la dépense monétaire et b_i unités de temps. Le niveau de la production est déterminé par le facteur de production domestique dont le ménage dispose le moins. Pour déterminer les coefficients techniques, nous procédons comme suit :

$$y_i^f = p_i^f Q_i = m_i + wt_i \quad (2.3)$$

y_i^f , p_i^f et w désignent respectivement pour une activité i , la dépense complète, un proxy du prix complet et le salaire horaire minimum urbain en Côte d'Ivoire. Dans le cas d'une complémentarité des inputs domestiques : $Q_i = \frac{y_i^f}{p_i^f}$ et $p_i^f \approx \frac{m_i + wt_i}{m_i}$ donc

$$Q_i = \frac{m_i + wt_i}{m_i} = (m_i + wt_i) \cdot \frac{m_i + wt_i}{m_i} \text{ soit } Q_i = m_i \text{ dans le cas Leontief.}$$

$$Q_i = \begin{cases} \frac{m_i}{a_i} & \text{si } \frac{m_i}{a_i} < \frac{t_i}{b_i} \rightarrow m_i = \frac{m_i}{a_i} \text{ soit } a_i = 1 \text{ pour toute activité } i \\ \frac{t_i}{b_i} & \text{si } \frac{t_i}{b_i} < \frac{m_i}{a_i} \rightarrow m_i = \frac{t_i}{b_i} \text{ soit } b_i = \frac{t_i}{m_i} \end{cases} \quad (2.4)$$

ii) Dans le cas d'une substituabilité des inputs domestiques : Dans le chapitre précédent, les paramètres ont été estimés lors du calcul du coût d'opportunité du temps dans les cas Cobb-Douglas (coût d'opportunité unique du temps) ou CES (coût d'opportunité global du temps).

Dans le cas Cobb-Douglas, il faut se référer à l'équation 1.6 pour les paramètres α_i ou β_i . Nous supposons que les fonctions de production domestique sont homogènes de degré 1. Le paramètre α_i est compris strictement entre 0 et 1. Il indique la part budgétaire complète de la dépense monétaire et, $(1 - \alpha_i)$ la part budgétaire complète de la dépense temporelle dans la valeur de la production domestique de l'activité i .

$$\alpha_i = \frac{m_i}{m_i + \omega t_i} = \frac{\partial Q_i}{\partial m_i} \cdot \frac{m_i}{Q_i} = \frac{\partial \log Q_i}{\partial \log m_i} \quad (2.5)$$

$$\beta_i = \frac{\omega t_i}{m_i + \omega t_i} = \frac{\partial Q_i}{\partial t_i} \cdot \frac{t_i}{Q_i} = \frac{\partial \log Q_i}{\partial \log t_i}$$

avec $(\alpha_i + \beta_i) = 1$ et, $\beta_i = 1 - \alpha_i$.

La matrice hessienne (dérivées partielles du second ordre) est semi-définie négative⁴⁴, ce qui assurerait la courbure appropriée des isoquants (fonctions de production concaves).

⁴⁴ Les mineurs principaux d'ordre 1 (déterminant de la matrice H1 obtenue en supprimant la seconde ligne et la seconde colonne de H) et d'ordre 2 (déterminant de la matrice H) alternent en signent en commençant par le signe négatif.

Dans le cas CES, nous référerons à l'équation 1.13 pour les paramètres de distribution (δ_i) ou à l'équation 1.16 pour les paramètres de substitution ($\hat{\rho}_i$) des inputs domestiques.

b°) Résultats empiriques

Le tableau suivant donne les estimateurs des paramètres de la fonction de production domestique :

Tableau 2.3 : Estimateurs des paramètres de la fonction de production domestique

Activités des ménages	Cas LEONTIEF		Cas COBB-DOUGLAS		Cas CES	
	Paramètres ou coefficients techniques		Elasticités-inputs domestiques du niveau de production des activités		Paramètres de distribution : δ_i	Paramètres de substitution : $\hat{\rho}_i$
	Pour la dépense monétaire (m_i) : α_i	Pour le temps (t_i) : b_i	Pour la dépense monétaire (m_i) : α_i	Pour le temps (t_i): $\beta_i = (1 - \alpha_i)$		
Alimentation	1	0,002 (0,001)	0,578 (0,119)	0,422 (0,119)	0,86	-0,043*** (0,000)
Logement	1	0,009 (0,003)	0,239 (0,077)	0,761 (0,077)	0,18	0,166*** (0,000)
Activités domestiques	1	0,006 (0,001)	0,309 (0,054)	0,691 (0,054)	0,26	0,115*** (0,000)
Loisirs & divers	1	0,085 (0,025)	0,033 (0,009)	0,967 (0,009)	0,02	0,291*** (0,000)
N =12701 Observations						

Source : Nos calculs, écarts- types sont entre parenthèses. *** $p < 0,01$.

Dans le cas Leontief, la valeur du temps égalise le salaire minimum horaire urbain en Côte d'Ivoire. Le coefficient technique lié à la dépense monétaire est constante dans toutes les activités et elle ressort avec la valeur 1. Pour la production d'une unité d'alimentation, la proportion des facteurs est fixée. Elle est de 1 unité de dépense monétaire et 0,002 unité de temps. Pour la production d'une unité de logement, des activités domestiques ou des loisirs & divers, il faut, les inputs domestiques en proportions fixes respectivement dans les quantités (1; 0,009) ; (1; 0,006) et (1; 0,085). Le coefficient technique du temps d'alimentation est le plus faible entre les activités. Ce résultat est imputable au fait que l'alimentation dispose de la part budgétaire temporelle la plus faible. Le coefficient technique du temps de loisirs & divers est plus élevée car ils sont le premier poste d'utilisation du temps dans la production domestique.

Avec Cobb-Douglas, la valeur du temps domestique est égale au coût d'opportunité (unique) du temps en Côte d'Ivoire. Les paramètres de la fonction de production domestique sont les paramètres d'élasticités de la production domestique par rapport à chaque input.

L'impact des inputs domestiques sur le niveau d'output dépend de la nature de l'activité. En effet, l'impact de l'input temps est plus important que celui de l'input dépense monétaire dans toutes les activités sauf dans l'alimentation. Ce résultat confirme bien la structure de la consommation des ménages dans le cadre domestique, obtenu dans le chapitre précédent : la part des dépenses temporelles dans la dépense complète est plus élevée que celle des dépenses monétaires dans la dépense complète sauf pour l'alimentation.

Dans le cas CES, la valeur du temps est égale au coût d'opportunité (global) du temps en Côte d'Ivoire. Les paramètres de distribution δ_i indiquent la distribution en part de chaque input dans la production domestique de l'activité i . Pour toutes les activités, les valeurs des paramètres de distribution du temps sont plus élevées que ceux de la dépense monétaire à l'exception de l'alimentation. Les valeurs des paramètres de distribution confirment à nouveau, la structure de la consommation domestique en Côte d'Ivoire : à l'exception de l'alimentation, la production domestique des activités requièrent plus de dépenses temporelles que de dépenses monétaires. Les paramètres de substitution $\hat{\rho}_i$ sont compris en valeur absolue entre 0 et 1. Il est plus élevé dans les loisirs & divers et, suivent après les activités domestiques, le logement et l'alimentation. Les paramètres de substitution interviennent dans le calcul des différentes élasticités de substitution entre la dépense monétaire et le temps.

2.1.2.2. Elasticités de substitution entre biens et temps en Côte d'Ivoire

Nous utilisons une forme fonctionnelle sans restriction sur la valeur prise par l'élasticité de substitution entre biens et temps⁴⁵, estimée pour chaque activité. L'étude débute par une revue de littérature et ensuite, nous présentons et discutons les résultats empiriques d'une application en Côte d'Ivoire.

Aux États-Unis, Baral et al. (2001) ont estimé les élasticités de substitution entre biens et temps dans la fabrication des repas en utilisant les dépenses alimentaires au cours de la semaine de référence et celles faites habituellement. Avec ou sans temps de consommation, ils ont montré que l'élasticité de substitution entre biens et temps était faible dans l'alimentation. Elle aurait été légèrement supérieure si le temps de consommation n'était pas inclus comme un intrant. Hamermesh (2008) avec les mêmes données, a examiné les relations qui pourraient

⁴⁵ L'élasticité de substitution factorielle est un concept mathématique introduit par Hicks et Robinson. Dans le cadre de la production domestique des ménages, elle mesure l'ampleur à laquelle les ménages peuvent substituer un facteur de production domestique à un autre lorsque le rapport des prix relatifs de ces inputs change.

exister entre inputs domestiques dans l'alimentation : le temps (des achats de biens alimentaires, de préparation/consommation de repas) et la dépense monétaire (achats de biens alimentaires). Ses résultats ont confirmé ceux de Baral et al. (2001) avec des élasticités de substitution biens-temps de valeurs faibles dans l'alimentation (0,33 avec les dépenses alimentaires de la semaine de référence et 0,22 avec les dépenses alimentaires habituelles). Selon lui, l'augmentation de la valeur du temps (relative à une augmentation du coût d'opportunité du temps) avait tendance à augmenter les dépenses monétaires en biens pour la fabrication des repas. La difficulté de substituer les inputs domestiques alimentaires entre eux a été également retrouvée dans les travaux de Davis et You (2013). Quant à Canelas et al. (2019), ils ont estimé les élasticités de substitution entre biens et temps au Canada, en Equateur et au Guatemala. Ils ont conclu que les élasticités de substitution étaient plus élevées dans les loisirs (généralement supérieures à l'unité) à cause de la contrainte monétaire importante dans cette activité tandis que pour toutes les autres activités (y compris l'alimentation), les élasticités de substitution entre biens et temps étaient plus faibles à cause de la contrainte temporelle importante dans ces activités. En France, Gardes (2019a) a trouvé des élasticités de substitution entre biens et temps de faibles amplitudes dans toutes les activités sauf dans l'habillement et dans les loisirs. Aux Philippines, Chin (2008) a souligné que dans la population rurale, il existait un effet de substitution négatif entre biens et temps dans l'alimentation (relativement intensive en biens) et dans la garde d'enfants (relativement intensive en temps). Au Burkina Faso, Gardes et Thiombiano (2017) ont montré qu'il est très difficile de substituer les inputs domestiques entre eux. Les élasticités de substitution étaient en valeur absolue très faibles et proches de zéro. Ils ont conclu que les inputs avaient tendance à être complémentaires plutôt que substituables. En Turquie, les élasticités de substitution entre biens et temps estimées par Aktuna-Günes et Günes (2017) étaient positives et significatives sauf dans les loisirs. Toutes les valeurs étaient comprises entre 0 et 1 sauf dans l'éducation et les transports, avec des valeurs supérieures à 1.

De façon générale, les travaux antérieurs ci-dessus semblent dégager une tendance commune : les possibilités de substitution entre inputs domestiques sont limitées dans presque toutes activités (encore plus dans l'alimentation) et qu'elles sont plus élevées dans les loisirs.

Un nombre très limité d'études sur la substituabilité entre inputs domestiques, concerne les pays en développement. A l'exception de Gardes (2018), les études antérieures semblent avoir fait soit une fixation sur une seule activité ou soit, elles n'ont pas tenu compte d'autres structures de la fonction de production domestique autre que le type Cobb-Douglas. Nous prolongeons notre étude en prenant en compte toutes ces limites.

a°) Mesures de l'élasticité de substitution entre biens et temps

Les élasticités de substitution entre la dépense monétaire et le temps sont estimées conditionnellement à la structure de la fonction de production domestique du ménage.

i) Cas Cobb-Douglas : Les élasticités de substitution entre biens et temps sont estimées suivant la méthode proposée par Hamermesh (2008) :

$$\log\left(\frac{m_{h,i}}{t_{h,i}}\right) = \mu_i + \sigma_i \log(\omega_h) + \delta_i Z_h + \varepsilon_{h,i} \quad (2.5)$$

L'estimation des paramètres permet d'écrire l'élasticité de substitution des biens au temps ($\hat{\sigma}_i$) :

$$\hat{\sigma}_i = \frac{\partial \log\left(\frac{m_{h,i}}{t_{h,i}}\right)}{\partial \log(\omega_h)} \quad (2.6)$$

$m_{h,i}$, dépenses monétaires (en FCFA/mois) en achat de biens de l'activité i par le ménage h ;
 $t_{h,i}$, temps alloué (en heures/mois) à la production domestique de l'activité i par le ménage h ;
 ω_h , le coût d'opportunité (unique) du temps.

Z_h , vecteur de caractéristiques démographiques du ménage : taille intra-cohorte du ménage (en équivalent-adulte à l'échelle modifiée de l'OCDE) et âge intra-cohorte (en logarithme) du chef de ménage ; $\varepsilon_{h,i}$, variable perturbatrice supposée indépendamment et identiquement distribuée.

Le pseudo-panel non-cylindré (2008, 2013, 2015) de 12701 ménages, constitue la base de données dans les estimations. Les observations sont des moyennes intra-cohortes identiques à l'intérieur d'une même cohorte, d'un ménage à un autre et d'une période à une autre. Ce type de données pose le problème de l'hétéroscédasticité. L'équation (2.5) est estimée par un modèle de régressions apparemment indépendantes (SURE). Le modèle SURE (*Seemingly Unrelated Regression Estimators*) utilise la méthode des Moindres Carrés Généralisés (MCG) pour réduire l'hétéroscédasticité et la corrélation entre les perturbations. Cependant, le modèle de Hamermesh (2008) présente quelques limites. *Primo*, des travaux empiriques postérieurs à ceux de Becker (1965) ont mis en évidence le problème sur l'hypothèse de la séparabilité des préférences dans l'allocation du temps. L'identification de cette hypothèse ne sera pas discutée dans nos résultats empiriques actuels. *Secundo*, le modèle de Hamermesh (2008) ne concerne que les technologies Leontief ou Cobb-Douglas et il ne pourrait être utilisé dans le cas CES.

ii) Cas CES : La fonction de production domestique s'écrit : $Q_i = a_i[\delta_i m_i^{\rho_i} + (1 - \delta_i) t_i^{\rho_i}]^{\frac{1}{\rho_i}}$. ρ_i et δ_i sont des paramètres strictement positifs et compris entre 0 et 1. Pour définir l'élasticité de substitution entre biens et temps, il faut exprimer au préalable, le Taux Marginal de Substitution Technique (TMST) entre la dépense monétaire et temps pour une activité i :

$$TMST_{m_i, t_i} = \frac{Pm(t_i)}{Pm(m_i)} = \frac{\partial Q_i(m_i, t_i)/\partial t_i}{\partial Q_i(m_i, t_i)/\partial m_i}$$

$$TMST = \left(\frac{1 - \delta_i}{\delta_i}\right) \left(\frac{t_i}{m_i}\right)^{\rho_i - 1} = \left(\frac{1 - \delta_i}{\delta_i}\right) \left(\frac{m_i}{t_i}\right)^{1 - \rho_i}$$

$$\frac{m_i}{t_i} = \left[\left(\frac{\delta_i}{1 - \delta_i}\right) TMST\right]^{\frac{1}{1 - \rho_i}}$$

$$\log\left(\frac{m_i}{t_i}\right) = \frac{1}{1 - \rho_i} \log\left(\frac{\delta_i}{1 - \delta_i}\right) + \frac{1}{1 - \rho_i} \log(TMST)$$

L'élasticité de substitution ($\hat{\sigma}_i$) entre biens et temps dans le cas CES est définie par :

$$\hat{\sigma}_i = \frac{\partial \log\left(\frac{m_i}{t_i}\right)}{\partial \log(TMST)} = \frac{1}{1 - \hat{\rho}_i} \quad (2.7)$$

$\hat{\sigma}_i$ dépend du paramètre de substitution factorielle $\hat{\rho}_i$. Il n'est pas nécessairement égal 1. Il varie selon l'activité mais il est constant sur l'ensemble de la population et également dans toutes les sous-populations car il ne dépend pas des caractéristiques du ménage.

b°) Applications et analyse empirique dans le cas de la Côte d'Ivoire

Les données sont construites par appariement statistique (pseudo-panélisation) selon la méthode de Deaton (1985), des enquêtes indépendantes des BdF (2008, 2015) et du BdT (2013) des ménages urbains de Côte d'Ivoire. Ces enquêtes de l'Institut National des Statistiques ont été préalablement imputées par régression linéaire multiple, des observations manquantes ou nulles. Nous construisons un pseudo-panel de 12701 ménages observés sur trois périodes (2008, 2013 et 2015). Il fournit des informations mensuelles sur la dépense monétaire et le temps de quatre groupes d'activités : alimentation, logement, activités domestiques et loisirs & divers.

L'analyse empirique des possibilités de substitution entre biens et temps en Côte d'Ivoire tient compte de la structure de la fonction de la production domestique.

i) Élasticité de substitution entre biens et temps dans le cas Cobb-Douglas : L'estimation de l'équation 2.5 fourni, sur l'ensemble de la population ou selon les différents groupes démographiques, les résultats suivants :

Tableau 2.4 : Estimateurs SURE des élasticité de substitution entre biens et temps.

Sous-populations de ménages urbains		Inputs substituables : Cas Cobb-Douglas de la fonction de production domestique			
		Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers
Catégorie d'âge du chef de ménage	Jeune	-1,856***	4,017***	-1,593***	-1,026***
	Adulte	-2,463***	-0,762***	-1,360***	-0,438***
	Sénior	0,488***	-1,075***	-0,510***	0,160***
Indication de la taille du ménage	Petite	-2,986***	-2,401***	-0,223***	0,214***
	Normale	-1,542***	0,468***	-2,075***	-0,466***
	Large	-1,317***	-2,255***	-1,948***	-0,198***
Présence d'enfant(s)	Non	-2,562***	-2,185***	-0,688***	0,173***
	Oui	-1,444***	-0,362***	-2,008***	-0,308***
Genre du chef de ménage	Féminin	-0,638***	-0,786***	-1,144***	-0,905***
	Masculin	-1,894***	-0,694***	-1,553***	0,150***
Ensemble de la population		-1,848***	-0,679***	-1,461***	-0,073***
		(0,022)	(0,038)	(0,015)	(0,018)
R2		0,845	0,359	0,739	0,716
Nombre d'observations		12701 ménages			

Source : Nos calculs, écart-types entre parenthèse. (*) $p < 0,1$ (**) $p < 0,05$ (***) $p < 0,01$.

i-1) Sur l'ensemble de la population, tous les paramètres des élasticité de substitution sont statistiquement différents de 0 au seuil de 1% et elles varient selon la catégorie de l'activité. Des possibilités de substitution entre biens et temps existent dans toutes les catégories d'activités en Côte d'Ivoire. Les élasticité de substitution sont de signe négatif et rangées par ordre croissant entre -1,84 (dans l'alimentation) et -0,07 (dans les loisirs & divers) avec une valeur moyenne de -0,538 (0,078) sur l'ensemble des quatre activités. Le signe négatif des paramètres d'élasticité indique une allure concave de tous les isoquants. Les élasticité de substitution sont très faibles par rapport à 0 et, elles sont toutes en valeur absolue, significativement différentes de 1. L'hypothèse d'une fonction de production domestique Cobb-Douglas semble être rejetée par nos données. Les inputs, dans la production domestique en Côte

d'Ivoire, ont tendance à être complémentaires plutôt que substituables. L'alimentation ressort comme l'activité où les possibilités de substitution sont très limitées par rapport à toutes les autres activités. Ce résultat pourrait s'expliquer par le fait l'alimentation est la seule activité qui nécessite un temps minimum pour sa production domestique : le temps de manger/boire. Sous l'hypothèse d'une absence de production jointe, le temps de manger/boire ne peut ni être affecté à une autre activité ni affecté à une autre personne. Dans l'alimentation, la contrainte temporelle est importante et l'échange entre biens et temps est très limité. Une variation à la baisse des prix des biens alimentaires entraîne une variation moins que proportionnelle à la baisse de la quantité de temps consacrée à cette activité. Les dépenses monétaires et le temps d'utilisation dans l'alimentation sont positivement corrélés et le paramètre de l'élasticité de substitution indique la difficulté de substitution entre biens et temps dans la fabrication des repas. Nos résultats sont conformes à ceux de Hamermesh (2008) aux USA ou à ceux de Gardes (2019) en France. Les activités de base comme l'alimentation ou le logement ont généralement les élasticités de substitution les plus faibles. Les inputs de ces activités sont plutôt complémentaires puisqu'une quantité minimale de dépense monétaire et d'utilisation du temps sont tous les deux nécessaires pour leur production et ne peuvent être entièrement substitués l'un à l'autre. Les loisirs & divers ressortent comme l'activité où les possibilités de substitution sont un peu plus importantes par rapport à toutes les autres activités. Dans ce groupe, la contrainte monétaire est importante car les loisirs & divers sont relativement plus intensives en temps d'activité. Enfin sur l'ensemble de la production domestique, il est possible de calculer selon Gardes (2021)⁴⁶, la moyenne pondérée σ de toutes les élasticités de substitution σ_i obtenues dans chaque activité. Dans l'échantillon, σ ressort avec une valeur négative de -0,539 (0,078) qui est significativement différent de 0 mais plus proche de 0. Ce résultat confirme encore une complémentarité plutôt qu'une substituabilité des inputs dans la production domestique des activités en Côte d'Ivoire.

i-2) Les élasticités de substitution entre biens et temps varient selon les groupes socio-démographiques du ménage. L'élasticité de substitution par catégorie d'âge du chef montre plus de possibilités chez le ménage sénior dans toutes les d'activités sauf dans le logement où, les possibilités sont plus importantes chez les jeunes ménages car leurs contraintes monétaires et temporelles sont plus réduites. Selon l'indication de la taille du ménage, il apparait plus de possibilités de substitution entre biens et temps chez les ménages de large taille dans toutes les

⁴⁶ Gardes (2021) propose de calculer la moyenne pondérée σ (pondérée par les parts du budget temps) des élasticités de substitution σ_i (entre la dépense monétaire m_i et la temps t_i pour une activité i) par : $\sigma = \frac{1}{\sum_i t_i} \sum_{i=1}^k \sigma_i$.

catégories d'activités sauf dans le logement où, les possibilités sont plus importantes chez les ménages de taille normale. La possibilité de substitution entre biens et temps dans chaque activité dépend de la présence ou non d'enfants. Les ménages ayant au moins un enfant ont plus de possibilités de substitution dans l'alimentation ou le logement et, les ménages sans enfants, plus de possibilités de substitution dans les activités domestiques ou les loisirs & divers.

ii) Elasticités de substitution entre biens et temps dans le cas CES : Les élasticités de substitution factorielle (équation 2.7) et les valeurs des coûts d'opportunité partiels du temps par activité (équation 1.17) ont donné les résultats suivants :

Tableau 2.5 : Substituabilité entre les inputs domestiques et valeurs (partielles) du temps

	Elasticités de substitution : σ_i (équation 2.7)	Coûts d'opportunité (partiels) du temps : $\hat{\omega}_i$ (équation 1.17)
Alimentation	0,960*** (0,000)	125,98 (59,51)
Logement	1,200*** (0,000)	250,80 (111,37)
Activités domestiques	1,130*** (0,000)	268,91 (63,15)
Loisirs & divers	1,410*** (0,000)	297,36 (63,94)
Ensemble des activités	$\sigma = \frac{1}{\sum t_i} \sum_{i=1}^k t_i \sigma_i$ $\hat{\sigma} = 1,291 (0,021)$	$\omega = \frac{1}{\sum t_i} \sum_{i=1}^k t_i \hat{\omega}_i$ $\omega = 264,401 (54,734)$
N =12701 Observations		

Source : Calculs sur pseudo-panel d'enquêtes BdT (2013) et BdF (2008, 2015), écart-types sont entre parenthèse. (*) $p < 0,1$ (**) $p < 0,05$ (***) $p < 0,01$.

ii-1) Elasticités de substitution entre biens et temps : L'élasticité de substitution entre biens et temps diffère d'une activité à une autre en Côte d'Ivoire. Elles sont toutes positives et significatives au seuil de 1% ce qui semble indiquer un certain degré de substituabilité entre les inputs domestiques. Elles fluctuent entre 0,96 (dans l'alimentation) et 1,41 (dans les loisirs & divers) avec une valeur moyenne pondérée de 1,291 (0,021) sur l'ensemble des quatre groupes d'activité. Les valeurs des élasticités de substitution entre biens et temps dans le cas CES montrent que des possibilités de substitution limitées dans toutes les activités à l'exception de l'alimentation ou elles sont très limitées. Dans l'alimentation, une quantité minimale de biens et de temps est nécessaire pour la production et les inputs ne peuvent être entièrement substitués

l'un à l'autre. L'élasticité de substitution est plus élevée dans les loisirs & divers par rapport à toutes les autres activités. En France, Gardes (2020) a également montré que l'élasticité de substitution était plus élevée dans les loisirs (0,65 en valeur absolue). Une explication plausible à ces résultats similaires entre la France et la Côte d'Ivoire serait qu'il existe un effet de composition dans le calcul de l'élasticité de substitution due à la différence dans les différentes activités qui composent les loisirs. L'ordre un peu plus élevé de l'élasticité de substitution dans les loisirs & divers révèle que les possibilités de substitution entre biens et temps sont plus importantes dans les loisirs & divers par rapport à toutes les autres activités. L'alimentation ressort comme l'activité où l'élasticité de substitution entre biens et temps est la plus faible. Cette faible valeur de l'élasticité de substitution dans l'alimentation montre que les inputs domestiques alimentaires ont tendance à être complémentaires plutôt que substituables. La production domestique de l'alimentation exige une quantité minimum de temps que l'on ne pourrait affecter à une tierce personne : le temps de manger/boire. Dans l'alimentation, il apparaît que l'input temps devient nécessaire aussitôt qu'une quantité d'activité a été choisie. Suivant Gardes (2020), l'utilité marginale du temps était faible dans le cas d'une complémentarité avec la dépense monétaire correspondante, et grande dans le cas d'une substitution. Becker (1965) a justifié la faiblesse de l'élasticité de substitution entre biens et temps dans l'alimentation par le fait que cette activité est une consommation productive. Elle ne contribue pas directement aux revenus car il n'existe aucun substitut de marché. Les possibilités de substitution entre biens et temps différent d'une activité à une autre mais elles restent très limitées dans la production domestique en Côte d'Ivoire. Un résultat comparable apparaît dans les travaux de Gardes et Thiombiano (2017) chez des ménages ruraux au Burkina. Sous la contrainte d'une élasticité de substitution entre biens et temps similaire dans toutes les catégories d'activités, ces auteurs ont obtenu une valeur moyenne de -0,083 avec un écart-type de 0,029. Cette valeur de l'élasticité de substitution était statistiquement significative mais très faible et proche de 0. Pour eux, la valeur faible de cette élasticité de substitution était imputable à la faiblesse des revenus monétaires. Il était difficile chez les ménages burkinabé, d'accroître les dépenses monétaires en achats biens de marché pour réduire le temps consacré aux activités.

ii-2) Elasticités de substitution et valeurs (partielles) du temps : En excluant volontairement les activités domestiques⁴⁷, la comparaison entre élasticités de substitution et

⁴⁷ Les activités domestiques représentent un groupe très composite, issu de l'agrégation des activités d'éducation, de communication et de transport. Nous assumons que ce groupe très hétéroclite est peu révélateur des comportements de consommation du ménage car ces trois activités possèdent des caractéristiques assez différentes.

coûts d'opportunité (partiels) du temps pour les différentes activités, fait apparaître une information intéressante. La valeur du temps varie d'une activité à une autre selon la possibilité de substituer la dépense monétaire et le temps dans la production domestique. Nous observons une relation positive entre élasticités de substitution et coûts d'opportunité (partiels) du temps. Une faible (grande) possibilité de substitution entre biens et temps semble induire une faible (grande) valeur partielle du temps. Plus, les inputs domestiques ont tendance à être complémentaires dans une activité (élasticité de substitution entre biens et temps proche de 0), et plus la valeur du temps dans cette activité est faible. D'après les résultats, le classement des activités selon la valeur de leur élasticité de substitution est un indicateur de prédiction de la valeur probable du coût d'opportunité du temps d'une activité. La relation positive entre élasticité de substitution et valeur (partielle) du temps est désignée par *loi de correspondance entre élasticité de substitution factorielle et valeur du temps* (Gardes, 2018, 2020). Les activités ayant une valeur plus petite de l'élasticité de substitution (respectivement une valeur plus large de l'élasticité de substitution) ressortent avec une valeur plus petite du temps (respectivement une valeur plus grande du temps). Dans la production domestique en Côte d'Ivoire, les élasticités de substitution entre biens et temps sont classées par ordre croissant : Alimentation, logement et loisirs & divers. De même, les valeurs des coûts d'opportunité (partiels) du temps suivent par ordre croissant, le classement suivant : Alimentation, logement et loisirs & divers. L'alimentation (respectivement les loisirs & divers) ressort avec l'élasticité de substitution la plus faible (respectivement la plus grande) et par conséquent la valeur du temps la plus faible (respectivement la plus élevée). Suivant Gardes (2018, 2020), si aucune substitution n'est possible (ou lorsqu'elle celle-ci s'avère difficile) entre les inputs domestiques, c'est-à-dire lorsqu'ils ont tendance à être complémentaires, le temps devient nécessaire dès lors qu'une quantité de biens a été choisie. Cela signifie que l'utilité marginale du temps est petite sous la condition de complémentarité avec la dépense monétaire correspondante et dans le cas contraire, l'utilité marginale du temps devient grande en cas de substituabilité. Un autre indicateur de la relation entre substituabilité des inputs et valeur du temps apparaît dans la forme quadratique inverse du coût d'opportunité (global) du temps relativement à l'âge du chef de ménage : l'élasticité-âge du chef de ménage du coût d'opportunité (global) du temps calculée donne une valeur de -0,592 avec un écart-type de 0,094 en Côte d'Ivoire.

Dans cette section, nous avons montré que dans la production domestique en Côte d'Ivoire, les activités sont relativement plus intensives en biens qu'en temps sauf dans les loisirs & divers. Les inputs domestiques ont tendance à être complémentaires plutôt que substituables.

Ces résultats confirment bien l'hypothèse 2.1. Cependant, en Côte d'Ivoire, les comportements de la consommation domestique du ménage sont-elles compatibles avec l'hypothèse de la rationalité économique selon le modèle traditionnel néoclassique du consommateur ?

Section 2 : Demande en inputs domestiques et rationalité économique en Côte d'Ivoire

Il s'agit d'analyser l'individualisme rationaliste du consommateur dans un cadre domestique selon la théorie néoclassique. Elle suppose qu'à préférences identiques, la variation de prix ou de revenu va affecter la demande qui est la solution du programme primal d'une maximisation de la fonction d'utilité sous la contrainte budgétaire. Selon, la technologie de production domestique, nous construisons des modèles mathématiques qui permettent d'obtenir selon l'activité, la demande optimale en inputs domestiques et de déduire, la dépense complète optimale. Nous confrontons la "dépense complète optimale" à la "dépense complète réelle" (révélée par les données) et, testons l'hypothèse de la rationalité néoclassique du consommateur dans les choix de la consommation domestique en Côte d'Ivoire.

2.2.1. Modèles théoriques de la demande optimale en inputs domestiques

Pour étudier le comportement du consommateur, nous considérons deux hypothèses :

* Les ménages prennent simultanément leurs décisions de production et de consommation : la production et la consommation des activités domestiques sont deux processus indissociables.

* l'hypothèse de rationalité du consommateur⁴⁸ : le ménage est un décideur individuel considéré comme un agent économique rationnel. La rationalité économique est définie par les éléments suivants : *i*) Le ménage dresse une liste de toutes les possibilités qui s'offrent à lui et il écarte celles qui ne sont pas réalisables. *ii*) Il prend en compte toute l'information disponible. *iii*) Il ordonne toutes les possibilités selon un ordre de préférences en fonction de leurs conséquences. *iv*) Il choisit la possibilité dont la position est la plus élevée dans ce classement (la possibilité dont il préfère la conséquence à celles de toutes les autres possibilités).

Sous ces hypothèses, la modélisation du comportement du consommateur dans la théorie de l'allocation du temps de Becker (1965) va tenir compte de la structure de la fonction de production domestique. Becker (1965) a considéré le ménage comme une petite "usine" qui combine des biens et du temps (inputs domestiques) pour produire un ensemble d'activités. Ces

⁴⁸ Murat Yildizoglu : <http://yildizoglu.info>

activités ne sont pas destinées à la vente afin d'en retirer un certain profit comme c'est le cas dans la théorie microéconomique traditionnelle du producteur. Elles vont plutôt entrer directement dans la fonction d'utilité du consommateur en lui procurant une certaine satisfaction. Le problème du consommateur dans la théorie de l'allocation du temps que nous développons est le suivant : le ménage définit une fonction-objectif (le niveau d'output de chaque activité) qu'il cherche à maximiser sous une contrainte économique (les coûts totaux des inputs domestiques). Précisément, le consommateur cherche simultanément, les quantités de biens (x_i) aux prix de marché (p_i) et de temps (t_i) évaluée par le coût d'opportunité du temps, de sorte à maximiser le niveau de la production domestique de l'activité (Q_i) sous la contrainte selon laquelle la valeur de la production domestique ($y_i^f = p_i^f Q_i$), égalise les coûts totaux des inputs domestiques ($m_i + \omega t_i$). Nous assumons que toutes les activités sont produites dans le court terme par le ménage et qu'il n'existe pas de coûts fixes dans la production domestique.

2.2.1.1. Dans le cas d'une complémentarité des inputs domestiques

a°) Programme du ménage avec des inputs complémentaires

La technologie de la production domestique est celle de Leontief. Les biens, évalués par les dépenses monétaires et, le temps d'activité doivent être toujours combinés dans une proportion fixe pour être pleinement utilisés par les ménages. Cette technologie de la production définit une relation linéaire entre inputs domestiques et output d'une part et une proportion fixe entre les inputs domestiques d'autre part. Le comportement du consommateur dans la théorie de l'allocation du temps est défini par le modèle mathématique suivant :

$$\underbrace{\text{Max}}_{\{m_i, t_i\}} Q_i = \text{Min} \left\{ \frac{m_i}{a_i}; \frac{t_i}{b_i} \right\} \quad (2.8a)$$

$$\text{S/C } p_i^f Q_i = y_i^f = m_i + \omega t_i$$

ω , le salaire horaire des ménages ; p_i^f , le prix complet unitaire de l'activité i ; a_i et b_i sont les coefficients techniques de la fonction de production domestique Leontief, liés respectivement aux inputs dépenses monétaires (m_i) et temps d'activité (t_i) ; Q_i , le niveau de la production domestique de l'activité i et, $p_i^f Q_i$, la valeur de la production domestique de l'activité i .

b°) Complémentarité des inputs domestiques et choix optimaux

L'équation 2.8a est un problème de maximisation d'une fonction de production sous la seule contrainte saturée des coûts des facteurs de production. Dans la recherche de l'équilibre⁴⁹, toutes les combinaisons efficaces correspondent à une utilisation des inputs domestiques dans des quantités qui sont justes nécessaires. Ces combinaisons efficaces sont définies telles que :

$$\frac{m_i}{a_i} = \frac{t_i}{b_i} \leftrightarrow m_i = \frac{a_i}{b_i} t_i \quad (2.8b)$$

L'équation 2.8b est une résolvante du programme (2.8a) du consommateur. En l'introduisant dans l'équation de la contrainte des coûts des facteurs de production, nous obtenons :

$$y_i^f = \frac{a_i}{b_i} t_i^* + w t_i^* \leftrightarrow y_i^f = t_i^* \left(\frac{a_i}{b_i} + w \right)$$

La demande optimale en inputs domestiques dans le cas d'une complémentarité est :

$$\left\{ \begin{array}{l} t_i^* = \frac{y_i^f}{\left(\frac{a_i}{b_i} + w\right)} \\ m_i^* = \frac{a_i}{b_i} \frac{y_i^f}{\left(\frac{a_i}{b_i} + w\right)} \end{array} \right. \quad \text{avec } y_i^f = m_i + w t_i \quad (2.8c)$$

Les paramètres a_i et b_i sont décrits comme les coefficients techniques dans l'équation 2.4.

2.2.1.2. Dans le cas d'une substituabilité des inputs domestiques

a°) Avec une fonction de production domestique Cobb-Douglas

Nous modélisons le comportement du consommateur dans la théorie de l'allocation du temps par le modèle mathématique ci-dessous :

$$\underbrace{Max}_{\{m_i, t_i\}} Q_i = A_i m_i^{\alpha_i} t_i^{(1-\alpha_i)} \quad (2.9a)$$

$$S/C \quad p_i^f Q_i = y_i^f = m_i + \omega t_i$$

⁴⁹ Le concept d'équilibre est important car il fournit un ensemble de solutions pour les modèles mathématiques.

La valeur du temps domestique est évaluée par le coût d'opportunité (unique) du temps (Gardes, 2019). α_i et β_i sont les paramètres de la fonction de production domestique. Les rendements d'échelle sont supposés être constants dans la production de chaque activité.

L'équation 2.9a est un problème de maximisation d'une fonction de production domestique sous la seule contrainte saturée des coûts des facteurs de production. Nous utilisons la méthode du lagrangien pour résoudre le problème du consommateur.

La fonction-objectif dérivée du modèle 2.9a s'écrit :

$$L(m_i, t_i, \lambda_i) = A_i m_i^{\alpha_i} t_i^{(1-\alpha_i)} + \lambda_i (y_i^f - m_i - \omega t_i) \quad (2.9b)$$

λ_i , le multiplicateur de Lagrange ou utilité marginale de la dépense complète pour l'activité i .

Les conditions de premier ordre (CPO) donnent les équations suivantes :

$$\frac{\partial L(m_i, t_i, \lambda_i)}{\partial m_i} = 0 \quad \text{soit} \quad A_i t_i^{(1-\alpha_i)} \alpha_i m_i^{(\alpha_i-1)} = \lambda_i \quad (1)$$

$$\frac{\partial L(m_i, t_i, \lambda_i)}{\partial t_i} = 0 \quad \text{soit} \quad A_i m_i^{\alpha_i} (1 - \alpha_i) t_i^{-\alpha_i} = \lambda_i \omega \quad (2)$$

$$\frac{\partial L(m_i, t_i, \lambda_i)}{\partial \lambda_i} = 0 \quad \text{soit} \quad y_i^f = m_i + \omega t_i \quad (3)$$

En écrivant l'expression du rapport $\frac{(1)}{(2)}$, nous obtenons :

$$\frac{t_i^{(1-\alpha_i)} \alpha_i m_i^{(\alpha_i-1)}}{m_i^{\alpha_i} (1 - \alpha_i) t_i^{-\alpha_i}} = \frac{1}{\omega} \quad \leftrightarrow \quad \left(\frac{\alpha_i}{1 - \alpha_i} \right) \left(\frac{t_i}{m_i} \right) = \frac{1}{\omega}$$

$m_i = \frac{\alpha_i}{1-\alpha_i} \omega t_i$ est une résolvante c'est à dire l'expression de m_i en fonction de t_i ⁵⁰.

L'injection de la résolvante dans la contrainte du programme du consommateur donne :

$$y_i^f = \left(\frac{\omega}{1 - \alpha_i} \right) t_i^*$$

⁵⁰ L'expression de la résolvante est arbitraire. Il est possible d'utiliser la seconde résolvante du système à exprimer t_i en fonction de m_i . La solution à l'équilibre est toujours la même.

Les équations de la demande optimale en inputs domestiques (avec une fonction de production domestique Cobb-Douglas) sont données par les expressions les suivantes :

$$\left\{ \begin{array}{l} t_i^* = \left(\frac{1 - \alpha_i}{\omega} \right) y_i^f = \left(\frac{1 - \alpha_i}{\omega} \right) (m_i + \omega t_i) \\ m_i^* = \left(\frac{\alpha_i}{1 - \alpha_i} \right) \omega t_i^* = \alpha_i y_i^f = \alpha_i (m_i + \omega t_i) \end{array} \right. \quad \text{avec } y_i^f = m_i + \omega t_i \quad (2.9c)$$

Les conditions de second ordre (CSO) donnent les équations suivantes :

$\frac{\partial^2 L(m_i, t_i, \lambda)}{\partial m_i^2} = A_i \alpha_i (-1 + \alpha_i) t_i^{(1-\alpha_i)} m_i^{-2+\alpha_i}$. Le signe de cette expression dépend de celui de $(-1 + \alpha_i) A_i \alpha_i t_i^{(1-\alpha_i)} m_i^{-2+\alpha_i} > 0$ et $0 < \alpha_i < 1$ donc $(-1 + \alpha_i) < 0$. $\frac{\partial^2 L(m_i, t_i, \lambda)}{\partial m_i^2}$ est strictement négatif. Le montant d'équilibre m_i^* en dépense monétaire est un *maximum local*.

$\frac{\partial^2 L(m_i, t_i, \lambda)}{\partial t_i^2} = A_i (1 - \alpha_i) (-\alpha_i) m_i^{\alpha_i} t_i^{-(1+\alpha_i)}$. Le signe de cette expression dépend de celui de $(-\alpha_i) A_i (1 - \alpha_i) m_i^{\alpha_i} t_i^{-(1+\alpha_i)} > 0$ et $0 < \alpha_i < 1$ donc $(-\alpha_i) < 0$. $\frac{\partial^2 L(m_i, t_i, \lambda)}{\partial t_i^2}$ est strictement négatif. La quantité d'équilibre t_i^* d'utilisation du temps est un *maximum local*.

Les CSO permettent également de vérifier une propriété importante de la fonction de production domestique Cobb-Douglas : la loi des rendements marginaux décroissants⁵¹. Pour chaque activité i , le couple d'inputs domestiques (m_i^*, t_i^*) qui définit l'équilibre est un maximum local pour la fonction de production domestique Cobb-Douglas.

b°) Avec une fonction de production domestique CES

Nous modélisons le comportement du consommateur dans la théorie de l'allocation du temps par le modèle mathématique ci-dessous :

$$\underset{\{m_i, t_i\}}{\text{Max}} \quad Q_i = A_i [\delta_i m_i^{\rho_i} + (1 - \delta_i) t_i^{\rho_i}]^{\frac{1}{\rho_i}} \quad \text{avec } \rho_i \neq 0 \quad (2.10a)$$

$$\text{S/C} \quad p_i^f Q_i = y_i^f = m_i + \omega t_i$$

⁵¹ La loi des rendements décroissants énonce le principe selon lequel le rendement marginal obtenu par l'utilisation d'un facteur de production domestique supplémentaire diminue, toutes choses égales par ailleurs.

Sous cette contrainte technologique, la valeur du temps domestique est évaluée par le coût d'opportunité (global) du temps (Gardes, 2018, 2022).

δ_i et ρ_i , respectivement les paramètres de distribution ou de substitution de la fonction de production domestique CES, supposée être à rendements d'échelle constants.

L'équation 2.10a est un problème de maximisation d'une fonction de production sous la seule contrainte saturée des coûts des facteurs de production. Nous utilisons la méthode du lagrangien pour résoudre le problème du consommateur.

La fonction-objectif du modèle 2.10a s'écrit :

$$L(m_i, t_i, \lambda_i) = A_i[\delta_i m_i^{\rho_i} + (1 - \delta_i)t_i^{\rho_i}]^{\frac{1}{\rho_i}} + \lambda_i (y_i^f - m_i - \omega t_i) \quad (2.10b)$$

Les conditions de premier ordre (CPO) donnent les équations suivantes :

$$\frac{\partial L(m_i, t_i, \lambda_i)}{\partial m_i} = 0 \quad \text{soit} \quad A_i \delta_i m_i^{\rho_i - 1} [\delta_i m_i^{\rho_i} + (1 - \delta_i)t_i^{\rho_i}]^{\frac{1}{\rho_i} - 1} = \lambda_i \quad (1)$$

$$\frac{\partial L(m_i, t_i, \lambda_i)}{\partial t_i} = 0 \quad \text{soit} \quad A_i (1 - \delta_i) t_i^{\rho_i - 1} [\delta_i m_i^{\rho_i} + (1 - \delta_i)t_i^{\rho_i}]^{\frac{1}{\rho_i} - 1} = \lambda_i \omega \quad (2)$$

$$\frac{\partial L(m_i, t_i, \lambda_i)}{\partial \lambda_i} = 0 \quad \text{soit} \quad y_i^f = m_i + \omega t_i \quad (3)$$

En faisant le rapport $\frac{(1)}{(2)}$, on obtient : $m_i^{\rho_i - 1} = \left(\frac{1 - \delta_i}{\delta_i}\right) \frac{t_i^{\rho_i - 1}}{\omega}$ soit $m_i = \left(\frac{1 - \delta_i}{\omega \delta_i}\right)^{\frac{1}{\rho_i - 1}} \cdot t_i$

une résolvante du programme. Elle exprime m_i en fonction de t_i .

L'injection de la résolvante dans la contrainte du programme permet d'écrire :

$$y_i^f = \left[\left(\frac{1 - \delta_i}{\omega \delta_i}\right)^{\frac{1}{\rho_i - 1}} + \omega \right] t_i^*$$

Les équations de la demande optimale en inputs domestiques avec une fonction de production domestique CES sont les suivantes :

$$\left\{ \begin{array}{l} t_i^* = \frac{y_i^f}{\left(\frac{1-\delta_i}{\omega\delta_i}\right)^{\frac{1}{\rho_i-1}} + \omega} \\ m_i^* = \left(\frac{1-\delta_i}{\omega\delta_i}\right)^{\frac{1}{\rho_i-1}} t_i^* = \left(\frac{1-\delta_i}{\omega\delta_i}\right)^{\frac{1}{\rho_i-1}} \cdot \frac{y_i^f}{\left(\frac{1-\delta_i}{\omega\delta_i}\right)^{\frac{1}{\rho_i-1}} + \omega} \end{array} \right. \quad (2.10c)$$

2.2.2. Allocation du temps et équilibre du consommateur : Applications en Côte d'Ivoire

L'application débute par une approche méthodologique et après, nous analysons puis discutons les résultats d'une application empirique dans le cas de la Côte d'Ivoire.

2.2.2.1. Approche méthodologique

La méthodologie utilisée consiste en une description du modèle, du matériel et des méthodes d'une part et, en une présentation des données de l'étude d'autre part.

a°) Modèle d'équilibre du ménage, matériels et méthodes

Nous recherchons, sous la contrainte de la technologie de la production domestique, le couple unique (m_i^*, t_i^*) pour lequel la droite d'isocoût coïncide avec la courbe d'isoquant. Mieux, il s'agit de déterminer le niveau optimal de chaque activité et qui respecte la contrainte des coûts de production. C'est un problème (mathématique) d'optimisation statique d'une fonction de production domestique sous la contrainte d'une égalité entre valeur de la production domestique et coûts totaux des facteurs de production.

Nous proposons de modéliser le comportement du consommateur dans la théorie de l'allocation du temps (Becker, 1965) par l'équation suivante⁵² :

$$\underbrace{\text{Max}}_{\{m_i, t_i\}} Q_i = f_i(m_i, t_i, Z_i) \quad (2.11)$$

$$\text{S/C } p_i^f Q_i = y_i^f = m_i + \omega t_i$$

⁵² La modélisation du comportement du ménage dans la théorie de l'allocation du temps que nous proposons, admet qu'il n'existe pas de frontière entre les activités de production et de consommation des ménages.

Z_i , vecteur de variables sociodémographiques des ménages ; ω , valeur du temps domestique (sous l'hypothèse de la technologie de la production). Nous considérons trois technologies dans la production domestique des activités : Leontief (la valeur du temps domestique est égale au salaire horaire des ménages (Becker, 1965)); Cobb-Douglas (la valeur du temps domestique est égale au coût d'opportunité unique du temps (Gardes, 2019) et CES (la valeur du temps domestique est égale au coût d'opportunité global du temps (Gardes, 2018, 2022)).

La détermination de l'équilibre du consommateur dans la théorie de l'allocation du temps (la résolution de l'équation 2.11) est influencée par la nature de la fonction de production domestique. Dans le cas d'une complémentarité des inputs domestiques, nous utilisons la technique de la combinaison efficace des inputs domestiques pour résoudre le problème du consommateur. En revanche, dans le cas d'une technologie de production domestique à inputs substituables, nous recourons à la méthode analytique du multiplicateur de Lagrange⁵³.

Après la résolution du problème du consommateur, nous considérons deux états distincts du ménage : un état réel (état révélé) avec les couples (m_i, t_i) dans la base de données et, un état d'équilibre (état théorique) avec les couples (m_i^*, t_i^*) pour chaque activité i . L'idée est de vérifier la compatibilité des choix de consommation par activité (mesurée par la dépense complète révélée) avec le postulat de la rationalité économique telle qu'énoncé dans la théorie néoclassique du consommateur. Nous assumons que dans l'estimation de la valeur du temps, les paramètres des fonctions d'utilité ou ceux de la fonction de production domestique ne changent pas d'un état du ménage à un autre. Une unique fonction d'utilité de type Cobb-Douglas est retenue dans l'analyse⁵⁴.

b°) Données utilisées

Nous utilisons un échantillon de ménages urbains de Côte d'Ivoire. Trois enquêtes indépendantes ont été obtenues auprès de l'Institut National des Statistiques (INS) : enquêtes des BdF (2008, 2015) et enquête du BdT (2013). Pour obtenir des données transversales de séries temporelles, nous apparions ces enquêtes selon la technique de la pseudo-panélisation

⁵³ Joseph Louis Lagrange (1736-1813) est un mathématicien, mécanicien et astronome naturalisé français, né à Turin et originaire de la Sardaigne. En analyse mathématique, le multiplicateur de Lagrange permet de trouver des points stationnaires d'une fonction dérivable d'une ou de plusieurs variables sous des contraintes saturées.

⁵⁴ Pour les paramètres de cette fonction d'utilité unique, se référer à l'annexe 2.9.

(Deaton, 1985)⁵⁵. Nous procédons préalablement sur chaque enquête, à une imputation des observations manquantes ou nulles par une régression linéaire simple. Pour les variables d'utilisation du temps, l'imputation s'est faite par régression du temps d'utilisation de chaque activité sur un ensemble de variables sociodémographiques communes à ces trois enquêtes. Les coefficients estimés sont utilisés pour prédire les temps d'activités manquants pour chaque ménage. Dans les enquêtes du budget de famille, nous faisons également une régression de la dépense monétaire pour chaque activité sur un ensemble de variables sociodémographiques communes à ces trois enquêtes. Les estimateurs obtenus sont utilisés pour prédire chez le ménage, les dépenses monétaires manquantes ou nulles de chaque activité. Nous conservons au sein de la base de données, les ménages dont l'utilisation du temps et la dépense monétaire pour une activité sont à la fois strictement positifs.

La base de données est un pseudo-panel déséquilibré de 12701 ménages urbains repartis sur les périodes 2008, 2013 et 2015. Les observations sont des moyennes mensuelles intra-cohortes : les variables de dépenses monétaires sont exprimées en FCFA et celles de l'utilisation du temps, en heures.

2.2.2.2. Analyse et discussion des résultats empiriques

Selon la technologie de la production domestique du ménage, la discussion des résultats se fait par approche comparative entre les deux états du ménage : un état normal (réel) et un état d'équilibre (théorique) du consommateur⁵⁶. Cette approche définit les valeurs de certaines variables pour chaque état : la dépense monétaire (partielle ou agrégée) ; le temps d'activité (partiel ou agrégé) ; la dépense complète (partielle ou agrégée).

a°) Complémentarité et choix des inputs dans un cadre domestique

La résolution de l'équation 2.8a donne les résultats suivants :

Tableau 2.6a : Demande d'inputs et équilibre du consommateur, cas Leontief

⁵⁵ Se référer à la section 1 du chapitre 1.

⁵⁶ Pour chaque activité produite, l'état théorique résulte de la résolution du problème théorique (équation 2.19), qui permet sous la contrainte de la technologie de la production domestique, d'obtenir à l'équilibre les couples $(m_i^* ; t_i^*)$. L'état réel correspond en moyenne et pour chaque activité, aux couples $(m_i ; t_i)$ dans la base de données.

		Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers	Total
Dépense monétaire (FCFA/mois)	Etat révélé : m_i (dans la base)	53172,98 (13406,59)	26118,79 (11944,96)	30399,17 (12836,76)	9035,34 (2448,51)	118726,3 (36416,85)
	Etat théorique : m_i^* (à l'équilibre)	55306,25 (18284,16)	26506,43 (10527,48)	30120,79 (10284,93)	8884,35 (2846,31)	120817,8 (37703,35)
Différence en moyenne (FCFA/mois) : $\Delta m_i = m_i - m_i^*$		-2133,25*** (13417,96)	-387,64*** (10685,51)	+278,38*** (6033,91)	+150,99*** (2211,79)	-2091,52*** (25138,4)
Utilisation du temps (Heures/mois)	Etat révélé : t_i (dans la base)	116,30 (66,34)	239,59 (108,46)	179,98 (60,87)	754,76 (245,26)	1290,64 (426,61)
	Etat théorique : t_i^* (à l'équilibre)	110,61 (36,56)	238,56 (94,75)	180,72 (61,71)	755,10 (241,94)	1285,06 (408,56)
Différence en moyenne (Heures/mois) : $\Delta t_i = t_i - t_i^*$		+5,69*** (35,78)	+1,03*** (28,49)	-0,74*** (16,09)	-0,40*** (5,89)	+5,58*** (67,03)
Dépense complète (FCFA/mois)	Etat révélé : y_i^f (dans la base)	96785,94 (31997,28)	115965,7 (46057,72)	97892,57 (33426,02)	292073,1 (93572,39)	602717,3 (189197,9)
	Etat théorique : $(y_i^f)^*$ (à l'équilibre)	96785,94 (31997,28)	115965,7 (46057,72)	97892,57 (33426,02)	292073,1 (93572,39)	602717,3 (189197,9)
Différence en moyenne (FCFA/mois) : $\Delta y_i^f = y_i^f - (y_i^f)^*$		0	0	0	0	0

Source : Calculs à partir du pseudo-panel des enquêtes des BdF (2008, 2015) et du BdT (2013), écarts- types sont entre parenthèses. (***) Significativité au seuil de 1% du test de t-Student.

Le tableau 2.6a montre qu'au niveau des dépenses monétaires partielles⁵⁷, les activités de base (alimentation ou logement) sont caractérisées par des dépenses monétaires dont les niveaux respectifs sont moins importants dans l'état réel par rapport à l'état d'équilibre du ménage. Ce résultat souligne que pour ces activités, il y a une sous-utilisation de l'input domestique biens (évalué par les dépenses monétaires en biens) dans l'état réel par rapport à l'état d'équilibre du ménage. En revanche dans les activités telles que activités domestiques ou loisirs & divers, il y a une sur-utilisation des biens dans l'état normal par rapport à l'état d'équilibre. L'observation des niveaux des dépenses monétaires agrégées⁵⁸ dans les deux états révèle qu'en moyenne, ces dépenses dans l'état réel sont en inférieures à celles dans l'état d'équilibre. La différence en moyenne est négative (en valeur absolue à 2091,51 FCFA/mois).

Au niveau des temps d'activité partiels, nous observons plutôt une tendance inverse. En effet, dans les activités de base, il apparaît une sur-utilisation de l'input temps par rapport aux activités telles que les activités domestiques ou les loisirs & divers dans lesquelles. Dans ces activités, nous constatons une sous-utilisation de l'input temps. Sur l'ensemble de toutes les

⁵⁷ Les dépenses monétaires relatives à chaque activité produite par le ménage.

⁵⁸ La somme des dépenses monétaires de toutes les activités pratiquées par les ménages.

activités, il apparait une sur-utilisation de l'input temps d'activité des ménages dans l'état réel par rapport à l'état d'équilibre. La différence en moyenne est positive (6 Heures/mois).

La valeur monétaire de la production domestique partielle⁵⁹ (mesurée par la dépense complète dans chaque activité) ou la valeur monétaire de l'ensemble de toute la production domestique (mesurée par la dépense complète totale pour toutes les activités) montrent qu'il n'existe pas de différence significative dans les niveaux entre les deux états du ménage.

Sous l'hypothèse d'une complémentarité des inputs domestiques, la demande en inputs des ménages dans l'état normal par rapport à la demande dans l'état d'équilibre se traduit une sous-utilisation de l'input biens et une surutilisation (un gaspillage) de l'input temps. Lorsqu'on compare pour une activité donnée, la dépense complète révélée par les données à la dépense complète théorique (déduite du modèle néoclassique du consommateur), nous observons que la dépense complète révélée égalise la dépense complète théorique. Avec la fonction production de type Leontief, les choix de consommation domestique en Côte d'Ivoire sont compatibles avec l'hypothèse de la rationalité économique selon la théorie néoclassique du consommateur.

b°) Substituabilité et choix des inputs dans un cadre domestique

Nous admettons que les inputs domestiques sont substituables selon une fonction de production domestique de type Cobb-Douglas ou de type CES.

i) Cas Cobb-Douglas et choix des inputs domestiques : La résolution de l'équation 2.9a, donne :

Tableau 2.6b : Demande d'inputs et équilibre du consommateur, cas Cobb-Douglas

		Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers	Total
Dépenses monétaires (FCFA/mois)	Etat révélé : m_i (dans la base)	53172,98 (13406,59)	26118,79 (11944,96)	30399,17 (12836,76)	9035,34 (2448,51)	118726,30 (36416,85)
	Etat théorique : m_i^* (à l'équilibre)	55381,93 (19617,08)	26758,98 (11551,47)	29088,89 (10290,67)	9044,51 (3060,16)	120274,3 (40755,32)
Différence en moyenne (FCFA/mois) : $\Delta m_i = m_i - m_i^*$		-2208,94*** (15387,53)	-640,19*** (12117,04)	+ 1310,28*** (7910,22)	-9,170 (2956,34)	-1548,02*** (31936,21)
Utilisation du temps (Heures/mois)	Etat révélé : t_i (dans la base)	116,30 (66,34)	239,59 (108,46)	179,98 (60,87)	754,76 (245,26)	1290,64 (426,61)
	Etat théorique : t_i^* (à l'équilibre)	113,76 (34,01)	239,83 (93,94)	185,72 (64,38)	755,43 (241,89)	1294,74 (411,32)
Différence en moyenne (Heures/mois) : $\Delta t_i = t_i - t_i^*$		2,53*** (41,78)	-0,23 (32,31)	-5,74*** (23,35)	-0,66*** (8,14)	-4,10*** (90,33)

⁵⁹ La valeur de la production domestique partielle est la valeur de la production domestique dans une seule activité. Elle est obtenue en additionnant dépenses monétaires en biens et dépenses temporelle en temps pour cette activité.

Dépenses complètes (FCFA/mois)	Etat révélé : y_i^f (dans la base)	95816,48 (33939,59)	111962,3 (48332,53)	94138,79 (33303,14)	274076,2 (92732,4)	575993,7 (194733,6)
	Etat théorique : $(y_i^f)^*$ (à l'équilibre)	95816,48 (33939,59)	111962,3 (48332,53)	94138,79 (33303,14)	274076,2 (92732,4)	575993,7 (194733,6)
Différence en moyenne (FCFA/mois) : $\Delta y_i^f = y_i^f - (y_i^f)^*$		0	0	0	0	0

Source : Calculs à partir du pseudo-panel des enquêtes des BdF (2008, 2015) et du BdT (2013), écarts- types sont entre parenthèses. (***) Significativité au seuil de 1% du test de t-Student

Au niveau des dépenses monétaires partielles, les résultats suggèrent que le comportement de consommation des ménages se traduit par une sous-utilisation de l'input biens (dépense monétaire) dans l'état réel par rapport à l'état d'équilibre pour toutes les activités à l'exception des activités domestiques. Sur l'ensemble de toutes les activités, les dépenses monétaires totales dans l'état réel sont inférieures à celles dans l'état d'équilibre. La différence (en moyenne) est négative et elle s'établit à environ - 4,10 Heures/mois.

Au niveau de l'utilisation du temps, les résultats montrent que le comportement de consommation des ménages se traduit par une sous-utilisation de l'input temps dans l'état réel par rapport à l'état d'équilibre pour toutes les activités sauf l'alimentation. Sur l'ensemble de toutes les activités, le temps domestique dans l'état réel est inférieur à celui de l'état d'équilibre. La différence (en moyenne) est négative et elle s'établit à environ -1548,02 FCFA/mois

Sous l'hypothèse d'une technologie de production domestique Cobb-Douglas, le comportement de consommation des ménages par rapport à l'état d'équilibre se traduit par une sous-utilisation à la fois de l'input bien et de l'input temps d'activité. En comparant pour une activité donnée, la dépense complète révélée par les données à la dépense complète théorique, nous observons que la dépense complète révélée égalise la dépense complète théorique. Avec la fonction production Cobb-Douglas, les choix de consommation domestique en Côte d'Ivoire sont compatibles avec l'hypothèse de rationalité dans la théorie néoclassique du consommateur.

ii) Cas CES et choix des inputs domestiques : Les résultats issus de l'équation 2.10a donne :

Tableau 2.6c : Demande d'inputs et équilibre du consommateur, cas CES.

		Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers	Total
Dépenses monétaires (FCFA/mois)	Etat révélé : m_i (dans la base)	53172,98 (13406,59)	26118,79 (11944,96)	30399,17 (12836,76)	9035,34 (2448,51)	118726,3 (36416,85)
	Etat théorique : m_i^* (à l'équilibre)	66700,23 (17134,11)	28176,56 (10122,58)	28803,68 (10302,75)	7884,27 (2743,85)	131564,7 (35681,29)

Différence en moyenne (FCFA/mois) : $\Delta m_i = m_i - m_i^*$		-13527,24*** (9132,68)	-2057,77*** (6509,90)	1595,49*** (4249,75)	1151,07*** (903,33)	-12838,45*** (8791,31)
Utilisation du temps (Heures/mois)	Etat révélé : t_i (dans la base)	116,30 (66,34)	239,59 (108,46)	179,98 (60,87)	754,76 (245,26)	1290,64 (426,61)
	Etat théorique : t_i^* (à l'équilibre)	59,17 (23,30)	229,80 (96,19)	187,19 (64,12)	759,58 (245,43)	1235,75 (412,70)
Différence en moyenne (Heures/mois) : $\Delta t_i = t_i - t_i^*$		+ 57,13*** (46,48)	+9,79*** (23,69)	- 7,21*** (15,48)	-4,80*** (4,01)	+54,88*** (45,35)
Dépenses complètes (FCFA/mois)	Etat révélé : y_i^f (dans la base)	81266,27 (20830,25)	85496,72 (30404,98)	76473,23 (27054,55)	201817,1 (64148,57)	445053,3 (130640,9)
	Etat théorique : $(y_i^f)^*$ (à l'équilibre)	81266,27 (20830,25)	85496,72 (30404,98)	76473,23 (27054,55)	201817,1 (64148,57)	445053,3 (130640,9)
Différence en moyenne (FCFA/mois) : $\Delta y_i^f = y_i^f - (y_i^f)^*$		0	0	0	0	0

Source : Calculs à partir du pseudo-panel des enquêtes des BdF (2008, 2015) et du BdT (2013), écarts- types sont entre parenthèses. (***) Significativité au seuil de 1% du test de t-Student

Concernant les dépenses monétaires partielles, les niveaux dans l'état réel sont en dessous de ceux observés à l'équilibre dans les activités de base (alimentation ou logement) tandis que dans les activités domestiques ou loisirs & divers, ce sont plutôt les niveaux de ces dépenses dans l'état d'équilibre qui l'emportent. Au niveau de la dépense monétaire agrégée, le niveau est plus faible dans l'état réel par rapport à l'état d'équilibre. La différence en moyenne est strictement négative (-12838,45 FCFA/mois).

Au niveau de l'utilisation du temps, le comportement de consommation des ménages révèle que dans l'état réel, le volume est supérieur à celui de l'état d'équilibre dans l'alimentation ou le logement. Dans les activités domestiques ou loisirs & divers, ce sont les niveaux de temps pour ces activités dans l'état d'équilibre qui l'emportent sur ceux dans l'état réel. Le temps consacré à l'ensemble de toutes les activités révèle que la consommation de temps est plus importante à l'état réel qu'à l'état d'équilibre. La différence en moyenne est positive (environ 54,88 Heures/mois).

Sous l'hypothèse d'une technologie de production domestique CES, le comportement de consommation des ménages par rapport à la situation d'équilibre s'apparente à une sous-utilisation de l'input biens et à une sur-utilisation de l'input temps d'activité. Lorsqu'on compare pour une activité donnée, la dépense complète révélée par les données à la dépense complète théorique, nous observons que la dépense complète révélée égalise la dépense complète théorique. Avec la fonction production CES, les choix de consommation domestique

en Côte d'Ivoire sont compatibles avec l'hypothèse de la rationalité dans la théorie néoclassique du consommateur.

De façon générale, l'hypothèse d'un niveau homogène dans la demande en inputs domestiques entre état révélé et état théorique est fortement rejetée nos données. Les choix réels des ménages en inputs présentent un niveau d'irrationalité élevé : la consommation en inputs domestiques en Côte d'Ivoire semble être non compatible avec la rationalité économique selon la théorie néoclassique. Cependant, l'observation de la valeur de la production domestique (coûts total des inputs domestiques) entre état révélé et état théorique révèle un résultat intéressant. En effet, la valeur de la production domestique observée dans la base de données est parfaitement identique à sa valeur dans l'état d'équilibre. Un résultat que nous désignons par la *loi d'identité parfaite dans la demande des activités entre l'état réel et l'état d'équilibre*. Avec des préférences identiques, cette loi nous permet de dire que les choix de consommation domestique en Côte d'Ivoire sont compatibles avec l'hypothèse de la rationalité économique selon la théorie néoclassique : la variation dans les prix complets ou dans la dépense complète agrégée va affecter la demande qui est la solution d'un programme primal de maximisation de l'utilité sous la contrainte budgétaire complète. Ce résultat est en accord avec l'hypothèse 2.2. Les ménages utilisent moins de biens (effectuent moins de dépenses monétaires pour l'achat des biens) et utilisent plus de temps qu'il ne leur faudrait pour maximiser le niveau de la production domestique de chaque activité : les biens sont rares et le temps est abondant dans la production domestique en Côte d'Ivoire. La rareté des biens pourrait être imputable à la faiblesse du pouvoir d'achat des ménages⁶⁰ car ces derniers ne peuvent se permettre d'acheter davantage de biens qu'il ne leur faut : la rareté des biens leur confère une valeur marchande élevée. En revanche, le temps est utilisé de façon excessive dans la production domestique pour compenser la rareté des biens. Le temps apparaît comme le facteur le plus utilisé dans la production domestique, ce qui justifie le coût d'opportunité faible dans les pays en développement. Une autre explication plausible est liée à l'existence d'un effet double. Du côté l'offre de travail, les ménages ne peuvent pas facilement substituer du temps marchand à leur temps domestique à cause d'une main d'œuvre peu ou pas qualifiée et abondante donc

⁶⁰ Ce résultat a déjà été mis en évidence par Gardes et Thiombiano (2017) chez les ménages burkinabés dans le milieu rural. En effet, ces auteurs ont conclu que le faible niveau des revenus monétaires chez ces ménages ne pouvait leur permettre d'augmenter la quantité des biens et de réduire le temps consacré à la production domestique. Canelas et al. (2014) ont également souligné que les ménages pauvres dans les pays latino-américains (caractérisés par un faible niveau de scolarisation et donc un très faible niveau des revenus monétaires) parviennent très difficilement à substituer les biens au temps dans la production domestique des activités.

relativement moins chère. Du côté de la demande de travail, il existe de profondes imperfections sur le marché du travail, ce qui rend difficile l'adéquation entre offre de travail et demande de travail. L'inconvénient est que la majeure partie du temps disponible des ménages est affectée à la production domestique. Toute la différence entre les pays en voie de développement et les pays développés dans leur production domestique respective, se situe au niveau de la composition relative en facteurs des activités produites. Les premiers produisent en général, des activités qui requièrent plus de dépenses temporelles que de dépenses monétaires alors que les seconds, des activités qui sont plus exigeantes en biens et utilisent moins de temps. En conséquence, la valeur du temps est élevée (la valeur des biens est faible) dans les pays développés et la valeur du temps est faible (la valeur des biens est élevée) dans les pays en développement⁶¹. Un autre résultat intéressant est le fait que la production domestique en Côte d'Ivoire ne respecte pas le *principe de non-gaspillage*⁶². En effet, pour maximiser le niveau de la production domestique dans la situation d'équilibre, les ménages utilisent une quantité trop importante de temps contre une faible quantité de biens qu'il ne leur faudrait. Si les choix de consommation domestique du ménage urbain de Côte d'Ivoire vérifient l'hypothèse de la rationalité néoclassique du consommateur, pouvons-nous affirmer que ces choix sont compatibles avec l'axiome GARP de la préférence révélée ?

Section 3 : Prix complets et violations de GARP en Côte d'Ivoire

La section précédente a montré que les choix de consommation domestique en Côte d'Ivoire étaient compatibles avec l'hypothèse de la rationalité économique selon la théorie néoclassique du consommateur. Le modèle standard du consommateur dans la théorie néoclassique, s'est progressivement enrichi pour prendre en compte certains aspects tels que : l'allocation du temps, les investissements en capital humain, l'hétérogénéité des agents, les caractéristiques des biens, l'information et l'incertitude des consommateurs, et la dépendance inter temporelle des préférences. Ces approches ont permis de mieux comprendre les choix et les comportements individuels des consommateurs. Dans la présente section, nous utilisons la

⁶¹ Gardes (2018) a estimé le COT dans des pays à niveaux de développement différents. Il a trouvé que le COT (en US dollars 2015) est plus élevé dans les pays développés (USA : 12,75 ; Canada : 10,93 et France : 7,01) et relativement plus faible dans les pays émergents ou en développement (Pologne : 4,26 et Burkina Faso : 0,09).

⁶² Le principe de non-gaspillage énonce que la consommation d'un couple d'inputs doit être la plus faible pour un niveau de production donné et pour l'utilisation d'un couple d'inputs, la production doit être la plus élevée possible.

préférence révélée pour tester les résultats des choix de consommation domestique précédents issus de l'application du modèle néoclassique du consommateur en Côte d'Ivoire.

Dans la théorie de la préférence révélée, Samuelson (1938) a affirmé que le comportement des consommateurs, si le revenu et les prix des biens sont maintenus constants, est le meilleur indicateur de leurs préférences. Pour lui, la meilleure façon de mesurer les préférences du consommateur est d'observer le comportement d'achat. Si un consommateur choisit une option parmi un ensemble, celle-ci doit être l'option préférée. Dans cette section, l'objectif consiste dans un cadre domestique, à analyser et à discuter de la compatibilité du comportement des consommateurs avec l'axiome GARP. De façon précise, nous tentons de répondre aux questions suivantes : *i)* Dans les choix de la consommation domestique, le ménage urbain de Côte d'Ivoire est-il vraiment rationnel selon la théorie de la préférence révélée ? *ii)* A l'intérieur d'une sous-population donnée, les préférences du ménage sont-elles homogènes ? *iii)* Quels sont les principaux déterminants de la probabilité de violer GARP en Côte d'Ivoire ?

2.3.1. Préférence révélée : Axiomes et revue de littérature empirique

L'idée est d'établir un lien entre des choix effectués qui auraient pu être observés et la théorie néoclassique du consommateur. Nous présenterons les axiomes de la préférence révélée et nous procéderons à brève une revue de littérature des travaux antérieurs.

2.3.1.1. Principe et des axiomes de la préférence révélée

a°) Principe de la préférence révélée

Avant, il convient de rappeler la définition de la préférence révélée R chez un ménage h aux périodes t et t' pour un vecteur de biens. On peut formuler le principe de la théorie de la préférence révélée de la manière suivante : Soit $D = (Q_{iht}, p_{iht})$, une base définissant un vecteur de biens i achetés dans les quantités Q_{iht} au vecteur de prix p_{iht} par le ménage h à la période t . Considérons une autre période t' avec la quantité achetée $Q_{iht'}$. On dira que Q_{iht} est directement révélée préférée à $Q_{iht'}$ noté $Q_{iht} R Q_{iht'}$ si :

$$\left\{ \begin{array}{l} \sum_i p_{iht'} Q_{iht'} \leq \sum_i p_{iht} Q_{iht} \quad (\text{ensemble des biens}) \\ p_{iht'} Q_{iht'} \leq p_{iht} Q_{iht} \quad (\text{un seul bien}) \end{array} \right. \quad (2.12)$$

L'interprétation de R est la suivante : un bien ou un ensemble de biens Q_{iht} se révèle préféré à $Q_{iht'}$ au prix ou au vecteur de prix $p_{iht'}$ si $Q_{iht'}$ aurait pu être choisi (c'est-à-dire coûte moins cher au prix p_{iht}) par le ménage alors que Q_{iht} est choisi à ce prix à la période t .

b°) Axiomes de la préférence révélée

La préférence révélée repose sur trois axiomes fondamentaux. Il s'agit de l'axiome faible de la préférence révélée ou WARP (*Weak Axiom of Revealed Preference*), de l'axiome généralisé de la préférence révélée ou GARP (*Generalized Axiom of Revealed Preference*) et de l'axiome fort de la préférence révélée ou SARP (*Strong Axiom of Revealed Preference*).

i) Axiome fort de la préférence révélée (SARP) découle du modèle d'optimisation. Cet axiome exige des courbes d'indifférence strictement convexes. Si un consommateur choisit toujours les paniers accessibles les plus désirés, son comportement respecte l'axiome fort. Cet axiome est une condition suffisante pour qu'un comportement corresponde au modèle dans la théorie du consommateur. Soit R , la relation "directement préféré à". Si Q_{iht} est *directement* préféré à $Q_{iht'}$ alors $Q_{iht'}$ ne doit être préféré à Q_{iht} .

$$Q_{iht} R Q_{iht'} \rightarrow \text{pas } Q_{iht'} R S Q_{iht} \quad (2.13a)$$

Il est évident que SARP implique GARP et WARP⁶³.

ii) Axiome faible de la préférence révélée (WARP) : Il est nécessairement respecté par un consommateur qui choisit toujours ce qu'il y a de meilleurs parmi les paniers qui lui sont accessibles. Cet axiome nécessite que la relation de préférence révélée R soit antisymétrique.

$$Q_{iht} R Q_{iht'} \rightarrow \text{pas } Q_{iht'} R Q_{iht} \quad (2.13b)$$

iii) Axiome généralisée de la préférence révélée (GARP) : Il est utilisé lorsqu'on admet des courbes d'indifférence seulement convexes. Un ensemble de données est conforme à la théorie de maximisation de l'utilité s'il satisfait GARP (Varian, 1987). Précisément, un ensemble de données satisfait GARP si Q_{iht} directement révélé préféré à $Q_{iht'}$ implique $p_{iht'}^f * Q_{iht} \geq p_{iht'}^f * Q_{iht'}$. Lorsque des données respectent GARP, il existe une préférence de pré-ordre stable localement non pleine (transitive, complète) ou une fonction d'utilité (non satisfaite, continue, concave et monotone) ou une correspondance de demande qui rationalisent les

⁶³ Voir Chambers et Echenique (2016), chapitre 3 et, Suzumura (2016), p.47.

données (Varian, 1982). Soit une base des données $D = \{(Q_{iht}, p_{iht}^f)\}$. Sur les périodes t et t' , les données respectent GARP si et seulement si pour tout couple de quantité $(Q_{iht}, Q_{iht'})$, Q_{iht} *DRP* $Q_{iht'}$, nous avons :

$$\left\{ \begin{array}{l} \sum_i p_{iht}^f * Q_{iht'} \leq \sum_i p_{iht}^f * Q_{iht} \quad (\text{ensemble des activités}) \\ p_{iht}^f * Q_{iht'} \leq p_{iht}^f * Q_{iht} \quad (\text{pour une activité } i) \end{array} \right. \quad (2.13c)$$

Pour qu'il y ait une cohérence dans les choix du consommateur, il faut qu'il n'y ait aucune contradiction. Ce qui veut dire que si Q_{iht} révélé préféré à $Q_{iht'}$, le consommateur ne pourra acheter $Q_{iht'}$ que s'il coûte moins cher (ou la même chose) que Q_{iht} .

GARP et SARP ne sont pas toujours empiriquement identiques car il est probable de trouver deux complexes de biens différents lorsqu'on calcule les quantités en divisant par les prix complets : il est donc courant de trouver des violations de SARP sans violation de GARP. Il n'existe pas de relation entre GARP et WARP. Suivant Chambers et Echenique (2016), si un ensemble de données satisfait SARP, il existe alors un ordre local non satisfait stable (une préférence complète transitive et asymétrique) qui rationalise les données (rationalisation faible par GARP, rationalisation forte par SARP).

Les tests WARP et SARP sont généralement effectués en filtrant la population selon les inégalités correspondantes entre les dépenses totales pour différents systèmes de prix. La méthode nécessite un temps considérable, car le nombre de préférences possibles augmente rapidement avec le nombre de couples de groupes de dépenses comparés. Dans notre travail, nous optons pour tester seulement GARP sur un pseudo-panel comparant la consommation des ménages sur deux périodes. Cette procédure vérifie l'hypothèse essentielle sur la stabilité des préférences individuelles, puisque les choix sont comparés dans le temps pour le même ménage.

2.3.1.2. Revue de littérature empirique

La revue de littérature sur les travaux antérieurs d'une application de la préférence révélée a concerné l'incidence des violations des axiomes et les déterminants de ces violations.

a°) Incidence des violations des axiomes

Plusieurs études antérieures ont analysé les comportements de consommation des ménages à partir de la préférence révélée mais très peu d'études ont appliqué cette théorie dans le cadre de la consommation domestique dans les pays en développement.

Mattéi (1994) a examiné la cohérence des choix de consommateurs suisses à partir des données des budgets de famille de 1975 à 1989. Les résultats des tests basés sur la théorie de la préférence révélée qu'il a effectués avec des données de panel ont conclu que le modèle néoclassique traditionnel du consommateur ne permettait pas d'expliquer les comportements de consommation de la moitié des ménages. Cependant lorsqu'il admettait des erreurs de mesure alors toutes ces incohérences disparaissaient. Echénique et al. (2011) ont introduit une nouvelle mesure de la sévérité des violations des axiomes de la préférence révélée sous l'hypothèse qu'un consommateur est rationnel si son comportement est observé avec erreur. Une application avec des données de panel sur les dépenses alimentaires chez des ménages du centre ouest américain a conclu à de nombreuses violations des axiomes de la préférence révélée. Diaye et al. (2010) ont analysé la compatibilité du comportement des consommateurs dans la vraie vie avec l'axiome GARP. Avec des données de panel de dépenses complètes de ménages polonais, les résultats ont montré un taux de violation GARP relativement faible : seulement 240 ménages ont violé GARP sur les 3630 ménages de l'échantillon. Dean et Martin (2011) ont appliqué une nouvelle mesure de proximité d'un ensemble de choix avec satisfaction du choix rationnel à partir d'un large panel de consommation des ménages. Ils ont constaté que les violations observées de la rationalité étaient faibles en termes absolus et que les ménages n'étaient que modérément plus rationnels que la référence du choix aléatoire.

b°) Explications empiriques des violations des axiomes

Dans de nombreux travaux empiriques antérieurs, divers explications ont été avancées pour expliquer les violations des axiomes de la préférence révélée.

Chez les ménages polonais, Diaye et al. (2010) ont montré que les violations de GARP n'impliquaient pas nécessairement un comportement "irrationnel", mais elles pourraient être le fait d'un changement dans les conditions de choix des agents au cours d'une période de temps incluant le passage à une économie de marché. Mattéi (1994) a suggéré que l'agrégation des biens et/ou l'agrégation des ménages pouvait expliquer les incohérences dans les choix du consommateur. D'autre part, la littérature souligne qu'une violation de GARP peut provenir des erreurs de mesure dans les prix ou dans les choix du consommateur et qu'une violation due

à de telles erreurs est essentiellement compatible avec un comportement rationnel. Cherchye et al. (2008) ont estimé que l'agrégation des préférences au sein des ménages pouvait conduire à des choix ou des comportements "irrationnels".

Plusieurs études ont mis en évidence l'effet des caractéristiques du ménage sur la probabilité de violer GARP mais les résultats de ces études sont très controversés. Wearne (2018) a constaté que la gravité des violations de GARP n'était pas corrélée avec l'âge et qu'il n'existait pas de relation linéaire entre âge et rationalité économique. Dean et Martin (2011) et Echenique et al. (2001) ont souligné que les ménages moins instruits ou plus pauvres ou plus âgés commettaient des violations plus graves que les ménages très instruits ou plus riches ou plus jeunes. En revanche, d'autres études ont conclu que les ménages seniors (65 ans et plus) semblaient plus rationnels dans leurs choix de consommation que les ménages adultes. Aguiar et Hurst (2007) avaient obtenu des résultats similaires et ils ont conclu que la rationalité des ménages âgés par rapport aux ménages adultes s'expliquait par le fait que les ménages seniors investissaient plus de temps et d'efforts dans leurs achats. Après l'estimation d'un modèle logit, Diaye et al. (2010) ont montré qu'aucune caractéristique démographique du ménage n'est significative au seuil de 5% pour prévoir les violations de GARP. Pour eux, la dépense totale réelle par unité de consommation ou le changement de la taille du ménage pouvaient expliquer significativement les violations de GARP chez les ménages polonais.

2.3.2. Applications de la préférence révélée en Côte d'Ivoire

La préférence révélée est rendue problématique car les choix de consommation sont structurés à partir de préférences qui sont conformes à un postulat implicite de rationalité. Nous analysons l'incidence des violations de GARP et nous prospectons, les facteurs qui déterminent la probabilité de violer GARP dans les choix de consommation domestique en Côte d'Ivoire.

2.3.2.1. Incidence des violations de GARP en Côte d'Ivoire

Nous présentons la technique de mesure de l'incidence des violations GARP, basée sur des tests non paramétriques et nous analysons puis discussions les résultats d'une application empirique dans le cas de la consommation domestique en Côte d'Ivoire.

a°) Violations de GARP : Méthodologie

Le test de la préférence révélée décrite dans l'équation 2.13c s'avère très stricte car une marge, aussi petite qu'elle soit entre deux complexes d'activités donne un résultat négatif

(Matteï, 1994). Nous envisageons d'effectuer des tests non paramétriques moins stricts dans lesquels la différence est au moins significative à un seuil de significativité donnée : il s'agit du test d'efficacité d' Afriat (1967) ou du test de robustesse de Famulari (1995).

i) Test d'efficacité d' Afriat (1967) : Pour tenir compte des erreurs de mesure, Afriat (1967) a proposé de supprimer du test, les informations sur les préférences obtenues à partir de la comparaison directe des ensembles de consommation (avec des dépenses totales similaires) en modifiant la relation *DRP*. Soit deux périodes t et t' ; p_{iht}^f , le prix complet de l'activité i dans le ménage h au cours de la période t et Q_{iht} , la quantité de l'activité dans le ménage h à la période t . Pour tout couple de quantité $(Q_{iht}, Q_{iht'})$, $Q_{iht} \text{ DRP}(e) Q_{iht'}$ implique une violation de GARP si et seulement si :

$$\left\{ \begin{array}{l} \sum_i p_{iht}^f * Q_{iht'} \leq \sum_i e * p_{iht}^f * Q_{iht} \quad (\text{ensemble des activités}) \\ p_{iht}^f * Q_{iht'} \leq e * p_{iht}^f * Q_{iht} \quad (\text{pour une activité } i) \end{array} \right. \quad (2.15a)$$

e est l'indice d'efficience (1972), compris entre 0 et 1 et, il désigne la valeur critique pour des dépenses similaires entre les deux périodes. Une valeur faible de e réduit la puissance du test.

ii) Test de robustesse de Famulari (1995) : Un respect trivial des axiomes se pose si pour $(Q_{iht}, Q_{iht'})$, la dépense totale de Q_{iht} évaluée au prix complet prix p_{iht} de référence ($p_{iht}^f * Q_{iht}$) est nettement "supérieure" à celle de $Q_{iht'}$ évaluée au même prix complet de référence ($p_{iht}^f * Q_{iht'}$). Il convient de choisir un prix complet de référence p_{iht}^f et d'évaluer le vecteur de consommation $(Q_{iht}, Q_{iht'})$ à ce prix de référence. Suivant Famulari (1995), $(Q_{iht}, Q_{iht'})$ respecte GARP si l'indice A est inférieur ou égal à un seuil K arbitraire (choisi par le praticien) avec :

$$A = \left\{ \begin{array}{l} \frac{2 * (\sum_i p_{iht}^f * Q_{iht} - \sum_i p_{iht}^f Q_{iht'})}{(\sum_i p_{iht}^f * Q_{iht} + \sum_i p_{iht}^f Q_{iht'})} \quad (\text{ensemble des activités}) \\ \frac{2 * (p_{iht}^f * Q_{iht} - p_{iht}^f * Q_{iht'})}{(p_{iht}^f * Q_{iht} + p_{iht}^f * Q_{iht'})} \quad (\text{pour une activité } i) \end{array} \right. \quad (2.15b)$$

Elle propose d'utiliser 5%, 10%, 15% ou 20% comme seuils de K . L'interprétation de K est la suivante : si $K = k\%$, cela signifie qu'on ne prendra en compte que $(Q_{iht}, Q_{iht'})$ telles que les

dépenses totales de Q_{iht} et Q_{iht} évaluées à prix constant p_{iht}^f soient différentes de moins de k%. Les valeurs élevées de K réduisent la puissance du test de violation GARP.

iii) Données utilisées : Le pseudo-panel (2008, 2013, 2015) non-cylindré de ménages urbains de Côte d'Ivoire contenant 12701 observations, est réutilisé. Sous l'hypothèse de la stabilité des préférences d'une période à l'autre, nous retenons uniquement dans la base, les ménages dont les observations sont présentes à la fois en 2013 et 2015. Le nouvel échantillon est un pseudo-panel cylindré de 958 ménages observés en 2013 et 2015 soit 1916 observations⁶⁴. Nous définissons quatre activités : *alimentation*, *logement*, *activités domestiques* et *loisirs & divers*. La quantité de l'activité i (révélée) par le ménage h à la période t (Q_{iht}) est ⁶⁵ :

$$Q_{iht} = \frac{(m_{iht} + wt_{iht})}{p_{iht}^f} \quad (2.14)$$

m_i , dépense monétaire en achat du (des) bien (s) i ; w , salaire horaire minimum urbain en Côte d'Ivoire ; wt_i , dépense temporelle de l'activité i ; $(m_i + wt_i)$, dépense complète de l'activité i ; p_i^f , prix complet de l'activité i. Les statistiques descriptives des variables utilisées dans les tests non paramétriques de violations GARP sont consignées dans le tableau suivant :

Tableau 2.7 : Statistiques descriptives des variables utilisées dans les tests de violations GARP.

Activités	$p_{i,2013}^0$	$Q_{i,2013}$	$p_{i,2013}^0 * Q_{i,2013}$	$Q_{i,2015}$	$p_{i,2013}^0 * Q_{i,2015}$
Alimentation	1,87 (0,46)	52710,52 (11499,65)	98539,44 (30033,15)	51333,36 (13678,44)	96112,41 (35266,77)
Logement	4,54 (1,36)	25653,73 (12044,88)	111960,4 (42064,35)	26065,23 (13529,41)	117813,6 (69603,76)
Activités domestiques	3,38 (0,64)	28909,85 (11272,22)	94689,05 (30390,81)	29247,62 (12794,92)	98658,51 (47174,52)
Loisirs & divers	33,46 (10,43)	8743,34 (2255,37)	285012,6 (87206,25)	8972,33 (2488,38)	300357 (126850,4)
Ensemble des activités	–	–	590201,5 (173579,10)	–	612941,5 (233485,1)
Observations	1916	958	958	958	958

⁶⁴ Les observations de 2008 sont supprimées car 2008 étant plus éloigné de 2013 ou 2015, les observations sur cette période pourraient remettre en cause l'hypothèse d'une stabilité des préférences.

⁶⁵ Suivant Becker et Michael (1975) et Gronau (1977), la dépense complète ($p_{iht}^f * Q_{iht}$) peut s'écrire comme la somme de ses composantes monétaire (m_{iht}) et temporelle (wt_{iht}) telle que : $p_{iht}^f * Q_{iht} = m_{iht} + wt_{iht}$.

Source : Calculs sur pseudo-panel d'enquêtes (2013, 2015), écarts-types entre parenthèses. Le vecteur prix complets de 2013 est considéré comme vecteur-prix de référence.

La préférence révélée est appliquée dans un cadre domestique en Côte d'Ivoire. Nous supposons que les choix de consommation des ménages sont effectués sur des activités impliquant à la fois une dépense monétaire (avec des prix unitaires monétaires p) et une dépense temporelle (coût d'opportunité du temps évalué par le salaire horaire minimum).

b°) Analyses des résultats des tests de rationalité de GARP

Les comportements de consommation domestique en Côte d'Ivoire sont-ils compatibles avec GARP ? Afin de montrer que les données sont cohérentes avec le comportement de maximisation de l'utilité sous contrainte du budget complet, nous vérifions si elles satisfont GARP. Nous analysons et discutons les résultats des tests de rationalité dans tout l'échantillon et sa distribution par sous-populations de ménages en Côte d'Ivoire.

i) Incidence des violations GARP en Côte d'Ivoire : Les tests non paramétriques sont effectués avec la dépense complète agrégée (mesurée sur le complexe des activités) ou avec la dépense complète désagrégée (mesurée sur chaque activité) sur l'ensemble de l'échantillon.

i-1) Résultats du test d'Afriat (1967) en Côte d'Ivoire : Suivant l'équation 2.15a, les résultats du test non paramétrique sont obtenus avec les choix de consommation pour le complexe des activités ou avec les choix de consommation pour chaque activité.

Dans les choix de consommation pour le complexe des activités, nous agrégeons toutes les dépenses complètes partielles (par activité) de 2013 estimées avec le complexe de prix complets de 2013 d'une part et, nous agrégeons également toutes les dépenses complètes partielles (par activité) de 2015 estimées avec le complexe de prix complets de référence de 2013 d'autre part. Les résultats du test d'Afriat (1967) donnent le tableau suivant :

Tableau 2.9a : Résultats du test d'Afriat (1967) par rapport aux ménages qui violent GARP

<i>Seuil d'efficacité e</i>	<i>1</i>	<i>0,95</i>	<i>0,90</i>	<i>0,85</i>	<i>0,80</i>	<i>$e^* = 0,31$</i>
Violations de GARP (en nombre de ménages)	970 ménages	798 ménages	720 ménages	642 ménages	522 ménages	0 ménage
Incidence des violations GARP (en pourcentage)	50,63	41,65	37,58	33,51	27,24	0

Source : Nos calculs sur pseudo-panel d'enquêtes (2013, 2015)

En l'absence d'erreur de mesure ($e = 1$), 970 ménages dans l'échantillon des 1916 ménages, violent GARP, soit un taux de violation de 50,63%. A $e = 0,99$; 85,36% des 970 ménages qui violent GARP, le violent encore. A $e = 0,95$; 798 des 970 ménages qui violent GARP, le violent encore. A $e = 0,31$, aucun des 970 ménages qui violent GARP (avec $e = 1$) ne le viole encore GARP. Intuitivement, plus e est élevé, plus l'ajustement des budgets nécessaires pour que les données satisfassent GARP est faible. Avec la dépense complète agrégée, le montant par lequel la contrainte budgétaire doit être ajustée pour éliminer toutes les violations GARP est de 0,31 soit 31%. Pour $e^* = 0,31$, il apparaît une similarité dans la dépense complète agrégée entre 2013 et 2015 estimée chacun avec les prix complets de 2013 (prix complets de référence). A $e^* = 0,31$, les ménages gaspillent en moyenne jusqu'à environ $\lambda^* = 69\%$ de la dépense complète agrégée à effectuer des choix inefficaces⁶⁶. Mieux, les manquements à la rationalité en Côte d'Ivoire disparaissent totalement pour une erreur de moins de 69% (69% de perte d'efficacité en moyenne). Avec le complexe d'activités, le taux de violations GARP est plus de 50% ce qui signifie que les comportements de consommation chez les ménages urbains de Côte d'Ivoire ne sont pas compatibles avec GARP. Les violations de la rationalité en Côte d'Ivoire sont très élevées en termes absolus, les ménages ne semblent que moins rationnels par rapport à la référence du choix aléatoire. Nous estimons que le résultat du test non paramétrique d'Afriat (1967) basé sur la théorie de la préférence révélée avec le pseudo-panel, montre qu'avec le complexe des activités, le modèle néoclassique traditionnel du consommateur ne permet pas d'expliquer les comportements de consommation de presque la moitié des ménages urbains de Côte d'Ivoire. Si l'on suppose un comportement de consommation domestique des ménages presque optimisant ou des erreurs de mesure dans les données (prix complets et dépense complète) alors les violations de GARP disparaissent pour un seuil d'efficacité $e^* = 0,31$. Ce résultat est similaire à celui de Mattei (1994) chez des ménages suisses et il nous permet de voir que les incohérences observées dans les choix de consommation domestique en Côte d'Ivoire peuvent être expliquées par les erreurs de mesure. Ces erreurs de mesure peuvent provenir des agrégations que nous avons effectuées dans nos données. Il s'agit soit de l'agrégation des activités (par exemple activités domestiques résultent de l'agrégation des activités d'éducation, du transport ou de communication) ou soit de l'agrégation des ménages

⁶⁶ L'indice d'efficacité e^* et le paramètre λ^* sont liés par la relation $\lambda^* = (1 - e^*)$.

(le pseudo-panel utilisé pour effectuer le test). Les violations de GARP en Côte d'Ivoire dans la consommation domestique s'expliqueraient aussi par le fait que l'hypothèse de la stabilité des préférences dans la théorie néoclassique du consommateur ne soit certainement pas vérifiée avec la théorie de la préférence révélée. Par conséquent, il semble que la structure des préférences des ménages de Côte d'Ivoire ne dépende pas seulement des conditions du marché (prix) ou du moins que les préférences révélées par les ménages ne sont pas les vraies préférences. Autrement dit, le consommateur maximiserait sa nouvelle fonction d'utilité et l'instabilité des préférences peut conduire à une violation de GARP. D'autre part, les violations de GARP dans les choix de la consommation domestique en Côte d'Ivoire n'impliquent pas absolument un comportement irrationnel. Elles pourraient s'expliquer par le passage en Côte d'Ivoire, d'une économie de marché à une économie de "guerre"⁶⁷ marqué par de fortes contraintes monétaire (changement dans la dépense monétaire agrégée par UC), non-monétaire (changement dans la dépense temporelle agrégée par UC) ou démographique (changement dans la taille en UC) entre 1999 et 2011. D'autres travaux réalisés ont produit des résultats différents de ceux observés en Côte d'Ivoire. Sur un panel polonais, Diaye et al. (2008) ont conclu qu'avec $e = 1$; seulement 240 des 3630 ménages violent GARP soit un taux de 6,6%. Avec $e = 0,95$; ils ont trouvé que seulement 18 des 240 ménages qui violaient GARP, le violaient encore soit un taux de 7,5%. A $e = 0,87$, aucun des 240 ménages polonais qui violaient GARP ne le violaient encore. Les ménages polonais gaspillaient seulement 13% de leur dépense complète agrégée à faire des choix inefficaces contre 69% chez les ménages ivoiriens. Même si les résultats des tests de violations GARP dépendent des données utilisées, il apparaît clairement que les ménages polonais effectuaient des choix plus cohérents que leurs homologues ivoiriens.

Selon les choix de consommation par activité, les résultats du test d'Afriat (1967) donnent le tableau suivant :

Tableau 2.9b : Résultats du test d'Afriat (1967) par rapport aux ménages qui violent GARP

<i>Seuil d'efficacité e</i>	<i>ALIMENTATION</i>					
	1	0,95	0,90	0,85	0,80	$e^* = 0,36$
Violation de GARP (en nombre des ménages)	1038 ménages	838 ménages	740 ménages	646 ménages	534 ménages	0 ménage

⁶⁷ La Côte d'Ivoire a connu de 1999 à 2011, une période d'instabilité politique. En 1999, un coup d'Etat militaire a entraîné la chute du régime du président Konan Bédié. En 2002, une seconde tentative de coup d'état militaire (rébellion armée) avortée contre le régime du président Laurent Gbagbo. Il s'en est suivi une partition du pays entre le Sud (forces pro-gouvernementales) et le Nord (rébellion armée). En 2010, la crise post-électorale entraîne a donné naissance à une guerre civile avec plusieurs morts. En Avril 2011, une autre crise politico-militaire a entraîné la chute du régime du président Laurent Gbagbo et la prise du pouvoir par le président Alassane Ouattara.

Incidence des violations (en pourcentage)	54,17	43,74	38,62	33,72	27,87	0
<i>LOGEMENT</i>						
<i>Seuil d'efficacité e</i>	<i>1</i>	<i>0,95</i>	<i>0,90</i>	<i>0,85</i>	<i>0,80</i>	<i>e* = 0,16</i>
Violation de GARP (en nombre des ménages)	994 ménages	808 ménages	758 ménages	724 ménages	644 ménages	0 ménage
Incidence des violations (en pourcentage)	51,88	42,17	39,56	37,79	33,61	0
<i>ACTIVITES DOMESTIQUES</i>						
<i>Seuil d'efficacité e</i>	<i>1</i>	<i>0,95</i>	<i>0,90</i>	<i>0,85</i>	<i>0,80</i>	<i>e* = 0,22</i>
Violation de GARP (en nombre des ménages)	1024 ménages	808 ménages	780 ménages	760 ménages	690 ménages	0 ménage
Incidence des violations (en pourcentage)	53,44	42,17	40,71	39,66	36,01	0
<i>LOISIRS & DIVERS</i>						
<i>Seuil d'efficacité e</i>	<i>1</i>	<i>0,95</i>	<i>0,90</i>	<i>0,85</i>	<i>0,80</i>	<i>e* = 0,31</i>
Violation de GARP (en nombre des ménages)	972 ménages	766 ménages	676 ménages	598 ménages	476 ménages	0 ménage
Incidence des violations (en pourcentage)	50,73	39,98	35,28	31,21	24,84	0
N = 1916 observations						

Source : Calculs sur pseudo-panel d'enquêtes (2013, 2015)

En absence d'erreurs de mesure ($e = 1$), 1038 ou 994 ou 1024 ou 972 ménages sur les 1916 de l'échantillon violent GARP soit un taux de violation de 54,17% ou de 51,88% ou de 53,44% ou de 50,73% respectivement dans l'alimentation, le logement, les activités domestiques ou les loisirs & divers. A $e = 0,95$; 838 ménages ou 808 ménages ou 808 ménages ou 766 ménages sur les 1916 ménages de l'échantillon violent GARP soit un taux de violation de 43,74% ou de 42,17% ou de 42,17% ou de 39,98% respectivement dans l'alimentation, le logement, les activités domestiques ou les loisirs & divers. Si l'on se réfère au nombre de ménages qui violent GARP en absence d'erreur de mesure, dans l'alimentation sur les 1038 ménages qui violent GARP, 838 le violent encore avec $e = 0,95$ soit un taux de 80,73%. Dans le logement, sur les 994 ménages qui violent GARP, 808 le violent encore avec $e = 0,95$ soit un taux de 81,29%. Dans les activités domestiques, sur les 1024 ménages qui violent GARP, 808 le violent encore avec $e = 0,95$ soit un taux de 78,91%. Dans les loisirs & divers, sur les 972 ménages qui violent GARP, 736 le violent encore avec $e = 0,95$ soit un taux de 75,20%.

Les valeurs d'ajustement e^* de la dépense complète désagrégée qui permettent d'avoir un taux de violation nul, diffèrent selon le choix de consommation d'une activité. Dans l'alimentation, $e^* = 0,36$: les ménages gaspillent 64% de la dépense complète allouée à l'alimentation dans des choix inefficaces. Dans le logement, $e^* = 0,16$: les ménages gaspillent 84% de la dépense complète allouée au logement dans des choix inefficaces. Dans les activités

domestiques, $e^* = 0,22$: les ménages gaspillent 78% de la dépense complète allouée dans des choix inefficaces. Dans les loisirs & divers, $e^* = 0,31$: les ménages gaspillent 69% de la dépense complète allouée aux loisirs & divers dans des choix inefficaces. Les incohérences dans les choix de consommation domestique semblent plus prononcées pour le logement par rapport à toutes les autres activités en Côte d'Ivoire.

i-2) Résultats du test de Famulari (1995) en Côte d'Ivoire : Suivant l'équation 2.15b, les résultats du test non paramétrique sont obtenus avec les choix de consommation pour le complexe des activités ou avec les choix de consommation pour chaque activité.

Tableau 2.10a : Résultats du test de Famulari (1995) en Côte d'Ivoire

		Seuils de significativité K			
		≤ 5%	≤ 10%	≤ 15%	≤ 20%
Ensemble des activités	Non Violation (Respect GARP)	1110 (57,93%)	1192 (62,21%)	1252 (65,35%)	1358 (70,87%)
	Violation (Non-respect GARP)	806 (42,07%)	724 (37,79%)	664 (34,65%)	558 (29,13%)
Total		1916	1916	1916	1916
Alimentation	Non Violation (Respect GARP)	1074 (56,06%)	1138 (59,40%)	1244 (64,93%)	1360 (70,98%)
	Violation (Non-respect GARP)	842 (43,94%)	778 (40,60%)	672 (35,07%)	556 (29,02%)
Total		1916	1916	1916	1916
Logement	Non Violation (Respect GARP)	1106 (57,73%)	1152 (60,13%)	1188 (62,01%)	1254 (65,45%)
	Violation (Non-respect GARP)	810 (42,27%)	764 (39,87%)	728 (37,99%)	662 (34,55%)
Total		1916	1916	1916	1916
Activités domestiques	Non Violation (Respect GARP)	1108 (57,83%)	1136 (59,29%)	1150 (60,02%)	1202 (62,74%)
	Violation (Non-respect GARP)	808 (42,17%)	780 (40,71%)	766 (39,98%)	714 (37,26%)
Total		1916	1916	1916	1916
Loisirs & divers	Non Violation (Respect GARP)	1148 (59,92%)	1212 (63,26%)	1318 (68,79%)	1390 (72,55%)
	Violation (Non-respect GARP)	768 (40,08%)	704 (36,74%)	598 (31,21%)	526 (27,45%)
		N = 1916 observations			

Source : Nos calculs sur pseudo-panel (2013, 2015).

Plus K augmente et plus la puissance du test GARP de Famulari (1995) est moins robuste. Avec le complexe des activités, les taux de violations GARP dans l'échantillon sont de 42% ou de 37,79% ou de 34,65% ou de 29,12% respectivement pour K=5% ou 10% ou 15% ou 20%. Pour K=5%, les choix de consommation domestique dans chaque activité font ressortir des taux de violations, dans l'échantillon de 43,95% ou de 42,28% ou de 42,17% ou 40,08% respectivement dans l'alimentation ou du logement ou des activités domestiques ou des loisirs & divers. Les résultats des tests de violation GARP de Famulari (1995) semblent indiquer qu'en Côte d'Ivoire, les ménages exhibent des comportements beaucoup plus incohérents dans les choix de consommation alimentaire par rapport à ceux observés dans toutes les autres activités. Les violations GARP élevées dans les choix de consommation alimentaire pourraient s'expliquer par l'importance de la contrainte monétaire dans la consommation de cette activité. En effet, les ménages consacrent en moyenne plus de 45% de leurs dépenses monétaires totales à l'alimentation. Suivant les résultats du test de Famulari (1995), les comportements de consommation des ménages en Côte d'Ivoire ne sont pas compatibles avec l'axiome GARP.

Comment évoluent les taux de violations GARP avec différentes valeurs décroissantes de K par rapport à la situation où il n'existe pas d'erreur de mesure sur les dépenses complètes (situation initiale) ? Le tableau suivant résume les résultats dans ce cas :

Tableau 2.10b : Résultats des tests de GARP avec différentes valeurs de K.

Valeurs de K	Violations de GARP				
	Ensemble des activités	Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers
K = 20%	558 ménages	556 ménages	662 ménages	714 ménages	562 ménages
K = 15%	664 ménages	672 ménages	728 ménages	766 ménages	598 ménages
K = 10%	724 ménages	778 ménages	764 ménages	780 ménages	704 ménages
K = 5%	806 ménages	842 ménages	810 ménages	808 ménages	768 ménages
Sans erreur de mesure	970 ménages	1038 ménages	994 ménages	1024 ménages	972 ménages

Source : Calculs sur pseudo-panel d'enquêtes (2013, 2015).

Discutons à présent de la robustesse concernant les ménages qui violent GARP dans le cas d'absence d'erreurs de mesure sur les dépenses complètes. $(Q_{iht}, Q_{iht'})$ respecte (viole) trivialement GARP lorsque la dépense complète de Q_{iht} évaluée à prix complet constant est nettement supérieure (inférieure) à celle de $Q_{iht'}$ évaluée au même prix complet constant. En considérant le complexe d'activité $(Q_{iht}, Q_{iht'})$, pour lesquelles la dépenses complète agrégées

$(\sum_{i=1}^4 p_{iht} * Q_{iht}$ et $\sum_{i=1}^4 p_{iht'} * Q_{iht'})$ évaluées à prix complet constant entre t et t', sont différentes de moins de K=20%, il ressort que 57,52% des 970 ménages initiaux qui violent GARP le violent encore. Pour K=15%, 10% et 5%, les tendances sont 68,45% ; 70,64% et 83,10% respectivement. En observant les choix de consommation par activité, initialement 1038 ménages violent GARP dans l'alimentation. Pour K= 20%, 15%, 10% et 5%, les tendances à la violation GARP dans la consommation de l'alimentation sont 53,56% ; 64,74% ; 74,95% et 81,12% respectivement. Dans la consommation du logement, initialement 994 ménages violent GARP. Pour K= 20%, 15%, 10% et 5%, les tendances à la violation GARP sont 66,60% ; 73,24% ; 76,80% et 81,49% respectivement. Dans la consommation des activités domestiques, initialement 1024 ménages violent GARP. Pour K= 20%, 15%, 10% et 5%, les tendances à la violation GARP sont 69,73% ; 74,80% ; 76,18% et 78,90% respectivement. Dans la consommation des loisirs & divers, initialement 972 ménages violent GARP. Pour K= 20%, 15%, 10% et 5%, les tendances à la violation GARP sont 57,82% ; 61,52% ; 72,43% et 79,01% respectivement. Les résultats concernant les ménages qui violent GARP paraissent robustes puisque même à K=5%, une large proportion de ménages est encore incohérente avec GARP.

ii) Incidence des violations de GARP par sous-populations en Côte d'Ivoire : L'analyse est effectuée avec les résultats du test de Famulari (1995) pour K=5%. Le tableau suivant donne la repartition statistique par sous-populations des ménages qui violent GARP en Côte d'Ivoire.

Tableau 2.10c : Résultats du test de violation de GARP par sous-populations avec K=5%.

		Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers	Ensemble des activités
Génération d'âge du chef	Jeune	64	63	62	63	64
	Adulte	700	663	668	629	660
	Séniore	78	84	68	76	82
Violation GARP (nombre de ménages)		842	810	808	768	806
Unité de consommation	Petite	324	315	313	299	314
	Normale	338	318	327	309	316
	Large	180	177	168	160	176
Violation GARP (nombre de ménages)		842	810	808	768	806
Présence enfants	Non	398	390	381	367	384
	Oui	444	420	427	401	422
Violation GARP (nombre de ménages)		842	810	808	768	806
Classe sociale	Pauvre	252	243	233	219	245
	Intermédiaire	335	322	316	299	318
	Riche	255	245	259	250	243
Violation GARP (nombre de ménages)		842	810	808	768	806

Genre du chef	Féminin	219	216	211	213	225
	Masculin	623	594	597	555	581
Violation GARP (nombre de ménages)		842	810	808	768	806
Typologie du ménage	Monoparental	186	181	183	171	180
	Couple sans enfants	77	71	83	81	80
	Couple avec enfants	144	120	125	106	107
	Autres	435	438	417	410	439
Violation GARP (nombre de ménages)		842	810	808	768	806

Source : Calculs sur pseudo-panel d'enquêtes imputées (2013, 2015)

Les ménages qui violent GARP apparaissent inégalement répartis dans les sous-populations.

ii-1) Violations de GARP et générations d'âge : L'âge du chef est reparti en trois générations : *Jeune* (14-24 ans) : 6,42% ; *Adulte* (25-59 ans) : 83,51% ou *Séniore* (60 ans et +) : 10,07%. Dans la population des ménages qui violent GARP, ceux dont le chef de ménage est de la génération des *adultes* sont les plus représentatifs avec un taux de présence de plus de 82% en moyenne.

ii-2) Violations de GARP et taille du ménage : La taille (en UC) est divisée en en trois dimensions : *Petite* [1-3UC[: 31,21% ; *Normale* [3-4UC[: 45,35% ou *Large* [4 UC et +] : 23,43%. Parmi les ménages qui violent GARP, la dimension "*Normale*" est la plus représentée avec un taux de représentativité de plus de 40% en moyenne.

ii-3) Violations GARP et présence d'enfants : Les ménages *sans enfants* représentent 40,61% de l'échantillon contre 59,39% de ménages avec *au moins un enfant*. Parmi les ménages qui violent GARP, ceux qui ont au moins un enfant constituent le mode et, avec un taux de présence de plus de 51% en moyenne.

ii-4) Violations GARP et classe sociale : La classe sociale du ménage est définie selon la dépense monétaire totale/UC. Dans l'échantillon, les *ménages pauvres* représentent 29,33% des ménages ; les *ménages de classe intermédiaire*, 46, 14% et les *ménages riches*, 24,53%. Parmi les ménages qui violent GARP, la classe "*intermédiaire*" est la plus représentée avec plus un taux de présence de 38% en moyenne.

ii-5) Violations GARP et genre du chef : Le genre *masculin* représente 70,77% des ménages contre 29,23% pour le genre *féminin*. Dans la population des ménages qui violent GARP, le genre "*Masculin*" est le plus représentatif avec une proportion de plus de 72% en moyenne.

ii-6) Violations GARP et typologie du ménage : Dans l'échantillon, la typologie du ménage est répartie en 4 catégories : *Monoparental* (15,61%), *Couple sans enfants* (9,39%), *Couple avec enfants* (14,51%) et *Autres* (60,49%). Dans la sous-population qui viole GARP, la modalité "*Autres*" est la plus représentative avec une proportion de plus de 51% en moyenne.

Avec un taux de violations relativement important, nos résultats confirment l'hypothèse 2.3 selon laquelle, les comportements de la consommation domestique en Côte d'Ivoire ne sont pas compatibles avec l'axiome GARP de la préférence révélée. Outre, les statistiques descriptives de la distribution de l'incidence des violations de GARP par sous-populations ne pourrait en aucun nous informer sur les effets des modalités de chaque variable indépendante sur la probabilité de violer GARP en Côte d'Ivoire. A cet effet, nous estimons qu'une étude économétrique des déterminants de la probabilité de violer GARP en Côte d'Ivoire s'avère utile.

2.3.2.2. Déterminants de la probabilité de violer GARP en Côte d'Ivoire

Les analyses précédentes ont montré que les violations de GARP en Côte d'Ivoire pourraient être le fait de facteurs tels que l'agrégation des ménages (les données de pseudo-panel), l'agrégation des activités, l'absence d'une stabilité des préférences chez les ménages, les erreurs de mesure, les préférences des ménages qui ne dépendent pas seulement des prix ou si les prix varient, les préférences elles-mêmes se modifient. Outre ces facteurs, nous cherchons à identifier d'autres facteurs qui pourraient expliquer significativement la probabilité de violer GARP en Côte d'Ivoire. Dans un premier temps, nous décrivons la méthodologie utilisée pour conduire notre investigation sur les facteurs qui influencent la probabilité de violer GARP. Ensuite, nous analysons et discutons les résultats d'une application empirique en Côte d'Ivoire.

a°) Méthodologie de l'étude

La méthodologie utilisée dans cette étude permet d'estimer l'incidence des violations GARP en Côte d'Ivoire. Elle comprend la description des données et la méthode d'analyse puis, la modélisation et l'estimation de la probabilité de violer GARP en Côte d'Ivoire.

i) Données et méthode d'analyse : Les données utilisées sont issues d'un appariement statistique d'enquêtes du budget de famille (2015) et du temps (2013) de ménages urbains de Côte d'Ivoire. Il s'agit d'un pseudo-panel équilibré (2013, 2015) de 1916 ménages urbains de Côte d'Ivoire. La méthode principale d'analyse explicative utilisée est la régression logistique. Pour estimer les déterminants de l'incidence des violations de GARP en Côte d'Ivoire, nous utilisons un

modèle logit. Ce choix se justifie par la nature dichotomique de la variable à expliquer (violer GARP ou respecter GARP) et le fait qu'il permet des calculs plus simples qu'un modèle probit.

ii) Modélisation de la probabilité de violer GARP en Côte d'Ivoire : La probabilité de violer GARP est la variable à expliquer. C'est une variable dichotomique qui prend la valeur 1, si le ménage viole GARP et 0 sinon. Pour cette variable, nous prenons en compte les résultats du test d'Afriat (1967) et les résultats du test de Famulari (1995) pour la consommation du complexe des activités ou pour la consommation de chaque activité. Nous considérons uniquement un seuil d'efficacité $e = 0,95$ pour le test d'Afriat (1976) et un seuil de robustesse $K = 0,05$ pour le test de Famulari (1995). Ces seuils sont fixés ainsi car un seuil d'efficacité faible ou un seuil de robustesse élevé, réduit la puissance du test non paramétrique. Nous supposons que la probabilité de violer GARP est déterminée par deux groupes de variables indépendantes : des variables de contrôle et des variables principales.

ii-1) Variables de contrôle : Elles sont de nature qualitative et définies par un vecteur de variables socio-démographiques. Il s'agit précisément de la génération d'âge du chef, indication de la taille du ménage (en UC), de la présence d'enfants, de la classe sociale (monétaire) du ménage, de la classe sociale (temporelle) du ménage, du genre du chef de ménage et de la typologie du ménage. La classe sociale (monétaire) du ménage a été construite à partir de la dépense (monétaire) totale par unité de consommation et la classe sociale (temporelle), à partir de la dépense (temporelle) totale par unité de consommation, la valeur du temps étant estimée par le salaire minimum horaire urbain en Côte d'Ivoire.

ii-2) Variables principales : Elles sont de nature qualitative et constituées par la contrainte monétaire, la contrainte temporelle (non monétaire) et la contrainte démographique. La *contrainte monétaire* est construite à partir de la classe sociale (monétaire) du ménage. En effet, entre 2013 et 2015, le ménage est codé par 0 s'il n'a pas changé de classe sociale (monétaire) c'est-à-dire qu'il est resté soit dans la classe pauvre (dépense monétaire totale/UC $\leq Q1$) ou soit dans la classe intermédiaire ($Q1 < \text{dépense monétaire totale/UC} \leq Q3$) ou soit dans la classe riche (dépense monétaire totale/UC $> Q3$). Il est codé par 1 s'il a rétrogradé de classe sociale (monétaire) c'est-à-dire qu'il est passé soit de la classe riche à la classe intermédiaire ou soit de la classe riche à la classe pauvre ou soit de la classe intermédiaire à la classe pauvre. Il est codé par 2 s'il a amélioré sa classe sociale (monétaire) c'est-à-dire qu'il est passé soit de la classe pauvre à la classe intermédiaire ou soit de la classe pauvre à la classe riche ou soit de la classe intermédiaire à la classe riche. La *contrainte temporelle* est construite à partir de la

classe sociale (temporelle) du ménage. Entre 2013 et 2015, le ménage est codé par 0 s'il n'a pas changé de classe sociale (temporelle) c'est-à-dire qu'il est resté soit dans la classe pauvre (dépendance temporelle totale/UC ≤ Q1) ou soit dans la classe intermédiaire (Q1 < dépendance temporelle totale/UC ≤ Q3) ou soit dans la classe riche (dépendance temporelle totale/UC > Q3). Il est codé par 1 s'il a rétrogradé de classe sociale (temporelle) c'est-à-dire qu'il est passé soit de la classe riche à la classe intermédiaire ou soit de la classe riche à la classe pauvre ou soit de la classe intermédiaire à la classe pauvre. Il est codé par 2 s'il a amélioré sa classe sociale (temporelle) c'est-à-dire qu'il est passé soit de la classe pauvre à la classe intermédiaire ou soit de la classe pauvre à la classe riche ou soit de la classe intermédiaire à la classe riche. La *contrainte démographique* est construite à partir de la taille (en UC) du ménage. Entre 2013 et 2015, le ménage est codé par 0 s'il n'a pas changé de dimension de taille c'est-à-dire qu'il est resté soit de petite taille ou soit de taille normale ou soit de large taille. Il est codé par 1 s'il a rétrogradé dans la dimension de sa taille c'est-à-dire qu'il est passé soit de la taille large à la taille petite ou soit de la taille large à la taille normale ou soit de la taille intermédiaire à la taille petite. Il est codé par 2 s'il a amélioré sa dimension de taille c'est-à-dire qu'il est passé soit de la petite taille à la large taille ou soit de la petite taille à la taille normale ou soit de la taille normale à la taille large.

Tableau 2.11a : Statistiques descriptives des variables indépendantes

Génération d'âge	Pourcentage	Taille du ménage	Pourcentage	Typologie⁶⁸	Pourcentage
<i>Jeune</i> [14-24 ans] (1)	6,42%	<i>Petite</i> [1-3 UC [(1)	31,21%	<i>Monoparental</i> (1)	15,61%
<i>Adulte</i> [25-59 ans] (0)	83,51%	<i>Normale</i> [3-4 UC [(0)	45,35%	<i>Couple sans enfant(s)</i> (2)	9,39%
<i>Séniore</i> [60 ans et +] (2)	10,07%	<i>Large</i> [4 UC et + [(2)	23,43%	<i>Couples avec enfant(s)</i> (3)	14,51%
	100%		100%	<i>Autres</i> (0)	60,49%
Classe monétaire sociale	Pourcentage	Contrainte monétaire	Pourcentage		100%
<i>Pauvre</i> (1)	29,33%	<i>Non</i> (0)	35,59%	Genre du chef	Pourcentage
<i>Intermédiaire</i> (0)	46,14%	<i>Retrogradé</i> (1)	29,96%	<i>Féminin</i> (0)	29,23%
<i>Riche</i> (2)	24,53%	<i>Gradé</i> (2)	34,45%	<i>Masculin</i> (1)	70,77%
	100%		100%		100%
Classe temporelle sociale	Pourcentage	Contrainte temporelle	Pourcentage	Contrainte démographique	Pourcentage
<i>Pauvre</i> (1)	36,43%	<i>Non</i> (0)	32,46%	<i>Non</i> (0)	37,27%
<i>Intermédiaire</i> (0)	38,99%	<i>Retrogradé</i> (1)	39,46%	<i>Retrogradé</i> (1)	35,80%
<i>Riche</i> (2)	24,58%	<i>Gradé</i> (2)	28,08%	<i>Gradé</i> (2)	26,93%

⁶⁸ Ménage monoparental : *Chef de ménage + enfant(s)* ; Ménage monogame sans enfant(s) : *Couple sans enfant(s)* ; Ménage monogame avec enfant(s) : *Couple avec enfant(s)* ; Autres ménages (Ménage isolé : *chef de ménage seul* ; Ménage polygame : *Chef de ménage + conjoints + (enfants)* ; Ménage monoparental élargi : *Chef de ménage + (enfant(s)) + autre(s) personne(s)* ; Ménage monogame élargi : *Chef de ménage + conjoint + (enfant(s)) + autre(s) personne(s)* ; Ménage polygame élargi : *Chef de ménage + conjoints + (enfant(s)) + autre(s) personne(s)* et Ménage non familial : *Chef de ménage + autr(s) personne(s)*.

	100%		100%		100%
Présence d'enfants	Pourcentage				
<i>Non</i> (0)	40,61%				
<i>Oui</i> (1)	59,39%				
	100%				
N = 1916 observations					

Source : Nos calculs

Dans chaque variable indépendante, la modalité de référence est codée par le chiffre 0.

Les statistiques descriptives de la variable dépendante sont contenues dans le tableau suivant :

Tableau 2.11b : Statistiques descriptives de la variable dépendante

Résultats du test d' Afriat (1967), $e = 0,95$		Résultats du test de Famulari (1995), $K = 0,05$	
Ensemble des activités	Pourcentage	Ensemble des activités	Pourcentage
Non-violation	58,35%	Non-violation	57,93%
Violation	41,65%	Violation	42,07%
	100%		100%
Alimentation	Pourcentage	Alimentation	Pourcentage
Non-violation	56,26%	Non-violation	56,05%
Violation	43,74%	Violation	43,95%
	100%		100%
Logement	Pourcentage	Logement	Pourcentage
Non-violation	57,83%	Non-violation	57,72%
Violation	42,17%	Violation	42,28%
	100%		100%
Activités domestiques		Activités domestiques	
Non-violation	57,83%	Non-violation	57,83%
Violation	42,17%	Violation	42,17%
	100%		100%
Loisirs & divers		Loisirs & divers	
Non-violation	60,02%	Non-violation	59,92%
Violation	39,98%	Violation	40,08%
	100%		100%
N = 1916 observations			

Source : Nos calculs

Dans chaque variable dépendante, la modalité de référence est le cas des ménages qui ne violent pas GARP et nous avons codé par le chiffre 0, cette modalité.

b°) Analyse et discussion des résultats

Les paramètres du modèle de la régression logistique sont estimés par la méthode de maximum de vraisemblance. Nous procédons par (i) une analyse de la qualité du modèle et (ii) une identification des déterminants de la probabilité de violer GARP en Côte d'Ivoire et l'interprétation des effets marginaux des variables indépendantes.

i) Qualité du modèle de régression logistique : Nous analysons la significativité globale du modèle de régression, le pouvoir explicatif du modèle, le pouvoir prédictif du modèle et le test d'adéquation du modèle aux données. Le tableau suivant permet de mieux juger de la qualité du modèle de régression logistique utilisé :

Tableau 2.12a : Qualité du modèle de regression logistique

		Significativité globale du modèle	Pouvoir explicatif du modèle	Pouvoir prédictif du modèle	Test d'adéquation du modèle
Résultats du test de d'Afriati (1967) avec $e = 0,95$	Ensemble des activités	LR chi2(19) = 629,84 Prob > chi2 = 0,000	Pseudo R2 = 0,242	0,815	Chi2(753) = 1114,95 Prob > chi2 = 0,000
	Alimentation	LR chi2(19) = 790,45 Prob > chi2 = 0,000	Pseudo R2 = 0,310	0,845	Chi2(753) = 1121,82 Prob > chi2 = 0,000
	Logement	LR chi2(19) = 630,27 Prob > chi2 = 0,000	Pseudo R2 = 0,242	0,812	Chi2(753) = 1132,67 Prob > chi2 = 0,000
	Activités domestiques	LR chi2(19) = 752,69 Prob > chi2 = 0,000	Pseudo R2 = 0,288	0,837	Chi2(753) = 1081,54 Prob > chi2 = 0,000
	Loisirs & divers	LR chi2(19) = 406,62 Prob > chi2 = 0,000	Pseudo R2 = 0,158	0,760	Chi2(753) = 1086,26 Prob > chi2 = 0,000
N = 1916 observations					
Résultats du test de Famulari (1995) avec $K = 0,05$	Ensemble des activités	LR chi2(19) = 634,10 Prob > chi2 = 0,000	Pseudo R2 = 0,243	0,815	Chi2(753) = 1108,31 Prob > chi2 = 0,000
	Alimentation	LR chi2(19) = 800,47 Prob > chi2 = 0,000	Pseudo R2 = 0,305	0,846	Chi2(753) = 1105,79 Prob > chi2 = 0,000
	Logement	LR chi2(19) = 638,96 Prob > chi2 = 0,000	Pseudo R2 = 0,245	0,814	Chi2(753) = 1129,50 Prob > chi2 = 0,000
	Activités domestiques	LR chi2(19) = 752,69 Prob > chi2 = 0,000	Pseudo R2 = 0,288	0,837	Chi2(753) = 1081,54 Prob > chi2 = 0,000
	Loisirs & divers	LR chi2(19) = 412,81 Prob > chi2 = 0,000	Pseudo R2 = 0,160	0,761	Chi2(753) = 1084,50 Prob > chi2 = 0,000

Source : Nos calculs

i-1) Significativité globale du modèle : Les statistiques Chi2(19) du ratio de vraisemblance ressortent avec des valeurs élevées. A chacune de ces statistiques, est associée une valeur de probabilité Prob>Chi2 = 0,000. Au seuil de significativité de 1%, cette valeur de probabilité est inférieure à 0,01 : l'identification des déterminants de la probabilité de violer GARP en Côte par un modèle logistique est globalement significatif à 1%.

i-2) Pouvoir explicatif du modèle : Il est mesuré par le pseudo-R2 de Mc Fadden dont la valeur est généralement très petite. A l'exception des choix de consommation des loisirs & divers où le pseudo-R2 est proche de 0,2, toutes les autres valeurs du pseudo-R2 sont strictement comprises entre 0,2 et 0,4. Le pouvoir explicatif du modèle logistique est acceptable.

i-3) Pouvoir prédictif du modèle : Il est mesuré par l'aire sous la courbe ROC (*Receiver Operating Characteristic*). Ses valeurs peuvent être classées en deux groupes : celles comprises entre 0,7 et 0,8 (discrimination acceptable entre les ménages qui violent GARP et ceux qui respectent GARP) ou celles comprises entre 0,8 et 0,9 (excellente discrimination entre les ménages qui violent GARP et ceux qui respectent GARP). Le modèle logit prédit au moins une discrimination acceptable.

i-4) Adéquation du modèle aux données : Il provient des résultats du test Paerson ou de Hosmer-Lemeshow. Les statistiques Chi2(753) ressortent avec des valeurs différentes. A chacune de ces statistiques, est associée une valeur de probabilité Prob>Chi2 = 0,000. Au seuil de significativité de 1%, cette valeur de probabilité est inférieure à 0,01 : on admet que le modèle logistique semble ne pas être bien adapté aux données.

A part le test d'adéquation dont les résultats sont très controversés dans la littérature à cause de sa forte sensibilité à la taille de l'échantillon, la significativité globale, le pouvoir explicatif et le pouvoir prédictif donnent des résultats satisfaisants. Nous validons l'utilisation d'un modèle logistique pour identifier les déterminants de la probabilité de violer GARP en Côte d'Ivoire.

ii) Quelles variables dépendantes à utiliser dans le modèle logit ? Résultats du test d' Afriat (1967) vs résultats du test de Famulari (1995) : Nous cherchons entre ces deux catégories de résultats des tests non paramétriques, celles permettant une meilleure régression logistique. A cet effet, nous utilisons les critères d'informations ou la valeur de la vraisemblance (en logarithme) résumés dans le tableau ci-dessous :

Tableau 2.12b : Critères d'information après regression du modèle logistique

	Avec les resultats du test d' Afriat (1967)			Avec les résultats du test de Famulari (1995)		
	Vraisemblance (logaritme)	AIC	BIC	Vraisemblance (logaritme)	AIC	BIC
Ensemble des activités	-986,304	2012,609	2123,768	-986,798	2013,598	2124,758
Alimentation	-917,773	1875,547	1986,707	-913,753	1867,507	1978,667
Logement	-989,349	2018,7	2129,859	-985,634	2011,268	2122,428
Activités domestiques	-928,142	1896,286	2007,446	-928,142	1896,286	2007,446
Loisirs & divers	-1086,019	2212,037	2323,197	-1083,733	2207,466	2318,626
	N = 1916 observations					

Source : Nos calculs

La variable dépendante dans le modèle de régression logistique est sélectionnée soit à partir des résultats du test d' Afriat (1967) ou soit à partir de ceux de Famulari (1995) en utilisant les valeurs de la log-vraisemblance ou celles des critères d'informations. Pour les choix de consommation du panier d'ensemble des activités, il ressort que le résultat du test d' Afriat (1967) est meilleur que celui de Famulari (1995) : la log-vraisemblance est la plus élevée ou les critères d'information (AIC et BIC) sont les plus faibles avec les résultats du test d' Afriat (1967). Pour les choix de consommation désagrée, les résultats du test de Famulari (1995) sont meilleurs que ceux d' Afriat (1967) : la log-vraisemblance est la plus élevée ou les critères d'information (AIC et BIC) sont les plus faibles avec les résultats du test de Famulari (1995). La régression logistique pour d'identifier les déterminants de la probabilité de violer GARP en Côte d'Ivoire tiendra compte de ces résultats.

iii) Comment expliquer les violations de GARP observées dans la consommation domestique en Côte d'Ivoire ? Le tableau-ci-dessous met en évidence les déterminants de la probabilité de violer GARP en Côte d'Ivoire :

Tableau 2.12c : Effets marginants des déterminants de la probabilité de violer GARP en Côte d'Ivoire, régression logistique.

Variable dépendante : Probabilité de violer GARP dans les choix de consommation de...

<i>Variables indépendantes</i>		Ensemble des activités	Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers
Génération d'âge	Jeune	-0,036	-0,020	-0,013	-0,024	0,028
	Adulte			Référence		
	Séniore	-0,024	-0,068**	-0,013	-0,022	-0,003
Taille du ménage	Petite	0,075**	0,069**	0,076**	0,067**	0,065*
	Normale			Référence		
	Large	0,017	-0,006	0,009	-0,007	0,001
Présence des enfants	Non			Référence		
	Oui	-0,018	-0,029	-0,043	-0,002	-0,029
Classe sociale monétaire	Pauvre	0,075***	0,068***	0,050*	0,057**	0,027
	Intermédiaire			Référence		
	Riche	-0,055	0,004	0,014	0,032	0,111**
Classe sociale temporelle (non-monétaire)	Pauvre	-0,019	-0,035	-0,017	-0,036	-0,026
	Intermédiaire			Référence		
	Riche	0,030	-0,047	0,011	0,002	-0,028
Genre du chef de ménage	Féminin			Référence		
	Masculin	0,069***	0,099***	0,083***	0,093***	0,046*
Typologie du ménage	Monoparental	0,085	0,064	-0,012	0,008	-0,052
	Couple sans enfants	0,088*	0,058	-0,028	0,064	-0,011
	Couple avec enfants	-0,009	0,083**	0,017	0,035	0,012

	Autres	Référence				
Contrainte monétaire	Non	Référence				
	Rétrogradé	0,053**	-0,067***	0,050**	0,036	0,031
	Gradé	-0,023	0,155***	0,028	0,089***	-0,027
Contrainte temporelle (non-monétaire)	Non	Référence				
	Rétrogradé	-0,122***	0,053**	-0,062**	-0,110***	-0,105***
	Gradé	0,281***	0,251***	0,306***	0,320***	0,234***
Contrainte démographique	Non	Référence				
	Rétrogradé	0,208***	0,191***	0,220***	0,151***	0,148***
	Gradé	-0,228***	-0,266***	-0,210***	-0,230***	-0,187***

N = 1916 observations

Source : Nos calculs, (****) $p < 0,01$ (***) $p < 0,05$ (*) $p < 0,1$.

Les résultats du modèle logistique estimés selon le maximum de vraisemblance seront interprétés seulement pour les variables indépendantes significatives à un seuil donné.

iii-1) Rôle des variables indépendantes de contrôle : Les variables sociodémographiques (génération d'âge du chef, taille du ménage, présence d'enfants ou la classe sociale temporelle) n'ont pas d'effets significatifs sur la probabilité de violer GARP en Côte d'Ivoire. Ce résultat semble contredire celui d'Aguiar et Hurst (2007) qui ont montré que les ménages âgés (60 ans et plus) semblent être les plus cohérents dans leurs choix car ils investissent plus de temps et d'efforts dans la fabrication des repas à domicile. En revanche nos résultats sont proches de Chung et al. (2017) qui ont souligné qu'il n'y avait pas de relation entre l'âge et la rationalité économique. La relation entre âge et probabilité de violer GARP semble être ambiguë car il n'existe pas de convergence dans les résultats des différentes études antérieures. Nous ne trouvons aucune relation significative entre violation de GARP et présence d'enfants dans le ménage, un résultat conforme à celui de Dean et Martin (2011).

Les autres variables sociodémographiques (classe sociale monétaire, genre du chef ou typologie du ménage) exercent un effet plus ou moins significatif sur la probabilité de violer GARP en Côte d'Ivoire.

* Classe sociale monétaire et probabilité de violer GARP en Côte d'Ivoire : La pauvreté monétaire exerce un effet positif et significatif sur la probabilité de violer GARP sauf dans la consommation des loisirs & divers où cet effet n'est pas significatif. Elle augmente de 0,075 (seuil de significativité 1%) ou de 0,068 (seuil de significativité 1%) ou de 0,050 (seuil de significativité 10%) ou de 0,057 (seuil de significativité 5%), la probabilité de violer GARP dans la consommation respectivement du complexe d'activités, ou dans l'alimentation ou dans le logement ou dans les activités domestiques. L'effet positif de la pauvreté monétaire sur la

probabilité de violer GARP est conforme à Dean et Martin (2001) ou à Diaye et al. (2010). La richesse monétaire n'a aucun effet significatif sur la probabilité de violer GARP en Côte d'Ivoire sauf dans la consommation des loisirs & divers où elle augmente de 0,111 cette probabilité (seuil de significativité 5%).

* Genre du chef et probabilité de violer GARP en Côte d'Ivoire : Le fait d'avoir un ménage administré par un homme a un effet positif et significatif sur la probabilité de violer GARP en Côte d'Ivoire. Il augmente de 0,069 (seuil de significativité 1%) ou de 0,099 (seuil de significativité 1%) ou de 0,083 (seuil de significativité 1%) ou de 0,093 (seuil de significativité 1%) ou de 0,046 (seuil de significativité 10%), la probabilité de violer GARP dans la consommation respectivement de l'ensemble des activités ou de l'alimentation ou du logement ou des activités domestiques ou des loisirs & divers.

* Typologie du ménage et probabilité de violer GARP en Côte d'Ivoire : L'effet de la typologie du ménage sur la probabilité de violer GARP est très limité. Le fait d'être en couple sans enfants fait augmenter significativement (seuil de significativité 10%) de 0,088, la probabilité de violer GARP dans la consommation du complexe d'activités. On note aussi que le fait d'être en couple avec des enfants fait augmenter significativement (seuil de significativité 5%) de 0,083, la probabilité de violer GARP dans la consommation alimentaire.

iii-2) Rôle des variables indépendantes principales : Il s'agit des contraintes monétaire ou temporelle ou démographique. Les contraintes peuvent s'expliquer par plusieurs faits. En effet, les contraintes monétaires peuvent résulter soit de la conjoncture économique ou de l'inflation (le ménage rétrograde) ou soit d'un regain d'activité ou soit par une apparition de nouveaux riches après la crise post-électorale de 2010 en Côte d'Ivoire (le ménage gagne en grade). La contrainte non monétaire peut résulter d'une baisse ou d'une augmentation du temps consacré aux activités domestiques selon la situation conjoncturelle du moment. La contrainte démographique peut résulter soit du phénomène d'attrition naturelle ou soit des déplacements massifs vers les zones plus sécurisées ou soit aux pertes en vie humaine pendant la crise de 2010 ou soit aux naissances ou soit aux mariages. Dans tous les cas, toutes les contraintes sont intimement liées à la crise post-électorale de 2010 en Côte d'Ivoire⁶⁹.

* Contrainte monétaire et probabilité de violer GARP en Côte d'Ivoire : Le fait que le ménage rétrograde en passant d'une classe sociale monétaire supérieure à une autre inférieure, a un effet

⁶⁹ Suivant Cessou (2012), la crise post-électorale en Côte d'Ivoire aurait causé 3248 morts entre 2010 et 2011.

ambiguë sur la probabilité de violer GARP en Côte d'Ivoire. Nous observons un effet positif et significatif (seuil de significativité 5%) de 0,053 ou de 0,050 sur la probabilité de violer GARP dans la consommation du complexe d'activité ou du logement contre un effet négatif et significatif (seuil de significativité 1%) de 0,067 la probabilité de violer GARP dans la consommation alimentaire. Le fait que le ménage gagne en grade en passant d'une classe sociale monétaire inférieure à une autre supérieure, a un effet positif significatif (seuil de significativité 1%) limité. Nous observons un effet de 0,155 ou de 0,089 sur la probabilité de violer GARP dans la consommation alimentaire ou dans celle des activités domestiques.

* Contrainte temporelle et probabilité de violer GARP en Côte d'Ivoire : La contrainte temporelle a un effet significatif ambigu sur la probabilité de violer GARP en Côte d'Ivoire. Le fait pour un ménage de rétrograder de classe sociale temporelle fait baisser significativement de 0,122 (seuil de significativité 1%) ou de 0,062 (seuil de significativité 5%) ou de 0,110 (seuil de significativité 1%), la probabilité de violer GARP dans la consommation de l'ensemble des activités ou dans le logement ou dans les activités domestiques ou dans les loisirs & divers. En revanche, il augmente significativement de 0,053 (seuil de significativité 5%), la probabilité de violer GARP dans la consommation alimentaire. Le fait pour le ménage de passer à un grade plus élevé de la classe sociale temporelle, a un effet positif et significatif (seuil de significativité 1%) de 0,281 ou de 0,251 ou de 0,306 ou de 0,320 ou de 0,234, la probabilité de violer GARP dans la consommation de l'ensemble des activités ou de l'alimentation ou du logement ou des activités domestiques ou des loisirs & divers.

* Contrainte démographique et probabilité de violer GARP en Côte d'Ivoire : La contrainte démographique exerce un effet significatif à 1% sur la probabilité de violer GARP en Côte d'Ivoire. Le fait pour le ménage de rétrograder en passant d'une classe supérieure de la taille à une autre classe inférieure, a un effet positif qui fait augmenter de 0,208 ou de 0,191 ou de 0,220 ou de 0,151 ou de 0,148, la probabilité de violer GARP respectivement dans la consommation de l'ensemble des activités ou de l'alimentation ou du logement ou des activités domestiques ou des loisirs & divers. Si le ménage devient gradé, alors cela a un effet négatif et significatif (seuil de significativité 1%) de 0,228 ou de 0,226 ou de 0,210 ou de 0,230 ou de 0,187 sur la probabilité de violer GARP dans la consommation de l'ensemble des activités ou de l'alimentation ou du logement ou des activités domestiques ou des loisirs & divers.

Conclusion

Dans la littérature, les études empiriques sur les violations de l'axiome GARP dans les choix de la consommation foisonnent mais celles appliquées à la consommation dans un cadre domestique, semblent rares et révolues surtout dans les pays en développement.

L'objectif principal de ce chapitre, organisé en trois sections, était de tester et d'analyser dans un cadre domestique, les comportements de rationalité économique à partir d'un pseudo-panel équilibré (2013, 2015) de 1916 ménages urbains en Côte d'Ivoire. Dans la section 1, nous avons déterminé la composition relative en biens de chaque activité et, exploré ensuite, les possibilités de substitution entre biens et temps. Les résultats ont montré que toutes les activités étaient relativement plus intensives en biens à l'exception des loisirs & divers, relativement plus intensives en temps d'activité. L'explication avancée était que les loisirs & divers étaient la seule activité dont la dépense temporelle était très élevée par rapport à toutes les autres activités. Les résultats ont également souligné que les possibilités de substitution entre biens et temps étaient très limitées surtout dans l'alimentation où, une quantité minimale de temps était nécessaire. Les inputs domestiques avaient tendance à être complémentaires plutôt que substituables et qu'il existait une relation de correspondance entre valeurs du temps et élasticités de substitution entre la dépense monétaire et le temps d'une activité. Dans la section 2, nous avons analysé la rationalité économique des ménages de Côte d'Ivoire dans le contexte néoclassique du consommateur. Sous différentes valeurs du temps, nous avons optimisé le niveau de la production domestique (fonction-objectif) de chaque activité sous contrainte des coûts complets des inputs domestiques (contrainte économique). Les résultats ont montré qu'à préférences identiques, les comportements de consommation des ménages de Côte d'Ivoire dans un cadre domestique, étaient compatibles avec la théorie néo-classique du consommateur. Dans la section 3, nous avons utilisé la théorie de la préférence révélée pour tester le modèle néo-classique du consommateur dans un cadre domestique en Côte d'Ivoire. Les résultats ont indiqué que la théorie néo-classique du consommateur ne permettait pas d'expliquer les comportements incohérents d'environ la moitié des ménages. Toutefois, l'étude a montré que les violations GARP constatées en Côte d'Ivoire, n'étaient pas forcément le résultat de comportements irrationnels. Elles pourraient être expliquées par une modification dans les goûts et les préférences des ménages, une agrégation des biens ou des ménages ou des erreurs de mesure dans les prix ou les revenus complets. Une analyse logistique a conclu que la probabilité de violer GARP dans les décisions de la consommation domestique en Côte d'Ivoire, était déterminée d'une part par les caractéristiques sociodémographiques des ménages

(genre du chef, la petite taille du ménage, le niveau de la pauvreté monétaire) et d'autre part, par les contraintes de nature monétaire, non-monétaire (temporelle) ou démographiques, liées à la crise post-électorale de 2010 en Côte d'Ivoire.

Dans des travaux futurs, les résultats de ce chapitre pourraient être améliorés en tenant compte des observations suivantes. Il serait utile à des fins de comparaisons avec les résultats actuels, de tester GARP avec les prix monétaires sur le même échantillon. La comparaison des résultats futurs des tests GARP sous les prix monétaires avec ceux obtenus sous les prix complets serait d'un apport considérable quant à la compréhension du rôle du temps (de la valeur du temps) dans les cas des violations GARP en Côte d'Ivoire. De plus, l'on pourrait tester les violations GARP sous l'hypothèse d'une valeur endogène du temps. A la différence d'une valeur exogène (salaire horaire minimum), une valeur endogène du temps prend en compte les caractéristiques individuelles des ménages et elle pourrait mettre en évidence, l'effet de la technologie de la production domestique dans les cas observés de violations de GARP.

Chapitre 3 : ELASTICITES DE LA DEMANDE COMPLETE EN CÔTE D'IVOIRE

" Souviens-toi que le temps c'est de l'argent "

Benjamin FRANKLIN (1706-1790) dans son livre " Conseil à un jeune commerçant "(1748)

Introduction

L'étude des comportements de consommation reste un domaine de prédilection dans les politiques économiques. Elle a beaucoup évolué et s'intéresse aujourd'hui, au cadre domestique du ménage. Selon Becker (1965), le ménage combine les biens (évalués aux prix monétaires) avec une quantité de temps (valorisé par le coût d'opportunité du temps ou par le salaire horaire) pour produire des activités qui entrent directement dans sa fonction d'utilité et lui procurent une certaine satisfaction. Le temps domestique apparaîtrait comme une variable déterminante dans les décisions de consommation, à côté des variables classiques "prix" et "revenu". Cependant, la plupart des études sur la consommation dans les pays en développement, s'est référée uniquement à la dimension monétaire du revenu ou de la dépense. Elles nous paraissent incomplètes dans la mesure où elles n'introduisent pas l'approche non-monétaire (la dépense temporelle) dans l'analyse des comportements de consommation du ménage. L'omission de la dimension temporelle dans le modèle de demande pourrait constituer un biais dans les résultats obtenus préalablement et elle pourrait par la même occasion, biaiser significativement les décisions de politiques économiques qui en découleraient.

Un modèle de demande complet décrit la façon dont la consommation d'un panier de biens varie à la suite d'un changement du prix et/ou du budget. La modélisation des comportements de consommation et l'estimation des élasticités de la demande ont fait l'objet de nombreux travaux empiriques dans les pays développés. En revanche, dans les pays en développement, elle constitue un véritable défi car les données sur la consommation sont rares et les sources sont peu fiables. Même si elles existent dans ces pays, celles-ci sont parfois incomplètes sauf dans l'alimentation en générale.

Dans ce chapitre, l'objectif principal est de construire dans un cadre de la consommation domestique, des modèles de demande complète et de mesurer la sensibilité de la demande complète de chaque activité aux variations de prix complets ou de la dépense complète agrégée du ménage. Une attention particulière sera accordée au résultat du test d'hypothèse de la séparabilité des préférences au sein du ménage en Côte d'Ivoire. Nous tentons de répondre à la question principale suivante : Dans le cadre domestique, comment le ménage réagit suite à une

modification dans les prix complets ou à un changement dans leurs revenus complets (dépense complète agrégée) ? Nous tenons compte de l'hétérogénéité individuelle qui pourrait modifier les niveaux de consommation et, du degré de substituabilité ou de complémentarité des inputs domestiques, qui détermine la valeur monétaire du temps domestique. L'échantillon est celui de ménages urbains de Côte d'Ivoire. La formalisation de la demande des activités dans le cadre domestique occupera une place importante dans ce chapitre car l'analyse de la structure de la demande est une question cruciale dans la politique économique et les problématiques liées au développement. Dès lors un des objectifs essentiels attendus de la théorie sur les comportements de consommation est de modéliser au mieux possible, la façon dont un individu supposé rationnel répartit son revenu disponible étant donné les prix. Nous modélisons et analysons la demande du ménage dans un cadre domestique en utilisant trois systèmes qui diffèrent par la forme de la courbe d'Engel : un système linéaire de dépenses (LES), un système quadratique presque idéal (QUAIDS) et l'indice de Stone affine exact-approximatif linéaire (LA-EASI).

Pour cerner tous les contours du sujet et apporter des éléments de réponses à la question principale, nous formulons les hypothèses de recherche suivantes :

Hypothèse 3.1 : Elle repose sur la forme linéaire des courbes d'Engel avec le modèle LES. Nous émettons l'hypothèse suivante : Sous contrainte d'une séparabilité faible (conditionnelle) des préférences au sein du ménage, l'application d'un modèle LES dans un cadre domestique en Côte d'Ivoire montre que le ménage consomme des activités ordinaires de type normal et substituables deux à deux.

Cette première hypothèse suscite les sous-questions de recherches suivantes : Les activités consommées en Côte d'Ivoire dans un cadre domestique sont-elles soumises à une consommation incompressible ? Sont-elles de types normaux, ordinaires ou substituables deux à deux ? Le modèle LES implique-t-il toujours des préférences additivement séparables ?

Hypothèse 3.2 : Elle tient compte de la forme log-quadratique des courbes d'Engel. Nous formulons l'hypothèse suivante : En relâchant l'hypothèse d'une séparabilité des préférences au sein du ménage, l'application d'un modèle QUAIDS dans un cadre domestique en Côte d'Ivoire, révèle que les ménages consomment des activités ordinaires de type normal et substituables ou complémentaires deux à deux.

Cette seconde hypothèse suscite les sous-questions de recherche suivantes : La prise en compte de courbes d'Engel quadratiques est-elle justifiée dans la consommation domestique en

Côte d'Ivoire ? Quelle est la nature des activités consommées ? Sont-elles complémentaires ou substituables ? Le modèle QUAIDS implique-t-il des préférences additivement séparables dans un cadre de la consommation domestique ?

Hypothèse 3.3 : Elle prend en compte des courbures plus complexes des courbes d'Engel et l'hétérogénéité inobservée chez le ménage. Nous formulons l'hypothèse suivante : Sous la contrainte d'une séparabilité forte des préférences au sein du ménage, l'application d'un modèle LA/EASI dans un cadre domestique en Côte d'Ivoire souligne que le ménage consomme des activités ordinaires de type normal et substituables ou complémentaires deux à deux.

Cette troisième hypothèse incite à formuler et à répondre aux questions suivantes : La prise en compte de l'hétérogénéité inobservée chez le ménage et des formes plus complexes des courbes d'Engel sont-elles à même de modifier significativement les comportements de consommation domestique en Côte d'Ivoire par rapport à un modèle de demande linéaire ou quadratique ? Quelle est la nature des activités consommées en Côte d'Ivoire ? Sont-elles complémentaires ou substituables ? Le modèle LA/EASI implique-t-il des préférences additivement séparables dans un cadre de la consommation domestique ?

Le chapitre est organisé en trois sections. La section 1 part de l'hypothèse d'une linéarité des courbes d'Engel et d'une fonction d'utilité additive de type Stone-Geary. Dans le cadre domestique, elle modélise la demande des activités par un système linéaire des dépenses complètes (LES) et, elle estime et analyse les élasticités de la demande complète. La section 2, relâche l'hypothèse de linéarité des courbes d'Engel. Elle fonde son analyse sur l'hypothèse d'une forme log-quadratique des courbes d'Engel et une fonction d'utilité indirecte. Elle utilise un système complet QUAIDS pour modéliser la demande et elle estime et analyse les élasticités de la demande complète. La section 3 suppose que les courbes d'Engel peuvent dans certaines situations, revêtir des formes plus complexes que des simples formes linéaires ou log-quadratiques. Elle fonde son analyse empirique sur l'hypothèse d'une fonction d'utilité implicite et des courbes d'Engel de degré strictement supérieur à 2. Elle construit un système de demande en utilisant le système approximatif linéaire de demande de l'indice de Stone affine exact (LA/EASI) et, elle estime puis analyse les élasticités de la demande complète.

Section 1 : Système linéaire de dépenses et consommation domestique en Côte d'Ivoire

Les travaux empiriques utilisant un modèle LES, ont concerné de nombreux pays et ils ont été réalisés dans divers domaines de l'économie. Il s'agit par exemple de celui de la dépense publique dans l'analyse des choix de dépense par habitant des villes françaises (Binet, 2011). Un modèle LES a été utilisé par Pyo et al. (1991) dans la demande des activités du tourisme intérieur aux USA ou dans l'évaluation des six propositions de réforme de la TVA en France (Baccouche et Laisney, 1988). On retrouve également le modèle LES dans l'analyse de l'impact d'une réforme de la TVA sur la consommation et le revenu disponible en France (David et al., 1999) ou dans l'analyse du commerce international au Brésil (Tourinho et al., 2002).

A notre connaissance, il semble que dans les pays en développement, l'application d'un modèle LES dans un cadre de la consommation domestique n'a jamais fait l'objet d'études empiriques à ce jour. Or, les comportements de consommation peuvent être différents d'un ménage à un autre ou selon le degré de développement. La contribution de cette section réside dans la modélisation et l'analyse des comportements de consommation domestique en Côte d'Ivoire, à partir d'un système linéaire de la dépense complète agrégée, élargi aux caractéristiques sociodémographiques du ménage. Après l'estimation du modèle, il convient : (i) d'analyser l'impact des variables sociodémographiques sur la demande des activités ; (ii) d'analyser la sensibilité de la demande après variation dans les prix complets ou dans la dépense complète agrégée et (iii) de tester l'hypothèse de la séparabilité des préférences. La présente section est organisée en deux sous-sections : la première fera une description détaillée du modèle théorique LES et la seconde, analysera et discutera les résultats d'une application empirique sur un pseudo-panel d'enquêtes de ménages de Côte d'Ivoire.

3.1.1. Système LES : Description générale et résultats théoriques

Nous commençons par une description générale du modèle théorique du système linéaire des dépenses et nous présentons, les contraintes et les résultats théoriques du modèle.

3.1.1.1. Description générale du système linéaire des dépenses

L'utilisation d'un modèle LES, a été introduite dans la littérature par Klein et Rubin (1947) et elle a été élargie plus tard par Stone (1954). Le système respecte les propriétés théoriques des fonctions de demande et selon Stone (1954), la demande des biens est une fonction linéaire des prix des biens et du revenu du ménage.

a°) Présentation du système linéaire des dépenses

i) Fonction d'utilité de type Stone-Geary : Nous considérons que les préférences des ménages sont représentées par une fonction d'utilité de type Stone-Geary $U(q_1, \dots, q_n)$ telle que :

$$U(q_1, \dots, q_n) = \prod_{i=1}^n (q_i - \gamma_i)^{\beta_i}$$

Dans cette fonction d'utilité avec des préférences additivement séparables, admettons que $\gamma_i < q_i$, cette condition va assurer l'existence de la fonction d'utilité. En plus, assumons que $\beta_i > 0$ et, cette contrainte garantit la concavité de la fonction d'utilité.

Pour obtenir la fonction d'utilité, Samuelson (1947) et Geary (1950) montrent que pour toute fonction d'utilité U , l'équilibre du consommateur permet d'écrire :

$$\frac{\partial U(q_i)}{\partial q_i} = \lambda p_i \text{ et, } dU = \sum_i \left(\frac{\partial U}{\partial q_i} \right) dq_i = 0$$

où λ est le multiplicateur de Lagrange.

$$dU = \sum_i \lambda p_i dq_i$$

A partir de la relation $p_i q_i = p_i \gamma_i + \beta_i (y - \sum_j p_j \gamma_j)$, on peut écrire :

$$p_i = \frac{\beta_i}{q_i - \gamma_i} (y - \sum_j p_j \gamma_j) \text{ de sorte que : } dU = \sum_i \frac{\beta_i}{q_i - \gamma_i} (y - \sum_j p_j \gamma_j) dq_i = 0.$$

Si l'on extrait $(y - \sum_j p_j \gamma_j)$ de l'équation précédente, nous obtenons :

$$dU = \sum_i \frac{\beta_i}{q_i - \gamma_i} dq_i = 0$$

Une intégration simple de la relation ci-dessus donne la fonction d'utilité de Stone-Geary :

$$U = \sum_{i=1}^n \beta_i \log(q_i - \gamma_i) = \prod_{i=1}^n (q_i - \gamma_i)^{\beta_i} \quad (3.1)$$

ii) Fonction de dépense d'un bien i dans le modèle : Dans le cadre des prévisions à court terme, Stone (1954) a développé le système linéaire de dépenses (LES)⁷⁰. Il a supposé que la demande des biens dépend linéairement des prix et du revenu. Le modèle est obtenu par la maximisation d'une fonction d'utilité additive de type Stone & Geary (qui représente les préférences du ménage) sous la contrainte linéaire du budget des ménages. Le programme du ménage s'écrit :

$$\begin{aligned} \underset{\{q_1, \dots, q_n\}}{\text{Max}} \quad U(q_1, \dots, q_n) &= \sum_{i=1}^n \beta_i \log(q_i - \gamma_i) \quad (3.2) \\ \text{S/C} \quad \sum_{i=1}^n p_i q_i &= y \end{aligned}$$

q_i , γ_i et p_i , respectivement la quantité consommée, incompressible (minimale ou de subsistance)⁷¹ et le prix de marché du bien i ; β_i , le paramètre qui représente la propension marginale à consommer des dépenses en biens i (γ_i) par rapport au revenu (y) du ménage.

En utilisant le lagrangien⁷², la résolution de l'équation (3.2) sous les CPO donne la formulation générale de la fonction de demande du bien i (q_i) telle que⁷³ :

$$q_i(p_i, y) = \gamma_i + \frac{\beta_i(y - \sum_{i=1}^n p_i \gamma_i)}{p_i}$$

En multipliant la fonction de demande par les prix monétaires p_i , nous obtenons la formulation générale de la fonction de demande en termes de dépenses monétaires $p_i q_i$:

$$p_i q_i = p_i \gamma_i + \beta_i \left(y - \sum_{i=1}^n p_i \gamma_i \right) \quad (3.3a)$$

⁷⁰ Dans le terme anglo-saxon, Linear Expenditure System (LES)

⁷¹ Si tous les paramètres de la consommation minimale sont positifs alors les biens pris deux à deux seraient nécessairement des compléments bruts. La demande de tous les biens seraient inélastiques à leur propre prix.

⁷² L'expression du multiplicateur de Lagrange dans le système linéaire des dépenses est $\lambda = \frac{1}{y - \sum_i p_i \gamma_i}$.

⁷³ Cette expression représente la fonction de demande non compensée ou fonction de demande marshallienne. La fonction de demande hicksienne pour le bien i s'écrit : $q_i^H = \gamma_i + \frac{\beta_i \prod_{j=1}^n p_j^{\beta_j}}{p_i \prod_{j=1}^n \beta_j^{\beta_j}}$

Le modèle correspond à des courbes d'Engel linéaires⁷⁴ et des préférences additivement séparables. Suivant Stone (1954), la consommation se traduit par l'achat d'un niveau de consommation minimum, nécessaire de chaque bien i , entraînant une dépense incompressible globale : $\sum_{i=1}^n p_i \gamma_i$. Ensuite, l'on redistribue le reste de son revenu disponible⁷⁵ ($y - \sum_{i=1}^n p_i \gamma_i$) ou revenu super-numéraire à la consommation de tous les biens dans des proportions constantes β_i . L'équation 3.3a montre que la dépense du bien i est une fonction linéaire de la dépense totale de tous les biens d'où le nom de système linéaire de dépenses (*Linear Expenditure System*, LES). Cependant, le modèle n'est pas linéaire dans ses paramètres. La contrainte d'une quantité de subsistance (γ_i) permet au modèle LES de présenter des élasticités de dépenses non unitaires.

L'estimation de l'équation (3.3a) donne deux propensions marginales des dépenses :

* La propension marginale de la dépense en bien i par rapport au prix du bien i lui-même :

$$\frac{\partial p_i q_i}{\partial p_i} = \gamma_i (1 - \beta_i) \quad (3.4a)$$

* La propension marginale de la dépense en bien i par rapport au revenu du ménage :

$$\frac{\partial p_i q_i}{\partial y} = \beta_i \quad (3.4b)$$

b°) Contraintes théoriques du système linéaire des dépenses.

Théoriquement, le système linéaire des dépenses impose les propriétés d'additivité, d'homogénéité et de régularité de la matrice de Slutsky (matrice des effets de substitution).

i) Contraintes théoriques d'additivité et d'homogénéité : La contrainte théorique d'*additivité* impose que la somme de la dépense consacrée à chaque bien est égale à la dépense totale du ménage ($y = \sum y_i = \sum p_i q_i$). Cette égalité définit la règle de l'épuisement total du budget (règle de Walras). Pour qu'elle soit parfaite, il faudrait que $\sum \beta_i = 1$: la contrainte d'additivité est automatiquement satisfaite par construction des données et des procédures économétriques.

⁷⁴ Les courbes d'Engel, à prix constants, décrivent la façon dont la consommation varie à la suite d'une modification du revenu des ménages.

⁷⁵ Stone (1954) désigne aussi le revenu disponible par le revenu super-numéraire ou revenu résiduel. C'est l'excédent de revenu disponible après avoir satisfait les dépenses de subsistance.

La contrainte théorique de l'*homogénéité* (absence d'illusion monétaire) implique que la fonction de demande ne change pas si l'on divise toutes les variables indépendantes par le prix d'un seul bien. Les fonctions de demande sont homogènes de degré 0 par rapport au prix et au revenu. Supposons que x_i soit la demande walrasienne du bien i ; p_i , le prix du bien i et y , le revenu monétaire disponible du ménage. Nous écrivons le système d'équations suivant :

$$x_i(p, y) = \beta_i y + \sum_j \alpha_{ij} p_j$$

Si nous fixons p_i , l'on peut écrire : $x_i(p, y) = \beta_i \frac{y}{p_i} + \sum_j \alpha_{ij} \frac{p_j}{p_i}$

ii) Contrainte théorique de régularité de la matrice de Slutsky : C'est la matrice des effets de substitution prix compensés. Deux propriétés théoriques la définissent : la symétrie et/ou la semi-définie négativité (Yoshira, 1969). La *symétrie*, elle est automatiquement satisfaite au niveau théorique, ce qui n'entraîne aucune restriction sur les paramètres du modèle. Cependant, il faudrait calculer les paramètres de substitution de la matrice et montrer qu'elle est symétrique ou non. Elle exige que les élasticités-prix compensées croisées soient égales. De nombreuses études de simulations Monté Carlo ont rejeté systématiquement l'hypothèse théorique de symétrie de la matrice de Slutsky (Edgerton et al., 1996).

Théoriquement, le modèle linéaire des dépenses impose que la matrice de Slutsky soit semi-définie négative. La contrainte de *négativité* admet que pour un bien i , la somme des effets marginaux du prix ($\partial q_i / \partial p_i$) et du revenu ($\partial q_i / \partial y$) soit négative ; c'est-à-dire les éléments situés sur la diagonale principale de la matrice de Slutsky notés $S_{ii} = \frac{\partial q_i}{\partial p_i} + \frac{\partial q_i}{\partial y} = \left[\frac{q_i - \gamma_i}{p_i} \right] \cdot (\beta_i - 1) < 0$. La condition de négativité sera satisfaite si $(q_i - \gamma_i)$ et $(\beta_i - 1)$ sont de signes opposés⁷⁶ (Parks, 1969 ; Brown & Deaton, 1972). La contrainte théorique de semi-définie négativité de la matrice de Slutsky souligne que les effets de substitution directe sont de signe négatifs (la loi de la demande). Paramétriquement, cette contrainte théorique qui implique la concavité des fonctions de dépenses est assez complexe. Il faut simplement s'assurer que

⁷⁶ En réalité $(\beta_i - 1) < 0$ car $0 < \beta_i < 1$. Nous pensons que la condition de négativité dans le modèle L.E.S sera satisfaite à la seule condition $(q_i - \gamma_i) > 0$, c'est-à-dire que pour chaque bien i , la quantité réellement consommée (q_i) doit être au moins être égale à la consommation de subsistance (γ_i).

toutes les valeurs propres (les élasticités-prix directes compensées) de la matrice de Slutsky sont de signe négatif (Boizot, 1999).

3.1.1.2. Résultats théoriques du système linéaire des dépenses

Les résultats théoriques du système linéaire des dépenses concernent les estimateurs de β_i ou γ_i et les élasticités de la demande, qui permettent d'affiner la classification des différents biens selon leur sensibilité à la variation des prix ou au changement dans le revenu du ménage.

a°) Les estimateurs des paramètres β_i ou γ_i

Le modèle LES impose que les paramètres β_i soient positifs et comprises strictement entre 0 et 1. Ce résultat théorique ($0 < \beta_i < 1$) indique un effet positif de la dépense totale sur la consommation de chaque bien et que l'utilité marginale est décroissante pour le bien i (Goldberger, 1987). Le modèle LES suggère des courbes d'Engel linéaires dans la consommation de tous les biens : les estimateurs des paramètres de β_i sont significatifs.

Pour la consommation minimale γ_i du bien i , le modèle LES n'impose pas un signe particulier. Si elle est positive, la demande du bien i est inélastique et si elle est négative, la demande du bien i est élastique (Pollack & Wales, 1969). Si $\gamma_i < 0$, nous assumons que la dépense incompressible est nulle. Les résultats théoriques imposent que la quantité consommée d'un bien i (q_i) soit supérieure à la quantité incompressible (γ_i) du bien i pour que la différence entre dépense partielle ($p_i q_i$) et dépense incompressible ($p_i \gamma_i$) soit strictement positive.

b°) Elasticités de la demande

Les élasticités de la demande⁷⁷ comprennent les élasticités-revenu et les élasticités-prix de la demande des biens.

i) Elasticités-revenu de la demande : A prix constants, l'élasticité-revenu d'un bien i mesure la variation en pourcentage de la dépense pour ce bien suite à une variation unitaire en pourcentage de la dépense totale. Toutes les élasticités-revenu sont de signe positif, ce qui semble exclure théoriquement l'apparition de biens de type inférieur (élasticité-revenu inférieure à 0). Par

⁷⁷ La majorité des enquêtes de budget du ménage ne prend en compte que les dépenses monétaires et très rarement les quantités consommées. Elle ne donne donc pas aux chercheurs, des informations sur les prix de marché. C'est pour ces raisons que nous avons décidé d'estimer toutes les élasticités de la demande en fonction des dépenses.

conséquent, tous les biens seraient de type normal et constitués uniquement des biens de première nécessité (à élasticité-revenu comprise strictement comprise entre 0 et 1) et/ou des biens de luxe (à élasticité-revenu strictement supérieure à 1). Cette contrainte est également justifiée par le fait que dans le modèle LES, tous les coefficients budgétaires estimés ($\hat{\beta}_i$) sont théoriquement strictement positifs et compris entre strictement entre 0 et 1. Avec la consommation incompressible, les courbes d'Engel ne sont plus représentées par des droites qui passent par l'origine et, les élasticité-revenu sont différentes de l'unité. A prix constants, les élasticité-revenu de la demande seront notées $e_{i,y}$ telles que :

$$e_{i,y} = \frac{\partial p_i q_i}{\partial y} \cdot \frac{y}{p_i q_i} = \frac{\beta_i y}{p_i q_i} = \frac{\beta_i y}{y_i} = \frac{\beta_i}{s_i} \quad (3.5)$$

s_i , la part budgétaire consacrée à la consommation du bien i ⁷⁸.

ii) Elasticités-prix de la demande : A un niveau de revenu constant, les élasticité-prix non compensées de la demande mesurent la variation (en pourcentage) de la demande à la suite d'une variation unitaire (en pourcentage) dans les prix des biens. A un niveau d'utilité constant, les élasticité-prix compensées de la demande mesurent la variation (en pourcentage) de la demande à la suite d'une variation unitaire (en pourcentage) dans les prix des biens. Nous exprimons successivement, les élasticité-prix directes non compensées (e_{ii}^M), les élasticité-prix directes compensées (e_{ii}^H), les élasticité-prix croisés non compensées (e_{ij}^M) et les élasticité-prix croisés compensées (e_{ij}^H) de la demande.

$$(3.6a) \quad \begin{cases} e_{ii}^M = -1 + \frac{p_i \gamma_i}{p_i q_i} (1 - \beta_i) = -1 + \frac{p_i \gamma_i}{y_i} (1 - \beta_i) \\ e_{ii}^H = (\beta_i - 1) \left(1 - \frac{p_i \gamma_i}{p_i q_i}\right) = (\beta_i - 1) \left(1 - \frac{p_i \gamma_i}{y_i}\right) \end{cases}$$

Toutes les élasticité-prix directes (non compensées ou compensées) sont négatives car $0 < \beta_i < 1$ et $(p_i q_i - p_i \gamma_i) > 0$. Ainsi, tous les biens sont de type ordinaire (loi de la demande) et qu'à un niveau d'utilité ou de revenu constant, la demande d'un bien évolue inversement avec

⁷⁸ Le calcul de la part budgétaire consacrée au bien i est : $s_i = \frac{p_i q_i}{y}$ avec $p_i q_i = y_i$.

son propre prix. De plus, les demandes sont toutes inélastiques car $-1 < e_{ii}^M < 0$ ou $-1 < e_{ii}^H < 0$. La loi de la demande compensée impose un effet de substitution direct négatif ($e_{ii}^H < 0$).

$$(3.6b) \quad \left\{ \begin{array}{l} e_{ij}^M = -\beta_i \frac{p_j \gamma_j}{p_i q_i} = -\beta_i \frac{p_j \gamma_j}{y_i} \\ e_{ij}^H = \frac{\beta_i}{p_i q_i} (p_j q_j - p_j \gamma_j) = \frac{\beta_i}{y_i} (y_j - p_j \gamma_j) \end{array} \right.$$

Si $\gamma_i > 0$, les élasticités-prix croisés de la demande compensée sont positives : ce qui exclue les biens complémentaires et le modèle LES fait apparaître que des biens substituables. Cependant, les élasticités-prix croisées de la demande non compensée sont de signe négatif.

Si $\gamma_i < 0$, les biens pris 2 à 2 sont des complémentaires et leur demande est inélastique à leur propre prix. On observe que toutes les élasticités prix croisés non compensées (e_{ij}^M) sont négatives. Ce qui s'explique par le fait que lorsque p_j augmente, le revenu surnuméraire est réduit. Puisque les parts du revenu surnuméraire allouées à la consommation des biens sont constantes, indépendantes des prix, la quantité consommée de tous les autres biens diminue.

Sous l'hypothèse d'une séparabilité forte⁷⁹, Frish (1959) a montré l'existence d'une relation simple entre élasticités-prix compensées (\tilde{e}_{ij}^F) et élasticités-revenus ($e_{i,y}$) au moyen du paramètre Φ . Il désigne lui-même ce paramètre, l'inverse de la flexibilité du revenu et montre qu'il est équivalent à l'élasticité-revenu de l'utilité marginale directe ou encore, à l'inverse de l'indice $\tilde{\omega}$ d'aversion relative au risque d'Arrow-Prat. Les élasticités-prix compensées de la demande sous l'hypothèse de la séparabilité forte ou élasticités-prix de la demande au sens de Frish (1959) s'écrivent :

$$\tilde{e}_{ij}^F = \delta_{ij} \Phi e_{i,y} - s_j e_{i,y} - \Phi \beta_j e_{i,y} \quad (3.7a)$$

$$\tilde{e}_{ij}^F = e_{i,y} (\delta_{ij} \Phi - s_j - \Phi \beta_j)$$

⁷⁹ L'hypothèse de séparabilité forte est beaucoup plus restrictive et elle impose que l'utilité totale soit égale à la somme des utilités de chaque sous-groupe. Blundell et al. (1993) distingue l'hypothèse de séparabilité forte de l'hypothèse de séparabilité faible. Pour eux, l'hypothèse de séparabilité faible, c'est lorsqu'aucune autre restriction sur l'indépendance des répartitions budgétaires intra-groupe n'est imposée à la structure de la consommation.

$\Phi = \tilde{\omega}^{-1}$, paramètre de Frisch (1959). Il est équivalent à l'inverse de la flexibilité de la monnaie⁸⁰ notée $\tilde{\omega}$. Elle s'obtient empiriquement à partir de la relation : $\tilde{\omega} = -\frac{y}{y - \sum_{i=1}^n p_i Y_i}$, ce qui permet de déduire la valeur du paramètre Φ par la relation :

$$\Phi = \tilde{\omega}^{-1} = -\left(\frac{y - \sum_{i=1}^n p_i Y_i}{y}\right) \quad (3.7b)$$

Φ permet de calculer la valeur empirique du paramètre de Frisch (1959). Cependant, Frisch (1959) propose une valeur théorique pour ce paramètre qui est : $\Phi_0 = \tilde{\omega}^{-1} = -0,5$.

δ_{ij} , l'indice de Kronecker (Abbott & Ashenfelter, 1975) : $\delta_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si } i = j \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$

A partir de l'équation 3.7a et de la valeur de δ_{ij} , nous dérivons au sens de Frisch (1959), les élasticités-prix directes (\tilde{e}_{ii}^F) et les élasticités-prix croisés (\tilde{e}_{ij}^H) de la demande compensée :

$$(3.7c) \quad \begin{cases} \tilde{e}_{ii}^F = e_{i,y} (\Phi - s_i - \Phi \beta_i) & \text{si } \delta_{ij} = 1 \text{ avec } i = j \\ \tilde{e}_{ij}^F = -e_{i,y} (-s_j + \Phi \beta_j) & \text{si } \delta_{ij} = 0 \text{ avec } i \neq j \end{cases}$$

Deaton (1974) a montré que dans le modèle LES, un nombre relativement élevé des biens (strictement supérieur à 8), entraîne une tendance à la proportionnalité entre élasticités-prix directs non compensées et élasticités-revenus. Plus le nombre de biens dans le modèle LES est important et plus s_i est faible : la relation 3.7a devient $\tilde{e}_{ii}^F \cong \Phi e_{i,y}$ (3.7d). Cette relation de proportionnalité entre élasticité-prix de la demande au sens de Frisch (1959) et élasticité-revenu de la demande, est identifiée par Deaton comme la « loi de Pigou ».

3.1.2. Système LES : Applications empiriques en Côte d'Ivoire

Cette partie vise, dans un cadre domestique, l'analyse de la consommation du ménage urbain de Côte d'Ivoire à partir d'un modèle LES. Nous débutons par une description de la méthodologie adoptée et, nous analysons et discuterons les résultats empiriques obtenus.

⁸⁰ Le paramètre de Frisch (1959) est défini comme la valeur négative du rapport entre la dépense super-numéraire et la dépense agrégée du ménage ou encore l'inverse de la flexibilité du revenu de Frisch. De études sur des données macroéconomiques ont démontré que la flexibilité du revenu est assez stable dans le temps et selon les pays, et même qu'elle est constante à l'intérieur de la population.

3.1.2.1. Démarche méthodologique

Elle comprend deux étapes interdépendantes. Il s'agit d'abord, de construire un modèle économétrique de la demande, de décrire ses variables et de préciser la source des données ; ensuite, de présenter et justifier la méthode d'estimation du modèle LES et, tester l'ensemble des contraintes et les résultats théoriques du modèle avec les données d'enquête.

a°) Consommation domestique par un modèle empirique LES

i) Construction du modèle empirique : Dans l'analyse des comportements de consommation domestique en Côte d'Ivoire, le modèle empirique LES développé dans cette thèse se distingue du modèle théorique LES en trois points : le cadre de l'analyse, l'introduction de variables sociodémographiques et la spécification en parts budgétaires plutôt qu'en niveau de dépenses.

i-1) Cadre d'analyse : Nous étendons l'analyse de la consommation au cadre domestique alors que le modèle théorique tient compte du cadre purement monétaire. Le cadre domestique prend en compte la double dimension (monétaire et temporelle) de la dépense du ménage. La valeur du temps est déterminée selon la structure de la production domestique. Si les inputs sont complémentaires, la valeur du temps est égale au salaire horaire minimum du ménage (Becker, 1965), une fonction de production domestique Leontief est retenue. Si les inputs sont substituables à partir d'une technologie de production domestique Cobb-Douglas, la valeur du temps est égale au coût d'opportunité (unique) du temps (Gardes, 2019). Si les inputs sont substituables à partir d'une technologie de production domestique CES, la valeur du temps est égale au coût d'opportunité (global) du temps (Gardes, 2018, 2020).

i-2) Introduction des variables sociodémographiques : Nous introduisons dans le modèle, l'hétérogénéité individuelle car certaines études antérieures ont souligné que les caractéristiques propres du ménage pouvaient agir significativement sur le niveau de consommation au même titre que les variables prix et revenus (Goaïed, 1981). Il serait intéressant, d'introduire dans le système LES, certaines variables sociodémographiques des ménages⁸¹ telles que l'âge du chef de ménage et la taille (en équivalent-adulte sur l'échelle de l'OCDE modifié) du ménage. La translation des variables sociodémographiques dans un système de demande se fait selon deux techniques : la technique dite du "*demographic scaling*"

⁸¹ La taille du ménage est la variable la plus utilisée dans de nombreuses études empiriques sur la consommation des ménages en ce sens qu'elle reste intimement liée à la notion de besoin (Houthakker, 1957).

et celle dite du "*demographic translating*"⁸². Nous choisissons arbitrairement la technique du « *demographic translating* ». Ainsi, nous augmentons le pouvoir explicatif du modèle et améliorons la qualité des estimations en réduisant le biais lié à la non-prise en compte de ces variables démographiques qui se révéleraient significatives (Allers et Elhorst, 2011).

i-3) Spécification en part budgétaire complète plutôt qu'en dépense complète : Le choix d'une spécification en parts budgétaires complètes est justifié par l'idée d'une réduction de l'hétéroscédasticité dans le modèle empirique (Baccouche et Laisney, 1988). La spécification stochastique du modèle empirique s'obtient avec y en ajoutant un terme de l'erreur :

$$y_{iht}^f = \alpha_{oit} + \beta_i y_{ht}^f + (p_{iht}^f \gamma_{iht} - \beta_i \sum_{j \neq i}^{n-1} p_{jht}^f \gamma_{jht}) + \varepsilon_{iht} \quad (3.8a)$$

Les ε_{iht} incorporent les erreurs de mesure et d'optimisation. Leur somme est nulle car la somme de toutes les parts budgétaires complètes est égale à 1.

En réécrivant la constante α_{oit} comme une combinaison linéaire des variables sociodémographiques âge du chef de ménage et taille du ménage (en équivalent-adulte) :

$$y_{iht}^f = a_{oi} + c_i age_{ht} + d_i taille_{ht} + \beta_i y_{ht}^f + (p_{iht}^f \gamma_{iht} - \beta_i \sum_{j \neq i}^{n-1} p_{jht}^f \gamma_{jht}) + \varepsilon_{iht} \quad (3.8b)$$

⁸² Dans la technique du « *demographic translating* », la constante dans chaque équation du système de demande est considérée comme une combinaison linéaire des variables sociodémographiques : Jonas & Roosen (2008), Heien & Wessels (1988). Dans cette technique, les effets des changements sur les variables démographiques sont étroitement liés aux changements sur la dépense (Pollak & Walles, 1992). La technique du « *demographic scaling* » quant à elle, pondère les prix par des paramètres d'échelle qui sont fonction des variables sociodémographiques (Gould et al., 1990). Elle permet de mettre en évidence les déterminants des paramètres β_i ou γ_i . Avec cette technique, les effets de changements sur les variables sociodémographiques sont étroitement liés aux effets de changement sur les prix. Selon Baccouche & Laisney (1986), l'introduction des variables sociodémographiques dans un système linéaire des dépenses par la technique du *demographic scaling* peut se faire de trois manières. Premièrement, il s'agit de considérer la consommation incompressible comme une combinaison linéaire de variables explicatives de l'hétérogénéité individuelle et de laisser fixes, les propensions marginales à consommer : Pollack & Wales (1981), Howe (1977), Gaudin et al., (2001), Trognon (1981), David et al. (1999). Deuxièmement, il faut considérer les consommations incompressibles comme fixes et écrire les propensions marginales à consommer dans chaque équation du système de demande, comme une combinaison linéaire des variables sociodémographiques. Troisièmement, il s'agit d'une combinaison des deux premières manières c'est-à-dire écrire les consommations incompressibles et les propensions marginales à consommer comme une combinaison linéaire des variables sociodémographiques. L'inconvénient de cette dernière approche est qu'elle conduit à l'estimation d'un nombre important de paramètres et, Baccouche & Laisney (1986) ont montré que seule la variable "taille du ménage" pouvait influencer à la fois dépenses incompressibles et propensions marginales à consommer.

En divisant toutes les variables de l'équation 3.8b par la dépense complète agrégée y_{ht}^f , nous obtenons la demande en part budgétaire complète du modèle LES telle que :

$$s_{iht}^f = a_{oi} + c_i \frac{age_{ht}}{y_{ht}^f} + d_i \frac{taille_{ht}}{y_{ht}^f} + \beta_i + \frac{1}{y_{ht}^f} (p_{iht}^f \gamma_{iht} - \beta_i \sum_{j \neq i}^{n-1} p_{jht}^f \gamma_{jht}) + \varepsilon_{iht} \quad (3.8c)$$

a_{oi} , c_i , β_i , d_i et γ_{iht} sont les paramètres à estimer ; p_{iht}^f , prix complet de l'activité i dans le ménage h à la période t ; y_{ht}^f , dépense complète agrégée du ménage h à la période t avec $y_{ht}^f = \sum_{i=1}^n (m_{iht} + \omega t_{iht})$.

ii) Variables du modèle : Nous définissons quatre types d'activités que sont : *Alimentation* ; *Logement* ; *Activités domestiques* et *Loisirs & divers*. Le vecteur s_{iht}^f du vecteur de variables dépendantes est constitué par la part budgétaire complète dans chaque activité de sorte que :

$s_{iht}^f = \frac{y_{iht}^f}{y_{ht}^f}$. Les variables indépendantes sont définies par : âge du chef = $\frac{age_{ht}}{y_{ht}^f}$; taille du ménage = $\frac{taille_{ht}}{y_{ht}^f}$ et, vecteur des prix complets $P_{iht}^f = \frac{p_{iht}^f}{y_{ht}^f}$.

Les statistiques descriptives des variables dans l'équation 3.8c sont résumées par :

Tableau 3.1 : Statistique descriptive des variables du système de demande LES (équation 3.8c)

	Variables dépendantes : Parts budgétaires complètes ($s_{iht}^f = y_{iht}^f/y_{ht}^f$)		
	Cas Leontief	Cas Cobb-Douglas	Cas CES
Alimentation	0,164 (0,038)	0,169 (0,034)	0,188 (0,041)
Logement	0,189 (0,030)	0,189 (0,029)	0,190 (0,028)
Activités domestiques	0,163 (0,024)	0,165 (0,024)	0,170 (0,022)
Loisirs & divers	0,484 (0,045)	0,477 (0,039)	0,452 (0,048)
	Variables indépendantes : Prix complets (p_{iht}^f/y_{ht}^f)		
Alimentation	$3,38 \cdot 10^{-6}$ (1,46e-06)	$5,62 \cdot 10^{-5}$ (0,0000486)	1,3997 (0,5706)
Logement	$8,20 \cdot 10^{-6}$ (3,01e-06)	$2,95 \cdot 10^{-4}$ (0,0001099)	0,0206 (0,0024)
Activités domestiques	$6,29 \cdot 10^{-6}$ (2,69e-06)	$2,18 \cdot 10^{-4}$ (0,0001013)	0,0434 (0,0046)
Loisirs & divers	$5,73 \cdot 10^{-5}$ (0,000015)	$6,57 \cdot 10^{-4}$ (0,0002491)	0,0057 (0,0011)

	<i>Autres variables indépendantes (variables de contrôle)</i>		
	Cas Leontief	Cas Cobb-Douglas	Cas CES
Age (age_{ht} / y_{ht}^f)	$7,11.10^{-5}$ (0,0000254)	$7,5.10^{-5}$ (0,0000254)	$9,45.10^{-5}$ (0,0000321)
Taille ($taille_{ht} / y_{ht}^f$)	$4,31.10^{-6}$ (7,49e-07)	$4,58.10^{-6}$ (9,60e-07)	$5,80.10^{-6}$ (1,25e-06)
	N = 12701 observations		

Source : Calculs à partir du pseudo-panel (2008, 2013, 2015).

iii) Données : Trois enquêtes de ménages ont été obtenues auprès de l'Institut National des Statistiques (INS) de Côte d'Ivoire : deux enquêtes annuelles du budget de famille BdF (2008, 2015) et une enquête journalière sur l'utilisation du temps BdT (2013). D'abord, nous avons procédé à une mensualisation de ces enquêtes. Pour réduire la présence des observations manquantes ou nulles, nous avons agrégé les onze activités dans les bases de données originales⁸³ selon quatre grands groupes : *Alimentation, Logement, Activités domestiques et Loisirs & divers*. Dans chaque enquête, nous avons imputé les observations manquantes ou nulles par régression linéaire des variables des dépenses monétaires (dans les enquêtes BdF (2008, 2015)) du budget de famille) ou des variables d'utilisation du temps (dans l'enquête 2013 du budget de temps) sur un ensemble de variables démographiques communes à ces trois enquêtes. Avant, les variables de dépenses monétaires dans le BdF (2015) ont été réajustées avec les prix de 2008 à partir d'un indice des prix à la consommation (IPC) afin de réduire l'effet de l'inflation sur les niveaux de consommation. Dans le BdT (2013), nous avons réduit le problème de la participation des enfants à certaines activités en multipliant toutes les variables d'utilisation du temps par un facteur de correction noté k tel que $k = \text{taille du ménage (en équivalent-adulte) sans les enfants} / \text{nombre d'adulte dans le ménage}$ (Gardes & Thiombiano, 2017)⁸⁴. Nous construisons à partir de ces enquêtes imputées, des données transversales de

⁸³ Voir annexe 1.1

⁸⁴ Chez les ménages ruraux aux Burkina Faso, Gardes et Thiombiano (2017) ont constaté que dans les statistiques descriptives, les couples avec deux adultes avaient un ratio dépense monétaire/temps d'activité significativement plus élevé que chez les ménages monoparentaux. Pour eux, ce constat souligne que le temps n'est pas le seul fait des adultes dans le ménage. Afin de corriger le biais probable sur les utilisations du temps liées au travail des enfants surtout dans les pays pauvres ou les économies sous-développées, ils ont proposé de multiplier toutes les variables d'utilisation du temps par un facteur de correction k . Ce facteur de correction k est équivalent au ratio entre un échelle d'équivalence réduit donc sans prise en compte des enfants (1 pour le premier adulte et 0,7 par adulte supplémentaire dans le ménage) et, le nombre d'adulte (échelle d'équivalence nulle ou comptage simple sans les enfants). Cette technique pourrait avoir l'inconvénient de surestimer le nombre réel d'adultes correspondant à l'utilisation des temps enregistrés. Dans la présente étude, nous avons multiplié toutes les variables d'utilisation du temps par le facteur correcteur k uniquement dans les ménages avec présence d'enfants. Nous

séries temporelles selon la technique de la pseudo-panélistation initiée par Deaton (1985)⁸⁵. Dans l'analyse des comportements de consommation domestique des ménages urbains de Côte d'Ivoire à partir d'un système linéaire des dépenses, nous utilisons un pseudo-panel non-cylindré de 12701 ménages observés en trois points temporels (2008, 2013, 2015).

b°) Estimation du modèle et élasticités de la demande

i) Problèmes économétriques et méthodes de correction : L'utilisation de données doublement indicées peut causer des problèmes économétriques dans l'estimation des paramètres du système de demande LES (équation 3.8c) : *endogénéité de la dépense complète, autocorrélation et hétéroscédasticité* des erreurs. Dans le système LES empirique, il n'est pas possible d'estimer le revenu complet des ménages car la base de données ne fournit pas les revenus monétaires. A défaut, nous le remplaçons par la dépense complète agrégée des ménages⁸⁶. Cette approche peut traduire un caractère endogène de la dépense complète dans le système de demande. La littérature propose une instrumentation de la dépense pour résoudre l'endogénéité. Nous admettons que la pseudo-panélistation élimine directement l'endogénéité car nous considérons les moyennes intra-cohortes de la dépense complète. De plus, l'estimation sur un pseudo-panel est une forme d'instrumentation de la dépense : les termes de la dépense complète ne seront donc pas instrumentés. La structure des données en pseudo-panel, implique qu'à l'intérieur d'une cellule, les observations (en moyenne) sont identiques d'un ménage à un autre et d'une période à une autre, ce qui pourrait créer de l'hétéroscédasticité dans le modèle. Pour contrôler l'hétéroscédasticité, Trognon (1981), Baccouche & Laisney (1988) et David & al. (1999) proposent de considérer dans le modèle linéaire de dépenses, les coefficients budgétaires comme variables expliquées au lieu des postes budgétaires de dépenses en unités monétaires. Nous ignorons dans l'estimation du modèle, le problème de l'autocorrélation des erreurs. Si les

n'avons pas cherché à distinguer le cas individuel où les enfants participent ou pas à la production domestique, ce qui rendrait le travail plus fastidieux. Sur la base des résultats de l'enquête ENSETE (2013) en Côte d'Ivoire, nous avons admis que les enfants participent à la production domestique dans leur ménage respectif.

⁸⁵ Pour plus de détails, se référer au chapitre 1 de la thèse.

⁸⁶ Les dépenses totales des ménages sont habituellement utilisées comme proxy du revenu car les revenus déclarés par les ménages sont généralement peu fiables surtout dans les pays en développement où le secteur informel est largement répandu (Deaton, 1997 ; John et al., 2013). Cependant, hormis le problème d'endogénéité des dépenses complètes totales, il faut noter que d'autres auteurs comme Abdulai (2013) ou Zhou et You (2015) estiment que le fait d'utiliser les dépenses en lieu place du revenu entraîne généralement des élasticités-dépenses plus faibles que les élasticités-revenu qu'on aurait pu obtenir en utilisant les revenus.

données arrivaient à être transformées faute de l'autocorrélation, la dépense complète risquerait d'être différente d'une équation à une autre dans le système. Elle remettrait en cause une des contraintes théoriques fondamentales des systèmes de demande : l'additivité (Deaton, 1975).

ii) Méthode d'estimation des paramètres du modèle LES : L'estimation d'un système linéaire des dépenses semble difficile à cause de la non-linéarité des paramètres β_i et γ_i . Nos estimations seront faites en utilisant seulement (n-1) équations du système à cause de la contrainte d'additivité, de la nullité de la somme des termes des erreurs pour chaque période (Parks, 1969, 1971) et de la singularité de la matrice des variances-covariances des termes de l'erreur. Les estimateurs des paramètres de l'équation omise peuvent être obtenus à partir des contraintes théoriques (seulement l'additivité et l'homogénéité)⁸⁷ imposées au modèle. Nous décidons d'éliminer arbitrairement du système, l'équation relative à la demande des "activités domestiques". Cependant, il faut souligner que le choix de l'équation à éliminer est sans effet sur les résultats de l'estimation du modèle (Barten, 1969 ; Pollak et Wales, 1992).

Nous estimons des paramètres non linéaires d'un modèle de demande LES avec plusieurs équations. La variante non linéaire de la méthode SURE⁸⁸ (*Seemingly Unrelated Regressions*) de Zellner (1962) nous paraît mieux adaptée pour estimer les paramètres de l'équation 3.8c. En effet, nous cherchons à expliquer simultanément plusieurs variables dépendantes (les parts budgétaires complètes de chaque activité) en utilisant un même vecteur de variables indépendantes. Le modèle peut être estimé par maximum de vraisemblance (MV) à l'aide de la commande *nlsur* sur Stata (cela correspond à un système d'équations non linéaires par les moindres carrés non linéaires généralisés réalisables). Précisément, il convient d'utiliser

⁸⁷ Les contraintes théoriques (additivité et homogénéité) imposées au modèle empirique du système de demande LES permettent d'augmenter le nombre de degré de liberté. Ces contraintes obligent à prendre des précautions dans l'interprétation des résultats empiriques. En effet, comme le souligne Allen (2010), certaines relations sont inscrites dans le modèle plutôt que d'être constatées.

⁸⁸ La modélisation SURE initiée par Zellner (1962) comprend quatre étapes : *i)* Dans la première étape, on estime par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO), chacune des équations du système et l'on calcule les résidus associés. *ii)* Dans la seconde étape, sur la base des résidus associés, on construit un estimateur de la matrice des variances-covariances des termes de l'erreur. *iii)* Dans la troisième étape, l'estimateur de la matrice des variances-covariances permet d'abord de corriger la variance estimée par MCO et ensuite, de faire de nouvelles estimations robustes à l'hétéroscédasticité. *iv)* Dans la dernière étape, la nouvelle estimation de la matrice des variances-covariances est utilisée pour mettre en œuvre l'estimateur des moindres carrés généralisés. L'estimateur SURE est sous la forme $\hat{\beta}^{SURE} = [X' \hat{\Omega}^{-1} X]^{-1} [X' \hat{\Omega}^{-1} Y]$ où, X, vecteur de variables explicatives ; Y, vecteur de variables expliquées et $\hat{\Omega}^{-1}$, l'inverse d'une matrice basée sur l'estimateur de la matrice des variances-covariances et qui joue le rôle de matrice de pondération. L'estimateur SURE possède les propriétés asymptotiques souhaitables dont la normalité asymptotique et, en termes de variance, cet estimateur semble plus efficace qu'une MCO, équation par équation.

les estimateurs FGNLS⁸⁹ (*Feasible Generalized Nonlinear Least Squares*) itératifs mis en route sur Stata par la commande *nlsur* en y ajoutant l'option *ifgnls*. La méthode NLSURE améliore l'efficacité des estimateurs de tous les paramètres. En effet, l'utilisation des MCG dans cette méthode élimine asymptotiquement l'hétéroscédasticité des résidus dans le modèle. Avec seulement 12701 observations, le nombre paraît insuffisant pour atteindre ce résultat.

iii) Elasticités de la demande complète et test de la séparabilité forte des préférences : Dans l'analyse des comportements de consommation domestique des ménages urbains de Côte d'Ivoire par le modèle LES, nous estimons et interprétons les valeurs et les signes des élasticités-dépenses complètes (équation 3.5), des élasticités prix complets directes compensées ou non compensées (équations 3.6a), des élasticités prix complets croisées compensées ou non compensées (équations 3.6b) et des élasticités-prix complets compensées (directs ou croisés) au sens de Frisch (équations 3.7c). Sur nos données, nous testons l'hypothèse de la séparabilité forte des préférences⁹⁰ chez les ménages. Il s'agit de comparer en valeur absolue, les valeurs des élasticités-prix complets directs compensées de Hicks (e_{ii}^H) avec celles des élasticités sous l'hypothèse de séparabilité forte des préférences ou élasticités-prix complets compensées directes de Frisch (\tilde{e}_{ii}^F). Nous acceptons l'hypothèse de la séparabilité forte dans les préférences du ménage si et seulement si $|\tilde{e}_{ii}^F| > |e_{ii}^H|$.

3.1.2.2. Analyse et discussion des résultats empiriques

La modélisation et l'analyse des comportements de consommation domestique, par un système de demande LES n'a jamais fait l'objet d'études empiriques à notre connaissance dans un pays en développement et en particulier en Côte d'Ivoire. Ce travail de recherche constitue

⁸⁹ FGNLS est l'abréviation anglo-saxonne de « *Feasible Generalized Nonlinear Least Squares* » la version non linéaire des estimateurs SURE (Zellner, 1962). Il faut distinguer sa version interactive à deux étapes par défaut (avec l'option *fgnls*) de sa version interactive itérative (avec l'option *ifgnls*). Nous optons pour la seconde version car les critères d'informations sont les plus faibles et la log-vraisemblance la plus élevée par rapport à la version interactive par défaut.

⁹⁰ Il faut distinguer la séparabilité forte des préférences de la séparabilité faible des préférences chez les ménages. La séparabilité forte est beaucoup plus restrictive en ce sens qu'elle impose que l'utilité totale soit égale à la somme des utilités retirées de la consommation de chaque activité. Mieux, le budget complet alloué à la production domestique de toutes les activités est arbitré entre ces activités indépendamment du reste du budget complet (Boizot-Szantai et Sans, 2014). En revanche, la séparabilité faible suppose qu'il n'existe aucune restriction que l'indépendance des répartitions budgétaires intra-activités ne soit imposée à la structure des préférences du consommateur (voir Blundell et al., 1993). Le budget complet alloué à la production domestique de toutes les activités est arbitré entre différents groupes d'activités indépendamment du reste du budget complet.

probablement une première approche. Par conséquent, nos résultats empiriques seront analysés et interprétés et discutés par rapport aux résultats théoriques du modèle LES lui-même.

a°) Estimateurs des paramètres du système de demande LES empirique

Dans le cadre domestique, nous effectuons une analyse de la consommation en termes de coûts complets. La version démographique du modèle empirique LES est estimée sous différentes valeurs du temps domestique : le salaire minimum horaire (Becker, 1965) ; le coût d'opportunité unique du temps (Gardes, 2019) et le coût d'opportunité global du temps (Gardes, 2018). L'idée serait d'identifier la valeur du temps pour laquelle, l'estimation de l'équation 3.8c est la plus compatible avec nos données si l'on tient compte des résultats théoriques du modèle.

Les résultats des estimations sous le salaire horaire minimum urbain sont :

Tableau 3.2a : Estimateurs *nlsur* du modèle LES sous le salaire horaire minimum urbain

Activités des ménages	Estimateurs des paramètres du modèle					R2	$p_i Q_i = m_i + w t_i$	$p_i \hat{y}_i$	$y - \sum p_i \hat{y}_i$	$\hat{\phi}$
	$\hat{\beta}_i$	\hat{y}_i	\hat{a}_i	\hat{c}_i	\hat{d}_i					
Alimentation	0,207*** <i>(0,003)</i>	29757,12*** <i>(136,068)</i>	-0,084*** <i>(0,002)</i>	-258,328*** <i>(8,073)</i>	2500,474*** <i>(274,712)</i>	0,776	96785,94 <i>(31997,28)</i>	54234,42 <i>(13614,21)</i>	409398,5 <i>(175885,1)</i>	-0,647 <i>(0,115)</i>
Logement	0,230*** <i>(0,003)</i>	4897,82*** <i>(86,850)</i>	-0,019*** <i>(0,002)</i>	347,898*** <i>(11,434)</i>	-3485,585*** <i>(381,545)</i>	0,291	115965,7 <i>(46057,72)</i>	22514,94 <i>(7065,059)</i>		
Activités domestiques	0,267*** <i>(0,004)</i>	17223,44*** <i>(196,040)</i>	0,895*** <i>(0,004)</i>	315,779*** <i>(16,014)</i>	5831,075*** <i>(532,612)</i>	-	97892,57 <i>(33426,02)</i>	57567,93 <i>(10582,28)</i>		
Loisirs & divers	0,296*** <i>(0,004)</i>	1801,943*** <i>(19,594)</i>	0,208*** <i>(0,004)</i>	-405,349*** <i>(16,014)</i>	-4845,964*** <i>(532,612)</i>	0,407	292073,1 <i>(93572,39)</i>	59001,55 <i>(17238,71)</i>		
Total	1,000		1,000	0,000	0,000		602717,3 <i>(189197,9)</i>	193318,8 <i>(37646,09)</i>		
	Contrainte d'additivité : $\sum \hat{\beta}_i = 1 ; \sum \hat{a}_i = 1$			Contrainte d'homogénéité : $\sum \hat{c}_i = 0 ; \sum \hat{d}_i = 0 ;$						
Nombre d'observations = 12701 ménages Log-Vraisemblance = 102960,1 AIC = -205888,2 BIC = -205769										

Source : Calculs à partir du pseudo-panel d'enquêtes (2008, 2013, 2015) de l'INS, les écarts-types sont en italiques et entre parenthèses, (*) p < 10% ; (**) p < 5% ; (***) p < 1%.

Les résultats des estimations sous le coût d'opportunité unique du temps sont :

Tableau 3.2b : Estimateurs *nlsur* du modèle LES sous le coût d'opportunité unique du temps.

Activités des ménages	Estimateurs des paramètres du modèle					R2	$p_i Q_i = m_i + w t_i$	$p_i \hat{y}_i$	$y - \sum p_i \hat{y}_i$	$\hat{\phi}$
	$\hat{\beta}_i$	\hat{y}_i	\hat{a}_i	\hat{c}_i	\hat{d}_i					
Alimentation	0,097*** <i>(0,004)</i>	780,074*** <i>(2,331)</i>	-0,006 <i>(0,003)</i>	199,354*** <i>(5,624)</i>	6498,676*** <i>(137,601)</i>	0,882	95816,48 <i>(33939,59)</i>	24264,47 <i>(20145,96)</i>		
Logement	0,132*** <i>(0,005)</i>	72,384* <i>(2,442)</i>	0,095*** <i>(0,005)</i>	-131,306*** <i>(12,016)</i>	-7247,677*** <i>(336,698)</i>	0,430	111962,3 <i>(48332,53)</i>	11563,84 <i>(4265,233)</i>		

Activités domestiques	0,237*** <i>(0,006)</i>	198,844*** <i>(3,635)</i>	-0,126*** <i>(0,005)</i>	522,309*** <i>(12,511)</i>	7987,348*** <i>(321,625)</i>	-	94138,79 <i>(33303,14)</i>	22204,75 <i>(7427,674)</i>	497326,4 <i>(184507,4)</i>	-0,850 <i>(0,062)</i>
Loisirs & divers	0,534*** <i>(0,006)</i>	61,654*** <i>(1,328)</i>	0,037*** <i>(0,005)</i>	-590,357*** <i>(12,511)</i>	-7238,347*** <i>(321,625)</i>	0,526	274076,2 <i>(92732,4)</i>	20634,22 <i>(2614,517)</i>		
Total	1,000		1,000	0,000	0,000		575993,7 <i>(194733,6)</i>	78667,29 <i>(29062,04)</i>		
	Contrainte d'additivité : $\sum \hat{\beta}_i = 1 ; \sum \hat{\alpha}_i = 1$		Contrainte d'homogénéité : $\sum \hat{\epsilon}_i = 0 ; \sum \hat{d}_i = 0$							
Nombre d'observations = 12701 ménages Log-Vraisemblance = -104639,8 AIC = -209247,5 BIC = -209128,4										

Source : Calculs à partir du pseudo-panel d'enquêtes (2008, 2013, 2015) de l'INS, les écarts-types sont en italiques et entre parenthèses, (*) p < 10% ; (**) p < 5% ; (***) p < 1%.

Les résultats des estimations sous le coût d'opportunité global du temps sont :

Tableau 3.2c : Estimateurs *nlsur* du modèle LES sous le coût d'opportunité global du temps.

Activités des ménages	Estimateurs des paramètres du modèle					R2	$p_i Q_i = m_i + \omega t_i$	$p_i \hat{\gamma}_i$	$y - \sum p_i \hat{\gamma}_i$	$\hat{\phi}$
	$\hat{\beta}_i$	$\hat{\gamma}_i$	$\hat{\alpha}_i$	$\hat{\epsilon}_i$	\hat{d}_i					
Alimentation	0,211*** <i>(0,002)</i>	0,067*** <i>(0,000)</i>	-0,033*** <i>(0,001)</i>	290,588*** <i>(3,791)</i>	-1820,894*** <i>(94,397)</i>	0,929	81266,27 <i>(20830,25)</i>	40208,84 <i>(14562,55)</i>	195888,7 <i>(76421,84)</i>	-0,427 <i>(0,057)</i>
Logement	0,163*** <i>(0,001)</i>	9,618*** <i>(0,066)</i>	-0,182*** <i>(0,001)</i>	65,927*** <i>(5,487)</i>	11356,12*** <i>(115,608)</i>	0,701	85496,72 <i>(30404,98)</i>	86556,95 <i>(22006,66)</i>		
Activités domestiques	-0,174*** <i>(0,009)</i>	4,605*** <i>(0,009)</i>	1,166***	-120,983***	994,144***	-	76473,23 <i>(27054,55)</i>	88358,26 <i>(25410,11)</i>		
Loisirs & divers	0,800*** <i>(0,001)</i>	13,983*** <i>(0,082)</i>	0,049*** <i>(0,001)</i>	-235,532*** <i>(4,698)</i>	-10529,37*** <i>(106,448)</i>	0,936	201817,1 <i>(64148,57)</i>	34040,58 <i>(5222,955)</i>		
Total	1,000		1,000	0,000	0,000		445053,3 <i>(130640,9)</i>	249164,6 <i>(56968,29)</i>		
	Contrainte d'additivité : $\sum \hat{\beta}_i = 1 ; \sum \hat{\alpha}_i = 1$		Contrainte d'homogénéité : $\sum \hat{\epsilon}_i = 0 ; \sum \hat{d}_i = 0$							
Nombre d'observations = 12701 ménages Log-Vraisemblance = 136992,3 AIC = -273952,7 BIC = -273833,5										

Source : Calculs à partir du pseudo-panel d'enquêtes (2008, 2013, 2015) de l'INS, les écarts-types sont en italiques et entre parenthèses, (*) p < 10% ; (**) p < 5% ; (***) p < 1%.

i^o) Dans le cadre de la production domestique en Côte d'Ivoire, quelle valeur du temps pour une modélisation LES des comportements de consommation compatible avec nos données ?

L'estimation de l'équation 3.8c sous le coût d'opportunité global du temps (tableau 3.2c) révèle que le paramètre $\hat{\beta}_i$ dans l'équation relative aux "Activités domestiques" ressort avec un signe négatif. Cette valeur négative de $\hat{\beta}_i$ n'est pas conforme à l'une des attentes théoriques du modèle selon laquelle tous les paramètres $\hat{\beta}_i$ doivent être positifs, statistiquement significatifs et compris strictement entre 0 et 1 (contrainte d'additivité). Sous cette valeur du temps, la quantité minimale dans l'alimentation est positive et statistiquement différente de 0

au seuil de 1%. En revanche, cette quantité minimale dans l'alimentation est inférieure à l'unité, un résultat un peu surprenant qui souligne qu'en moyenne, les ménages consomment mensuellement moins d'une unité comme quantité incompressible. Dans un cadre domestique, la modélisation des comportements de consommation par un LES (équation 3.8c) sous le coût d'opportunité global du temps ne semble pas être compatible aux attentes (résultats) théoriques. Nous rejetons les résultats d'estimation contenus dans le tableau 3.2c.

L'estimation de l'équation 3.8c sous le salaire horaire minimum urbain en Côte d'Ivoire (tableau 3.2a) révèle que dans les loisirs & divers, la valeur du paramètre $\hat{\beta}_i$ est positive et statistiquement différente de 0 au seuil de significativité de 1% : sa valeur estimée est de 0,296. La part du budget complet s_i allouée aux loisirs & divers est de 0,48 et elle supérieure à la valeur du paramètre $\hat{\beta}_i$. Sous le salaire horaire minimum urbain, les loisirs & divers apparaîtraient comme une activité de base, un résultat très peu probable. Dans un cadre domestique, la modélisation des comportements de consommation par un système de demande LES (équation 3.8c) sous le salaire horaire minimum urbain en Côte d'Ivoire ne semble pas compatible aux attentes théoriques. Nous rejetons les résultats d'estimation contenus dans le tableau 3.2a.

Dans le cadre domestique en Côte d'Ivoire, nous retenons le coût d'opportunité unique comme valeur du temps dans la modélisation des comportements de consommation par un LES. Cette hypothèse semble être la plus compatible avec les attentes théoriques du modèle (équation 3.8b). Nous analysons et interprétons uniquement les résultats d'estimation contenus dans le tableau 3.2b dans le cas d'une fonction de production domestique de type Cobb-Douglas.

ii°) Analyse et interprétations des résultats du tableau 3.2b : Les coefficients de détermination R^2 issus de l'estimation *nlsure* sont acceptables. Ils sont de l'ordre de 0,88 ; de 0,43 ou de 0,53 respectivement dans les équations de l'alimentation, du logement ou des loisirs & divers.

ii-1) Les estimateurs des propensions marginales à consommer ($\hat{\beta}_i$) : Elles expriment les préférences des ménages en termes de consommation des activités. Il ressort que tous les paramètres estimés sont statistiquement différents de 0 au seuil de significativité de 1%. Suivant les résultats de l'estimation de l'équation 3.8c, les $\hat{\beta}_i$ dans les équations de la consommation domestique en Côte d'Ivoire (Alimentation, Logement, Activités domestiques et Loisirs & divers) sont rangés de 0,097 à 0,053. Ce résultat confirme l'hypothèse théorique selon laquelle la consommation domestique des activités en Côte d'Ivoire est une fonction linéaire des prix complets ou de la dépense complète agrégée des ménages (courbes d'Engel linéaires). Les

($\hat{\beta}_i$) sont strictement positifs ce qui justifie la condition d'existence de la fonction d'utilité de type Stone-Geary. Toutes les activités sont normales et il n'existe pas dans la consommation domestique en Côte d'Ivoire, des activités inférieures. Les loisirs & divers affichent la propension marginale à consommer (PmC) la plus élevée (0,534) tandis que l'alimentation ressort avec la PmC la plus faible (0,097). Les valeurs des paramètres ($\hat{\beta}_i$) constituent des éléments intéressants dans l'analyse de la première loi d'Engel⁹¹. En effet, lorsque la dépense complète agrégée du ménage augmente, la part affectée à la dépense complète d'alimentation est la plus faible par rapport à celle affectée à toutes les autres activités. La part budgétaire complète affectée à la consommation de loisirs & divers est la plus élevée et elle représente plus de 50% (53,34%) de la dépense complète agrégée du ménage. Dans le cadre de la consommation domestique des ménages urbains en Côte d'Ivoire, un accroissement dans la dépense complète agrégée est conforme à la troisième loi d'Engel.

ii-2) Les estimateurs de la dépense complète incompressible ($p_i \hat{\gamma}_i$) : Le niveau minimum de subsistance ($\hat{\gamma}_i$) peut être interprété comme la quantité minimale requise en considérant la dépense complète agrégée et les prix complets. Toutes les quantités incompressibles estimées ($\hat{\gamma}_i$) sont positives et statistiquement significatives au seuil de significativité de 1% sauf dans le logement où le seuil de significativité est à 10%. La consommation domestique de chaque activité chez les ménages urbains de Côte d'Ivoire est astreinte à une consommation minimale dans chaque activité. Par rapport à la dépense complète dans chaque activité, la part de la dépense minimale de subsistance (par ordre croissant) est de 7,53% (dans les loisirs & divers), de 10,33% (dans le logement), de 23,58% (dans les activités domestiques) et de 25,32% (dans l'alimentation). C'est dans l'alimentation que la part de la dépense complète de subsistance dans la dépense complète est la plus élevée (environ 25% de la dépense complète en alimentation) et la plus faible dans les loisirs & divers (environ 7,5% de la dépense complète des loisirs & divers). Les ménages consomment une quantité minimale de chaque activité, ce qui représente une dépense incompressible complète agrégée d'environ 14% de la dépense complète agrégée et ensuite, ils vont redistribuer le reste de la dépense complète agrégée disponible (environ 86%) sur l'ensemble de la consommation des activités selon des proportions constantes $\hat{\beta}_i$. Ces résultats indiquent qu'il existe un seuil minimal budgétaire dans

⁹¹ La première loi d'Engel souligne que la part du revenu affectée aux dépenses d'alimentation est plus faible que le revenu est élevé. La seconde loi d'Engel stipule que la part du revenu affectée aux dépenses de logement reste identique quel que soit l'importance du revenu. La troisième loi d'Engel affirme que la part du revenu affectée aux dépenses des loisirs & divers augmente plus vite que le revenu.

la consommation domestique des activités en Côte d'Ivoire. Dans chaque activité, la dépense complète observée est toujours strictement supérieure à la dépense complète incompressible. De plus, la dépense complète super-numéraire agrégée ($y - \sum p_i \hat{y}_i$) ressort avec un signe strictement positif ce qui veut dire que la dépense complète agrégée (observée) est strictement supérieure à la dépense complète incompressible estimée pour l'ensemble de toutes les activités. Ces résultats empiriques sont conformes aux résultats théoriques dans le modèle LES.

Dans l'analyse, les variations des caractéristiques sociodémographiques sont aussi importantes que les variations de la dépense complète agrégée entre les différents ménages considérés. Les estimateurs des paramètres de ces variables (âge du chef de ménage ou taille du ménage) étant des coefficients et non des effets marginaux, nous analysons et interprétons uniquement les signes obtenus des effets de ces variables sur les parts budgétaires complètes. Toutes les variables sociodémographiques introduites dans le modèle ont des coefficients significatifs, elles permettent de mieux expliquer le comportement du consommateur en Côte d'Ivoire dans le cadre domestique.

ii-3) Effets de l'âge du chef sur la consommation domestique des activités : Sous la spécification Cobb-Douglas, nous observons un effet significatif au seuil de 1%, de l'âge du chef de ménage sur la consommation domestique de toutes les activités. L'âge du chef exerce un effet positif sur la part budgétaire de l'alimentation ou sur celle des activités domestiques. Si l'on considère la part budgétaire alimentaire comme un indicateur du niveau de vie, il ressort que le niveau de vie baisse avec l'avancée en âge du chef en Côte d'Ivoire. Ce résultat pourrait s'expliquer par un effet double. Soit l'effet de la retraite chez les ménages âgés qui se caractérise par une baisse significative des revenus monétaires, obligeant les ménages âgés à consacrer la majeure partie de leurs revenus à la consommation alimentaire. Soit par un effet volontaire des ménages âgés de relancer la consommation de la génération suivante par les dons ou legs, ce qui les inciterait à épargner davantage. En revanche, l'âge du chef exerce un effet négatif sur la consommation domestique du logement ou sur celle des loisirs & divers. La part budgétaire complète consacrée au logement baisse avec l'avancée en âge chez le chef de ménage. Ce résultat pourrait s'expliquer par le fait qu'en Côte d'Ivoire, les ménages urbains âgés (pour la majorité à la retraite) ont tendance à regagner la campagne où ils sont souvent propriétaires de leur logement ou pour certains, ils sont hébergés dans le logement familial. Ce changement environnemental réduit considérablement les dépenses monétaires et temporelles (effet-taille de la famille élargie) dans la consommation de l'activité du logement. De plus, logiquement,

les personnes âgées de plus de 60 ans se caractérisent par une plus grande part de leur budget complet consacrée à leur santé. L'effet négatif de l'âge du chef de ménage sur la consommation des loisirs & divers s'explique par la composition même de cette activité en Côte d'Ivoire. En effet, les loisirs & divers sont constitués des sous-activités telles que TV/Radio/Cinéma et Sports hors. Nous estimons que ces sous-activités relèvent plus d'une consommation de jeune ou d'adulte plutôt qu'une consommation de ménages âgés.

ii-4) Effets de la taille du ménage sur la consommation domestique des activités : Sous la spécification Cobb-Douglas, nous observons un effet significatif au seuil de 1%, de la taille du ménage sur la consommation domestique de toutes les activités. La taille du ménage exerce un effet positif sur la consommation domestique de l'alimentation ou sur celle des activités domestiques. Si l'on considère la part budgétaire alimentaire comme un indicateur du niveau de vie des ménages, il ressort que le niveau de vie baisse avec l'augmentation en taille chez le ménage. La dépense complète alimentaire intégrant la valeur du temps passé à la fabrication des repas, tend à augmenter et non à diminuer avec la taille du ménage si l'on prend en compte les prix complets relatifs qui dépendent des prix monétaires, du temps passé par le ménage à sa production domestique et également de la valorisation qu'il fait de son temps domestique. Ainsi, la consommation domestique de l'alimentation croît avec la taille du ménage pour une dépense complète agrégée constante par ménage. Ce résultat contredit le paradoxe de Deaton-Paxon (1998) pour la consommation de l'alimentation dans un cadre domestique. La taille du ménage exerce un effet négatif sur la consommation domestique du logement. Ce résultat pourrait s'expliquer par le fait que le logement est un bien commun pour l'ensemble des membres du ménage. Les dépenses monétaires ne devraient pas changer significativement lorsque la taille du ménage augmente et, l'effet-taille dans la consommation de cette activité devrait réduire la consommation de temps de temps : la dépense monétaire et la dépense temporelle baissent lorsque la taille du ménage augmente. La taille du ménage exerce un effet négatif sur la consommation domestique des loisirs & divers.

b°) Analyse et discussion des élasticités de la demande complète

Les élasticités de la demande complète mesurent la sensibilité des ménages à la suite de changements dans leur environnement économique (dépense complète agrégée ou prix complets). Elles constituent des outils efficaces de la politique économique dans les cas de simulations ou de réformes éventuelles. Sous une technologie de production domestique Cobb-Douglas, nous interprétons les résultats obtenus des élasticités de la demande complète après

l'estimation de l'équation 3.8c dans le cas des ménages urbains de Côte d'Ivoire. Il s'agit : des élasticités-dépense complète agrégée (équation 3.5), des élasticités-prix complets directs (équation 3.6a) et des élasticités-prix complets croisés (équation 3.6b).

Suivant Canelas et al. (2014), dans l'interprétation des élasticités de la demande complète, nous supposons que les changements qui interviennent dans les prix complets concernent uniquement la partie monétaire et que, les changements dans la dépense complète agrégée sont issus des changements dans les autres revenus monétaires des ménages et non dans les revenus salariés qui leur permettent d'effectuer ces dépenses. Au cas échéant, il apparaîtrait une modification significative de la valeur du temps accordée à la production domestique. Nous assumons que l'interprétation des revenus salariaux des ménages qui leur permettant d'effectuer les dépenses suppose que la partie monétaire des prix complets reste constante.

Les élasticités de la demande complète sont résumées dans le tableau ci-dessous :

Tableau 3.3a : Elasticités de la demande complète des activités, modèle LES

Activités consommées par les ménages		Elasticités-prix complet de la demande				Elasticités-dépense complète agrégée de la demande
		Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers	
Alimentation	<i>Non-compensée</i>	-0,787*** (0,127)	-0,012*** (0,004)	-0,025*** (0,011)	-0,023*** (0,008)	0,593*** (0,094)
	Compensée	-0,690*** (0,127)	0,099*** (0,023)	0,073*** (0,024)	0,261*** (0,057)	
Logement	<i>Non-compensée</i>	-0,030*** (0,024)	-0,899*** (0,037)	-0,031*** (0,016)	-0,029*** (0,013)	0,712*** (0,095)
	Compensée	0,089*** (0,018)	-0,767*** (0,037)	0,086*** (0,021)	0,312*** (0,057)	
Activités domestiques	<i>Non-compensée</i>	-0,071 (0,077)	-0,031*** (0,013)	-0,796*** (0,088)	-0,059*** (0,023)	1,473*** (0,240)
	Compensée	0,183*** (0,031)	0,248*** (0,070)	-0,559*** (0,088)	0,640*** (0,107)	
Loisirs & divers	<i>Non-compensée</i>	-0,052 (0,052)	-0,024*** (0,011)	-0,049*** (0,026)	-0,959*** (0,017)	1,129*** (0,115)
	Compensée	0,140*** (0,017)	0,191*** (0,054)	0,136*** (0,033)	-0,425*** (0,017)	

Source : Calculs à partir du pseudo-panel d'enquêtes (2008, 2013, 2015) de l'INS, les écarts-types sont en italiques et entre parenthèses, (*) p < 10% ; (**) p < 5% ; (***) p < 1%.

i) Elasticités-dépense complète agrégée de la demande des activités : Elles apparaissent dans la dernière colonne du tableau 3.3a. Toutes les élasticités-dépense complète agrégée de la demande des activités sont statistiquement significatives et de valeurs raisonnables. Elles sont toutes de signe positif, ce qui est conforme aux attentes théoriques dans le cas du modèle LES.

Dans la production domestique en Côte d'Ivoire, toutes les activités sont de type "normal" ce qui exclue l'apparition des activités de type "inférieur". Nous remarquons que l'élasticité-dépense complète agrégée dans l'alimentation ou dans le logement est strictement inférieure à l'unité. Ces deux activités sont inélastiques à la dépense complète agrégée du ménage. Leur demande varie moins que proportionnellement à la suite d'une variation unitaire dans la dépense complète agrégée du ménage. Ce résultat s'explique par le fait que l'alimentation ou le logement sont deux activités assez stables dans le panier de la consommation domestique chez le ménage urbain en Côte d'Ivoire. Elles peuvent être considérées comme des activités essentielles (activités de base) ou de première nécessité. En revanche, l'élasticité-dépense complète agrégée des activités domestiques ou des loisirs & divers est strictement supérieure à l'unité. Ces deux activités sont élastiques à la dépense complète agrégée du ménage. Leur demande est plus sensible à une modification dans la dépense complète agrégée du ménage : ce sont des activités de "luxe". Cela s'explique par le fait qu'une augmentation dans la dépense complète agrégée entraîne une hausse de la dépense complète allouée à chacune de ces deux activités plus que proportionnellement à l'augmentation dans la dépense complète agrégée. Bien évidemment, une amélioration de la situation économique et financière des ménages en Côte d'Ivoire a tendance à plus l'inciter à la consommation des activités domestiques ou en loisirs & divers. Dans la consommation domestique en Côte d'Ivoire, les élasticités-dépense complète agrégée sont de 0,593 (dans l'alimentation), de 0,712 (dans le logement), de 1,129 (dans les loisirs & divers) ou de 1,473 (dans les activités domestiques). Les activités domestiques sont les plus sensibles ou l'alimentation, la moins sensible à une variation dans la dépense complète agrégée par rapport à toutes les autres activités.

En vue d'une analyse plus fine, nous avons procédé au calcul des élasticités-dépense complète agrégée de la demande des activités par classe sociale. Les ménages sont classés selon trois catégories à partir de la dépense monétaire totale par unité de consommation. Le ménage est classé "Pauvre" si sa dépense monétaire totale/UC est inférieure ou égale au premier quartile de la dépense monétaire totale/UC (Q1) ; "Intermédiaire" si sa dépense monétaire totale/UC est strictement supérieure au Q1 et inférieure ou égale au Q3 ; "Riche" si sa dépense monétaire totale/UC est strictement supérieure au Q3. Les élasticités-dépense complète agrégée selon la classe sociale du ménage sont résumées dans le tableau suivant :

Tableau 3.3b : Elasticités-dépense complète agrégée par classe sociale, modèle LES

	Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers
Pauvre (29,17%)	0,563 (0,108)	0,665 (0,099)	1,576 (0,316)	1,164 (0,089)
Intermédiaire (46,41%)	0,626 (0,081)	0,722 (0,052)	1,457 (0,151)	1,084 (0,051)
Riche (24,42%)	0,564 (0,081)	0,749 (0,127)	1,380 (0,225)	1,173 (0,182)

Source : Calculs à partir du pseudo-panel d'enquêtes (2008, 2013, 2015) de l'INS, les écarts-types sont en italiques et entre parenthèses, (*) $p < 10\%$; (**) $p < 5\%$; (***) $p < 1\%$.

Les résultats du tableau 3.3b montrent que globalement les élasticités-dépense complète agrégée de la demande sont plus importantes dans le logement ou les loisirs & divers chez les ménages riches par rapport à toutes les autres classes sociales du ménage. Probablement, les ménages riches consacrent plus de biens (de dépenses monétaires) à la production de ces deux activités par rapport aux autres classes de ménages. L'élasticité-dépense complète agrégée de la demande en alimentation est plus importante chez les ménages de classe "Intermédiaire" par rapport à toutes les autres classes du ménage. Les ménages de la classe "pauvre" sont ceux qui réagissent le plus à la consommation des activités domestiques suite à une augmentation de la dépense complète agrégée. Probablement que les ménages pauvres consacrent plus de temps (dépense temporelle) à la production de cette activité par rapport aux autres classes de ménages.

ii) Elasticités-prix complet directe de la demande des activités : Elles apparaissent sous fond bleu en diagonale dans le tableau 3.3a. Toutes les élasticités-prix complet directe de la demande des activités sont statistiquement significatives et de valeurs raisonnables. Elles sont toutes de signe négatif, ce qui est conforme aux attentes théoriques du consommateur dans le cas du modèle LES : on parle d'un effet négatif de la substitution directe. Ce résultat s'explique par le fait que pour chaque activité, $(p_i^f Q_i - p_i^f \gamma_i)$ ressort avec un signe positif. Ainsi toutes les activités sont de type "ordinaire" et leur consommation respecte la loi de la demande. Cela s'explique par le fait que dans la consommation domestique en Côte d'Ivoire, la demande de chaque activité baisse avec l'augmentation de son prix complet. Par ailleurs, nous observons qu'en valeur absolue, toutes les élasticités-prix complet de la demande sont strictement inférieures à l'unité : la demande de chaque activité est inélastique à son prix complet. Les activités les plus sensibles à une variation du prix complet sont l'"alimentation" et le "logement" avec des élasticités-prix complets directes compensées de -0,690 et de -0,767. Cela s'explique par le fait que ces deux activités sont fortement demandées par les ménages urbains de Côte d'Ivoire. De ce fait, l'effet d'une hausse dans le prix complet de chacun de ces activités se fera beaucoup plus ressentir dans la consommation domestique des ménages.

Le calcul des élasticités-prix complet direct compensées de la demande par classe sociale donne les résultats suivants :

Tableau 3.3c : Elasticités-prix complet direct compensées par classe sociale, modèle LES

	Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers
Pauvre (29,17%)	-0,646 (0,141)	-0,775 (0,020)	-0,575 (0,072)	-0,430 (0,008)
Intermédiaire (46,41%)	-0,737 (0,084)	-0,780 (0,026)	-0,598 (0,066)	-0,433 (0,007)
Riche (24,42%)	-0,654 (0,147)	-0,732 (0,050)	-0,464 (0,070)	-0,401 (0,015)

Source : Calculs à partir du pseudo-panel d'enquêtes (2008, 2013, 2015) de l'INS, les écarts-types sont en italiques et entre parenthèses, (*) $p < 10\%$; (**) $p < 5\%$; (***) $p < 1\%$.

L'analyse des élasticités-prix complets directs compensées par classe sociale et selon les activités montre qu'en valeur absolue, celles-ci sont légèrement plus élevées chez les ménages de classe intermédiaire. Par exemple, une augmentation de 1% du prix complet dans l'alimentation aura pour effet une baisse de 0,65% ou de 0,74% ou de 0,65% respectivement chez les pauvres ou chez les intermédiaires ou chez les riches. Par conséquent, une telle mesure aurait tendance à affecter davantage les ménages de classe "Intermédiaire", ceux-ci étant certainement confrontés certainement à une contrainte non monétaire plus importante. En cas d'une hausse dans les prix complets, les ménages de cette catégorie ont probablement peu de possibilités pour amortir les chocs occasionnées et se trouvent dans l'obligation de réduire la quantité consommée de chaque activité.

iii) Elasticités-prix complets croisés de la demande des activités⁹² : Toutes les élasticités-prix complets croisés non compensées de la demande sont de signe négatif et, elles sont significatives au seuil de 1% à l'exception de l'élasticité de la demande en alimentation suite à un changement dans le prix complet des activités domestiques ou dans celui des loisirs & divers qui ne sont pas significatives. Toutes les élasticités-prix complets croisés compensées de la demande sont de signe positif : les activités prises deux à deux sont des substituts nets. Ce résultat obtenu chez les ménages urbains de Côte d'Ivoire dans le cadre domestique est conformes aux résultats théoriques du modèle. La matrice de Slutsky ou matrice des élasticités-prix complets croisés compensées de la demande est semi-définie négative car toutes les

⁹² L'augmentation dans le prix complet d'une activité entraîne deux effets : un effet de substitution (situation dans laquelle l'augmentation du prix complet d'une activité incite le ménage à lui préférer une autre activité) et un effet de la dépense complète agrégée.

élasticités-prix complets directs compensées de la demande sont de signe négatif et significatives au seuil de 1%. Cependant cette matrice de Slutsky n'est pas symétrique, elle n'est pas donc pas une matrice régulière contrairement aux attentes théoriques. Dans le cadre domestique, nous estimons que la spécification LES utilisée sous le cas Cobb-Douglas n'apparaît donc pas très contraignante pour analyser la sensibilité au prix complet et à la dépense complète agrégée de la consommation des activités par les ménages urbains de Côte d'Ivoire. Généralement, les élasticités-prix complets croisés compensées montrent que la demande d'une activité est inélastique au prix complet d'une autre activité. En effet, les valeurs de ces élasticités sont strictement comprises, en valeur absolue entre 0 et 1. Etant donné que la matrice de Slutsky n'est pas symétrique, nous avons les observations suivantes sur les élasticités-prix croisés compensées de la demande. *iii-1*) L'alimentation et le logement sont substituables : la demande de l'alimentation suite à une augmentation dans le prix complet du logement (0,999) est plus importante que la demande en logement suite à une augmentation dans le prix complet de l'alimentation (0,089). *iii-2*) L'alimentation et les activités domestiques sont substituables : la demande de l'alimentation suite à une augmentation dans le prix complet des activités domestiques (0,073) est moins importante que la demande en activités domestiques suite à une augmentation dans le prix complet de l'alimentation (0,183). *iii-3*) L'alimentation et les loisirs & divers sont substituables : la demande de l'alimentation suite à une augmentation dans le prix complet des loisirs & divers (0,261) est plus importante que la demande de loisirs & divers suite à une augmentation dans le prix complet de l'alimentation (0,141). *iii-4*) Le logement et les activités domestiques sont substituables : la demande de logement suite à une augmentation dans le prix complet des activités domestiques (0,086) est moins importante que la demande des activités domestiques suite à une augmentation dans le prix complet du logement (0,248). *iii-5*) Le logement et les loisirs & divers sont substituables : la demande de logement suite à une augmentation dans le prix complet des activités domestiques (0,312) est plus importante que la demande des loisirs & divers suite à une augmentation dans le prix complet du logement (0,191). *iii-6*) Les activités domestiques et les loisirs & divers sont substituables : la demande des activités domestiques suite à une augmentation dans le prix complet des loisirs & divers (0,640) est plus importante que la demande des loisirs & divers suite à une augmentation dans le prix complet des activités domestiques (0,136). Généralement, il ressort que la demande en alimentation ou en logement devient plus importante lorsque le prix complet de l'une des autres activités augmente : cela s'explique par le fait que l'alimentation et le logement sont des activités de première nécessité dans la consommation domestique en Côte d'Ivoire.

iv) Modèle LES, séparabilité des préférences et indicateur réel de bien-être en Côte d'Ivoire : D'abord, nous identifions la structure des préférences du ménage en testant l'hypothèse de la séparabilité forte et celle de la séparabilité faible des préférences. Ensuite, nous proposons et estimons un indicateur réel de la mesure du bien-être obtenu par les ménages à prix complets, dépense complète agrégée et préférences données.

iv-1) Hypothèse de la séparabilité forte des préférences en Côte d'Ivoire et élasticités-prix complets directs compensées de la demande (Frisch, 1959)⁹³. Ces élasticités-prix complets compensées au sens de Frish sont estimées au moyen de l'équation 3.7c sous l'hypothèse des préférences additivement séparables. L'idée est de tester sur nos données, l'hypothèse de la séparabilité forte des préférences du ménage⁹⁴. Sur l'ensemble du panier des activités, nous acceptons cette hypothèse si et seulement si en valeur absolue, l'élasticité-prix complet direct compensé au sens de Frisch (1959) est strictement supérieure à l'élasticité-prix complet direct compensé au sens de Hicks ($|\tilde{e}_{ii}^F| > |e_{ii}^H|$). Les élasticités-prix complets directs compensées aux sens de Frish (1959) et Hicks sont résumées dans le tableau ci-dessous :

Tableau 3.4a : Test de l'hypothèse de séparabilité forte, modèle LES

		Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers
Elasticités-prix complets directs au sens de Frisch (1959)	$\Phi_0 = -0,5$	-0,364*** (0,042)	-0,441*** (0,041)	-0,798*** (0,091)	-0,797*** (0,027)
	$\hat{\Phi} = -0,850$ (0,062)	-0,598*** (0,080)	-0,657*** (0,070)	-1,192*** (0,155)	-0,981*** (0,045)
Elasticités-prix complets directs compensés au sens de Hicks		-0,690*** (0,127)	-0,767*** (0,037)	-0,559*** (0,088)	-0,425*** (0,017)

Source : Calculs à partir du pseudo-panel d'enquêtes (2008, 2015, 2013), les écarts-types sont entre parenthèses. (*) $p < 0,1$; (**) $p < 0,05$; (***) $p < 0,01$.

⁹³ Les élasticités-prix complets de la demande au sens de Frisch (1959) sont uniquement des élasticités-prix complets compensées de la demande. Nous distinguons les élasticités-prix complets directes compensées de la demande (\tilde{e}_{ii}^F) et les élasticités-prix complets croisés compensées de la demande (\tilde{e}_{ij}^F).

⁹⁴ La littérature économique établit une nette distinction entre les notions de séparabilité forte ou de séparabilité faible des préférences au sein du ménage. La séparabilité forte est beaucoup plus restrictive et elle impose que l'utilité totale soit égale à la somme des utilités dans chaque groupe d'activités. La séparabilité faible quant à elle, impose qu'aucune restriction sur l'indépendance des répartitions budgétaires complètes intra-activités par rapport à la structure des préférences du consommateur (Blundell et al., 1993).

Nous présentons les résultats des élasticités-prix complets directs sous l'hypothèse d'une séparabilité forte de l'utilité. Elle suppose que les dépenses complètes partielles (dépense complète par activité) sont fortement séparables au sein de la dépense complète agrégée du ménage. Les élasticités-prix complets directs sont estimées sous deux valeurs du paramètre de Frish (1959)⁹⁵ : une valeur théorique proposée par Frish lui-même ($\Phi_0 = -0,5$) et une valeur empirique estimée avec nos données ($\hat{\Phi} = -0,850$). En valeur absolue, ces élasticités sont strictement plus élevées sous la valeur estimée du paramètre de Frisch par rapport aux élasticités obtenues sous la valeur théorique de ce paramètre. Il semble que nos données surestiment les élasticités-prix complets de la demande sous l'hypothèse de la séparabilité forte avec la valeur estimée du paramètre de Frisch par rapport à sa valeur théorique. Les estimations des élasticités-prix complets diffèrent beaucoup entre les deux calibrages de la valeur de la flexibilité de la dépense complète agrégée. Le calibrage de la flexibilité est donc crucial pour calculer ces élasticités-prix complets. Ce résultat obtenu pour la Côte d'Ivoire est similaire à celui obtenu par Gardes (2014) chez des ménages français après l'estimation d'un système de demande complète de Rotterdam sous le coût d'opportunité unique du temps. Chez les ménages français, la valeur du paramètre de Frish estimée par Gardes (2014) était de -1,18 : les élasticités-prix complets au sens de Frisch estimées avec cette valeur empirique étaient en valeur absolue, strictement supérieures aux élasticités-prix complets estimées avec la valeur théorique du paramètre de Frish. Il semblerait que plus la valeur estimée du paramètre de Frish (en valeur absolue) est élevée par rapport à sa valeur théorique et, plus les élasticités-prix complets directs sont en valeur absolue surestimées. Suivant Gardes (2017), chez des ménages au Burkina Faso et sous la valeur théorique du paramètre de Frisch et après l'estimation d'un système de demande complète de Rotterdam, les élasticités-prix complets directs sont ressortis à -0,532 ; à -0,633 ou à -0,442 respectivement dans l'alimentation, le logement ou les loisirs & divers. Ces résultats strictement comprises entre 0 et 1 en valeur absolue sont comparables à ceux obtenus en Côte d'Ivoire avec le système de demande complète LES qui sont de - 0,364 ; de - 0,441 ou de -0,797 avec la même valeur théorique du paramètre de Frisch respectivement dans l'alimentation, le logement ou les loisirs & divers.

En comparant, les élasticités-prix complets directs de Frish estimées sous l'hypothèse d'une séparabilité forte avec les élasticités-prix complets directs compensées, il ressort que pour l'alimentation ou le logement, les élasticités-prix complets directs de Frisch sont en valeur

⁹⁵ Frisch (1959) suppose que la flexibilité du revenu est égale à -2 pour la majeure partie de la population et à -0,5 pour la classe moyenne.

absolue strictement inférieures aux élasticités-prix complets de Hicks. Pour les activités domestiques ou les loisirs & divers, nous observons que les élasticités-prix complets directs de Frisch sont en valeur absolue strictement supérieures aux élasticités-prix complets de Hicks. Suivant ces résultats mitigés, nous rejetons l'hypothèse d'une séparabilité forte dans les préférences du ménage urbain en Côte d'Ivoire dans le cas du modèle LES. L'hypothèse d'une séparabilité faible dans les préférences des ménages est-elle envisageable ?

iv-2) Hypothèse de séparabilité faible des préférences⁹⁶ en Côte d'Ivoire : Pour tester cette hypothèse, il convient d'abord de calculer les élasticités de substitution au sens d'Allen-Uzawa entre les quantités Q_i et Q_j pour deux activités distinctes i et j . L'élasticité de substitution au sens d'Allen-Uzawa (σ_{ij}) est donnée par l'expression suivante :

$$\sigma_{ij} = \frac{e_{ij}^H}{s_j^f} \quad (3.9a)$$

e_{ij}^H , élasticité-prix complet compensé (au sens de Hicks) de la demande de l'activité i par rapport au prix complet de l'activité j ; s_j^f , part budgétaire complète de l'activité j .

Les valeurs des élasticités de substitution au sens d'Allen-Uzawa dans le modèle LES sont résumées par le tableau ci-dessous :

Tableau 3.4b : Elasticités de substitution (σ_{ij}) d'Allen-Uzawa entre Q_i et Q_j , modèle LES

	Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers
Alimentation	-4,324 (1,268)	0,525 (0,093)	0,439 (0,115)	0,543 (0,097)
Logement	0,549 (0,134)	-4,128 (0,493)	0,519 (0,087)	0,649 (0,083)
Activités domestiques	1,103 (0,160)	1,302 (0,217)	-3,458 (0,656)	1,346 (0,222)
Loisirs & divers	0,854 (0,136)	0,999 (0,113)	0,826 (0,139)	-0,898 (0,075)

⁹⁶ Selon Sellen & Goddard (1997), la séparabilité faible des préférences implique que le taux marginal de substitution entre deux activités dans un groupe séparable est indépendant des quantités d'activités dans l'autre groupe séparable. Sous la seule hypothèse de séparabilité faible symétrique des préférences, Goldman et Uzawa (1964) soulignent que la séparabilité faible de la fonction d'utilité indirecte implique que les termes de substitution de Slutsky entre deux activités issues de groupes différents sont proportionnels aux effets dépense complète agrégée de ces deux activités.

Source : Calculs à partir du pseudo-panel d'enquêtes (2008, 2015, 2013), les écarts-types sont entre parenthèses.

Le tableau 3.4b fait ressortir les observations suivantes : *a)* Toutes les élasticités de substitution directes (sur la diagonale en fonds bleu) sont de signe négatif et supérieures en valeur absolue à 1 sauf dans les loisirs & divers. Le signe négatif des élasticités de substitution directe est tout à fait cohérent. Il montre qu'il est impossible de substituer une quantité d'une activité par une autre quantité de la même activité. *b)* Dans les activités telles que l'alimentation, le logement ou les loisirs & divers, les élasticités de substitution croisées sont de signe positif et strictement comprises entre 0 et 1. Ce résultat montre que des possibilités de substitution existent entre quantités respectives de ces trois activités prises 2 à 2 (élasticités de substitution positives) mais elles sont limitées (élasticités de substitution strictement comprises entre 0 et 1). En revanche, les élasticités de substitution entre une quantité des activités domestiques et une quantité de l'alimentation ou de logement ou des loisirs & divers est positive et strictement supérieure à l'unité. En effet, lorsque la quantité d'une activité autre que les activités domestiques, augmente d'une unité, il faudrait plus d'une unité d'activités domestiques pour compenser cette augmentation unitaire. Les possibilités de substitution d'une quantité des activités domestiques avec une quantité de toute autre activité sont les plus importantes. *c)* Les élasticités de substitution d'Allen-Uzawa ne sont pas symétriques. Pour deux activités i et j consommées dans les quantités Q_i et Q_j , on a : $\sigma_{ij} \neq \sigma_{ji}$.

Dans la seconde étape, nous testons l'hypothèse de la séparabilité faible des préférences suivant la méthode de Moschini et al. (1994), appliquée sur des données américaines par Lakkakula et al. (2016) ou par Dhar et al. (2003). Sous cette hypothèse, nous procédons à un regroupement des activités afin de faciliter l'analyse empirique. Nous formons deux groupements des quatre activités : un groupement équilibré constitué de deux sous-groupes A et B avec chacun deux activités et, un groupement déséquilibré avec également deux sous-groupes A et B mais l'un contient 3 activités et l'autre, une seule activité. L'idée sous-jacente est que s'il existe une relation entre deux activités appartenant à deux sous-groupes différents, il faudrait alors que cette relation soit les autres paires d'activités issues des deux sous-groupes.

Dans le groupement équilibré, l'hypothèse de la séparabilité faible de la fonction d'utilité est admise si et seulement si la relation de Moschini et al. (1994) suivante est vérifiée:

$$\frac{\sigma_{ik}}{\sigma_{jm}} = \frac{e_i * e_k}{e_j * e_m} \quad (3.9b)$$

i et j sont deux activités distinctes appartenant au même sous-groupe ; k et m sont deux activités distinctes appartenant au même sous-groupe ; σ_{ik} et σ_{jm} , les élasticités de substitution d'Allen-Uzawa ; e_i , e_j , e_k et e_m l'élasticités-dépense complète agrégée des activités.

L'alimentation, le logement, les activités domestiques et les loisirs & divers sont désignées respectivement par les indices (1), (2), (3) et (4). Dans le groupement équilibré, trois cas de combinaisons des activités sont possibles sans qu'il y ait redondance. Cas 1 : $A = \{(1 ; 2), (3 ; 4)\}$; Cas 2 : $A = \{(1 ; 3), (2 ; 4)\}$ et Cas 3 : $A = \{(1 ; 4), (2 ; 3)\}$. Suivant les trois cas, les résultats obtenus à partir de l'équation 3.9b sont résumés dans le tableau ci-dessous :

Tableau 3.4c : Test de Moschini et al. (1994), groupement équilibré, modèle LES

(i ; j) \ (k ; m)	σ_{ik}/σ_{jm}			$(e_i * e_k)/(e_j * e_m)$		
	(2 ; 3)	(2 ; 4)	(3 ; 4)	(2 ; 3)	(2 ; 4)	(3 ; 4)
(1 ; 2)			0,676			1,085
(1 ; 3)		0,390			0,253	
(1 ; 4)	0,635			0,253		

Source : Calculs à partir du pseudo-panel d'enquêtes (2008, 2015, 2013)

Les résultats du tableau ci-dessous suggèrent que dans le cadre d'un groupement équilibré, l'équation de Moschini et al. (1994) n'est pas validée. L'hypothèse de séparabilité faible n'est pas compatible avec nos données dans le cas d'un groupement séparable équilibré des 4 activités en deux sous-groupes constitués chacun par deux activités.

Dans le groupement déséquilibré, l'hypothèse de la séparabilité faible de la fonction d'utilité est admise si et seulement si la relation de Moschini et al. (1994) suivante est vérifiée:

$$\frac{\sigma_{ik}}{\sigma_{jk}} = \frac{e_i}{e_j} \quad (3.9c)$$

i et j sont deux activités distinctes appartenant au même sous-groupe ; k une activité appartenant à un sous-groupe qui est en réalité un singleton (un sous-groupe formé d'une seule activité).

Dans le groupement déséquilibré, quatre cas de combinaisons des quatre activités sont possibles sans qu'il y ait redondance. Cas 1 : $A = \{(1 ; 2 ; 3), (4)\}$; Cas 2 : $A = \{(1 ; 2 ; 4), (3)\}$; Cas 3 : $A = \{(1 ; 3 ; 4), (2)\}$ et Cas 4 : $A = \{(2 ; 3 ; 4), (1)\}$. Dans chaque sous-groupe constitué de 3 activités, nous pouvons former 3 petits-groupes distincts constitués seulement de 2 activités. Les résultats obtenus à partir de l'équation 3.9c sont résumés par le tableau suivant :

Tableau 3.4d : Test de Moschini et al. (1994), groupement déséquilibré, modèle LES

(i ; j ; l)	k	σ_{ik}/σ_{jk}				e_i/e_j			
		(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
(1 ; 2 ; 3)	(1 ; 2)				0,834				0,832
	(3 ; 1)				2,479				2,483
	(2 ; 3)				0,482				0,482
(1 ; 2 ; 4)	(1 ; 2)			0,846			0,832		
	(2 ; 4)			0,628			0,630		
	(4 ; 1)			1,881			1,903		
(1 ; 3 ; 4)	(1 ; 3)		0,403			0,402			
	(3 ; 4)		1,303			1,305			
	(4 ; 1)		1,903			1,904			
(2 ; 3 ; 4)	(2 ; 3)	0,498				0,484			
	(3 ; 4)	1,291				1,30			
	(4 ; 2)	1,555				1,585			

Source : Calculs à partir du pseudo-panel d'enquêtes (2008, 2015, 2013)

Dans chaque ligne du tableau, les cases d'une même couleur indiquent respectivement la valeur des ratios σ_{ik}/σ_{jk} ou e_i/e_j . Nous observons que, les valeurs de ces deux ratios sont très proches les unes des autres. Les résultats suggèrent que dans le cadre d'un groupement déséquilibré, l'équation de Moschini et al. (1994) est sensiblement vérifiée. Nous admettons que l'hypothèse de séparabilité faible est compatible avec nos données dans le cas d'un groupement séparable déséquilibré des 4 activités en deux sous-groupes dont l'un est un singleton et l'autre formé par les trois autres activités : hypothèse de séparabilité faible conditionnelle des préférences du ménage.

iv-3) Modèle LES et indicateur réel de bien-être en Côte d'Ivoire : A prix complet, dépense complète et préférences donnés, nous mesurons le bien-être en Côte d'Ivoire par un indicateur réel : la fonction d'utilité indirecte $v(p, y)$ dans le modèle LES. Elle s'écrit comme suit :

$$v(p, y) = \frac{y - \sum_{i=1}^n p_i^f * \hat{\gamma}_i}{\prod_{i=1}^n (p_i^f)^{\hat{\beta}_i}} \quad (3.10)$$

$\prod_{i=1}^n (p_i^f)^{\hat{\beta}_i}$, indice du coût marginal de la vie en Côte d'Ivoire et, $(y - \sum_{i=1}^n p_i^f * \hat{\gamma}_i)$, dépense complète agrégée super-numéraire du ménage.

Avec nos données, la dépense complète agrégée super-numéraire est de 497326,4 FCFA avec un écart-type de 184507,4. L'indice du coût marginal de la vie ressort à 176,11 soit d'une augmentation de plus de 76,11% du coût de la vie en Côte d'Ivoire entre 2008 et 2015. Avec

ces valeurs, une mesure de l'indicateur réel du bien-être du ménages en Côte d'Ivoire est 2880,45 avec un écart-type de 1111, 16.

En somme, les résultats obtenus avec l'application d'un modèle LES aux comportements de consommation des ménages urbains dans un cadre domestique en Côte d'Ivoire confirment l'hypothèse 3.1. En effet, sous la contrainte d'une hypothèse de la séparabilité faible (conditionnelle) des préférences du ménage, les activités consommées par les ménages de Côte d'Ivoire sont astreintes à une dépense complète agrégée incompressible. Elles sont de type normal, ordinaires et substituables deux à deux.

Il convient à présent de s'interroger si les restrictions théoriques imposées par le modèle LES ne constituent pas une limite dans l'analyse de la consommation des ménages urbains de Côte d'Ivoire dans un cadre domestique. Mieux, il s'agit pour nous de savoir si l'exclusion d'activités inférieures, l'imposition des effets de substitution entre activités ou de courbes d'Engel linéaires pour les activités⁹⁷ sont réellement des contraintes fortes dans l'étude de la consommation domestique en Côte d'Ivoire. Pour répondre à cette préoccupation, nous allons remodeliser les comportements de consommation domestique en Côte d'Ivoire par un autre système de demande flexible qui relâche les contraintes imposées par le modèle LES : le système de demande QUAIDS (Banks et al, 1997).

Section 2 : Modèle QUAIDS et Consommation Domestique en Côte d'Ivoire

Dans cette section, nous décrivons le modèle QUAIDS théorique et, nous présentons et discutons dans un cadre domestique, les résultats d'une application empirique de ce système sur la consommation à partir d'un échantillon de ménages urbains de Côte d'Ivoire.

3.2.1. Modèle QUAIDS : Description générale et résultats théoriques

Nous faisons une description générale du modèle théorique du système de demande QUAIDS et nous présentons les résultats théoriques attendus dans ce modèle.

3.2.1.1. Description générale du système de demande QUAIDS théorique

⁹⁷ Dans la littérature, des travaux empiriques ont démontré que la linéarité des courbes d'Engel ne peut être vérifiée pour tous les biens. En effet, la relation entre revenu et consommation d'un bien dépend du niveau de revenu.

Malgré les résultats satisfaisants des modèles LES et AIDS (Deaton & Muellbaeur, 1980), de nombreuses critiques ont été formulées à leur encontre sur l'hypothèse de linéarité des dépenses ou de la part budgétaires des dépenses des biens par rapport au revenu du ménage. Banks et al. (1997) ont montré que l'hypothèse de la linéarité n'était pas vérifiée pour toutes les catégories de biens. Ils ont proposé une fonction de demande des biens qui dépend de la forme quadratique du logarithme de la dépense totale du ménage : le *Quadratic Almost Ideal System* ou système de demande QUAIDS⁹⁸.

a°) Présentation théorique du système de demande QUAIDS

i) Fonction d'utilité indirecte : Le modèle QUAIDS de Banks et al. (1997) part de la fonction d'utilité indirecte⁹⁹ suivante :

$$[\text{Log } V(p, y)]^{-1} = \{[(\log y - \log a(p)) / b(p)]^{-1} + \lambda(p)\}^{-1} \quad (3.11a)$$

y , dépense totale ou agrégée des ménages ; p , un vecteur de prix ; $a(p)$ et $b(p)$, respectivement les fonctions translog et Cobb-Douglas de prix agrégé comme dans le modèle AIDS.

$a(p)$ est homogène de degré 1, $b(p)$ et $\lambda(p)$ sont homogènes de degré 0 par rapport aux prix si bien que $V(p, y)$ est homogène de degré 0 par rapport aux prix et aux dépenses totales. Soit $\log a(p)$, l'expression de la fonction translog de $a(p)$ ou indice translog des prix et $b(p)$, l'indice des prix de Stone¹⁰⁰ tels que :

$$\log a(p) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \log(p_i) + 1/2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log(p_i) \log(p_j) \quad (3.11b)$$

⁹⁸ Le système de demande QUAIDS théorique possède certains avantages. D'abord, le modèle dérive d'une fonction d'utilité indirecte qui assure une interprétation précise de l'ensemble de ses paramètres. Ensuite, la flexibilité du modèle permet une restitution exacte des formes de non-linéarités des courbes d'Engel pour certains biens. Et enfin, dans ce système, les fonctions de demande marshallienne des biens consommés, sont exprimées sous forme de parts budgétaires ce qui permet d'éviter toute information sur les quantités consommées des biens dans l'estimation du modèle.

⁹⁹ Cette fonction d'utilité indirecte est considérée comme la fonction d'utilité d'un système de demande PIGLOG, c'est-à-dire un système de demande avec des parts budgétaires qui sont linéaires au logarithme de la dépense totale. $\lambda(p)$ est une fonction différentiable et homogène dans les prix.

¹⁰⁰ Deaton et Muellbaeur (1980) proposent d'approximer l'indice des prix de Stone P^* par $\log P^*$, ce qui donne une valeur approchée des prix plus facile à manipuler : $\log P^* = \sum s_i \log(p_i)$, où s_i est la part budgétaire du bien i .

$$b(p) = \prod_{i=1}^n p_i^{\beta_i} = \exp\left(\sum_{i=1}^n \beta_i \log(p_i)\right) \quad (3.11c)$$

Empiriquement, il est difficile de déterminer la valeur du paramètre α_0 . Deaton et Muellbauer (1980a) le désignent par coût standard d'un minimum de vie ou le niveau minimum de dépense indispensable à la survie si les prix des biens étaient égaux à 1. La littérature offre deux méthodes d'estimation de la valeur de ce paramètre. Banks et al. (1997) proposent la formule suivante : (i) $\alpha_0 = \min(\log(y))$. Quant à Hovhannisyan et Gould (2011), ils proposent la formule suivante : (ii) $\alpha_0 = a * \min(\log(y))$ avec a , un réel appartenant à $[0,93 ; 1]$. Pashardes (1993) conseille de choisir pour α_0 , une valeur légèrement en dessous de la dépense totale logarithmique minimale observée dans l'échantillon. Dans tous les cas, les valeurs de α_0 proposées par ces deux groupes d'auteurs sont très proches l'un de l'autre.

α_i , β_i et γ_{ij} sont les paramètres à estimer et n est le nombre de biens dans le système de demande. Bank et al. (1997) définissent le terme $\lambda(p)$ par :

$$\lambda(p) = \sum \lambda_i \log(p_i) \quad \text{avec} \quad \sum \lambda_i = 0 \quad (3.11d)$$

Les équations 3.11 (a, b, c et d) constituent le modèle QUAIDS. Une fonction d'utilité indirecte peut-être associée à cette spécification de sorte que :

$$\begin{aligned} & [\text{Log } V(p, y)]^{-1} \\ &= \{ [(\log y - \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln(p_i)) \\ &+ 1/2 \sum \sum \gamma_{ij} \log(p_i) \log(p_j) / \prod_{i=1}^n p_i^{\beta_i}]^{-1} + \sum \lambda_i \log(p_i) \}^{-1} \quad (3.12a) \end{aligned}$$

ii) Fonction de demande d'un bien dans le modèle QUAIDS : Si $\lambda_i = 0$, la fonction d'utilité indirecte ci-dessous correspondra à celle du modèle AIDS. En appliquant l'identité de Roy à l'équation (3.12a), Banks et al. (1997) proposent la spécification du système de demande QUAIDS sous forme de parts budgétaires s_i telles que :

$$s_i = \alpha_i + \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} \log(p_i) + \beta_i \log(y/a(p)) + \frac{\lambda_i}{b(p)} (\log(y/a(p)))^2 + \varepsilon_i \quad (3.12b)$$

Le modèle QUAIDS propose une forme fonctionnelle permettant de prendre en compte la non-linéarité des courbes d'Engel en y ajoutant une puissance au carré au modèle (Gould et al. 2003). Dans cette perspective, les ménages ne consomment pas dans les mêmes proportions. Les paramètres λ_i définissent les formes quadratiques de l'expression $\log(y/a(p))$ pour chaque bien i . Si les paramètres λ_i ne sont pas significativement différents de zéro à un seuil de confiance donnée alors l'on retrouve le système de demande AIDS (Deaton et Muellbauer, 1980). Le vecteur des termes d'erreur est normalement et indépendamment distribué. Il suit une loi normale de moyenne 0 et de variance fixe $E(\varepsilon_i, \varepsilon_i') = \mathfrak{K}$ pour le bien i .

b°) Conditions d'intégrabilité ou contraintes théoriques du modèle

La théorie économique impose certaines restrictions sur les paramètres de l'équation 3.12b de sorte que sa forme théorique soit issue de la maximisation d'une fonction d'utilité. Les contraintes théoriques imposées par le modèle QUAIDS sont l'additivité, l'homogénéité et la régularité de la matrice de Slutsky.

i) Contraintes d'additivité ou d'homogénéité : La contrainte d'additivité (*adding-up*) implique que la somme des parts budgétaires est égale à l'unité et elle se traduit par la relation : $\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1$. Elle est automatiquement satisfaite dans les systèmes de demande type AI (*Almost Ideal*). Cependant, la condition d'additivité entraîne la singularité de la matrice des variance-covariances des termes de l'erreur dans le système de demande. La contrainte d'homogénéité se traduit par les relations suivantes : $\sum_{i=1}^n \beta_i = 0$; $\sum_{i=1}^n \alpha_{0i} = 0$ ou $\sum_{i=1}^n \lambda_i = 0$. Elle implique que les parts budgétaires sont homogènes de degré 0 dans les prix et la dépense totale, ce qui se traduit par la relation suivante : $\sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0$.

ii) Régularité de la matrice de Slutsky : La matrice de Slutsky est régulière si elle possède les propriétés de symétrie et de semi-définie négativité. La contrainte de symétrie requiert, à partir des effets-prix, la relation suivante : $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$. La concavité de la fonction de coût implique que la matrice de Slutsky soit semi-définie négative¹⁰¹, ce qui veut dire exactement que toutes les valeurs des élasticités-prix directs compensées (en diagonale) sont de signe négatif.

Les contraintes d'homogénéité et de symétrie ne sont pas automatiquement satisfaites. Elles peuvent faire l'objet de tests économétriques avant d'être imposées ou non au modèle

¹⁰¹ Suivant Slottje (2009), les éléments de la matrice de Slutsky dans le QUAIDS, sont sous la forme suivante: $s_{ij} = \gamma_{ij} + \beta_i \beta_j \log\left(\frac{y}{p}\right) + \frac{\lambda_i \beta_j}{b(p)} [\log\left(\frac{y}{p}\right)]^2 + \frac{\lambda_j \beta_i}{b(p)} [\log\left(\frac{y}{p}\right)]^2 + \frac{2\lambda_i \lambda_j}{[b(p)]^2} [\log\left(\frac{y}{p}\right)]^3 - w_i \delta_{ij} + w_i w_j$.

QUAIDS. La contrainte de négativité de la matrice de Slutsky ne peut être vérifiée dans certains cas. Banks et al. (1997) conseillent de la vérifier à partir de la moyenne de l'échantillon d'étude, en multipliant la matrice des élasticités-prix compensées par la part budgétaire du bien i .

3.2.1.2. Résultats théoriques attendus de l'estimation du QUAIDS

Les résultats théoriques attendus dans l'estimation du modèle QUAIDS concernent les signes des paramètres estimés (effet-prix et effet-revenu) ou la mesure de ces effets par les élasticités de la demande.

a°) Estimateurs des paramètres du modèle : les signes attendus

Selon Banks et al. (1997), le paramètre β_i lié à la forme log-linéaire du revenu agrégé ressort avec un signe positif attendu pour tous les biens. Pour le paramètre λ_i lié à la forme log-linéaire du revenu agrégé au carré, le signe est ambigu. Il est négatif pour les biens tels que les vêtements ou l'alcool. Suivant ces auteurs, la valeur de ce paramètre est supérieure à l'unité pour des niveaux faibles de la dépense agrégée. Elle devient finalement inférieure à l'unité au fur et à mesure que la dépense agrégée augmente et que le terme lié à λ_i devienne plus important. Les biens auront les caractéristiques de produits de luxe à des niveaux faibles de la dépense agrégée et de produits de base à des niveaux élevés de la dépense agrégée. A un seuil de significativité donné, il ressort que généralement ce paramètre λ_i n'est pas significativement différent de 0 dans la demande de l'alimentation (courbe d'Engel linéaire pour la demande en alimentation dans le modèle QUAIDS) alors qu'il l'est dans la demande de tous les autres biens (courbe d'Engel quadratique pour la demande de tous les autres biens). Pour le paramètre γ_{ii} traduisant les effets-prix directs, l'on s'attend à ce qu'il soit de signe négatif pour tous les biens.

b°) Estimateurs théoriques des élasticités de la demande

La finalité dans l'estimation d'un système de demande est de parvenir aux calculs des élasticités de la demande par rapport aux prix et à la dépense des ménages. Dans le modèle QUAIDS, les fonctions de demande marshallienne sont exprimées en parts budgétaires et non en quantités et, les élasticités de la demande ne peuvent apparaître directement après l'estimation du modèle : elles doivent être déduites. Il existe deux phases dans le calcul théorique des élasticités de la demande après l'estimation du modèle QUAIDS original.

Dans la première phase, il s'agit de calculer les effets-marginaux de la dépense totale sur les parts budgétaires (μ_i) et les effets-marginaux des prix sur les parts budgétaires (μ_{ij}). Les expressions de ces effets-marginaux sont données par les relations suivantes :

$$\mu_i = \frac{\partial s_i}{\partial \log(y)} = \beta_i + 2\lambda_i \log\left\{\left(\frac{y}{a(p)}\right)\right\} \quad (3.13a)$$

$$\mu_{ij} = \frac{\partial s_i}{\partial \log(p_j)} = \gamma_{ij} - \mu_i \left\{ \alpha_j + \sum_{k=1}^K \gamma_{kj} \log(p_k) \right\} - \frac{\lambda_i \beta_i}{b(p)} \left\{ \log\left(\frac{y}{a(p)}\right) \right\}^2 \quad (3.13b)$$

Dans la seconde phase, les élasticités-dépense globale¹⁰² (e_i^y), les élasticités-prix non-compensées (e_{ij}^{uc}) et les élasticités-prix compensées (e_{ij}^c) de la demande sont obtenues respectivement par les équations 3.14a, 3.14b et 3.14c suivantes :

$$e_i^y = \frac{\mu_i}{s_i} + 1 \quad (3.14a)$$

$$e_{ij}^{uc} = \frac{\mu_{ij}}{s_i} - \delta_{ij} \quad (3.14b)$$

$$e_{ij}^c = \frac{\mu_{ij}}{s_i} - e_i^y \cdot s_i = e_{ij}^{uc} + e_i^y \cdot s_j \quad (3.14c)$$

3.2.2. Système de demande QUAIDS : Applications empiriques en Côte d'Ivoire

La modélisation et l'analyse des comportements de consommation dans un cadre domestique à partir du modèle QUAIDS démographique, a rarement fait l'objet de travaux empiriques dans les pays en développement en général et en particulier, dans les pays africains. Cette étude dans le cas de la Côte d'Ivoire tente de combler partiellement ce manque dans la littérature. Elle présente l'approche méthodologique et, analyse puis discute les résultats empiriques d'une application chez les ménages urbains de Côte d'Ivoire.

3.2.2.1. Approche méthodologique

¹⁰² Les élasticités-dépense globale mesurent la sensibilité de la consommation de chaque activité au niveau global de la dépense de consommation des ménages.

La méthodologie comprend deux étapes. La première consiste à spécifier et à décrire les variables du modèle QUAIDS empirique puis à identifier les sources et la nature des données. La seconde étape isole et traite les problèmes économétriques du modèle empirique, justifie et explique la méthode d'estimation des paramètres du modèle puis elle expose la technique de calcul des élasticités de la demande des activités dans le modèle QUAIDS empirique.

a°) Modèle empirique, description des variables et source des données

i) Construction du modèle QUAIDS empirique : Pour analyser les comportements urbains de la consommation domestique en Côte d'Ivoire, nous utilisons une spécification du modèle QUAIDS qui tient compte des caractéristiques sociodémographiques du ménage. Le choix du modèle se justifie par la possibilité d'intégrer des effets non-linéaires et les interactions entre les prix et les dépenses (Alviola et Capps, 2010). Le modèle QUAIDS empirique utilisé se distingue du modèle QUAIDS théorique par le fait que nous introduisons dans le modèle théorique, les variables sociodémographiques des ménages et nous l'étendons dans le cadre de la consommation domestique du ménage. L'importance de ces variables dans le modèle réside dans le fait qu'elles permettent de capter l'hétérogénéité individuelle, qui pourrait agir et modifier significativement les niveaux de consommation. Comme dans le modèle LES, nous introduisons dans le modèle QUAIDS, deux variables sociodémographiques : l'âge du chef et la taille du ménage (en unités de consommation). Deux méthodes sont couramment utilisées dans la littérature pour introduire l'hétérogénéité individuelle dans un système de demande : la méthode du *demographic translating* et celle du *demographic scaling*¹⁰³. A des fins de rapprochements des différents résultats empiriques, nous décidons d'introduire les variables sociodémographiques dans le modèle QUAIDS par la technique du *demographic translating*. Nous admettons que tout ce qui est nécessaire pour la subsistance du ménage est représenté par le terme constant α_i de l'équation 3.12b. Ce terme constant varie linéairement selon l'hétérogénéité individuelle des ménages (Pollak et Wales, 1992)¹⁰⁴ en supposant que les dépenses dépendent des caractéristiques propres du ménage, de leur utilité et des prix des biens.

¹⁰³ La technique du *demographic scaling* appliquée au système QUAIDS se retrouve par exemple dans les travaux de Ray (1983), ou de Poi (2012) ou de Yoon et Héo (2017) concernant la demande des services culturels en Corée.

¹⁰⁴ La technique du *demographic translating* appliquée au système de demande QUAIDS se retrouve par exemple dans les travaux de Gould et Villarréal (2006) pour l'analyse de la demande alimentaire chez les ménages urbains en Chine. Lakkakula et al. (2016) ont également introduit les variables sociodémographiques dans le système QUAIDS par la technique du *demographic translating* pour la modélisation et l'analyse des principaux édulcorants calorifiques aux USA. Boelard et Gardes (2013) ont aussi utilisé cette technique pour étudier la demande des activités au Canada à partir d'un système de demande QUAIDS.

Pour étudier la demande des activités des ménages urbains de Côte d'Ivoire dans un cadre domestique, nous partons d'un modèle QUAIDS (Banks et al., 1997), extension quadratique du modèle AIDS (Deaton et Muellbauer, 1980). Pour un ménage h à la période t , la part budgétaire complète (s_{iht}^f) allouée à une activité i s'écrit comme suit :

$$s_{iht}^f = \alpha_{iht} + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log(p_{jht}^f) + \beta_i \log(y_{ht}^f / a(p_{ht}^f)) + \frac{\lambda_i}{b(p_{ht}^f)} (\log(y_{ht}^f / a(p_{ht}^f)))^2 + \varepsilon_{iht} \quad (3.15a)$$

avec

$$\log a(p_{ht}^f) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{iht} \log(p_{iht}^f) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log(p_{iht}^f) \log(p_{jht}^f)$$

$$b(p_{ht}^f) = \prod_{i=1}^n p_{iht}^{f\beta_i}$$

α_{iht} , γ_{ij} , β_i et λ_i sont les paramètres à estimer et, ε_{iht} est la variable stochastique supposée indépendamment et identiquement distribuée. $a(p^f)$ et $b(p^f)$ sont telles que décrites respectivement par les équations 3.11b et 3.11c.

p_{iht}^f , prix complet de l'activité ; p_{ht}^f , vecteur des prix complets p_{iht} ; y_{ht}^f , dépense complète agrégée du ménage. Suivant Hovhannisyann et Gould (2011), nous estimons la valeur du paramètre α_0 à partir de la formule : $\alpha_0 = a * \min(\log(y_{ht}^f))$ avec a , un réel choisi arbitrairement et strictement compris entre 0,93 et 1. Nous fixons arbitrairement la valeur de ce paramètre a telle que : $a = 0,965^{105}$. Pour introduire les variables sociodémographiques dans le modèle QUAIDS (équation 3.15a) par la technique du *demographic translating*, la fonction α_{iht} (appelée fonction *demographic translating*) est décomposée en un terme constant selon le ménage (comprenant une constante et un effet spécifique de ménage) et un terme variable selon la composition du ménage. Nous écrivons la fonction α_{iht} comme combinaison linéaire de l'âge et de la taille :

$$\alpha_{iht} = \delta_{ih}^0 + a_i . age_chef_{ht} + c_i . taille_menage_{ht} \quad (3.15b)$$

¹⁰⁵ Se référer à l'annexe 3.5 pour toutes les valeurs de α_0 selon les différentes valeurs du temps domestique (en relation avec la structure de la fonction de production domestique du ménage). La valeur de a utilisée ici est équivalente à la valeur calculée du centre de l'intervalle [0,93 ; 1].

La décomposition effectuée permet de considérer l'hétérogénéité des structures du ménage y compris le déflateur de la dépense complète agrégée ($\log a(p_{ht}^f)$). Par la technique de *demographic translating*, l'introduction de l'équation 3.15b dans le modèle QUAIDS (équation 3.15a) donne la version démographique du modèle QUAIDS empirique :

$$s_{iht}^f = \underbrace{\delta_{ih}^0 + a_i \cdot age_chef_{ht} + c_i \cdot taille_menage_{ht}}_{\alpha_{iht}} + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log(p_{jht}^f) + \beta_i \log(y_{ht}^f / a(p_{ht}^f)) + \frac{\lambda_i}{b(p_{ht}^f)} (\log(y_{ht}^f / a(p_{ht}^f)))^2 + \varepsilon_{iht} \quad (3.15c)$$

Le vecteur des termes d'erreur ε_{iht} ajouté à la forme déterministe admet une moyenne nulle et une variance constante $V(\varepsilon_i \varepsilon_i') = \Omega$ pour tout i . Tous les ε_i sont normalement et indépendamment distribués (Pollak et Wales, 1992).

Le système de demande (3.15c) est non linéaire dans ses paramètres et son estimation suppose que l'on impose toutes les contraintes théoriques. Cependant, dans l'estimation des paramètres du modèle 3.15c, nous imposons uniquement les propriétés d'additivité (*adding-up*) et d'homogénéité. Selon la valeur du temps domestique, les tests économétriques réalisés pour tester les contraintes théoriques de symétrie ou d'homogénéité sont résumés en annexe 3.5.

L'additivité (*adding-up*) à partir de la définition des parts budgétaires complètes :

$$\sum_{i=1}^n \delta_{ih}^0 = \sum_{i=1}^n s_{iht}^f = 1$$

L'homogénéité de degré 0 dans les prix complets et la dépense complète agrégée :

$$\sum_{i=1}^n a_i = \sum_{i=1}^n c_i = \sum_{i=1}^n \beta_i = \sum_{i=1}^n \lambda_i = \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0$$

ii) Statistiques descriptives et sources des données : Les données proviennent des enquêtes BdF (2008), BdT (2013) et BdF (2015) menées conjointement par la Banque Mondiale et l'Institut National des Statistiques de Côte d'Ivoire. Une description très détaillée de ces enquêtes est contenue dans le chapitre 1. L'enquête BdT (2013) n'a concerné que les ménages urbains et les enquêtes BdF(2008) ou BdF(2015) à la fois, les ménages ruraux et urbains. Nous avons procédé à un appariement statistique de ces trois enquêtes en utilisant les ménages urbains de chaque

enquête. La technique d'appariement est celle de la pseudo-panélisation (Deaton, 1985), ce qui a permis d'obtenir après traitement, un pseudo-panel déséquilibré de 12701 ménages observé en trois points temporels (2008, 2013 et 2015). Toutes les observations (dépense complète agrégée ou partielle, prix complets, les variables d'utilisation du temps) dérivent de valeurs moyennes mensuelles intra-cohortes de toutes les observations.

Dans l'étude des comportements de consommation domestique du ménage à partir du modèle QUAIDS démographique, nous considérons que les ménages urbains de Côte d'Ivoire consomment quatre d'activités : *alimentation*, *logement*, *activités domestiques* (un agrégat de trois activités : *éducation*, *transport* et *communication*) et *loisirs & divers*.

Les statistiques descriptives des variables utilisées dans le système de demande complète QUAIDS démographique (équation 3.15c) sont résumées par le tableau ci-dessous :

Tableau 3.5 : Statistiques descriptives des variables dans le modèle QUAIDS démographique

	Cas Leontief	Cas Cobb-Douglas	Cas CES
Variables dépendantes			
<i>Parts budgétaires complètes (s_i^f)</i>			
Alimentation	0,164 (0,038)	0,169 (0,035)	0,188 (0,042)
Logement	0,188 (0,030)	0,189 (0,030)	0,190 (0,025)
Activités domestiques	0,163 (0,024)	0,165 (0,025)	0,170 (0,022)
Loisirs & divers	0,484 (0,046)	0,477 (0,039)	0,452 (0,049)
Variables indépendantes principales			
<i>Prix complets (p_i^f)</i>			
Alimentation	1,822 (0,457)	31,105 (25,826)	600132 (217351,4)
Logement	4,597 (1,442)	159,757 (58,925)	8999,476 (2288,07)
Activités domestiques	3,342 (0,614)	111,669 (37,354)	19187,46 (5517,939)
Loisirs & divers	32,743 (9,567)	334,678 (42,406)	2434,426 (373,522)
<i>Dépense complète agrégée</i>			
y^f	602717,3 (189197,9)	575993,7 (194733,6)	445053,3 (130640,9)
Variables indépendantes de contrôle (Caractéristiques du ménage (Z_i))			
Age du chef (en années)	40,119 (11,586)	40,119 (11,586)	40,119 (11,586)
Taille du ménage (en unités de consommation)	2,654 (1,053)	2,654 (1,053)	2,654 (1,053)

Observations	12701 ménages
--------------	---------------

Source : Calculs à partir du pseudo-panel des enquêtes imputées BdF (2008, 2015) et BdT (2013), écarts-types sont entre parenthèses.

Note : Dans l'estimation du modèle QUAIDS démographique, les prix complets et la dépense complète agrégée sont pris en logarithme à base 10.

b°) Estimation du modèle et élasticités de la demande complète

i) Problèmes économétriques et corrections éventuelles: L'estimation d'un système de demande exige que l'on prenne en compte, un certain nombre de problèmes économétriques qui pourrait éventuellement baisser les estimateurs des paramètres obtenus.

i-1) Suivant Davesies et D'Haultfoeuille (2009), *les poids d'échantillonnage* constituent le premier problème pour le praticien. Dans ce travail, nous estimons le modèle empirique sans en tenir compte. En effet, selon ces auteurs, les variables utilisées dans la construction d'un pseudo-panel sont celles qui influent sur l'échantillonnage et les estimateurs obtenus (pondérés ou non), sont tous convergents avec une meilleure précision pour les estimateurs non pondérés.

i-2) Le fait de remplacer dans le modèle QUAIDS empirique, le revenu complet par la dépense complète agrégée pose le problème d'*endogénéité*. Une solution proposée est l'instrumentation de cette dépense. Or, nos estimations utilisent comme base de données, un pseudo-panel d'enquêtes de ménages. Toute estimation avec un pseudo-panel pourrait être considérée comme un cas particulier de régression par utilisation de variables instrumentales (Boelard et Gardes, 2013). Pour cette raison, nous n'instrumentons pas la dépense complète agrégée avant l'estimation du système de demande démographique QUAIDS empirique.

i-3) A l'intérieur d'une même cellule dans un pseudo-panel, les valeurs des observations sont des moyennes intra-cohortes identiques d'un ménage à un autre et d'une période à une autre. Cette structure particulière des données pourrait être à l'origine de l'*hétéroscédasticité des termes de l'erreur*. Nous assumons qu'utiliser des parts budgétaires complètes des activités comme variables dépendantes au lieu des dépenses complètes partielles (en niveau), est une approche efficace pour réduire l'hétéroscédasticité (Trognon, 1981; Baccouche & Laisney, 1988 ; David et al., 1999). Nous ne corrigeons pas ce problème dans le modèle empirique.

i-4) La question de l'*hétérogénéité individuelle* qui varie d'un ménage à un autre et qui pourrait influencer significativement les niveaux de consommation des activités est prise en

compte par l'introduction des variables sociodémographiques telles que l'âge du chef de ménage et la taille du ménage dans le système de demande QUAIDS.

ii) Tests des contraintes théoriques et méthode d'estimation du modèle : Le paramètre α_0 est calculé en utilisant la formule proposée par Hovhannisyán et Gould (2011) avec pour valeur calculée de $\alpha_0 = 0,965$. La technique utilisée pour introduire les variables sociodémographiques dans le modèle QUAIDS conditionne la méthode d'estimation des paramètres du système. En ce qui concerne la technique d'estimation des paramètres, la littérature économique propose diverses méthodes. D'abord, le modèle empirique QUAIDS démographique présente des termes non linéaires, Blundell et Robin (1999) proposent de l'estimer à partir d'une méthode itérative, en recalculant pour chaque itération, les $\log a(p)$ et $b(p)$ à partir des paramètres estimés dans l'itération précédente et le processus se poursuit jusqu'à la convergence. Ensuite, dans une série d'articles, Poi (2012) a initié une technique d'estimation d'un système de demande QUAIDS (avec ou sans variables sociodémographiques) basée sur les estimateurs non linéaires implémentés sur Stata à partir de la commande *quaid*s. Malgré les qualités indéniables de cette technique d'estimation du modèle QUAIDS, elle a été critiquée par Lecocq et Robin (2015). Ces auteurs pensent que la méthode de Poi (2012) ne permet pas de contrôler l'endogénéité, un fait majeur dans les modèles de demande. Avec cette technique, le nombre de paramètres à estimer est limité alors que dans certains marchés, le nombre de biens peut être important et aller au-delà de 20 (Hausman et al., 1994). Enfin, avec la méthode de Poi (2012), toutes les contraintes théoriques (additivité, homogénéité et symétrie) sont imposées au modèle QUAIDS tandis que de nombreux travaux empiriques rejettent la contrainte de symétrie. De plus, cette technique d'estimation introduit les variables sociodémographiques dans le modèle par la technique du *demographic scaling*. Fort de toutes ces critiques et du fait que le système de demande soit conditionnellement linéaire en $b(p)$, Blundell et Robin (1999) proposent les estimateurs des Moindres Carrés Linéaires Itérés (*ills*)¹⁰⁶. Quelques années après, cette technique est implémentée sur STATA avec la commande *aidsills* par Lecocq et Robin (2015).

¹⁰⁶ *Iterated Linear Least-Squares estimators* ou estimateurs des Moindres Carrés Linéaires Itérés. Cette technique d'estimation des paramètres est appropriée aux systèmes de demande conditionnellement linéaires. Suivant Blundell et Robin (1999), la procédure itérative de cette technique consiste dans une première étape, à l'estimation des paramètres a^0 , c^0 , γ^0 , β^0 et λ^0 . Ces paramètres vont servir à calculer une meilleure approximation de $\log a(p)$ et $b'(p)$. Le modèle sera ré-estimé à nouveau en tenant compte des indices de prix corrigés. Cette nouvelle estimation permet d'obtenir de nouvelles valeurs pour les paramètres a , c , γ , β et λ qui à leur tour, permettent de recalculer $\log a(p)$ et $b'(p)$. Cette opération est ainsi répétée jusqu'à parvenir à une convergence des estimateurs. Blundell et Robin (1999) soulignent que l'estimateur ILLS converge très rapidement et qu'il est asymptotiquement sans biais.

La commande est basée sur le programme *aids.src* de Gauss écrit par Robin pour estimer le modèle AIDS ou QUAIDS en utilisant l'estimateur itératif linéaire des moindres carrés. Elle prend en compte le problème de l'endogénéité de la dépense complète agrégée et elle permet de tester les contraintes d'homogénéité ou de symétrie lors de l'estimation du système de demande QUAIDS, ce qui n'est pas le cas avec la technique d'estimation du système selon la méthode de Poi (2012). Dans notre travail, nous retenons pour l'estimation des paramètres du modèle empirique QUAIDS démographique, la méthode de Lecocq et Robin (2015). Nous choisissons cette technique d'estimation pour diverses raisons : d'une part, elle impose que les variables sociodémographiques soient introduites dans le modèle par la technique de *démographic translating* et d'autre part, elle permet d'effectuer des tests économétriques sur les contraintes théoriques du système de demande¹⁰⁷ avant de les imposer ou non au modèle. Aussi, la méthode de Lecocq & Robin (2015) est plus rapide que celle de Poi (2012) en termes de temps de convergence des estimateurs. Elle consiste en une série consécutive d'itérations jusqu'à la convergence numérique des estimateurs. Il n'est plus utile d'éliminer arbitrairement une équation du modèle à cause de la singularité de la matrice de la variance-covariance des erreurs : cette nouvelle technique d'estimation le fait d'elle-même et de façon automatique. Toutes les variables du modèle à l'exception des parts budgétaires complètes sont prises à niveau et non en logarithme. Les prix complets doivent apparaître dans le même ordre que celui des parts budgétaires complètes.

iii) Elasticités de la demande et structure des préférences des ménages :

iii-1) Le modèle empirique QUAIDS démographique est estimé sur Stata, par la méthode de Lecocq & Robin (2015) à l'aide de la commande *aidsills*. Les paramètres estimés vont permettre ensuite de calculer les élasticités de la demande avec la commande *aidsills_elas*. Cette commande post-estimation ne calcule pas les élasticités pour des observations individuelles comme c'est le cas chez Poi (2012). Elle calcule les élasticités de la demande au point moyen d'un échantillon défini par l'utilisateur. Les élasticités-dépense complète agrégée ou élasticités-prix complets de la demande sont données par les expressions suivantes :

(*) Elasticités-dépense complète agrégée de la demande ($e_{i,yf}$) :

¹⁰⁷ Dans l'approche de Lecocq et Robin (2015), le test d'homogénéité s'effectue en estimant les paramètres du modèle QUAIDS sans les contraintes de symétrie et d'homogénéité. En revanche, pour faire le test de symétrie on estime les paramètres du modèle uniquement la seule contrainte d'homogénéité.

$$e_{i,y^f} = \frac{\beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(p)} \left\{ \log \left[\frac{y^f}{P} \right] \right\}}{s_i^f} + 1 \quad (3.16)$$

(**) Elasticités-prix complets non-compensées ou élasticités demande marshallienne (e_{ij}^M) :

$$e_{ij}^M = \frac{\gamma_{ij} - \left(\beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(p)} \left\{ \log \left[\frac{y^f}{P} \right] \right\} \right) (\alpha_j + \sum_k \gamma_{jk} \log p_k) - \frac{\lambda_i \beta_j}{b(p)} \left\{ \log \left[\frac{y^f}{P} \right] \right\}^2}{s_i^f} - \delta_{ij} \quad (3.17a)$$

où δ_{ij} est delta de Krönecker, qui est égal à 1 si $i = j$ et 0 sinon.

(***) Elasticités-prix complets compensées ou élasticités hicksiennes de la demande (e_{ij}^H) :

Elles sont estimées à partir d'une réorganisation de l'équation de Slutsky telle que :

$$e_{ij}^H = e_{ij}^M + (e_{i,y^f} * s_j^f) \quad (3.17b)$$

iii-2) Modèle QUAIDS et structures des préférences au sein du ménage : Comme dans le modèle démographique empirique LES, nous analysons la structures des préférences du ménage en Côte d'Ivoire avec le modèle démographique QUAIDS empirique. Nous testons indépendamment, l'hypothèse d'une séparabilité forte des préférences ou celle d'une séparabilité faible des préférences¹⁰⁸ en Côte d'Ivoire. Dans le cas d'une hypothèse de la séparabilité forte des préférences, nous estimons les élasticités-prix complets directs compensées (Frisch, 1959) en calibrant la valeur du paramètre de Frish par sa valeur théorique $\Phi_0 = -0,5$. Dans le cas d'une hypothèse de la séparabilité faible des préférences, l'approche proposée par Moschini et al. (1994) est utilisée pour tester cette hypothèse.

3.2.2.2. Analyse et discussion des résultats empiriques

Les variables de contrôle (âge du chef et taille du ménage, en UC à l'échelle d'équivalence modifiée de l'OCDE) sont introduites dans le modèle QUAIDS par la technique

¹⁰⁸ Selon Sellen & Goddard (1997), la séparabilité faible des préférences implique que le taux marginal de substitution entre deux activités dans un groupe séparable est indépendant des quantités d'activités dans l'autre groupe séparable. Sous la seule hypothèse de séparabilité faible symétrique des préférences, Goldman et Uzawa (1964) ont souligné que la séparabilité faible de la fonction d'utilité indirecte implique que les termes de substitution de Slutsky entre deux activités issues de groupes différents sont proportionnels aux effets dépense complète agrégée de ces deux activités.

du *demographic translating* (équation 3.15c). Seules les contraintes théoriques d'additivité et d'homogénéité sont imposées au modèle et, ses paramètres et les élasticités de la demande sont estimés à l'aide des Moindres Carrés Linéaires Itérés sur Stata.

a°) Estimateurs des paramètres du modèle QUAIDS empirique

L'approche par les coûts complets utilisée ici nous conduit à estimer les paramètres de l'équation 3.15c sous différentes valeurs du temps domestique en Côte d'Ivoire.

Dans le cas Leontief, les inputs domestiques "biens" et "temps" sont complémentaires. La valeur du temps est calibrée au salaire minimum horaire urbain. Les résultats d'estimation du modèle QUAIDS sous salaire minimum horaire urbain (Becker, 1965) :

Tableau 3.5a : Estimateurs *ills* du modèle QUAIDS sous le salaire minimum horaire urbain

	Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers
a_i	0,0004*** (0,000)	0,002*** (0,000)	0,0005*** (0,0000)	-0,001*** (0,000)
c_i	0,034*** (0,000)	0,010*** (0,000)	-0,004*** (0,000)	-0,038*** (0,001)
β_i	-0,136*** (0,001)	-0,032*** (0,002)	0,041*** (0,001)	0,129*** (0,001)
λ_i	-0,043*** (0,001)	-0,018*** (0,001)	0,014*** (0,001)	0,048*** (0,001)
γ_{ij} i = Alimentation	0,162*** (0,007)	0,031*** (0,008)	-0,059*** (0,004)	-0,133*** (0,009)
γ_{ij} j = Logement	-0,028*** (0,000)	0,005*** (0,000)	-0,011*** (0,000)	0,036*** (0,001)
γ_{ij} i = Activités domestiques	-0,080*** (0,001)	0,005*** (0,001)	0,111*** (0,001)	-0,034*** (0,001)
γ_{ij} i = Loisirs & divers	-0,053*** (0,006)	-0,042*** (0,001)	-0,036*** (0,001)	0,133*** (0,001)
Constante (δ_i^0)	0,238*** (0,002)	0,196*** (0,003)	0,220*** (0,002)	0,345*** (0,003)
R2	0,930	0,504	0,731	0,799
Parts budgétaires complètes (estimées)	0,169*** (0,001)	0,191*** (0,003)	0,161*** (0,002)	0,479*** (0,005)
Valeur d'alpha_0 (α_0)	11,81			
Résultat du test de symétrie	Chi 2 (3) = 5751,72 Prob > chi 2 = 0,000			
Résultat du test d'homogénéité	Chi2(3) = 9070,06 Prob > chi2 = 0,0000			
	N = 12701 observations			

Source : Calculs à partir du pseudo-panel des enquêtes imputées (2008, 2013, 2015), les écarts-types sont entre parenthèses. (*) $p < 0,1$; (**) $p < 0,05$; (***) $p < 0,01$.

Dans le cas Cobb-Douglas, les inputs domestiques "biens" et "temps" sont substituables. La valeur du temps est estimée par le coût d'opportunité unique du temps. Les résultats d'estimation du modèle QUAIDS sous le coût d'opportunité unique du temps (Gardes, 2019) :

Tableau 3.5b : Estimateurs *ills* du modèle QUAIDS sous le coût d'opportunité unique du temps

	Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers
a_i	-0,0002*** (0,000)	0,002*** (0,000)	0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)
c_i	0,022*** (0,000)	-0,012*** (0,000)	0,005*** (0,000)	-0,013*** (0,000)
β_i	-0,080*** (0,001)	-0,280*** (0,010)	0,089*** (0,003)	0,271*** (0,009)
λ_i	0,001*** (0,000)	-0,035*** (0,001)	0,012*** (0,000)	0,022*** (0,001)
γ_{ij} i = Alimentation	0,073*** (0,000)	0,068*** (0,003)	-0,044*** (0,001)	-0,096*** (0,003)
γ_{ij} j = Logement	-0,101*** (0,002)	-0,186*** (0,002)	0,036*** (0,002)	0,255*** (0,003)
γ_{ij} i = Activités domestiques	-0,036*** (0,000)	-0,004* (0,003)	0,028*** (0,001)	0,016*** (0,003)
γ_{ij} i = Loisirs & divers	0,067*** (0,002)	0,125*** (0,003)	-0,019*** (0,002)	-0,171*** (0,003)
Constante (δ_i^0)	-0,148*** (0,004)	-0,421*** (0,019)	0,230*** (0,008)	1,341*** (0,019)
R2	0,939	0,740	0,729	0,695
Parts budgétaires complètes (estimées)	0,211*** (0,001)	0,374*** (0,006)	0,105*** (0,002)	0,310*** (0,005)
Valeur d'alpha_0 (α_0)	11,70			
Test de symétrie	Chi 2 (3) = 6645,31 Prob > chi 2 = 0,000			
Test d'homogénéité	Chi 2 (3) = 2876,35 Prob > chi 2 = 0,000			
	N = 12701 observations			

Source : Calculs à partir du pseudo-panel des enquêtes imputées (2008, 2013, 2015), les écarts-types sont entre parenthèses. (*) $p < 0,1$; (**) $p < 0,05$; (***) $p < 0,01$.

Dans le cas CES, les inputs domestiques "biens" et "temps" sont substituables. La valeur du temps est estimée par le coût d'opportunité global du temps Les résultats d'estimation du modèle QUAIDS sous le coût d'opportunité global du temps (Gardes, 2018, 2020) :

Tableau 3.5c : Estimateurs *ills* du modèle QUAIDS sous le coût d'opportunité global du temps

	Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers
a_i	-0,001*** (0,000)	0,0008*** (0,000)	-0,0002*** (0,000)	0,0003*** (0,000)
c_i	-0,051*** (0,000)	-0,012*** (0,000)	-0,036*** (0,000)	0,103*** (0,001)
β_i	-0,081*** (0,001)	-0,007*** (0,001)	-0,040*** (0,000)	0,130*** (0,002)
λ_i	0,001***	0,0006***	0,002***	-0,003***

	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
γ_{ij} i = Alimentation	0,171*** (0,001)	-0,010*** (0,001)	0,021*** (0,000)	-0,178*** (0,001)
γ_{ij} j = Logement	-0,026*** (0,001)	0,215*** (0,001)	-0,033*** (0,001)	-0,156*** (0,002)
γ_{ij} i = Activités domestiques	0,014*** (0,001)	-0,069*** (0,001)	0,222*** (0,001)	-0,165*** (0,002)
γ_{ij} i = Loisirs & divers	-0,157*** (0,003)	-0,134*** (0,002)	-0,208*** (0,002)	0,503*** (0,005)
Constante (δ_i^0)	-0,581*** (0,006)	0,117*** (0,006)	-0,247*** (0,003)	1,714*** (0,009)
R2	0,949	0,922	0,946	0,899
Parts budgétaires complètes (estimées)	0,907*** (0,006)	0,604*** (0,006)	0,963*** (0,004)	-1,474*** (0,008)
Valeur d'alpha_0 (α_0)	11,67			
Résultat du test de symétrie	Chi 2 (3) = 4716,28 Prob > chi 2 = 0,000			
Résultat du test d'homogénéité	Chi 2 (3) = 3449,01 Prob > chi 2 = 0,000			
	N = 12701 observations			

Source : Calculs à partir du pseudo-panel des enquêtes imputées (2008, 2013, 2015), les écarts-types sont entre parenthèses. (*) $p < 0,1$; (**) $p < 0,05$; (***) $p < 0,01$.

Quelle valeur du temps domestique compatible avec nos données dans la modélisation des comportements de consommation domestique en Côte d'Ivoire par un modèle QUAIDS ? L'observation des tableaux 3.5 fait ressortir que sous l'hypothèse du coût d'opportunité global du temps (tableau 3.5b), la valeur de la part budgétaire estimée pour l'équation des "loisirs & divers" est négative (-1,474). Or les parts budgétaires complètes doivent être strictement positives et comprises entre 0 et 1. Pour cette raison, nous rejetons les résultats du tableau 3.5c. L'estimation de l'équation 3.15c sous le salaire minimum horaire urbain fournit des résultats surprenants. Il ressort que tous les effets-prix complet directs sont de signe positif dans la demande de toutes les activités en Côte d'Ivoire. De tels résultats ne nous semblent pas compatibles avec les observations théoriques sur le modèle et pour cette raison, nous rejetons l'hypothèse d'une valeur du temps égale au salaire minimum horaire urbain dans l'estimation du modèle empirique démographique QUAIDS. Les résultats dans le tableau 3.5b nous paraissent plus réalistes car ils sont proches des attentes théoriques. Dans le cadre domestique, l'équation 3.15c est estimée avec le coût d'opportunité unique du temps et seuls les résultats fournis par ce tableau seront interprétés et analysés.

i) Contraintes théoriques imposées au modèle empirique : Les coefficients de détermination R2 apparaissent avec des valeurs raisonnables dans chaque équation du système. Ils sont de 0,94 (dans l'alimentation), de 0,74 (dans le logement), de 0,73 (dans les activités domestiques) ou de 0,69 (dans les loisirs & divers). Il semble avoir une adéquation entre nos données et le

modèle QUAIDS retenu. La contrainte d'additivité imposée au modèle est toujours vérifiée car la somme des parts budgétaires complètes est égale à 1. Le test d'homogénéité ressort avec une statistique $\text{Chi}^2(3) = 2876,35$ et une valeur de probabilité de $\text{Prob}>\text{Chi}^2=0,000$. Au seuil de significativité de 5%, cette valeur de probabilité est inférieure à 0,05. L'hypothèse d'homogénéité semble être rejetée en réalité par nos données mais nous l'imposons au modèle dans l'estimation des paramètres. Le test de symétrie ressort avec une statistique $\text{Chi}^2(3) = 6645,35$ et une valeur de probabilité de $\text{Prob}>\text{Chi}^2=0,000$. Au seuil de significativité de 5%, cette valeur de probabilité est inférieure à 0,05. L'hypothèse de symétrie semble être rejetée par nos données et nous ne l'avons pas imposé au modèle dans l'estimation des paramètres. Les résultats d'estimation prouvent que les dérivées croisées des fonctions de demande par rapport aux prix complets (γ_{ij}) ne sont pas identiques. Il semble que les restrictions théoriques ne soient pas valables avec le pseudo-panel de ménages de Côte d'Ivoire, qui sont des données agrégées (Deaton & Muellbauer, 1980b). Seule l'additivité des dépenses complètes (*adding-up*) et quelques autres conditions mathématiques restent valables au niveau agrégé. Toutes les autres propriétés, en particulier la symétrie de la matrice de Slutsky ne retrouvent pas au niveau agrégé, un résultat conforme à Shafer et Sonnenschein (1986). Le rejet de l'hypothèse d'homogénéité de degré 0 des fonctions de demande dans notre cas pourrait s'expliquer par un changement dans la distribution de la dépense complète agrégée (voir Wold (1953), chapitre 7).

ii) Parts budgétaires complètes (révélées vs estimées) : Il existe une différence significative entre les valeurs estimées par le modèle QUAIDS et celles valeurs révélées par les données. En effet, les données révèlent que les loisirs & divers représentent le premier poste de la dépense complète du ménage (48%) et les activités domestiques, le poste le plus faible de cette dépense (17%). Le fait que les loisirs & divers représentent le premier poste peut paraître surprenant mais ce résultat est tout de même cohérent. En effet, dans la production domestique en Côte d'Ivoire, les loisirs & divers représentent le premier poste de consommation du temps (59% de toute la dépense temporelle du ménage) avec une dépense complète plus importante par rapport à celles dans toutes les autres activités. En revanche, l'estimation du modèle QUAIDS indique que la part budgétaire complète est la plus importante dans le logement (37%) et la plus faible dans les activités domestiques (10%). Le logement est le second poste de consommation du temps dans la production avec une dépense temporelle importante. Nous pensons que la différence entre les parts budgétaires complètes révélées par nos données et celles estimées par le modèle QUAIDS est imputable probablement aux erreurs de mesure dans la dépense

monétaire et l'utilisation du temps dans les enquêtes des budgets de famille (2008, 2015) et du budget de temps (2013) de ménage en Côte d'Ivoire.

iii) Effets des variables démographiques introduites : Nous analysons la significativité et les signes des effets de l'âge du chef ou de la taille du ménage introduits dans le modèle QUAIDS. Les résultats d'estimations montrent que les effets de l'âge du chef de ménage sur les parts budgétaires complètes sont tous significatives au seuil de 1%. Ceci signifie que les caractéristiques du ménage telles que l'âge du chef et la taille du ménage doivent être incorporées dans le modèle de demande domestique des activités en Côte d'Ivoire

iii-1) Effet-âge du chef de ménage sur la demande : Les signes des effets-âge diffèrent selon l'activité consommée. En effet, nous observons un effet positif de l'âge du chef de ménage sur les parts budgétaires complètes du logement ou des activités domestiques. En revanche, il apparaît un effet négatif de l'âge du chef de ménage sur les parts budgétaires complètes d'alimentation ou des loisirs & divers. Si l'on considère la part budgétaire complète de l'alimentation comme un indicateur du niveau de vie, il ressort qu'une avancée en âge du chef améliore le niveau de vie du ménage par la réduction de la part budgétaire complète dédiée à l'alimentation. Le niveau de vie des ménages ne se détériore pas avec l'âge du chef car il y a une plus grande implication des ménages âgés dans la fabrication des repas à domicile. Ce résultat n'est pas conforme à celui que nous avons obtenu dans le cas LES. Ainsi, il semblerait que l'effet de l'âge du chef sur la part budgétaire complète alimentaire soit ambigu et celui-ci dépendrait de la spécification du système de demande complète. L'effet négatif de l'âge du chef sur la part budgétaire complète des loisirs & divers s'expliquerait par le fait que cette activité soit une consommation jeune et non pas une consommation des ménages seniors, un résultat similaire à celui que nous avons obtenu dans le cas LES. L'effet-âge du chef sur la part budgétaire complète des loisirs & divers doit être pris avec précaution car la composition de cette activité diffère selon le degré de développement du pays.

iii-2) Effet-taille du ménage sur la demande : Les signes des effets-taille diffèrent selon l'activité consommée. Nous observons un effet positif de la taille du ménage (en UC) sur les parts budgétaires complètes dédiées à l'alimentation ou des activités domestiques contre un effet négatif sur celles allouées au logement ou aux loisirs & divers. L'effet positif de la taille du ménage sur la part budgétaire complète dans l'alimentation confirme l'idée d'Engel selon laquelle la part budgétaire alimentaire augmente avec la taille du ménage surtout avec l'arrivée d'un enfant. Ainsi, l'augmentation de la part budgétaire alimentaire avec la taille du ménage

montre qu'en Côte d'Ivoire, l'accroissement de la taille réduit le niveau de vie du ménage. Ce résultat est bien conforme avec celui obtenu dans le cas LES. En revanche, il contredit non seulement le paradoxe de Deaton-Paxson (1998) qui établit une relation négative entre la consommation alimentaire et la structure de taille du ménage mais aussi les résultats empiriques de Gardes et Starzec (2000) sur un panel polonais. L'effet négatif de la taille du ménage sur la part budgétaire complète du logement montre les ménages ont tendance à maintenir inchangé ou à baisser la consommation de logement au fur et à mesure que la taille augmente. Cela s'explique par le fait que le logement est un bien commun dans le ménage et sa consommation n'empêche par les autres membres du ménage d'en disposer ou d'en consommer aussi.

iv) L'hypothèse de la log-linéarité ou non des courbes d'Engel : Elle repose sur l'étude du signe et de la significativité des paramètres β_i (forme log-linéaire des courbes d'Engel) ou λ_i (forme log-quadratique des courbes d'Engel). Nous observons que tous les coefficients β_i sont statistiquement significatifs au seuil de 1% ce qui suppose que nos données semblent confirmer l'hypothèse d'une linéarité de toutes courbes d'Engel. Par ailleurs, il apparaît que tous les paramètres λ_i liés à la forme log-linéaire quadratique de la dépense complète agrégée et estimés, sont statistiquement différents de 0 au seuil de 1%. Il convient de valider dans le cadre de la production domestique des ménages urbains de Côte d'Ivoire, l'hypothèse d'une non-linéarité des courbes d'Engel. Le modèle QUAIDS démographique semble plus approprié dans l'analyse des comportements de consommation domestique des ménages par rapport aux modèles AIDS ou LES démographique qui ne prennent pas en compte dans leur spécification, le terme log-linéaire quadratique de la dépense complète agrégée des ménages. Les résultats font apparaître une observation surprenante notamment le rejet de l'une des conclusions théoriques du modèle QUAIDS selon laquelle les courbes d'Engel sont non-linéaires pour tous les biens sauf dans l'alimentation. Nos résultats montrent que le paramètre λ_i dans l'équation de la part budgétaire complète de l'alimentation, est significatif au seuil de 1%. Ce résultat est similaire à celui de Boelard et Gardes (2013) qui, à partir d'un panel de ménages canadiens, ont montré que le terme de la dépense totale quadratique est significatif pour les dépenses d'alimentation à domicile, alors que l'on considère généralement que ce poste de dépense, une courbe d'Engel linéaire (Banks et al., 1997). Nous observons un effet non linéaire non monotone (en forme de U), un effet négatif non linéaire monotone ou un effet positif non linéaire monotone de la dépense complète agrégée respectivement sur la part budgétaire complète d'alimentation, du logement, des activités domestiques ou des loisirs & divers.

v) Effets des prix complets sur la demande des activités : Une des conclusions théoriques dans le modèle QUAIDS stipule que pour tous les biens, les effets log-linéaires des prix directs sur la demande de tous biens soient de signe négatif. Suivant le tableau 3.5b, la matrice des effets prix complets ressort avec des coefficients qui sont statistiquement différents de 0 au seuil de significativité de 1%, à l'exception de l'effet-prix complet croisé des activités domestiques sur la demande de logement, qui est significatif au seuil de 10%. Les effets-prix complets croisés (γ_{ij}) sont soit de signe positif ou soit de signe négatif selon le cas. Le signe des effets-prix complets directs (γ_{ii}) semble dépendre de la nature de l'activité¹⁰⁹. En effet, les γ_{ii} ressortent avec le signe théorique attendu que pour la moitié des activités. Ces effets-prix complets directs sont de signe négatif dans la consommation du logement ou des loisirs & divers et de signe positif dans celle de l'alimentation ou des activités domestiques. De plus, la matrice des effets prix complets de la demande obtenue n'est pas symétrique.

b°) Analyse et discussion des élasticités de la demande complète

Afin d'expliquer les résultats du modèle QUAIDS utilisé pour exprimer la demande domestique des activités en Côte d'Ivoire, nous estimons les élasticités-dépense complète agrégée de la demande et les élasticités-prix complets (compensées ou non compensées) de la demande. Nous étudions la réactivité des ménages urbains ivoiriens face aux changements de prix complets ou de la dépense complète agrégée. Nous estimons les élasticités-prix complets croisés pour examiner si les activités sont des compléments ou des substituts. Une partie de la discussion sera consacrée à l'analyse de la structure des préférences dans le modèle QUAIDS.

Les résultats des élasticités de la demande complète sont résumés par le tableau :

Tableau 3.5a : Elasticités de la demande complète des activités, modèle QUAIDS

		Elasticités-prix complets de la demande				Elasticités-dépense complète agrégée de la demande
		Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers	
Alimentation	<i>Non-compensé</i>	-0,745*** (0,001)	-0,542*** (0,006)	-0,045*** (0,003)	0,743*** (0,006)	0,589*** (0,002)
	Compensé	-0,621*** (0,001)	-0,322*** (0,006)	0,016*** (0,002)	0,926*** (0,006)	
Logement	<i>Non-compensé</i>	0,036*** (0,001)	-1,930*** (0,015)	0,158*** (0,003)	0,865*** (0,016)	0,871*** (0,004)
	Compensé	0,220*** (0,002)	-1,604*** (0,011)	0,249*** (0,003)	1,135*** (0,010)	
	<i>Non-compensé</i>	-0,260***	0,854***	-0,924***	-0,757***	

¹⁰⁹ Les estimateurs des paramètres γ_{ii} sont contenus selon les cas, dans les diagonales en fond bleu du tableau 3.4.

Activités domestiques		(0,006)	(0,054)	(0,007)	(0,053)	1,087*** (0,011)
	Compensé	-0,031*** (0,004)	1,260*** (0,061)	-0,810*** (0,008)	-0,420*** (0,052)	
Loisirs & divers	<i>Non-compensé</i>	-0,129*** (0,003)	1,203*** (0,054)	-0,185*** (0,010)	-2,296*** (0,057)	1,407*** (0,015)
	Compensé	0,169*** (0,001)	1,729*** (0,068)	-0,038*** (0,009)	-1,860*** (0,060)	

Source : Calculs à partir du pseudo-panel des enquêtes imputées BdF (2008, 2015) et BdT (2013), les écarts-types sont entre parenthèses. (*) $p < 0,1$; (**) $p < 0,05$; (***) $p < 0,01$.

i) Élasticités-dépense complète agrégée de la demande : Les valeurs estimées des élasticités-dépense complète agrégée sont contenues dans la dernière colonne du tableau. Ces élasticités mesurent la variation (en pourcentage) de la demande d'une activité consécutivement à une variation unitaire (en pourcentage) de la dépense complète agrégée. Il est important de souligner que l'élasticité-dépense complète agrégée dans le modèle QUAIDS pour une activité dépend à la fois de la valeur absolue et des signes de β_i , de λ_i et de s_i^f (voir équation 3.16). Ici, nous utilisons la dépense complète agrégée comme approximation du revenu complet et, il convient alors d'interpréter ces élasticités-dépense complète agrégée comme des élasticités-revenu complets. Au seuil de significativité de 1%, toutes les élasticités-dépense complète agrégée sont significativement différentes de 0. Elles ressortent toutes avec une valeur strictement positive, ce qui signifie que la consommation des activités en Côte d'Ivoire augmente avec la dépense complète agrégée du ménage. Par conséquent, elles sont considérées comme des activités de type normal, excluant alors la consommation domestique de toute activité de type inférieur en Côte d'Ivoire. Ce résultat est conforme à celui obtenu dans le modèle LES. Les amplitudes de ces élasticités-dépense dépendent de la catégorie de l'activité consommée par le ménage. Elles fluctuent entre 0,59 (0,002) et 1,41 (0,015). Elles ressortent à 0,59 (0,002) ou à 0,87 (0,004) respectivement dans la consommation de l'alimentation ou le logement. Pour ces deux activités, la valeur des élasticités-dépense est strictement comprise entre 0 et 1, ce qui veut dire que la demande d'alimentation ou de logement est moins sensible (inélastique) à une modification de la dépense complète agrégée des ménages. Ce résultat pourrait être imputable au fait que ces activités sont assez stables dans l'ensemble de la consommation domestique des ménages. L'alimentation ou le logement sont considérés comme des activités essentielles, communément appelées activités de base ou de première nécessité. Dans la demande de logement, nous remarquons que la valeur de l'élasticité-dépense complète agrégée est proche de l'unité. Avec les activités domestiques ou les loisirs & divers, il ressort que la valeur des élasticités-dépense complète agrégée est strictement supérieure à l'unité, ce qui veut dire que la demande ces deux

activités est plus sensible (élastique) à une modification de la dépense complète agrégée des ménages. Ces deux activités peuvent être considérées comme des activités de luxe c'est-à-dire à forte élasticité-dépense. Il est intéressant de faire remarquer que les loisirs & divers sont les plus sensibles à une variation de la dépense complète agrégée des ménages tandis que l'alimentation est l'activité qui est la moins sensible à une variation de cette dépense.

Les élasticité-dépense complète agrégée ainsi obtenues dans le cadre domestique sont conformes aux attentes théoriques : l'alimentation ou le logement ressortent comme des activités essentielles (activités de base ou de première nécessité) avec une élasticité-dépense proche de l'unité pour le logement ou strictement comprise entre 0 et 1 pour l'alimentation. Les loisirs & divers ou les activités domestiques (un agrégat des activités d'éducation, de transport et de communication) sont des dépenses de luxe avec une élasticité-dépense complète agrégée largement supérieure à l'unité. Nos résultats confirment ceux de Boelard et Gardes (2013) concernant les élasticité-revenus complet moyen calculées en dimensions temporelles ou en dimensions transversales à partir d'un pseudo-panel de ménages canadiens.

ii) Elasticité-prix complets de la demande des activités¹¹⁰ : Elles mesurent la variation de la demande des activités consécutivement à une variation dans les prix complets. Nous analyserons d'une part, les élasticité-prix complets directs de la demande des activités (changement dans la demande d'une activité à la suite à une variation unitaire en pourcentage de son propre prix complet) et d'autre part, les élasticité-prix complets croisés de la demande des activités (changement dans la demande d'une activité à la suite à une variation unitaire en pourcentage du prix complet d'une autre activité).

ii-1) Elasticité-prix complets directs de la demande des activités : Elles apparaissent sur la diagonale (en fonds bleu) dans 3.5a et elles sont toutes significativement différentes de 0 au seuil de significativité de 1%. Les signes des élasticité-prix complets directs (compensées ou non-compensées) sont conformes aux conclusions théoriques : elles sont toutes de signe négatif. Ce résultat montre que la demande des activités, dans un cadre domestique en Côte d'Ivoire, respecte la loi de la demande c'est dire la consommation de chaque activité baisse avec une augmentation de son prix complet. Ainsi, nous pouvons affirmer que les activités

¹¹⁰ Suivant Seale et al. (2003), l'élasticité-prix direct de la demande marshallienne (e_{ii}^M) d'un bien mesure à la fois les effets de substitution et les effets de revenu d'un changement dans le prix de ce bien lui-même tandis que l'élasticité-prix direct de la demande hicksienne (e_{ii}^H) mesure seulement l'effet de substitution d'un changement dans le prix de ce bien. Les élasticité-prix croisés de la demande d'un bien mesure les changements dans la demande de ce bien lorsque le prix d'un autre bien change.

consommées en Côte d'Ivoire sont de type ordinaire. En revanche, l'amplitude (en valeur absolue) des élasticités-prix complets directs de la demande dépend de la catégorie de l'activité consommée. Nous observons que la demande en "Alimentation" ou en "Activités domestiques" est inélastique pour chacun à leur prix complet respectif. Leur demande varie moins que sensiblement à une variation unitaire de leur prix complet respectif (élasticité-prix complet direct de la demande, en valeur absolue, strictement inférieure à l'unité). Dans les activités telles que le logement ou les loisirs & divers, nous constatons qu'en valeur absolue, les élasticités-prix complètes directes de la demande sont strictement supérieures à l'unité. La demande de ces activités varie plus que sensiblement à une variation unitaire dans leur prix complet respectif : leur demande est donc élastique à leur prix complet propre. De plus, le signe négatif de toutes les élasticités-prix complets directs compensés est conforme aux attentes théoriques et, il indique que les valeurs propres de la matrice de Slutsky sont toutes de signe négatif : la matrice de Slutsky est semi-définie négative.

ii-2) Elasticités-prix complets croisés de la demande des activités : Elles mesurent la variation de la quantité de consommation d'une activité lorsque le prix complet de l'autre activité est augmenté d'une unité. Les signes de ces élasticités vont permettre de classer les activités (prises 2 à 2) selon qu'elles soient substituables (signe positif) ou complémentaires (signe négatif). L'observation du signe et de l'amplitude de la matrice des élasticités-prix complets croisés compensés de la demande révèle que la matrice de Slutsky n'est pas symétrique. Cette matrice est semi-définie négative et non symétrique : elle n'est donc pas une matrice régulière conformément aux attentes théoriques. D'autre part, l'analyse de la matrice des élasticités-prix complets croisés compensés fait ressortir trois observations en ce qui concerne la complémentarité ou la substituabilité des activités prises deux à deux. *D'abord*, nous observons une relation ambiguë d'une part, entre alimentation et logement et d'autre part, entre alimentation et activités domestiques. En effet, la demande d'alimentation suite à un changement dans le prix complet du logement (-0,322) ou la demande de logement suite à un changement dans le prix complet de l'alimentation (0,220) évoluent inversement. Les deux élasticités-prix complets croisés compensés de la demande pour ces activités sont de signes opposés. Nous observons le même phénomène avec alimentation et activités domestiques. La demande d'alimentation suite à un changement dans le prix complet des activités domestiques (0,016) et la demande des activités domestiques suite à un changement dans le prix complet de l'alimentation (-0,031) évoluent inversement. Les deux élasticités-prix complets croisés compensés de la demande pour ces activités sont de signes opposés. *Ensuite*, il apparaît une

seule relation de complémentarité entre activités domestiques et loisirs & divers. En effet, l'élasticité de demande des activités domestiques suite à un changement dans le prix complet des loisirs & divers (-0,420) et l'élasticité de la demande des loisirs & divers suite à un changement dans le prix complet des activités domestiques (-0,038) sont deux élasticités de même signe négatif. Cependant, il semble que c'est la demande des activités domestiques qui est plus sensible à un changement dans le prix complet des loisirs & divers par rapport à la demande des loisirs & divers suite à un changement dans le prix complet des activités domestiques. *Enfin*, plusieurs relations de substitution apparaissent entre les activités prises deux à deux car les élasticités-prix complets croisés compensées de la demande de ces deux activités ressortent avec un signe positif. Nous observons une relation de substitution entre logement et activités domestiques. La demande des activités domestiques suite à un changement dans le prix complet du logement (1,260) est plus importante par rapport à la demande de logement suite à un changement dans le prix complet des activités domestiques (0,249). Il existe aussi une substituabilité entre alimentation et loisirs & divers. La demande de loisirs & divers suite à un changement dans le prix complet de l'alimentation (0,169) est moins importante que la demande en alimentation suite à un changement dans le prix complet des loisirs & divers (0,926). Une autre relation de substitution entre le logement et les loisirs & divers apparaît. Il en ressort que la demande de logement suite à un changement dans le prix complet des loisirs & divers (1,135) est moins importante que la demande des loisirs & divers suite à un changement dans le prix complet du logement (1,729).

iii) Modèle QUAIDS et structure des préférences (de la fonction d'utilité) : Dans un cadre domestique de la consommation domestique en Côte d'Ivoire, nous testons sur nos données, les hypothèses de la séparabilité forte ou de la séparabilité faible de la fonction d'utilité.

iii-1) Hypothèse de la séparabilité forte des préférences : Suivant, l'équation 3.7c, nous estimons les élasticités-prix complets directs compensées de la demande de Frisch et nous construisons le tableau suivant :

Tableau 3.5b : Test de l'hypothèse de séparabilité forte, modèle QUAIDS

	Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers
Elasticités-prix complets directs compensées de Frisch (avec $\Phi_0 = -0,5$)	-0,416*** (0,020)	-0,722*** (0,025)	-0,674*** (0,027)	-1,183*** (0,055)
Elasticités-prix complets directs compensés de Hicks	-0,621*** (0,001)	-1,604*** (0,011)	-0,810*** (0,008)	-1,860*** (0,060)

Source : Calculs à partir du pseudo-panel d'enquêtes (2008, 2015, 2013), les écarts-types sont entre parenthèses.

Sous la valeur théorique du paramètre de Frisch ($\Phi_0 = -0,5$), il ressort que l'élasticité-prix complet direct compensée (estimée) de la demande pour chaque activité est en valeur absolue, inférieure à l'élasticité-prix complet direct compensée (estimée) de la demande au sens de Hicks. Nous rejetons l'hypothèse d'une séparabilité forte des préférences chez les ménages de Côte d'Ivoire. Ainsi, le modèle QUAIDS semble indiquer que les dépenses complètes partielles (dépense complète par activité) ne sont pas séparables au sein de la dépense complète agrégée des ménages. Peut-on supposer une séparabilité faible des préférences ?

iii-2) Hypothèse de la séparabilité faible des préférences : Nous présentons les élasticités de substitution au sens d'Allen et Uzawa estimées pour le modèle QUAIDS.

Tableau 3.6a : Elasticités de substitution (σ_{ij}) d'Allen-Uzawa entre Q_i et Q_j , modèle QUAIDS

	Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers
Alimentation	-3,795 (0,608)	-1,735 (0,234)	0,099 (0,016)	1,958 (0,201)
Logement	1,344 (0,215)	-8,650 (1,163)	1,547 (0,252)	2,400 (0,246)
Activités domestiques	-0,189 (0,030)	6,796 (0,914)	-5,033 (0,820)	-0,888 (0,091)
Loisirs & divers	1,032 (0,165)	9,326 (1,254)	-0,236 (0,038)	-3,932 (0,404)

Source : Calculs à partir du pseudo-panel des enquêtes imputées BdF (2008, 2015) et BdT (2013), les écarts-types sont entre parenthèses. (*) $p < 0,1$; (**) $p < 0,05$; (***) $p < 0,01$.

Le tableau 3.6a rapporte les élasticités de substitution d'Allen-Uzawa entre les activités. Il ressort que la matrice de ces élasticités de substitution entre quantités des activités est non-symétrique. Le signe négatif des élasticités de substitution directes (sur la diagonale en fond bleu) confirme à nouveau qu'il est impossible de substituer une quantité d'une activité par une autre quantité de la même activité. En revanche, mesurer la substituabilité à partir de la valeur de l'élasticité de substitution d'Allen-Uzawa est une méthode très controversée dans la littérature économique. En effet, Blackorby et Russel (1989) soulignent que ces élasticités de substitution restent difficilement interprétables lorsque le système de demande utilisé dans l'analyse comporte un nombre élevé de biens. Dans notre étude, nous utilisons ces élasticités de substitution uniquement pour tester l'hypothèse de séparabilité faible des préférences.

Pour tester l'hypothèse de la séparabilité faible des préférences, nous construisons des structures de modèles de demande séparables par une procédure d'agrégation arbitraire des activités. Nous utilisons à cet effet, les approches I et II définies dans le tableau ci-dessous :

Tableau 3.6c : Structures des modèles de demande séparables

Activités consommées par les ménages	Modèle de base : sans groupement des activités	Modèles de groupement séparables (constitués de façon arbitraire)			
		Approche I		Approche II	
	[0]	[1]	[2]	[1]	[2]
Alimentation (1)	(A)	(A)	(A)	(A)	(A)
Logement (2)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)
Activités domestiques (3)	(C)	(B)	(A)	(A)	(B)
Loisirs & divers (4)	(D)	(B)	(B)	(B)	(B)
Nombre de groupes d'activités	0	2	2	2	2
Nombre de tests conjoints/Restrictions non-redondantes ¹¹¹	–	4	4	3	3

Source : Selon nos calculs.

Note : Les activités sont désignées par (1), (2), (3) ou (4) respectivement pour alimentation, logement, activités domestiques ou loisirs & divers. (A), (B), (C) et (D) représentent des groupements d'activités.

Le modèle de base [0] est sans regroupement ou sans aucune agrégation des activités. Ce modèle de base impose l'homogénéité, la non-symétrie et il assume que les préférences sont non séparables. Dans l'approche I, nous postulons pour deux modèles [1] et [2] de demande. Dans le modèle de demande séparable [1], nous constituons deux groupes distincts (A) et (B) comprenant chacun 2 activités différentes. Les deux activités du groupe A sont distinctes et celles du groupe B sont également distinctes. Les deux groupes A et B sont deux ensembles disjoints. Nous constituons ainsi deux groupements séparables distincts équilibrés A et B. Le tableau suivant présente les résultats des différents tests sur l'équation de Moschini et al. (1994) dans le modèle QUAIDS selon les cas possibles :

¹¹¹ Pour calculer le nombre de restrictions non redondantes, nous suivons la méthode proposée par Moschini et al. (1994) et par Sellen & Goddard (1997). Selon ces auteurs, le nombre (n_R) de restrictions non redondantes dans l'approche I est obtenu par la relation suivante : $n_R = \frac{1}{2}[n(n-1) - \sum_{s=1}^S n_s(n_s-1) - S(S-1)]$ où, n est le nombre total d'activités ; n_s , le nombre d'activités appartenant au groupe s ($s = \{1, \dots, S\}$). Dans l'approche II, cette relation se réduit à $n_R = \frac{1}{2}[n(n-1) - S(S-1)]$. Il est possible de construire des arbres de séparabilité pour obtenir le nombre de restrictions non redondantes dans un système de demande séparable (voir annexe 3.7).

Tableau 3.7a : Test de Moschini et al. (1994), groupement équilibré, modèle QUAIDS

(i ; j) \ (k ; m)	σ_{ik}/σ_{jm}			$(e_i * e_k)/(e_j * e_m)$		
	(2 ; 3)	(2 ; 4)	(3 ; 4)	(2 ; 3)	(2 ; 4)	(3 ; 4)
(1 ; 2)			0,041			0,522
(1 ; 3)		1,954			0,333	
(1 ; 4)	7,312			0,333		

Source : Calculs à partir du pseudo-panel d'enquêtes (2008, 2015, 2013)

Les résultats du tableau ci-dessus suggèrent qu'avec un groupement équilibré, l'équation de Moschini et al. (1994) ne semble pas être compatible avec nos données dans le modèle QUAIDS. En effet, lorsque que nous considérons deux groupes d'activité $A = \{i, j\}$ et $B = \{k, m\}$, nous constatons que dans tous les cas, le rapport σ_{ik}/σ_{jm} est toujours différent du rapport $(e_i * e_k)/(e_j * e_m)$. L'hypothèse de la séparabilité faible n'est pas compatible avec nos données dans le cas d'un groupement séparable des 4 activités en deux sous-groupes équilibrés A et B disjoints, constitués chacun par deux activités distinctes.

Dans l'approche II, la méthode d'agrégation des activités est différente de celle que nous avons effectuée dans l'approche I. En effet, nous postulons pour deux modèles [1] et [2] de demande. Dans le modèle de demande séparable [1], nous constituons deux groupes distincts (A) et (B) comprenant respectivement trois activités (alimentation, logement et activités domestiques) et une activité (loisirs & divers). Dans le modèle de demande séparable [2], nous constituons deux groupes distincts (A) et (B) comprenant respectivement une activité (alimentation)) et trois activités (logement, activités domestiques et loisirs & divers). Les deux groupes A et B sont deux ensembles disjoints et l'un des deux, doit être nécessairement un singleton. Nous constituons ainsi deux groupements séparables distincts déséquilibrés A et B. Le tableau suivant présente les résultats des différents tests sur l'équation de Moschini et al. (1994) dans le modèle QUAIDS selon les cas possibles :

Tableau 3.7b : Test de Moschini et al. (1994), groupement déséquilibré, modèle QUAIDS

(i ; j) \ k	σ_{ik}/σ_{jk}				e_i/e_j			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
(1 ; 2)				0,815				0,676
(1 ; 2 ; 3)	(3 ; 1)			-0,453				1,845
	(2 ; 3)			-2,702				0,080
(1 ; 2 ; 4)	(1 ; 2)		0,064			0,686		
	(2 ; 4)		-6,555			0,619		
	(4 ; 1)		-2,383			-2,388		
(1 ; 3 ; 4)	(1 ; 3)	-0,225			0,541			
	(3 ; 4)	0,729			0,772			

(4 ; 1)		-5,375		2,388
(2 ; 3)	-7,111		0,801	
(2 ; 3 ; 4)	-0,183		0,772	
(3 ; 4)				
(4 ; 2)	0,768		1,615	

Source : Calculs à partir du pseudo-panel d'enquêtes (2008, 2015, 2013)

Sur chaque ligne du tableau ci-dessous, les cases d'une même couleur indiquent respectivement la valeur des ratios σ_{ik}/σ_{jk} ou e_i/e_j . La validation de l'hypothèse de la séparabilité faible de la fonction d'utilité est une condition nécessaire et suffisante pour définir des fonctions de demande conditionnelle c'est à dire la possibilité pour les ménages, de procéder à une budgétisation par étapes (par regroupement des activités) dans leur dépense complète agrégée. D'après nos résultats, sur chaque ligne, nous observons que dans tous les cas, le rapport σ_{ik}/σ_{jk} est toujours différent du rapport e_i/e_j à l'exception des ratios σ_{32}/σ_{42} et e_3/e_4 dont les valeurs respectives de 0,729 et de 0,772 apparaissent très proches. Il semble que l'existence d'agrégats cohérents et la décentralisation des décisions d'optimisation n'est pas toujours possible avec le modèle QUAIDS dans un groupement déséquilibré des activités. Par conséquent, nous rejetons l'hypothèse de séparabilité faible des préférences. Ainsi, nous admettons qu'il n'est pas possible de construire des systèmes de demande conditionnelle¹¹² dans une partition appropriée c'est-à-dire en séparant les activités dans la consommation domestique des ménages¹¹³.

L'observation des résultats des tests d'hypothèses avec les approches I et II, montre que l'hypothèse de la séparabilité faible de la fonction d'utilité est rejetée par nos données si la modélisation des comportements de consommation se fait par le modèle empirique QUAIDS démographique. Le rejet de l'hypothèse de la séparabilité faible entraîne l'impossibilité d'obtenir une agrégation appropriée des activités à utiliser dans le modèle empirique QUAIDS démographique. Cela implique que toutes les activités ne doivent pas être incluses

¹¹² Moschini et al. (1994) ont mis en évidence l'existence de caractéristiques indésirables quant à l'utilisation empirique des systèmes de demande conditionnelle dans l'analyse des comportements de consommation des ménages. Pour ces auteurs, la répartition du revenu (des dépenses) n'est pas suffisamment précise ce qui a pour effet de limiter la valeur des élasticités de la demande. De plus, ils soulignent que même si la séparabilité faible garantit l'existence de système de demande conditionnelle, des problèmes économétriques peuvent apparaître dans les estimations dans la mesure où l'agrégation des dépenses entraîne le problème d'endogénéité.

¹¹³ L'hypothèse de la séparabilité faible directe nécessite l'utilisation d'un indice de prix complet cohérent pour le groupe d'activité ou activité composite. Dans ce travail, nous n'avons pas utilisé d'indice de prix ce qui veut dire que les résultats sur les tests d'hypothèses de séparabilité forte sont à prendre avec précaution. Un travail postérieur à la thèse reprendra cette partie.

simultanément dans le système de demande. Nous tentons d'expliquer le rejet de cette hypothèse de séparabilité faible par le fait que les possibilités de production jointe sont limitées dans la production domestique chez les ménages urbains en Côte d'Ivoire.

En somme, les résultats obtenus avec l'application d'un modèle QUAIDS aux comportements de consommation des ménages urbains dans un cadre domestique confirment l'hypothèse 3.2. En effet, sous le rejet de l'hypothèse de la séparabilité (forte ou faible) des préférences du ménage, les activités consommées par les ménages de Côte d'Ivoire sont de type normal, ordinaires et généralement substituables deux à deux avec une seule relation de complémentarité (activités domestiques et loisirs & divers).

Le modèle QUAIDS par construction, tente d'imposer des formes non linéaires quadratiques aux courbes d'Engel alors que ces dernières peuvent revêtir dans certains cas, des formes non linéaires beaucoup plus complexes : l'ordre de la log-dépense complète globale peut être strictement supérieur à 2 par exemple. De plus, une des limites dans le modèle QUAIDS demeure dans son incapacité à tenir compte de l'hétérogénéité des préférences inobservées chez les ménages. Pour pallier ces insuffisances, nous proposons dans la dernière section de ce chapitre, de modéliser et d'analyser dans un cadre domestique, les comportements de consommation chez les ménages urbains de Côte d'Ivoire, par un modèle approximativement linéaire et plus flexible : le modèle LA/EASI proposé par Lewbel et Pendakur (2009).

Section 3 : Modèle LA/EASI et Consommation Domestique en Côte d'Ivoire

Dans les sections précédentes, nous avons analysé la sensibilité de la demande des activités dans un cadre domestique en utilisant deux modèles de demande paramétrique (modèles LES ou QUAIDS démographiques). Pourtant, de nombreuses études empiriques ont révélé que ces modèles de demande paramétriques sont limités ce qui rendrait problématique, leur utilisation à des fins de prévisions économiques par exemple. En effet, des travaux récents ont montré que les courbes d'Engel sont fortement non linéaires pour la plupart des biens consommés. D'ailleurs, Blundell et Kristensen (2007) vont plus loin en affirmant que les courbes d'Engel pour certains biens présentent la forme d'un S. Or, de telles spécifications concernant les formes plus complexes de courbes d'Engel ne peuvent être obtenues avec les modèles paramétriques de la demande. De plus, ces modèles sont soumis à la contrainte de rang de Gorman (1981), ce qui implique que l'ordre maximal de la fonction polynomiale est de 2. Une autre limite de ces modèles demeure dans le fait qu'ils ne peuvent permettre de prendre en

compte dans la modélisation, l'hétérogénéité inobservée des préférences des ménages. Il ne faut pas oublier que, ces modèles de demande considèrent les termes d'erreurs comme des paramètres d'utilité aléatoire (Walter & Blundell (2004) et Lewbel (2009)).

Pour tenir compte des insuffisances suscitées dans la modélisation des comportements de consommation des ménages à partir des systèmes de demande paramétriques, Pendakur (2008) et Lewbel & Pendakur (2009) ont inventé un nouveau système de demande non-paramétrique : le modèle EASI. La nouveauté dans leur approche consiste en une expression de l'utilité en termes de variables observées issues des fonctions de demande hicksiennes, ce qu'ils appellent eux-mêmes, les fonctions de demande implicite.

Dans cette section, notre but consiste à modéliser, dans un cadre domestique, et à analyser la sensibilité de la demande des activités chez les ménages urbains de Côte d'Ivoire à partir d'une des variantes du système de demande EASI. Une attention particulière sera accordée à l'analyse de la forme des différentes courbes d'Engel pour chaque activité.

La section 3 est organisée comme suit : la sous-section 1 passe en revue les éléments de théorie sur le modèle EASI. Il s'agit précisément, de décrire théoriquement le modèle EASI (ses propriétés, ses différentes variantes, ses avantages et ses limites...), de présenter les différentes méthodes d'estimation de ses paramètres et le calcul des élasticités de la demande qui en découlent (élasticités des parts budgétaires et élasticités des quantités). La sous-section 2 présente une application empirique de l'approximation linéaire du système de demande EASI au comportement de consommation domestique des ménages urbains en Côte d'Ivoire. Dans cette seconde sous-section, nous décrivons la méthodologie utilisée dans l'étude (les données de l'étude, le modèle empirique EASI utilisé, les méthodes d'estimation des paramètres du modèle empirique) et, nous exposons et discutons nos principaux résultats empiriques éventuellement par rapport aux travaux antérieurs.

3.3.1. Analyse théorique du système de demande EASI

Nous procédons à une description complète du modèle théorique EASI et, présentons quelles méthodes d'estimations de ses paramètres puis exposons les élasticités de la demande.

3.3.1.1. Description du modèle théorique EASI exact

a°) Le modèle théorique EASI exact avec interactions

i) Fonctions de coût et dépense nominale dans le modèle EASI : Le modèle théorique EASI est le modèle EASI exact tel que proposé par Lewbel et Pendakur (2009) avec interactions entre les prix et les dépenses réelles¹¹⁴ (py), entre les prix et l'hétérogénéité observée (pz) et entre l'hétérogénéité observée et les dépenses réelles (zy).

La contribution de ces auteurs a consisté à développer un système de demande marshallienne implicite qui tient compte de l'hétérogénéité des préférences inobservées et des courbures plus complexes des courbes d'Engel. Suivant Lewbel et Pendakur (2009), nous considérons $C(p, u, z, \mathcal{E})$, une fonction de coût (ou de dépenses) dans laquelle p décrit le vecteur prix des biens ; u , le niveau d'utilité ; z , le vecteur de caractéristiques sociodémographiques des ménages (un proxy de l'hétérogénéité observée des préférences des ménages) et, \mathcal{E} , un vecteur des termes d'erreur incluant l'hétérogénéité inobservée des préférences des ménages.

Les fonctions de demande hicksiennes des parts budgétaires (s) s'obtiennent à partir du lemme de Shephard : $s = \omega(p, u, z, \mathcal{E}) = \Delta_p(p, u, z, \mathcal{E})$. En exprimant la fonction d'utilité indirecte en termes g selon s, p, x , et z ; la fonction d'utilité implicite y est définie par $y = g(\omega(p, u, z, \mathcal{E}), p, x, z) = g(s, p, x, z)$. Cette expression permet de constater que la fonction d'utilité implicite y dépend uniquement de données observables et que le système de demande marshallienne définie par $s = \omega(p, y, z, \mathcal{E})$ traduit simplement le système de demande hicksienne par le remplacement de y par u . Les auteurs considèrent cette classe de fonctions de coût comme celle du système de demande EASI dans lesquelles, y correspond au logarithme des dépenses nominales déflatées de l'indice des prix de Stone.

Lewbel et Pendakur (2009) proposent l'expression suivante pour la fonction de coût :

$$\begin{aligned} \log C(p, y, z, \mathcal{E}) &= y + \sum_{i=1}^J m_i(y, z) \log p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^J \sum_{k=1}^J a_{ik}(z) \log p_i \log p_k \\ &+ \frac{1}{2} \sum_{i=1}^J \sum_{k=1}^J b_{jk}(z) \log p_i \log p_k y + \sum_{i=1}^J \varepsilon_i \log p_i \quad (3.18a) \end{aligned}$$

où $C(p, y, z, \mathcal{E})$ est la dépense totale minimale chez le consommateur avec le vecteur de paramètres \mathcal{E} de l'hétérogénéité inobservée des préférences du consommateur pour atteindre le

¹¹⁴ La forme logarithmique des prix et des dépenses réelles est prise en compte dans le modèle EASI.

niveau d'utilité $u = y$ sous le vecteur de prix $p = p [p_1, \dots, p_J]$ et les caractéristiques démographiques $Z = Z [z_1, \dots, z_L]$ (l'hétérogénéité observée des préférences du consommateur).

En assumant qu'il existe dans le modèle EASI théorique, J biens et L variables sociodémographiques, la paramétrisation des dépenses totales nominales $m_i(y, z)$ donne :

$$m_i(y, z) = \sum_{r=1}^R b_r^i y^r + \sum_{l=1}^L g_l^i z_l + \sum_{l=2}^L h_l^i z_l y \quad (3.18b)$$

ii) Fonctions de demande dans le modèle théorique EASI : Les parts budgétaires marshalliennes implicites pour chaque bien i, i allant de 1...J, sont données par le système d'équations suivant qui formalise le système de demande EASI dans sa version exacte ou version complète:

$$s_i(p, y, z, \varepsilon) = \alpha_i + \sum_{r=1}^R b_r^i y^r + \sum_{l=1}^L g_l^i z_l + \sum_{k=1}^J d_{ik} \log(p_k) + \sum_{k=1}^J \sum_{l=1}^L a_{ikl} z_l \log(p_k) + \sum_{k=1}^J b_{ik} \log(p_k) y + \sum_{l=2}^L h_l^i z_l y + \varepsilon_i \quad (3.19a)$$

y

$$= \frac{(\log x - \sum_{i=1}^J s_i * \log(p_i)) + 1/2 \sum_{i=1}^J \sum_{k=1}^J \sum_{l=1}^L a_{ikl} z_l \log(p_i) * \log(p_k)}{1 - 1/2 \sum_{i=1}^J \sum_{k=1}^J b_{ik} * \log(p_i) * \log(p_k)} \quad (3.19b)$$

A la période t, pour un ménage h donné, s_i désigne la part budgétaire du bien i ; p_i , le prix du bien i ; y, la dépense totale réelle en logarithme et $\log(x)$, une représentation log-money-métrique de l'utilité sous un vecteur de prix unitaire (Pendakur & Sperlich, 2008). R est l'ordre le plus élevé de la dépense totale réelle et J est le nombre d'équations dans le modèle EASI exact. Lewbel (1991) suggère de prendre toujours un rang R de la fonction d'utilité implicite y qui soit strictement inférieur au nombre de biens dans le modèle EASI ($R < J$). $\varepsilon_i = \varepsilon [\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_J]$ représente les déterminants non observés des parts budgétaires ou encore le vecteur de paramètres de l'hétérogénéité inobservée des préférences du consommateur avec une espérance mathématique $E[\varepsilon] = 0$. Les paramètres b_r^i contrôlent les formes des courbes d'Engel.

L'indice des prix de Stone (Stone, 1954) est donné par l'expression $\prod_{i=1}^J (p_i)^{s_i}$. Il représente le déflateur exact qui permet de convertir les dépenses nominales totales (x) en

dépenses réelles totales (e^y)¹¹⁵. Le modèle EASI exact possède les propriétés théoriques suivantes :

- * Les fonctions de demande sont, à l'exception de y , complètement linéaires dans les paramètres, ce qui permet d'estimer le modèle avec un nombre considérable de biens.
- * Les parts budgétaires sont linéaires dans les prix et elles sont des polynômes d'ordre quelconque en y ou en z .
- * Les courbes d'Engel sont presque totalement illimitées. Les demandes peuvent être des polynômes de n'importe quel ordre en y et peuvent avoir n'importe quel rang jusqu'à $J-1$, J étant le nombre de biens. Elles ne sont pas soumises à la limite de rang 3 de Gorman (1981).
- * Les termes d'erreurs dans le modèle EASI exact sont considérés comme l'hétérogénéité de la préférence inobservée ou comme des paramètres d'utilité aléatoire.

b°) Contraintes théoriques et caractéristiques du modèle EASI exact

i) La fonction de coût (équation 3.18a) doit être concave et strictement monotone, une condition essentielle pour la satisfaction des propriétés de régularité et de symétrie de la matrice de Slutsky, d'additivité et d'homogénéité. Le modèle satisfait les restrictions théoriques d'agrégation (d'additivité), d'homogénéité et de symétrie :

* Additivité : $\sum_j \alpha_j = 1$ et $\sum_i s_i = 1$.

* Homogénéité : $\sum_i b_r^i = 0$; $\sum_i g_l^i = 0$; $\sum_i d_{ik} = 0$; $\sum_i a_{ikl} = 0$; $\sum_i b_{ik} = 0$ et $\sum_i h_l^i = 0$.

* Symétrie de la matrice de Slutsky (matrice des effets de substitution ou effets marginaux des prix sur les parts budgétaires) : Si l'on considère deux biens distincts i et k , la condition de symétrie permet d'établir la relation suivante : $\frac{\partial s_i}{\partial \log p_k} = \frac{\partial s_k}{\partial \log p_i}$.

* Semi-définie négativité de la matrice de Slutsky : tous les mineurs principaux (c'est-à-dire les déterminants de la matrice de substitution de toutes les sous matrices carrées extraites de cette matrice) ou toutes les élasticités-prix directes compensées sont de signes négatives. La matrice de Slutsky devient une matrice régulière si elle est à la fois symétrique et semi-définie négative.

¹¹⁵ Dans le modèle EASI exact, l'estimation de l'indice des prix de Stone a été discutée. En effet, deux approximations existent pour cet indice de prix. Une première approximation jugée meilleure avec $P_Stone = \sum_{i=1}^n s_i \log(p_i)$ mais elle crée de l'endogénéité dans le modèle. Une seconde approximation naturelle avec $P_Stone_bar = \sum_{i=1}^n \bar{s}_i \log(p_i)$ et cette dernière rend exogène la fonction d'utilité implicite $u = y$.

ii) Par rapport aux modèles de demande paramétriques, le modèle de demande non paramétrique EASI exact possède certaines propriétés qui lui sont propres :

* Le modèle EASI exact est à même de décrire les effets d'interactions entre les prix et les dépenses réelles, entre les prix et l'hétérogénéité observable des préférences des ménages et entre les dépenses réelles et l'hétérogénéité observable des préférences des ménages.

* Les modèles de demande paramétriques ne prennent pas en compte dans leur spécification, l'hétérogénéité inobservée des préférences des ménages. Le modèle EASI exact en tient compte car les termes d'erreurs dans les équations de la demande marshallienne implicite sont les représentants des paramètres aléatoires de l'utilité des ménages : les préférences non observées peuvent être hétérogènes.

* Les modèles de demande paramétriques définissent des courbes d'Engel linéaires (LES) ou quadratiques (QUAIDS) et ils ne peuvent traiter des courbures plus complexes. Le modèle EASI exact n'est pas limité par la contrainte de rang de Gorman (1981), les courbes d'Engel sont d'un degré polynomial strictement supérieur à 2 et aller jusqu'à l'ordre 5.

* Le modèle EASI exact permet de dériver des versions approximatives linéaires et/ou réduites et de les estimer par des estimateurs linéaires.

iii) Le terme des dépenses réelles (y), une variable exogène dans le modèle EASI théorique exact est une fonction de la part budgétaire (s_i), une variable endogène. Le fait qu'on retrouve la part budgétaire à la fois comme variable exogène et variable endogène (elle est présente des deux côtés de chaque équation dans le modèle) peut poser le problème de l'endogénéité dans le modèle EASI théorique. De plus, la variance du terme de l'erreur n'est pas constante dans le temps ce qui peut être source d'hétéroscédasticité dans le système de demande EASI théorique.

3.3.1.2. Estimations du modèle EASI théorique et élasticités de la demande

a°) Méthodes d'estimation d'un modèle EASI théorique

Le modèle théorique EASI ou système de demande EASI exact et complet, développé par Lewbel et Pendakur (2009) prend en compte la forme exacte de la fonction d'utilité implicite y telle que décrite par l'équation 3.19b et toutes les formes d'interactions possibles deux à deux entre les variables exogènes que sont les prix, les dépenses et les caractéristiques des ménages. Sous les contraintes théoriques imposées, l'estimation du système de demande (3.19a) peut

s'avérer difficile pour deux raisons essentielles. D'abord, il est non linéaire et cela s'explique par le fait que $m_i(y, z)$ pourrait être non linéaire en y et que y lui-même est une fonction des vecteurs des parts budgétaires (s), des prix (p) et des variables sociodémographiques (z). Ensuite, le système de demande est endogène à cause de la présence de s_i des deux côtés de l'équation (elle est à la fois une variable endogène et exogène) du modèle. Fort de ces deux raisons, l'estimation des paramètres dans le modèle EASI théorique est l'objet d'une littérature abondante. Les méthodes économétriques d'estimation du modèle EASI théorique proposées diffèrent selon le logiciel d'analyse de données utilisé par le praticien. En effet, en tenant compte du problème de l'endogénéité, Hansen (1982) suggère d'estimer de manière efficiente, le modèle théorique EASI par la Méthode Généralisée des Moments (GMM). Quant à Lewbel et Pendakur (2009), ils proposent d'utiliser l'estimateur itératif des moindres carrés non linéaires à 3 étapes (3SLS), qui se comporte comme l'estimateur GMM de Hansen (1982) mais il n'est pas aussi efficient asymptotiquement lorsque le modèle est homoscédastique. Ces deux estimateurs sont possibles avec le logiciel Stata. D'autres estimateurs ont été proposés par certains auteurs mais ces derniers ne sont possibles qu'avec le logiciel R. Il s'agit précisément du « *Systemfit Package* » développé par Henningsen et Haman (2007) ou du « *EASI Package* » de Hoareau et al. (2012). L'estimation des paramètres du modèle EASI théorique peut aussi s'effectuer sous Stata et intermédiairement sous R à la fois. Pour cela, il convient d'utiliser le « *WELCOM Package* » développé par Araar et al. (2018).

b°) Calcul des élasticités de la demande dans un modèle EASI exact

Deux grandes catégories d'élasticités de la demande pour le modèle EASI sont contenues dans les papiers de Pendakur (2008) et Lewbel & Pendakur (2009). Nous avons recensé les élasticités des parts budgétaires et les élasticités des quantités.

i) Elasticités de parts budgétaires : On note les élasticités-dépenses totales des parts budgétaires (e_i^y) du bien i ; les élasticités de part budgétaire du bien i selon le prix du bien j (*élasticités-prix compensées ou élasticités hicksiennes* (e_{ij}^H), *élasticités-prix non compensées ou élasticités marshalliennes* (e_{ij}^M), *semi-élasticités de part budgétaire du bien i par rapport à la variable sociodémographique l* (ζ_i^l), *dérivées compensées de quantité du bien i par rapport au prix du bien j* (Γ_i^j) et, *élasticités dépenses compensées du bien i par rapport au prix du bien j* (S_i^j)).

i-1) Elasticités-dépenses totales des parts budgétaires définies par e_i^y telles que :

$$e_i^y = \frac{\partial s_i(p, y, z, \varepsilon)}{\partial y} \cdot \frac{1}{s_i} + 1 \quad (3.20a)$$

s_i , la part budgétaire du bien i et y , les dépenses totales réelles (en logarithme) et nous avons,

$$\frac{\partial s_i(p, y, z, \varepsilon)}{\partial y} = \sum_{r=1}^R b_i^r r y^{r-1} + \sum_{l=2}^L h_i^l z_l + \sum_{k=1}^n b_{ik} \log(p_k) \quad (3.20b)$$

i-2) Elasticités de la part budgétaire du bien i par rapport au prix du bien j :

* *Elasticités-prix compensées de la demande* (e_{ij}^H) définies par la relation :

$$e_{ij}^H = \psi_i^j + ss' - W \quad (3.21a)$$

$\psi_i^j = \frac{\partial s_j(p, y, z, \varepsilon)}{\partial \log(p_k)} = b_{ji} y + d_{ji} + \sum_{k=1}^J a_{jkl} z_l$, défini comme une matrice des semi-élasticités-prix (compensées) des parts budgétaires ; s désigne la matrice-colonne des parts budgétaires ; s' renvoie à la matrice-ligne des parts budgétaires (la transposée de la matrice s) et W , la matrice diagonale des parts budgétaires.

* *Elasticités-prix non compensées de la demande* : A partir de la matrice-carrée des élasticités-prix (compensées) de la demande des biens, de la matrice-colonne des parts budgétaire et de la matrice-ligne des élasticités-dépenses totales des parts budgétaires, la matrice des élasticités-prix non compensées de la demande des biens est obtenue à partir de l'équation de Slutsky :

$$e_{ij}^M = e_{ij}^H - s_j * e_i^y \quad (3.21b)$$

* *Semi-élasticités de part budgétaire du bien i par rapport à la variable démographique l* :

$$\zeta_i^l = \frac{\partial s_i(p, y, z, \varepsilon)}{\partial z_l} = g_i^l + h_i^l y + \sum_{k=1}^J a_{ikl} \log(p_k) \quad (3.21c)$$

* *Dérivées compensées de quantité du bien j par rapport au prix du bien i* :

$$\Gamma_i^j = W^{-1} * (\psi_i^j + ss') \quad (3.21d)$$

W , la matrice diagonale des parts budgétaires avec $W = \text{diag}(s)$ et W^{-1} , sa matrice inverse.

ii) Elasticités de quantités : Il s'agit des élasticités-quantités du bien i par rapport au prix du bien j (η_i^j) et des élasticités-quantité du bien i par rapport à la dépense totale nominale x (η_i^x).

* Elasticités de quantité du bien j par rapport au prix du bien i données par :

$$\eta_i^j = \frac{\partial Q_i}{\partial p_j} \cdot \frac{p_j}{Q_i} \quad (3.22a)$$

Q_i , quantité demandée du bien i ; p_j , prix du bien j. Le problème rencontré dans l'estimation de cette élasticité réside dans le fait que la plupart des enquêtes de ménages fournissent très rarement les quantités consommées. C'est la raison pour laquelle Pendakur (2008) et Lewbel & Pendakur (2009) proposent la reformulation suivante :

$$\eta_j^i = -\delta_{ij} + \frac{H}{S_j} \quad (3.22b)$$

où δ_{ij} , l'index de Kronecker ; $H = B*(C + D + G) + E + F$

$C = \sum_{r=1}^R b_i^r y^{r-1}$; $E = \sum_{l=1}^L a_{ikl} z_l$; $D = \sum_{l=2}^L h_l z_l$; $F = b_{ij} y$; $G = \sum_{k=1}^J b_{ik} \log(p_k)$.

Quelle expression pour B ? Les auteurs proposent de procéder comme suit : A partir de l'équation 3.19b (expression de y), nous posons que $y = \frac{u(p_i)}{v(p_i)}$. Par identification, nous avons :

$$u(p_i) = \left(\log x - \sum_{i=1}^J s_i * \log(p_j) \right) + 1/2 \sum_{i=1}^J \sum_{k=1}^J \sum_{l=1}^L a_{ikl} z_l \log(p_i) * \log(p_k)$$

$$v(p_i) = 1 - 1/2 \sum_{i=1}^J \sum_{k=1}^J b_{ik} * \log(p_i) * \log(p_k)$$

Les dérivées partielles d'ordre 1 respectivement par rapport à p_i de $u(p_i)$ et $v(p_i)$:

$$u'(p_i) = \frac{\partial u(p_i)}{\partial p_i} = \frac{1}{p_i} \left(-s_i + \sum_{k=1}^J \sum_{l=1}^L a_{ikl} z_l * \log(p_k) \right)$$

$$v'(p_i) = \frac{\partial v(p_i)}{\partial p_i} = -\frac{1}{p_i} b_{ik} \log(p_i)$$

La dérivée partielle d'ordre 1 par rapport à p_i de $y(p_i)$ donne :

$$y'(p_i) = \frac{\partial y(p_i)}{\partial p_i} = \frac{u'(p_i) v(p_i) - u(p_i) v'(p_i)}{v^2(p_i)}$$

Ce qui permet par un calcul algébrique simple de poser la relation suivante : $\frac{\partial y(p_i)}{\partial p_i} = \frac{1}{p_i} * B$ et d'en déduire que : $B = p_i \frac{\partial y(p_i)}{\partial p_i} = p_i * \frac{u'(p_i) v(p_i) - u(p_i) v'(p_i)}{v^2(p_i)}$.

* *Elasticités de quantité du bien i par rapport aux dépenses complètes nominales totales x :*

$$\eta_i^x = \frac{\partial Q_i}{\partial x} \cdot \frac{x}{Q_i} \quad (3.23a)$$

Pour les mêmes raisons liées à une très faible fréquence d'apparition dans la plupart des données d'enquêtes de ménages, des quantités de biens consommés, Pendakur (2008) et Lewbel & Pendakur (2009) proposent la reformulation suivante pour l'expression 3.23a :

$$\eta_i^x = 1 + \frac{C + D + G}{s_i} \quad (3.23b)$$

3.3.2. Application du modèle EASI à la consommation domestique en Côte d'Ivoire

Si la littérature économique offre un nombre important d'études qui modélise le comportement de consommation des ménages par un système de demande EASI, force est de constater qu'il existe très peu d'études, à notre connaissance qui se sont intéressées à une application empirique de ce modèle aux comportements de consommation du ménage dans un cadre domestique. Dans ce domaine, la littérature est encore plus dépourvue s'il s'agit des pays en développement dans lesquels, la disponibilité des données de panel se fait rare. Dans un cadre domestique, la présente étude qui objecte une analyse empirique des comportements de consommation des ménages urbains en Côte d'Ivoire par le modèle LA/EASI est un apport original visant à combler partiellement ce manque. L'étude commence par une description de la méthodologie utilisée et ensuite, nous présentons et discutons les résultats empiriques.

3.3.2.1. Approche méthodologique

Nous considérons deux étapes dans la méthodologie. Dans la première, il s'agit de décrire les données de l'étude, de procéder à la construction d'un groupe-référent de ménages,

de présenter et de justifier l'utilisation du modèle empirique et de construire les principales variables du modèle tout en terminant par les statistiques descriptives de ces variables. Dans la seconde, nous ressortons les éventuels problèmes économétriques du modèle et si nécessaire, les corrections à apporter. Nous expliquons et justifions la technique d'estimation du modèle empirique et enfin, exposons la méthode de calcul des élasticités de la demande.

a°) Données et modèle empirique LA/EASI

i) Description des données : L'étude complète du comportement de consommation domestique des ménages en Côte d'Ivoire exige que nous disposons des données transversales de séries temporelles. Ce type de données est très rare dans les pays en développement pour la raison que leur collecte est très onéreuse et qu'il exige une forte consommation de biens et de temps. La Côte d'Ivoire ne fait pas exception car elle ne disposait pas au moment de la collecte de nos données, d'une base de données, qui pour un ménage, communique simultanément des informations sur la dépense monétaire et le temps alloués à la consommation d'un bien. Pour résoudre ce problème, nous avons recueilli auprès de l'Institut National des Statistiques de Côte d'Ivoire, trois enquêtes indépendantes de ménages. Il s'agit de deux enquêtes annuelles Budget de Famille BdF (2008, 2015) et d'une enquête mensuelle d'Utilisation du Temps BdT (2013). L'échantillon est constitué uniquement par les ménages urbains pour la raison suivante : les deux enquêtes du BdF ont concerné à la fois les ménages urbains et ruraux tandis que l'enquête du BdT n'a pris en compte que les ménages urbains. De nombreuses études empiriques ont conclu que les niveaux de consommation peuvent différer selon le milieu de vie. Après traitement individuel des trois enquêtes dont un descriptif détaillé se trouve dans le chapitre 1, nous les avons appariés en utilisant la méthode de Deaton (1985). Nous avons estimé sur le pseudo-panel obtenu (12701 observations), deux valeurs endogènes du temps domestique : le coût d'opportunité unique du temps (Gardes, 2019) et le coût d'opportunité global du temps (Gardes, 2018, 2020). Sous chacune de ces valeurs du temps, nous avons dérivé la dépense complète par activité, la dépense complète agrégée et les prix complets. Une troisième valeur du temps, cette fois-ci exogène (Becker, 1965) est utilisée : le salaire minimum horaire urbain en Côte d'Ivoire. Nous avons dérivé sous cette valeur, la dépense complète par activité, la dépense complète agrégée et les prix complets de chaque activité. Les dépenses monétaires et les temps d'utilisation ont été ramenés à une consommation mensuelle.

ii) Construction d'un groupe-référent de ménages : L'identification des caractéristiques d'un groupe-référent de ménages est très importante dans la construction et l'analyse des courbes

d'Engel. Pour constituer ce groupe-référent des ménages, nous choisissons arbitrairement cinq caractéristiques sociodémographiques observables chez les ménages :

* *Le genre du chef de ménage*, une variable qualitative binaire : 1 pour le genre masculin et 0 pour le genre féminin, prise comme modalité de référence.

* *L'âge du chef de ménage*, une variable quantitative discrète : nous l'avons transformée en variable qualitative multimodale en organisant ses observations en trois modalités : 1 pour les chefs jeunes ($14 \leq \text{âge} \leq 25$ ans) ; 2 pour les chefs séniors ($\text{âge} \geq 60$ ans) et 0 pour les chefs adultes ($26 \leq \text{âge} \leq 59$ ans), prise comme modalité de référence.

* *La taille du ménage*, une variable quantitative discrète. Avec une échelle d'équivalence nulle c'est-à-dire par un comptage simple (nous attribuons à chaque individu, le poids 1). Nous transformons cette variable qualitative en organisant ses observations en trois modalités : 1 pour la petite taille ($1 \leq \text{taille} \leq 2$ personnes) ; 2 pour la large taille ($\text{taille} \geq 6$ personnes) et 0 pour la taille normale ($3 \leq \text{taille} \leq 5$ personnes), prise comme modalité de référence.

* *La typologie du ménage*, une variable qualitative à 6 modalités dans les enquêtes originales que nous aménageons en 4 modalités : 1 pour type monoparental ; 2 pour couples sans enfants ; 3 pour couples avec enfants et 0 pour autres formes, prise comme modalité de référence.

* *La présence d'enfants*, une variable qualitative en deux modalités : 1 s'il y a au moins un enfant ($\text{âge} < 14$ ans) et 0 sinon, prise comme modalité de référence.

A partir des caractéristiques sociodémographiques, le groupe-référent est constitué par l'ensemble des ménages sans enfants, de type "Autres", de taille moyenne et dont le chef est un adulte de genre féminin. Nous en avons dénombré $N_0 = 211$ ménages dans le groupe-référent, environ 1,66% de la taille de l'échantillon ($N = 12701$ observations).

iii) Construction du modèle empirique EASI : Le modèle empirique EASI dérive du modèle théorique de Lewbel et Pendakur (2009) décrit dans l'équation 3.19a. Cependant, nous y apportons quelques modifications. Nous réduisons le modèle EASI théorique à une seule interaction : interaction entre les prix complets et la dépense complète agrégée (py). Nous utilisons une version approximative et linéaire car Lewbel et Pendakur ont montré que l'équation 3.19a estimée avec une version exacte (équation 3.19b) ou une version

approximative du niveau d'utilité implicite y , produisait des résultats très proches¹¹⁶. L'approximation de y permet de réduire la charge de calcul de l'estimation des paramètres du système et des écarts-types tout en assurant la cohérence théorique de la fonction de dépenses estimée. Sous les hypothèses de la microéconomie de la consommation¹¹⁷, un système de demande constitué par quatre activités dans un cadre de la production domestique est modélisé avec une spécification LA/EASI¹¹⁸ sur l'ensemble de ces activités. Nous admettons également qu'il n'existe pas de variations dans les goûts des ménages, dans la qualité et la composition des activités consommées. Au cas échéant, il aurait fallu inclure dans le modèle une variable temps dont l'évolution dépendrait de l'indice des prix complets (Maher, 2009).

Pour un ménage h à la période t qui consomme une activité i , nous proposons la spécification linéaire approximative suivante du modèle EASI suivante :

$$s_i^f(P, Y, Z, \varepsilon) = \alpha_i^0 + \sum_{r=1}^R \beta_i^r * Y^r + a_i * age_chef + c_i * taille_menage + \sum_{k=1}^J \gamma_{ik} * P_k + \sum_{k=1}^J \mu_{ik} * P_k * Y + \varepsilon_i \quad (3.24a)$$

s_i^f est la part budgétaire complète marshallienne implicite de l'activité i . Y est une mesure de l'utilité implicite, c'est-à-dire la dépense complète (agrégée) nette de l'indice des prix complets de Stone et centrée autour de sa médiane. La variable Y est considérée comme étant une mesure exacte de la dépense complète (agrégée) réelle. Les caractéristiques sociodémographiques (âge du chef de ménage et taille du ménage) sont introduites dans le modèle par la technique du *demographic translating*.

¹¹⁶ Suivant Lewbel et Pendakur (2009), nous approximations l'équation 3.19b en utilisant soit une approximation naturelle de y notée $\bar{y} = \log(x) - \sum_{i=1}^n \bar{s}_i * \log(p_i)$ où soit une approximation meilleure de y notée $\tilde{y} = \log(x) - \sum_{i=1}^n s_i * \log(p_i) \cdot \bar{s}_i$, la moyenne de la part budgétaire de l'activité i .

¹¹⁷ Se référer à Deaton (2016) pour une récente revue de littérature. L'approximation du modèle EASI est obtenue en utilisant certaines propriétés de la théorie du consommateur. Ces propriétés ne sont vérifiées que si certaines conditions sont imposées à la fonction de cout comme la non-croissance, l'homogénéité du premier degré, la concavité et la continuité par rapport aux prix complets et la stricte croissance par rapport au niveau d'utilité.

¹¹⁸ Linear Approximative/Exact Affine Stone Index

Selon la structure de la fonction de production domestique, nous utilisons deux approximations de la variable Y ¹¹⁹ : une approximation naturelle et une approximation dite meilleure. D'abord, considérons l'approximation naturelle¹²⁰ de Y , noté \bar{Y} telle que :

$$Y \approx \bar{Y} = \bar{y} - \text{mediane}(\bar{y}) \quad (3.24b)$$

$$\bar{y} = \log(x) - \sum_{i=1}^n \bar{s}_i * \log(p_i)$$

x , dépense complète (agrégée) nominale ; \bar{y} , le logarithme de la dépense complète (agrégée) réelle et p_i , le prix complet de l'activité i et \bar{s}_i , la valeur moyenne de la part budgétaire complète dédiée à la consommation de l'activité i .

Ensuite, nous utilisons une approximation meilleure¹²¹ de Y notée \tilde{Y} telle que :

$$Y \approx \tilde{Y} = \tilde{y} - \text{mediane}(\tilde{y}) \quad (3.25c)$$

$$\tilde{y} = \log(x) - \sum_{i=1}^n s_i * \log(p_i)$$

Puisque l'ordre R maximal de la fonction polynomiale Y doit être strictement inférieur au nombre J d'activités dans le modèle ($J = 4$), nous assumons un ordre maximal pour $R = 3$.

$P_k = \log\left(\frac{p_k}{p_k^0}\right)$ avec p_k^0 , prix complet (moyen) de l'activité k dans le groupe-référent des ménages. Les prix complets sont normalisés de sorte à ce qu'on ait leurs valeurs égales à l'unité pour toutes les activités dans le groupe-référent des ménages et par conséquent, une valeur en

¹¹⁹ Lewbel et Pendakur (2009) arrivent à la conclusion empirique selon laquelle l'estimation du modèle LA/EASI (approximation linéaire EASI) basé sur \tilde{Y} ou \bar{Y} n'est pas significativement différente de l'estimation basée sur la valeur exacte de Y . Sur la base de leurs résultats, nous considérons que la forme LA/EASI simplifie beaucoup les calculs et c'est cette forme qui sera utilisée dans le cadre de cette étude. De plus cette forme de Y permet de voir que la régression prend en compte la distance de la dépense complète (agrégée) réelle (en logarithme) de chacun des ménages par rapport à la médiane.

¹²⁰ Le choix naturel utilise dans le calcul de l'indice des prix complet de Stone, la moyenne dans l'échantillon des parts budgétaires complètes entre les ménages. Il permet de rendre la variable Y exogène au modèle.

¹²¹ Un meilleur choix pour Y serait de laisser la part budgétaire complète des activités, être propre au ménage, si bien que chaque ménage dispose de son propre déflateur de l'indice de Stone en fonction de sa propre part budgétaire. Cependant, l'utilisation de cette meilleure approximation introduit l'endogénéité dans le modèle.

logarithme nulle pour tous les prix complets (P_k) et tous les prix complets croisés avec la dépense complète agrégée ($P_k * Y$) dans ce groupe-référent des ménages.

β_i^r , a_i , c_i , γ_{ik} et μ_{ik} sont les paramètres du modèle à estimer. Le paramètre β_i^r contrôle la forme des courbes d'Engel par une fonction additive et, r est l'exposant qui varie entre 1 et 3 ($r = 0$ est exclu, Pendakur (2008)) et $J-1$ où J est le nombre d'activités consommées par les ménages). La forme de ces courbes d'Engel ne sont restreintes à être linéaires (modèle LES) ou quadratiques (modèle QUAIDS) utilisées dans les sections précédentes. Les termes a_i et c_i représentent mesurent des semi-élasticités des parts budgétaires complètes respectivement par rapport à l'âge du chef de ménage ou par rapport à la taille du ménage.

α_i^0 et ε_i désignent respectivement la constante et le terme de l'erreur, considéré comme l'hétérogénéité inobservable dans les préférences chez les ménages avec, $\bar{\varepsilon}_i$ dans l'approximation naturelle ou $\tilde{\varepsilon}_i$ dans la meilleure approximation. Les termes d'erreurs du modèle (demande marshallienne implicite) vont permettre aux préférences non-observées des ménages d'être hétérogènes : Ils représentent les paramètres aléatoires de l'utilité marginale.

$\hat{age_chef}$ (en années) = $age_chef - age_chef_0$ où age_chef_0 désigne en moyenne, l'âge des chefs dans le groupe-référent des ménages. La variable age_chef est centrée par rapport à l'âge du chef dans le groupe-référent des ménages de sorte que, la valeur centrée de cette variable vaut 0 dans le groupe-référent des ménages. Le chef de ménage est considéré comme la personne-référent dans le ménage et son âge influence la répartition des dépenses complètes. Nous considérons le chef comme le principal soutien financier et nous incluons dans le modèle empirique, l'âge du chef comme variable explicative de la consommation domestique.

$\hat{taille_ménage}$ (en UC ou équivalent-adulte à l'échelle modifiée de l'OCDE) est centrée par rapport à la taille moyenne (en unités de consommation) du groupe-référent des ménages c'est-à-dire : $taille_ménage = taille_ménage - taille_ménage_0$ où $taille_ménage_0$ désigne en moyenne, la taille des ménages dans le groupe-référent. Dans ce groupe-référent, la valeur centrée de cette variable est nulle 0. De nombreuses études ont conclu que la taille du ménage est une variable déterminante dans la structure de consommation des ménages surtout dans les pays en développement. Nous incluons dans le modèle empirique, la taille du ménage comme variable explicative de la consommation domestique.

Selon la valeur du temps, les statistiques descriptives des variables utilisées dans l'estimation du modèle LA/EASI (équation 3.24a) sont contenues dans le tableau suivant :

Tableau 3.8 : Statistiques descriptives des variables, modèle LA/EASI

	Cas Cobb-Douglas	Cas Leontief	Cas CES
Part budgétaire complète (s_i^f)			
Alimentation	0,169 (0,034)	0,164 (0,038)	0,188 (0,042)
Logement	0,189 (0,029)	0,189 (0,030)	0,190 (0,028)
Activités domestiques	0,165 (0,024)	0,163 (0,024)	0,170 (0,022)
Loisirs & divers	0,477 (0,039)	0,484 (0,045)	0,452 (0,048)
Variables démographiques ⁽¹⁾ (z_i)			
Age du chef	-4,476 (11,526)	-4,476 (11,526)	-4,476 (11,526)
Taille du ménage (en UC)	-0,318 (1,052)	-0,318 (1,052)	-0,318 (1,052)
Log-prix complets ⁽²⁾ (P_i)			
Alimentation	-1,082 (0,766)	-0,326 (0,226)	-0,497 (0,416)
Logement	-0,243 (0,430)	-0,107 (0,302)	-0,019 (0,252)
Activités domestiques	-0,102 (0,333)	-0,001 (0,179)	0,092 (0,288)
Loisirs & divers	-0,126 (0,124)	-0,226 (0,283)	0,077 (0,153)
Log-dépense complète agrégée ⁽³⁾ (Y)			
\tilde{Y} (endogène) ou approximation meilleure de Y	-0,041 (0,323)	-0,020 (0,292)	-0,093 (0,316)
\bar{Y} (exogène) ou approximation naturelle de Y	0,006 (0,342)	0,030 (0,287)	0,011 (0,117)
Interaction dépense-prix complet ($Y*P_i$)			
Alimentation	-0,066 (0,497)	0,010 (0,147)	-0,0001 (0,121)
Logement	-0,004 (0,196)	0,006 (0,104)	0,033 (0,067)
Activités domestiques	-0,036 (0,169)	-0,020 (0,047)	0,054 (0,108)
Loisirs & divers	-0,006 (0,075)	0,015 (0,114)	0,030 (0,054)
	N = 12701 observations		

Source : Selon nos calculs, les écarts-types sont entre parenthèse

b°) Estimation du modèle LA/EASI et élasticités de la demande

i) Méthode d'estimation du modèle empirique LA/EASI : Dans le modèle LA/EASI (équation 3.24a), la variable Y est liée à la part budgétaire complète s_i^f . Cette liaison peut être à l'origine d'une endogénéité. Il ne s'agit pas de procéder ou non à une correction de l'endogénéité car le biais d'endogénéité peut être si faible que toute tentative de correction occasionnerait un biais d'erreur de mesure beaucoup plus important. Le fait d'utiliser un pseudo-panel dans l'estimation du modèle LA/EASI apparaît comme une estimation par variables instrumentales. Dans ce cas, nous proposons d'estimer le modèle LA/EASI sous les approximations meilleure ou naturelle sans corriger le biais d'endogénéité. La comparaison des critères d'information avec ou sans l'endogénéité va nous permettre de retenir les meilleurs estimateurs selon la structure de la fonction de production domestique. Le choix des meilleurs estimateurs des

paramètres du modèle LA/EASI, est basé sur les résultats d'estimation qui minimisent à la fois les deux critères d'informations (AIC et BIC) ou qui maximisent le log-vraisemblance.

i-1) Le modèle empirique LA/EASI peut être confronté à l'hétéroscédasticité car l'utilisation d'un pseudo-panel implique que dans une cellule de ménages, les observations qui sont des moyennes intra-cohortes, sont constantes d'un ménage à un autre et d'une période à une autre. Cependant, nous ne corrigerons pas le problème de l'hétéroscédasticité car nous estimons que le fait de prendre la part budgétaire complète comme variable endogène en lieu place de la dépense complète partielle en niveau, a pour effet de réduire fortement le risque d'hétéroscédasticité dans le modèle.

i-2) Dans le modèle LA/EASI, nous imposons dans nos estimations, uniquement les contraintes théoriques d'additivité et d'homogénéité et nous relâchons la contrainte de symétrie¹²². Elle ne sera pas imposée au modèle car celle-ci sera analysée après les estimations, en construisant les matrices des élasticités-prix complets compensées (matrices de Slutsky). Pour éviter le problème de la singularité de la matrice des variances-covariances des termes de l'erreur, nous décidons d'éliminer arbitrairement l'équation relative aux activités domestiques dans le système d'équations. Ensuite, nous retrouvons à partir des contraintes théoriques imposées au modèle, les valeurs de tous les paramètres de cette équation omise.

i-3) Dans la littérature, nous avons recensé de façon non exhaustive, un certain nombre de travaux empiriques autour du modèle EASI qui ont utilisé différentes méthodes d'estimation des paramètres du modèle. En effet, un groupe d'auteurs, a utilisé la méthode du Maximum de Vraisemblance en Information Complète pour estimer les paramètres d'un système de demande LA/EASI. Selon Hayashi (2000), l'un des avantages de cette technique d'estimation réside dans sa capacité à prendre en compte l'endogénéité. Quant à Reanos et Lynch (2019), ils ont estimé par la méthode des Moindres Carrés à trois étapes (3SLS), un modèle EASI exact pour examiner dans quelles mesures la taxation du carbone en Irlande pourrait réduire les émissions et ses impacts distributifs. Également, Magana-Lemus et al. (2019) ont estimé par la méthode itérative des 3SLS, un modèle LA/EASI dans l'analyse des effets de la hausse des prix des denrées alimentaires sur la pauvreté et le bien-être des ménages au Mexique. Maher (2009) a utilisé la

¹²² Contraintes d'additivité : $\sum_i \alpha_i^0 = 1 = \sum_i s_i^f$; Contraintes d'homogénéité : $\sum_i \beta_i^r = \sum_i a_i = \sum_i c_i = \sum_k \gamma_{ik} = \sum_k \mu_{ik} = 0$. Nous admettons que $\sum_i \varepsilon_i = 0$. Pour la concavité de la fonction de cout, la matrice de Slutsky définie par $S = \sum_k \beta_{ik} Y + \sum_i \sum_k s_i^f s_k^f - s_i^f$ doit être semi-définie négative.

méthode SURE pour estimer les paramètres d'un modèle LA/EASI afin d'évaluer l'aspect régressif d'une hausse du tarif d'électricité au Québec.

Théoriquement, Lewbel et Pendakur (2009) conseillent la méthode des moindres carrés à 3 étapes (3SLS ou *Three Stages Least Squares*) pour estimer les paramètres du modèle EASI exact. Or dans notre travail, nous n'utilisons pas la version exacte du modèle EASI mais une version approximative et linéaire (LA/EASI). L'estimation du modèle LA/EASI par la méthode 3SLS donnera-t-elle les meilleurs résultats dans le cas de la Côte d'Ivoire ? S'inspirant des travaux antérieurs, nous estimons, les paramètres du modèle LA/EASI (équation 3.24a) par deux méthodes : la méthode 3SLS et la méthode SURE. La méthode SURE par la commande *sureg* sur Stata, utilise la méthode des Moindres Carrés Généralisées (MCG) qui permet de réduire l'hétéroscédasticité et la corrélation entre les perturbations¹²³. Ensuite, nous utilisons la méthode itérative des moindres carrés à 3 étapes (3SLS) pour estimer les paramètres du modèle LA/EASI par la commande *reg3* sur Stata. Avec ces deux méthodes d'estimation, l'équation de la part budgétaire (complète) des activités domestiques est omise expressément afin d'éviter la singularité de la matrice des variances covariances des termes de l'erreur. A partir des critères d'information, nous retenons les meilleurs estimateurs (3SLS ou SURE) pour le modèle LA/EASI dans le cadre de la consommation domestique urbaine en Côte d'Ivoire.

ii) Calcul des élasticités de la demande dans le modèle LA/EASI : Les expressions des élasticités de la demande pour le modèle empirique LA/EASI sont différentes de celles du modèle théorique EASI exact. Ces différences sont imputables à la forme fonctionnelle de ces deux structures de la demande. En effet, le modèle théorique EASI exact est non linéaire alors que le modèle empirique LA/EASI est approximativement linéaire. En modélisant les comportements de la consommation des ménages urbains de Côte d'Ivoire dans un cadre domestique, par un système de demande LA/EASI, nous définissons conformément à Lewbel et Pendakur (2009), uniquement les élasticités-dépense complète agrégée et les élasticités-prix complets de la demande des activités en Côte d'Ivoire.

ii-1) Elasticités-dépense complète agrégée de la demande : Elles sont obtenues par la matrice ligne de dimensions (1x4) telle que :

¹²³ L'utilisation de la méthode des MCG dans le modèle SURE élimine asymptotiquement l'hétéroscédasticité des résidus mais avec notre échantillon composé de 12701 ménages, le nombre de ménages semble ne pas être suffisamment important pour parvenir à ce résultat (Maher, 2009).

$$E^Y (e_i^Y) \equiv \left\{ \frac{\partial s_i^f}{\partial Y} \right\} * \frac{1}{s_i^f} + 1 \quad (3.26a)$$

s_i^f , la part budgétaire complète de l'activité i et Y , la dépense complète (agrégée) réelle (en logarithme) centrée par rapport à sa propre médiane.

$$\mathfrak{K} = \left\{ \frac{\partial s_i^f}{\partial Y} \right\} = \sum_{r=1}^R \beta_i^r r Y^{r-1} + \sum_{j=1}^J \mu_{ij} P_j \quad (3.26b)$$

\mathfrak{K} est la matrice-ligne (1x4) des semi-élasticités-parts budgétaires complètes par rapport à Y .

ii-2) Elasticités-prix complets compensés de la demande : Elles sont obtenues par la matrice carrée d'ordre 4 telle que :

$$E^H (e_{ij}^H) \equiv \frac{\partial s_i^f}{\partial P_j} + (s_i^f) * (s_i^f)' - S \quad (3.27a)$$

$$\psi = \frac{\partial s_i^f}{\partial P_j} = \gamma_{ij} + \mu_{ij} * Y \quad (3.27b)$$

ψ , la matrice carrée d'ordre 4 des semi-élasticités de la part budgétaire complètes de l'activité i par rapport au prix complet de l'activité j .

$(s_i^f)'$, la matrice-ligne de dimensions (1x4) obtenue en transposant la matrice-colonne s_i^f des parts budgétaires complètes, de dimensions (4x1)

S , la matrice-carrée diagonale d'ordre 4 des parts budgétaires complètes des activités.

ii-3) Elasticités-prix complets non-compensés de la demande : En utilisant les matrices $E^H (e_{ij}^H)$, s_i^f et $E^Y (e_i^Y)$, la relation de Slutsky permet d'exprimer la matrice-carrée d'ordre 4 des élasticités-prix complets non compensés de la demande telle que :

$$E^M (e_{ij}^M) \equiv E^H (e_{ij}^H) - s_j^f * E^Y (e_i^Y) \quad (3.27c)$$

ii-4) Semi-élasticités de la part budgétaire complète l'activité i par rapport à la variable sociodémographique démographique l : Elles mettent uniquement en évidence, le signe de l'effet de chaque variable démographique (l) sur la part budgétaire complète allouée à chaque activité i . Pour obtenir le signe de l'effet de l'âge du chef sur la part budgétaire complètes de

l'activité i , nous définissons les semi-élasticités-âge du chef de ménage de la demande des activités par :

$$\zeta_i^{age} = \frac{\partial s_i^f}{\partial age_chef} = a_i \quad (3.28a)$$

Pour obtenir le signe de l'effet de la taille du ménage (en unités de consommation sur l'échelle modifiée de l'OCDE) sur la part budgétaire complètes de l'activité i , nous définissons les semi-élasticités-taille du ménage de la demande des activités par :

$$\zeta_i^{taille} = \frac{\partial s_i^f}{\partial taille_menage} = c_i \quad (3.28b)$$

3.3.2.2. Analyse et discussions des résultats empiriques

Afin de mieux analyser les résultats empiriques, nous les organisons en trois sous-sections : la sélection du meilleur modèle LA/EASI, l'interprétation des paramètres du modèle choisi et l'analyse des élasticités de la demande complète dans le cadre domestique.

a°) Sélection du modèle LA/EASI

Dans cette partie, il s'agit pour nous de justifier la spécification du modèle LA/EASI utilisé en tenant compte de trois facteurs : *i*) la valeur endogène (approximation meilleure) ou la valeur exogène (approximation naturelle) de Y ; *ii*) les estimateurs 3SLS ou SURE des paramètres du modèle et, *iii*) la meilleure valeur du temps compatible avec le modèle LA/EASI.

Les critères d'informations après les estimations du modèle LA/EASI sont :

Tableau 3.9a : Critères d'information après estimation des paramètres du modèle LA/EASI.

	Estimateurs 3SLS (Lewbel et Pendakur, 2008)					
	Cas Cobb-Douglas		Cas Leontief		Cas CES	
Log-Vraisemblance	123225,8		124285,1		146645,9	
AIC	-246367,6		-248486,2		-293207,7	
BIC	-246054,7		-248173,3		-292894,8	
	Estimateurs SURE (Zellner, 1962)					
	Cas Cobb-Douglas		Cas Leontief		Cas CES	
	Endogène $Y \approx \tilde{Y}$	Exogène $Y \approx \bar{Y}$	Endogène $Y \approx \tilde{Y}$	Exogène $Y \approx \bar{Y}$	Endogène $Y \approx \tilde{Y}$	Exogène $Y \approx \bar{Y}$

Log-Vraisemblance	123617	124428	126738,4	124001,6	160544,6	156290,9
AIC	-247149,9	-248773,9	-253392,8	-247919,3	-321005,2	-312497,8
BIC	-246837	-248461	-253079,9	-247606,4	-320692,3	-312184,9

Source : Selon nos calculs, les écarts-types sont entre parenthèse

i) Quelle approximation (endogène ou exogène) à retenir pour Y ? Avec les estimateurs SURE dans le modèle LA/EASI, les critères d'informations (AIC ou BIC) et la valeur de la log-vraisemblance dans le cas Cobb-Douglas, montrent qu'une approximation de Y par sa valeur exogène (approximation naturelle) donne les meilleurs résultats par rapport à une approximation de Y par sa valeur endogène (approximation meilleure). En revanche dans les cas Leontief ou CES, les critères d'informations (AIC ou BIC) et la valeur de la log-vraisemblance suggèrent que c'est plutôt qu'une approximation de Y par sa valeur endogène (approximation meilleure) qui donne les meilleurs résultats par rapport à une approximation de Y par sa valeur exogène (approximation naturelle).

ii) Quels estimateurs (3SLS ou SURE) pour le modèle LA/EASI¹²⁴ ? Les résultats du tableau 3.9a montrent d'après les critères d'informations ou la valeur de la log-vraisemblance, que les estimateurs SURE sont dans toutes les valeurs de temps, plus robustes que les estimateurs 3SLS. Avec les estimateurs SURE, les critères d'informations sont les plus faibles ou la valeur de la log-vraisemblance la plus élevée par rapport aux estimateurs 3SLS. Nous privilégions les résultats d'estimations du modèle LA/EASI par la méthode SURE de Zellner (1967).

iii) Quelle valeur du temps (salaire horaire minimum ou coût d'opportunité unique du temps ou coût d'opportunité global du temps) compatible avec nos données dans l'estimation du modèle LA/EASI ? Avec les estimateurs SURE, nous constatons que l'hypothèse d'une valeur du temps égale au coût d'opportunité global du temps (Gardes, 2018, 2020) avec une approximation meilleure de Y donne les meilleurs résultats par rapport au cas Leontief (avec une approximation meilleure de Y) ou par rapport au cas Cobb-Douglas (avec une approximation naturelle de Y). Cependant, dans un objectif de comparer les résultats obtenus sous le modèle LA/EASI avec ceux obtenus précédemment sous les modèles LES ou QUAIDS, nous préférons retenir dans ce travail, un modèle LA/EASI avec une valeur exogène (approximation naturelle) de Y sous le

¹²⁴ Afin d'éviter la singularité de la matrice des variances-covariances des termes de l'erreur, nous avons omis dans le modèle SURE, l'équation relative à la part budgétaire complète des activités domestiques et dans le modèle 3SLS, l'équation relative aux loisirs & divers. Des études empiriques antérieures ont déjà prouvé que le choix de l'équation à éliminer n'avait aucun effet significatif sur les résultats d'estimation à obtenir.

cas Cobb-Douglas avec les estimateurs SURE. Notre choix se justifie par le fait qu'il est préférable sur le plan économétrique, de remplacer $\log P$ par $\log \bar{P} = \sum_i \bar{s}_i^f * \log P_i$, c'est-à-dire d'utiliser des coefficients budgétaires complets au point moyen (\bar{s}_i^f) plutôt que des coefficients budgétaires individuels eux-mêmes (s_i^f) pour éviter le problème d'endogénéité.

b°) Interprétation des paramètres du modèle

Les résultats d'estimations des paramètres du modèle LA/EASI par la méthode SURE sous une valeur exogène de Y dans le cas Cobb-Douglas donne :

Tableau 3.9b : Estimateurs *sure* du modèle LA/EASI sous coût d'opportunité unique du temps

Variables indépendantes	Variable dépendante : Part budgétaire complète dans ...			
	Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers
<i>Coefficient polynomial : β_i^f</i>				
$\bar{Y}^1 (\beta_i^1)$	-0,145***	0,033***	-0,018***	0,130***
$\bar{Y}^2 (\beta_i^2)$	-0,010***	0,024***	0,002***	-0,014***
$\bar{Y}^3 (\beta_i^3)$	0,059***	-0,135***	-0,060***	0,138***
<i>Caractéristiques démographiques</i>				
Age du chef (a_i)	-0,001***	0,002***	0,0002***	-0,002***
Taille du ménage (c_i)	0,017***	-0,005***	0,003***	-0,014***
<i>Paramètres des prix complets : γ_{ij}</i>				
Alimentation (γ_{1j})	0,029***	0,012***	-0,041***	0,0002
Logement (γ_{2j})	-0,016***	-0,001**	-0,021***	0,038***
Activités domestiques (γ_{3j})	-0,043***	0,017***	0,005***	0,021***
Loisirs & divers (γ_{4j})	-0,014***	-0,037***	0,147***	-0,094***
<i>Paramètres d'interaction (py) : μ_{ij}</i>				
Alimentation (μ_{1j})	-0,017***	-0,002***	-0,033***	0,056***
Logement (μ_{2j})	0,006***	-0,138***	0,086***	0,046***
Activités domestiques (μ_{3j})	0,061***	0,030***	-0,058***	-0,033***
Loisirs & divers (μ_{4j})	-0,128***	0,173***	0,008***	-0,053***
<i>Constante α_i^0</i>				
	0,198***	0,203***	0,132***	0,467***
R2	0,944	0,874	-	0,877
N = 12701 observations				

Source : Selon nos calculs, (*) $p < 0,1$; (**) $p < 0,05$; (***) $p < 0,01$

i) L'étude économétrique des résultats de l'estimation du modèle LA/EASI débute par l'analyse de la valeur de la probabilité de chacun des paramètres du modèle. Il ressort de tableau 3.9b que tous les paramètres sont statistiquement différents de 0 au seuil de significativité de 1% sauf pour le paramètre du prix complet de l'alimentation dans la demande de loisirs & divers (γ_{14}). Le tableau indique également la valeur du coefficient de détermination R2 obtenue dans chaque équation du modèle. Ces valeurs estiment l'ampleur des perturbations par rapport à la part de la dépense complète agrégée consacrée à chaque activité. Les R2 fluctuent entre 0,877 (équation de la part budgétaire complète des loisirs & divers) et 0,944 (équation de la part budgétaire complète de l'alimentation). Ils montrent que dans chaque activité, une faible partie de la variation des parts de la dépense complète agrégée serait expliquée par l'hétérogénéité inobservée.

ii) La significativité au seuil de 1% de tous les paramètres β_i^r fait ressortir que la part budgétaire complète de chaque activité est une fonction d'un polynôme de degré 3 en Y . Ce résultat montre que les courbes d'Engel épousent des formes beaucoup plus complexes et plus flexibles (en forme d'un S) qui vont au-delà de simples formes linéaire (modèle LES) ou quadratique (modèle QAIDS). Dans le cadre de la consommation domestique en Côte d'Ivoire, elles peuvent être représentées comme des fonctions polynômes de degré 3. La demande des activités en fonction de la dépense complète (agrégée) réelle (en logarithme) n'est pas soumise à la contrainte de rang de Gorman (1981) comme c'est le cas dans les modèles de demande paramétriques¹²⁵. Nous décidons de reproduire la simulation effectuée par Lewbel et Pendakur (2009) à savoir, les courbes d'Engel estimées en supposant que tous les ménages appartiennent au groupe-référent¹²⁶ et ayant $\mathcal{E} = 0$. Dans le groupe-référent des ménages, nous avons l'équation suivante pour toutes les courbes d'Engel :

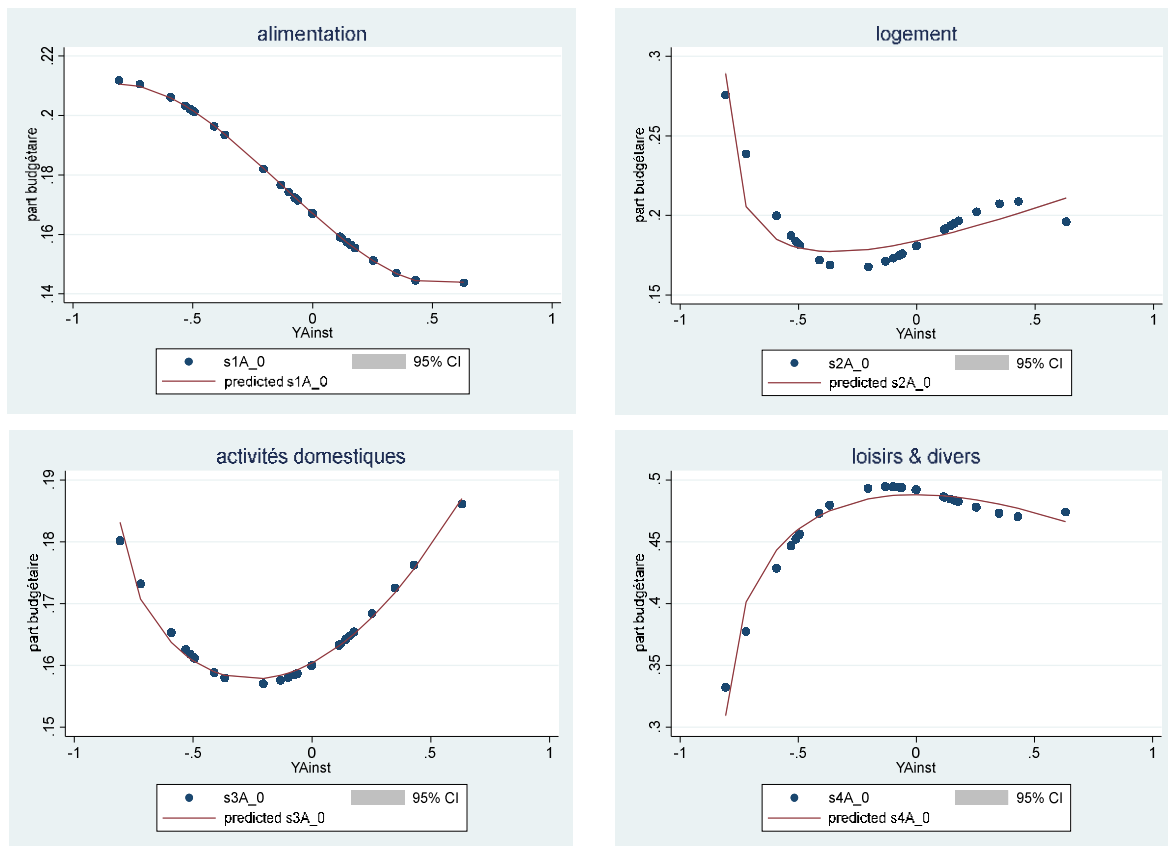
$$s_i^f(\bar{Y}) = \alpha_{0i} + \sum_{r=1}^3 \beta_i^r * \bar{Y}^r$$

La figure 4 ci-dessous présente la représentation graphique des différentes courbes d'Engel dans la simulation du modèle LA/EASI avec le groupe-référent des ménages :

¹²⁵ Ordre $r=1$ pour le système de demande LES ou ordre $r=2$ pour le système de demande QAIDS.

¹²⁶ Nous présentons en annexe 3.10b à partir de nos données, les résultats d'estimations sur la simulation des courbes d'Engel telle que proposée par Lewbel et Pendakur (2009).

Figure 4 : Courbes d'Engel d'une simulation LA/EASI, groupe-référent des ménages



Source : Selon nos calculs

La figure 4 met en évidence les régressions non paramétriques des parts budgétaires complètes pour chacune des activités sur le logarithme de la dépense complète (agrégée) réelle des ménages. En abscisse, nous avons la dépense complète (agrégée) réelle centre par rapport à sa propre médiane (en logarithme) et en ordonné, nous avons les parts budgétaires complètes (en bleu les valeurs observées et en rouge, les valeurs prédites par le modèle) lors de la simulation. Pour cette régression non paramétrique, chacune de ces courbes d'Engel présente une forme non linéaire. Cette observation indique qu'un QUAIDS ou LES traditionnel ne saisiserait pas de manière appropriée l'effet budgétaire pour certains groupes d'activités. C'est pourquoi dans le cadre de la production domestique, l'utilisation d'un modèle LA/EASI pour modéliser les comportements de consommation est justifiée. De plus, dans le modèle QUAIDS, l'un des résultats théoriques est l'apparition d'une courbe d'Engel linéaire dans l'alimentation. Dans tous les cas présentés par la figure ci-dessous, les courbes d'Engel dans l'alimentation ne sont pas linéaires et elles épousent des courbures plus complexes. Nos résultats confirment ceux

de Reanos et Lunch (2019), ou de Magana-Lemus et al. (2013) ou de Hoareau et al. (2012) qui ont conclu dans leurs travaux respectifs à des courbes d'Engel non-linéaires dans l'alimentation.

iii) L'effet-âge du chef est mesuré par la semi-élasticité de la part budgétaire complète agrégée par rapport à l'âge du chef de ménage. Le signe de l'effet de l'âge du chef sur la part budgétaire complète dépend de la catégorie de l'activité. Les ménages âgés ont tendance à privilégier la consommation de logement ou des activités domestiques (effet-âge positif) au détriment de la consommation de l'alimentation ou des loisirs & divers (effet-âge négatif). En effet, nous observons un effet positif et significatif au seuil de 1% de l'âge du chef de ménage sur la part budgétaire complète agrégée du logement ou des activités domestiques. Ce résultat montre que l'avancée en âge augmente la part budgétaire complète dédiée au logement et, cela s'explique par le fait que les ménages âgés (du fait de la retraite) consacrent davantage de temps au logement. En revanche, nous observons que l'âge du chef exerce un effet négatif et significatif au seuil de 1% sur la part budgétaire complète agrégée allouée à l'alimentation ou aux loisirs & divers. Si, l'on considère la part budgétaire complète agrégée de l'alimentation comme indicateur de niveau de vie, il ressort que l'avancée en âge n'est pas forcément synonyme d'une dégradation de niveau de vie. Deux explications plausibles soutiennent cette relation inverse entre âge du chef et part budgétaire complète agrégée de l'alimentation. *Primo*, l'avancée en âge permet aux ménages âgés de dégager davantage de temps libre qu'ils consacrent à la fabrication des repas à domicile. *Secundo*, les ménages âgés réduisent leurs dépenses monétaires d'alimentation (croissance de leur épargne) dans un objectif de procéder à des dons ou legs à la génération suivante en vue de relancer leur consommation. La relation inverse entre âge du chef et part budgétaire complète agrégée des loisirs & divers s'explique par la composition même de cette activité. Les sous activités de loisirs & divers (télévision, radio, music et cinéma) relèvent d'une consommation plus importante chez les ménages jeunes par rapport aux ménages âgés en Côte d'Ivoire.

iv) L'effet-taille du ménage est mesuré par la semi-élasticité de la part budgétaire complète agrégée par rapport à la taille du ménage. La taille du ménage exerce un effet significatif au seuil de 1% sur la part budgétaire complète agrégée de toutes les activités. Le signe de l'effet-taille dépend de la catégorie de l'activité. Nous observons un effet positif et significatif de la taille du ménage sur la part budgétaire complète agrégée de l'alimentation ou des activités domestiques. Les ménages de grande taille ont tendance à privilégier l'alimentation ou les activités domestiques (effet-taille positif) au détriment du logement ou des loisirs & divers (effet-taille négatif). La variable démographique taille du ménage révèle l'importance que revêt

l'alimentation dans les décisions de consommation domestique du ménage en Côte d'Ivoire. Le signe positif de la variable taille sur la part budgétaire complète agrégée alimentaire signifie qu'une personne supplémentaire fait augmenter la dépense complète en alimentation, à dépense complète agrégée constante. Ce résultat confirme la seconde loi d'Engel qui souligne une relation positive entre taille du ménage et part budgétaire complète agrégée dédiée à l'alimentation. Si l'on considère la part budgétaire complète alimentaire comme un indicateur de niveau de vie, il ressort que l'augmentation en taille du ménage est un facteur de dégradation du niveau de vie du ménage. Il contredit en revanche, le paradoxe de Deaton-Paxson (1981), qui est une sorte d'inversion de la seconde loi d'Engel, beaucoup plus prononcée dans les pays en développement.

v) Les effets des variables d'interaction (py) sur chaque part budgétaire complète sont donnés par μ_{ij} . Au seuil de significativité de 1%, ces paramètres sont statistiquement différents de 0 et, les effets directs des variables d'interaction sont de signe négatif.

vi) Pour analyser les effets de la dépense complète ou les effets des prix complets sur la part budgétaire complète agrégée de chaque activité, nous estimons respectivement les semi-élasticités des parts budgétaires complètes agrégées. Le tableau suivant résume les semi-élasticités de la demande complète agrégée issues de l'estimation du modèle LA/EASI.

Tableau 3.9c : Semi-élasticités de la demande complète des activités, modèle LA/EASI

	Semi-élasticités-prix complets de la demande				Semi-élasticités-dépense complète agrégée
	Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers	
Alimentation	0,029 (0,006)	-0,014 (0,002)	-0,041 (0,021)	-0,013 (0,044)	-0,097 (0,032)
Logement	0,011 (0,001)	-0,001 (0,047)	0,017 (0,010)	-0,034 (0,059)	-0,002 (0,075)
Activités domestiques	-0,041 (0,011)	-0,020 (0,029)	0,050 (0,020)	0,147 (0,003)	-0,019 (0,044)
Loisirs & divers	0,0003 (0,019)	0,038 (0,016)	0,021 (0,011)	-0,094 (0,018)	0,122 (0,070)

Source : Selon nos calculs

vi-1) Effets de la dépense complète agrégée réelle (en logarithme) sur les parts budgétaires complètes : Elles représentent les valeurs des semi-élasticités-dépense complètes agrégées des parts budgétaires complètes. Ces effets sont contenus dans la dernière colonne du tableau 3.9c. Nos résultats montrent que la dépense complète (agrégée) réelle (en logarithme)

exerce un effet un effet négatif sur la demande (en termes de part budgétaire complète) de toutes les activités à l'exception des loisirs & divers où le signe de cet effet est positif. Ce résultat semble indiquer qu'une variation à la hausse de Y entraîne une baisse de la part de la dépense allouée à l'alimentation, au logement aux activités domestiques contre une augmentation de la part de la dépense allouée aux loisirs & divers.

vi-2) Effets des prix complets (en logarithme) sur les parts budgétaires complètes :
 L'effet (direct ou croisé) du prix complet sur la demande des activités ne pourrait être directement déduit après l'estimation des paramètres du modèle LA/EASI à cause de la présence dans le modèle, d'une variable d'interaction entre la dépense complète (agrégée) réelle (en logarithme) et les prix complets (en logarithme). Pour mesurer ces effets-prix complets de la demande des activités, nous proposons de calculer les semi-élasticités-prix complets de la demande des activités dans le cadre de la production domestique. Selon le tableau 3.9c, les effets-prix complets directs (sur la diagonale en fond bleu) sont de signe négatif pour le logement ou les activités domestiques et, de signe positif pour l'alimentation ou les activités domestiques. La matrice des semi-élasticités-prix complets des parts budgétaires complètes permet de tester la concavité de la fonction $\exp [C(p, u, z, \mathcal{E})]$ où $C(.)$ est l'expression de la fonction paramétrique de coût dans le système de demande LA/EASI. A cet effet, nous étudions la semi-définie négativité de la matrice des effets-prix complets $\Psi = \gamma_{ij} + \mu_{ij} * Y$. Une matrice est semi-définie négative si toutes ses valeurs propres sont négatives ou si tous ses mineurs principaux sont de signe négatif. L'hypothèse de semi-définie négativité semble être rejetée dans notre cas. Cependant, il convient de souligner que ce résultat n'implique pas directement que les fonctions de coût sont non-concaves car la condition sur le signe de la matrice Ψ est une condition suffisante mais pas nécessaire. La conclusion sur l'acceptation ou le rejet de l'hypothèse de la concavité de la fonction de coût sera possible qu'après avoir montré que la matrice hessienne de la fonction de coût vérifie ou non cette propriété : un test que nous n'avons pas réalisé dans ce travail de recherche.

c°) Analyse des élasticités de la demande dans le modèle LA/EASI

A notre connaissance, il semble qu'aucun travail antérieur n'a appliqué le modèle EASI dans le cas d'une analyse empirique des comportements de la consommation domestique du ménage. Cette application sur des données de Côte d'Ivoire vise à combler partiellement ce manque dans la littérature. Les élasticités de la demande complète sont estimées à partir des équations 3.26a (élasticités-dépense complète agrégée réelle), 3.27a (matrice des élasticités-

prix complets compensées) ou 3.27c (matrice des élasticités-prix complets non compensées). Les résultats des élasticités de la demande complète sont résumés ci-dessous¹²⁷ :

Tableau 3.10a : Elasticités de la demande complète des activités, modèle LA/EASI

		Elasticités-prix complets de la demande				Elasticités-dépense
		Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers	complète (agrégée) réelle de la demande
Alimentation	<i>Non compensée</i>	-0,179	-0,148	-0,161	-0,145	0,410
	Compensée	-0,111	0,018	-0,013	0,068	(0,188)
Logement	<i>Non compensée</i>	-0,034	-0,340	-0,117	-0,182	0,992
	Compensée	0,043	-0,154	0,048	0,056	(0,343)
Activités domestiques	<i>Non compensée</i>	-0,079	-0,152	-0,232	0,016	0,876
	Compensée	-0,013	0,011	-0,086	0,226	(0,271)
Loisirs & divers	<i>Non compensée</i>	-0,113	-0,345	-0,318	-0,947	1,269
	Compensée	0,081	0,128	0,100	-0,343	(0,200)

Source : Selon nos calculs, les écarts-type sont entre parenthèse.

i) Elasticités-dépense complète (agrégée) réelle de la demande des activités : Elles apparaissent dans la dernière colonne du tableau 3.10a. Il ressort que toutes les élasticités-dépense complète (agrégée) réelle sont de signe positif ce qui montre que la demande des activités augmente la dépense complète (agrégée) réelle des ménages. De plus, le signe positif des élasticités-dépense complète (agrégée) réelle nous informe que dans la consommation domestique urbaine en Côte d'Ivoire, toutes les activités consommées sont de type normal. Cependant, l'ampleur de ces élasticités-dépense dépend de la catégorie de l'activité. Le tableau révèle que les valeurs de ces élasticités-dépense sont strictement comprises entre 0 et 1 pour l'alimentation (0,41), le logement (0,99) ou les activités domestiques (0,88). La demande de ces trois activités semble être inélastique par rapport à la dépense complète (agrégée) réelle avec une valeur de cette élasticité-dépense proche de 1 pour le logement. La demande de ces activités est moins sensible à une variation dans la dépense complète (agrégée) réelle et elles sont assez stables dans les choix de la consommation domestique en Côte d'Ivoire. Par conséquent, dans le modèle LA/EASI, l'alimentation, le logement ou les activités domestiques apparaissent comme des activités de première nécessité. En revanche, l'élasticité-dépense complète (agrégée) réelle

¹²⁷ Les structures des matrices intermédiaires qui interviennent dans le calcul des élasticités de la demande dans modèle LA/EASI, sont représentées dans le tableau 3.12b en annexe.

ressort avec une valeur strictement supérieure à l'unité (1,27) dans les loisirs & divers. Ce résultat souligne que cette activité est élastique à la dépense complète (agrégée) réelle et sa demande est très sensible à une variation dans cette dépense : les loisirs & divers apparaissent comme activités de luxe.

ii) Elasticités-prix complets de la demande des activités : Les élasticités-prix complets directs de la demande se trouvent sur la diagonale (en fond bleu) dans le tableau 3.10a. Toutes les élasticité-prix complets directs (compensées ou non-compensées) semblent conformes à la théorie et sont statistiquement significatives et de signe négatif. Ce résultat montre que la production domestique des activités en Côte d'Ivoire respecte la loi de la demande (élasticités-prix complets directs non compensées ou compensées négatives). Il apparaît une relation inverse entre la demande d'une activité et l'évolution dans son propre prix complet : le modèle LA/EASI montre que toutes les activités consommées en Côte d'Ivoire sont de type ordinaire. De plus, il apparaît qu'en valeur absolue, toutes les élasticités-prix complets directs de la demande sont strictement inférieures à l'unité : la demande de chaque activité est inélastique à son propre prix complet. La matrice de Slutsky (matrice des élasticités-prix complets compensées) n'est pas symétrique conformément à nos attentes : l'élasticité-prix complet croisée de la demande compensée d'une activité *i* par rapport aux prix complet d'une autre activité *j* est différente (en amplitude) de l'élasticité-prix complet croisée de la demande compensée d'une activité *j* par rapport aux prix complet d'une autre activité *i*. Les élasticités-prix complets propres compensées sont de signe négatif, ce qui indique que la matrice de Slutsky est semi-définie négative mais elle n'est pas une matrice régulière. Dans l'objectif d'identifier des relations de complémentarité ou de substituabilité entre les activités, nous observons les signes des élasticités-prix complets croisés compensées. Un signe positif indique, une relation de substituabilité et un signe négatif, une complémentarité. Le tableau 3.10a semble indiquer une unique relation complémentarité entre alimentation et activités domestiques et dans tous les autres cas, les activités sont deux à deux substituables. Etant donné que la matrice des élasticités prix complets croisés compensées de la demande n'est pas symétrique, nous retenons les observations suivantes. *ii-1)* l'alimentation et les activités domestiques sont complémentaires : la demande en alimentation suite à une augmentation dans le prix complet des activités domestiques (-0,013) est exactement égale à la demande en activités domestiques suite à une augmentation dans le prix complet de l'alimentation (-0,013). *ii-2)* l'alimentation et le logement sont substituables : la demande d'alimentation suite à une augmentation du prix complet de logement (0,018) est moins importante que la demande de logement suite à une

augmentation du prix complet de l'alimentation (0,043). *ii-3*) l'alimentation et les activités domestiques sont substituables : la demande d'alimentation suite à une augmentation du prix complet des loisirs & divers (0,068) est moins importante que la demande des loisirs & divers suite à une augmentation du prix complet de l'alimentation (0,081). *ii-4*) le logement et les activités domestiques sont substituables : la demande de logement suite à une augmentation du prix complet des activités domestiques (0,048) est plus importante que la demande des activités domestiques suite à une augmentation du prix complet du logement (0,011). *ii-5*) le logement et les loisirs & divers sont substituables : la demande de logement suite à une augmentation du prix complet des loisirs & divers (0,056) est moins importante que la demande des loisirs & divers suite à une augmentation du prix complet du logement (0,128). *ii-6*) les activités domestiques et les loisirs & divers sont substituables : la demande des activités domestiques suite à une augmentation du prix complet des loisirs & divers (0,226) est plus importante que la demande des loisirs & divers suite à une augmentation du prix complet des activités domestiques (0,100).

iii) Modèle LA/EASI et structure des préférences dans un cadre domestique en Côte d'Ivoire : Comme dans les modèles de demande précédents, nous analysons la structure des préférences avec le modèle LA/EASI (hypothèse d'une séparabilité forte vs hypothèse d'une séparabilité faible des préférences).

iii-1) Modèle LA/EASI et hypothèse de la séparabilité forte des préférences : Nous utilisons l'équation 3.7c pour estimer les élasticité-prix complets directs compensés au sens de Frish (1959) avec la valeur théorique du paramètre de Frish. Dans le cas du modèle LA/EASI, les semi-élasticités de la part budgétaires complète (agrégée) de chaque activité par rapport à la dépense complète (agrégée) réelle exprimée par $\frac{\partial s_i^f}{\partial Y}$, intervient dans le calcul de l'équation 3.7c. La séparabilité forte des préférences suppose que la dépense complète agrégée peut être désagrégée en dépense complète individuelle correspondant à chaque activité.

Tableau 3.10b : Test de l'hypothèse de séparabilité forte, modèle LA/EASI

	Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers
Elasticité-prix complets directs compensés de Frish (avec $\Phi_0 = -0,5$)	-0,294 (0,014)	-0,684 (0,029)	-0,590 (0,022)	-1,162 (0,050)
Elasticité-prix complets directs compensés de Hicks	-0,111	-0,154	-0,086	-0,343

Source : Calculs à partir du pseudo-panel d'enquêtes (2008, 2015, 2013), les écarts-types sont entre parenthèses.

Le tableau 3.10b révèle qu'en valeur absolue, l'élasticité-prix complet direct compensée de Frish est strictement supérieure à l'élasticité-prix complet direct compensée de Hicks. Nous soupçonnons une séparabilité forte de la fonction d'utilité ou des préférences des ménages. Avec le modèle LA/EASI, il semble que les effets-prix complets et les effets-dépense complète agrégée sont des estimateurs convergents des effets prix-complets et des effets-dépense complète agrégée du modèle micro : le modèle agrégé est l'agrégation exacte du modèle micro. Ce résultat suggère que les dépenses complètes individuelles (par activité) sont désagrégables au sein de la dépense complète agrégée du ménage.

iii-2) Modèle LA/EASI et hypothèse de la séparabilité faible des préférences : A partir de l'équation, nous présentons les élasticités de substitution au sens d'Allen et Uzawa estimées pour le modèle LA/EASI.

Tableau 3.11 a : Elasticités de substitution (σ_{ij}) d'Allen-Uzawa entre Q_i et Q_j , modèle LA/EASI

	Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers
Alimentation	-0,678 (0,108)	0,097 (0,013)	-0,080 (0,013)	0,144 (0,015)
Logement	0,263 (0,042)	-0,830 (0,112)	0,298 (0,048)	0,118 (0,012)
Activités domestiques	-0,079 (0,013)	0,059 (0,008)	-0,534 (0,087)	0,478 (0,049)
Loisirs & divers	0,495 (0,079)	0,690 (0,093)	0,621 (0,101)	-0,725 (0,074)

Source : Calculs à partir du pseudo-panel des enquêtes imputées BdF (2008, 2015) et BdT (2013), les écarts-types sont entre parenthèses. (*) $p < 0,1$; (**) $p < 0,05$; (***) $p < 0,01$.

Pour tester l'hypothèse de la séparabilité faible des préférences, nous passons par deux cas de groupement séparable : un groupement séparable équilibré (avec deux groupes de deux activités) et un groupement séparable déséquilibré (avec deux groupes où l'un est un singleton).

Dans le premier cas d'un groupement séparable équilibré, la dépense complète agrégée est désagrégée en deux groupes séparables comprenant chacun, la dépense complète agrégée de deux activités. Les résultats du test de séparabilité faible de Moschini et al. (1994) donne :

Tableau 3.11b : Test de Moschini et al. (1994), groupement équilibré, modèle LA/EASI

(k ; m) (i ; j)	σ_{ik}/σ_{jm}			$(e_i * e_k)/(e_j * e_m)$		
	(2 ; 3)	(2 ; 4)	(3 ; 4)	(2 ; 3)	(2 ; 4)	(3 ; 4)
(1 ; 2)			-0,678			0,285
(1 ; 3)		0,203			0,366	
(1 ; 4)	0,156			0,366		

Source : Calculs à partir du pseudo-panel d'enquêtes (2008, 2015, 2013)

Suivant, le tableau 3.11b, nous remarquons que sur chaque ligne du tableau, les cases d'une même couleur donnent deux valeurs significativement différentes. Nous admettons que, l'équation de Moschini et al. (1994) n'est pas vérifiée. L'hypothèse d'une séparabilité faible des préférences dans le cas d'un groupement séparable équilibré (deux activités distincts par groupe) n'est pas supportée par nos données avec le modèle LA/EASI.

Dans le second cas d'un groupement séparable déséquilibré, la dépense complète agrégée est désagrégée en deux groupes séparables dont l'un est un singleton. Le test de séparabilité faible de Moschini et al. (1994) donne les résultats suivants :

Tableau 3.11c : Test de Moschini et al. (1994), groupement déséquilibré, modèle LA/EASI

(i ; j)	k	σ_{ik}/σ_{jk}				e_i/e_j			
		(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
(1 ; 2)	(1 ; 2)				0,967				0,413
(1 ; 2 ; 3)	(3 ; 1)				4,193				2,136
	(2 ; 3)				0,247				1,132
(1 ; 2 ; 4)	(1 ; 2)			-0,268				0,413	
	(2 ; 4)			0,480				0,782	
	(4 ; 1)			-7,762				3,095	
(1 ; 3 ; 4)	(1 ; 3)		1,644					0,468	
	(3 ; 4)		0,085					0,690	
	(4 ; 1)		7,113					3,095	
(2 ; 3 ; 4)	(2 ; 3)	-3,329						1,132	
	(3 ; 4)	-0,159						0,690	
	(4 ; 2)		1,882					1,279	

Source : Calculs à partir du pseudo-panel d'enquêtes (2008, 2015, 2013)

Suivant, le tableau 3.11c, nous remarquons que sur chaque ligne du tableau, les cases d'une même couleur donnent deux valeurs qui sont significativement différentes. Nous acceptons l'hypothèse selon laquelle l'équation de Moschini et al. (1994) n'est pas vérifiée par nos données. Par conséquent, l'hypothèse d'une séparabilité faible des préférences dans le cas d'un groupement séparable déséquilibré (trois activités distincts dans un groupe et l'autre étant un singleton) n'est pas supportée par nos données pour le modèle LA/EASI.

Conclusion

L'application de systèmes de demande aux comportements de consommation des ménages dans un cadre domestique (Becker, 1965), a très peu fait l'objet d'études empiriques dans la littérature. L'objectif principal de ce chapitre était de mesurer et d'analyser, dans un cadre domestique, la sensibilité de la demande complète des activités par les ménages de Côte d'Ivoire. Précisément, il s'agissait, dans un cadre domestique, d'étudier l'impact des prix complets et de la dépense complète agrégée sur les comportements de la consommation domestique en Côte d'Ivoire. A cet effet, nous avons estimé une version démographique de trois systèmes de demande (modèles LES, QUAIDS et LA/EASI) et nous avons calculé les élasticités de la demande complète. Les variables démographiques (variables de contrôle) ont été introduites dans chaque modèle de demande, par la technique du *demographic translating* à côté des variables de prix complets et de la dépense complète agrégée. Les tests non paramètres sur l'hypothèse de la séparabilité des préférences du ménage ont été effectués. Les données utilisées, étaient un pseudo-panel d'enquêtes indépendantes des budgets de famille (2008, 2015) et du budget de temps (2013) de ménages urbains de Côte d'Ivoire. Ces enquêtes ont été appariées suivant la méthode de Deaton (1985) et, les activités consommées par les ménages ont été groupées en quatre grandes catégories : alimentation, logement, activités domestiques et loisirs & divers.

Ce travail de recherche a montré que le choix de la valeur du temps domestique, les techniques d'estimation utilisées et l'interprétation des différents modèles de demande, ont fourni des résultats statistiques, économétriques ou économiques convergents et conformes avec la théorie économique. Avec les contraintes théoriques d'additivité et d'homogénéité et sous le coût d'opportunité unique du temps (Gardes, 2018, 2020), les résultats ont suggéré que toutes les activités étaient astreintes à une dépense complète incompressible. Les variables socio-démographiques telles que l'âge du chef et la taille du ménage étaient des variables pertinentes dans l'étude de la consommation domestique des ménages en Côte d'Ivoire. En effet, les estimations ont suggéré que les conditions de vie ne détériorent pas avec l'avancée en âge (effet-âge négatif sur la part budgétaire complète dédiée à l'alimentation) mais qu'elles se détériorent avec la taille du ménage, la taille étant intimement liée à la notion de besoin (effet-taille positif sur la part budgétaire complète dédiée à l'alimentation). Les élasticités-dépense complète agrégée ont permis de conclure que toutes les activités étaient de type normal avec l'alimentation ou le logement comme activités de base et, les activités domestiques ou les loisirs & divers comme activités de luxe. Les élasticités-prix complets directs ont révélé que la

demande de chaque activité évoluait inversement avec son propre prix complet. Toutes les activités consommées étaient de type ordinaire avec généralement des possibilités de substitution entre elles prises deux à deux. En revanche, l'étude a révélé que la structure des préférences était directement liée au modèle de demande complète. L'hypothèse d'une séparabilité faible (conditionnelle) des préférences a été admise dans le modèle LES contre une hypothèse de la séparabilité forte dans le modèle LA/EASI. Dans le modèle QUAIDS, l'hypothèse de la séparabilité faible ou de la séparabilité forte des préférences a été fortement rejetée par les données. L'étude a également permis de mettre en évidence qu'une modélisation et l'analyse des comportements de consommation des ménages urbains de Côte d'Ivoire dans un cadre domestique, doivent aller au-delà du cadre simplificateur des courbes d'Engel linéaires ou quadratiques. Elles doivent prendre en compte des spécifications plus complexes des courbes d'Engel et introduire l'hétérogénéité inobservée chez les ménages.

Même si les résultats de cette étude paraissent satisfaisants au regard de la théorie économique, il serait intéressant dans des recherches futures d'estimer les élasticités de la demande complète sur un modèle non-unitaire¹²⁸ de ménage où les préférences de ses membres sont distinctes. En lieu place d'un pseudo-panel, les résultats pourront être améliorés par un vrai panel de ménages avec des informations sur les dépenses monétaires et le temps consacrés à chaque activité par le ménage. A défaut, l'on pourrait construire des données transversales de séries temporelles suivant la méthodologie de Rubin (1986)¹²⁹. Chez des ménages ruraux au Burkina Faso, Alpman et al. (2017) ont montré que l'appariement statistique d'enquêtes indépendantes par la méthode de Rubin, donnait des résultats très proches d'un vrai panel par

¹²⁸ Dans cette étude, nous avons traité le cas d'un ménage unitaire. Le ménage agissait comme un individu qui maximise une fonction d'utilité sous une contrainte budgétaire complète commune qui faisait intervenir les dépenses complètes mis en commun de tous les membres du ménage. Dans le modèle non-unitaire du comportement de consommation, on distingue le modèle coopératif (ou collectif) dans lequel les allocations sont supposées efficaces au sens de Pareto et, le modèle non-coopératif (ou stratégique) qui s'appuie sur la notion d'équilibre de Cournot-Nash.

¹²⁹ La procédure de Rubin consiste à générer un seul ensemble de données à partir de divers ensembles de données, où chaque ensemble de données contient une variable d'intérêt spécifique et tous contiennent des variables en commun. Pour deux variables d'intérêt qui ne sont observées conjointement pour aucune unité, la commande *smpc* génère les valeurs prédites de chacune en fonction de l'autre variable d'intérêt et d'un ensemble de variables de contrôle en supposant une valeur de corrélation partielle (définie par l'utilisateur) entre les deux variables d'intérêt (d'autres procédures d'appariement statistique supposent qu'elles sont conditionnellement indépendantes compte tenu des variables de contrôle). La commande *smmatch*, d'autre part, fait correspondre les observations de différents ensembles de données en fonction de leurs valeurs prédites (en utilisant un critère de distance minimale) conditionnellement à un ensemble de variables de contrôle, et elle impute la valeur observée de la correspondance pour les manquants.

rapport à toutes les autres techniques d'appariement (régression linéaire ou pseudo-panélistation). Le pseudo-panel ne contient que les ménages urbains de Côte d'Ivoire, il serait intéressant de faire la distinction urbain/rural. Des études ont montré que les dépenses monétaires des ménages étaient fortement corrélées avec le milieu de vie et que l'allocation du temps domestique peut varier selon le milieu de vie ou les jours dans la semaine¹³⁰.

La sensibilité de la demande complète des activités ne constitue qu'une partie très infime des nombreux champs d'application de la théorie de l'allocation du temps. Plusieurs autres domaines d'application de cette théorie demeurent à ce jour, insuffisamment explorés dans la littérature économique. Ce manque scientifique va nous inciter, dans le chapitre suivant, à prospecter d'autres champs d'application de la théorie de l'allocation du temps tels que l'analyse des profils de pauvreté et la valorisation d'une vie humaine en Côte d'Ivoire.

¹³⁰ L'allocation du temps entre les différentes activités pratiquées par les ménages (activités marchande ou non marchande) ne s'effectue pas de la même en cours de la semaine et pendant le week-end de la semaine par exemple. De plus, il faut remarquer la différence dans l'allocation du temps entre le milieu rural et le milieu urbain pourrait avoir une incidence significative sur la valeur du temps domestique (coût d'opportunité du temps).

Chapitre 4 : VALEUR DU TEMPS, PAUVRETE ET VALEUR ECONOMIQUE D'UNE VIE HUMAINE EN CÔTE D'IVOIRE

« J'éprouvais un sentiment de fatigue et d'effroi à sentir que tout ce temps si long non seulement avait, sans interruption, été vécu, pensé, sécrété par moi, qu'il était ma vie, qu'il était moi-même, mais encore que j'eusse à toute minute à le maintenir attaché à moi, qu'il ne me supportait moi, juché à son sommet vertigineux, que je ne pouvais me mouvoir sans le déplacer comme je le pouvais avec moi. »

Marcel PROUST (1871-1922), *Le "Temps Retrouvé"* dans son mouvement littéraire "A la recherche du temps perdu", tome 7

Introduction

La théorie de l'allocation du temps couvre un vaste champ d'application et de nombreux domaines demeurent, à ce jour, insuffisamment couverts par des études empiriques. Les chapitres précédents ont appliqué la théorie de l'allocation du temps soit dans l'estimation de la valeur monétaire du temps domestique, soit dans l'exploration des possibilités de substitution entre biens et temps, soit dans l'analyse de la rationalité économique ou soit dans la démonstration du rôle prépondérant que pourrait jouer le temps auprès des variables classiques prix et revenu (dépendance agrégée) dans les décisions ou les comportements de consommations des ménages. Une des nombreuses applications de la théorie de l'allocation du temps qui reste insuffisamment traitée est l'analyse de la pauvreté complète et l'estimation de la valeur monétaire d'une vie humaine.

Dans ce chapitre, l'objectif principal consiste dans un cadre domestique, à décrire l'état de la pauvreté et d'en explorer les principaux déterminants d'une part et, d'estimer la valeur d'une vie humaine tout en mettant en évidence, ses facteurs explicatifs en Côte d'Ivoire d'autre part. De façon spécifique, il s'agit d'abord, d'estimer le taux de pauvreté (sous différentes formes) en distinguant pauvreté monétaire et pauvreté non-monétaire. Ensuite d'analyser les principaux déterminants de la pauvreté relative. Enfin, il s'agit de mesurer la valeur économique d'une vie humaine en Côte d'Ivoire à partir d'un modèle de la production domestique et d'explorer les facteurs susceptibles de l'influencer. Une place importante sera accordée à la structure de la fonction de production domestique du ménage.

Pour atteindre l'objectif principal, nous formulons les hypothèses de recherche suivantes :

Hypothèse 4.1 : La pauvreté relative concerne une part relativement importante de la population urbaine de Côte d'Ivoire. Elle est plus élevée dans la dimension complète que dans la seule dimension monétaire de la dépense agrégée du ménage. La pression des besoins de base évolue avec l'âge du chef et elle est plus importante chez les ménages avec un pouvoir d'achat élevé (ménages riches).

Pour tester cette hypothèse, il convient d'apporter une réponse aux sous-questions suivantes : Quelle(s) proportion(s) de la population vive(nt) en dessous du seuil de la pauvreté relative en Côte d'Ivoire ? La prise en compte de valeur de la production domestique est-elle à même de réduire l'incidence de la pauvreté relative urbaine en Côte d'Ivoire ? Comment la pression d'un ensemble de besoins ressentie, par les ménages et considérée par eux-mêmes comme plus ou moins indispensables, se reflète dans l'estimation de la dépense agrégée minimale ? Peut-on affirmer sans ambages que l'argent fait le bonheur du ménage en Côte d'Ivoire contrairement au paradoxe d'Easterlin ?

Hypothèse 4.2 : La situation socio-politique (instabilité politique) et les caractéristiques sociodémographiques du ménage (génération d'âge du chef, indication de la taille du ménage, présence d'enfants ou genre du chef) sont des facteurs susceptibles d'influencer la probabilité d'occurrence de la pauvreté relative urbaine en Côte d'Ivoire.

Cette seconde hypothèse suscite les interrogations suivantes : Comment se présentent les statistiques descriptives de la pauvreté relative urbaine par sous-populations de ménage ? Quels sont les principaux déterminants de la pauvreté relative urbaine en Côte d'Ivoire ?

Hypothèse 4.3 : Le niveau relativement faible de la valeur économique d'une vie humaine en milieu urbain de Côte d'Ivoire est expliqué significativement par des facteurs d'ordre économique et des facteurs non-économiques.

Cette hypothèse suscite les questions suivantes : Quelle est la valeur monétaire d'une vie humaine en Côte d'Ivoire ? Comment se positionne-t-elle par rapport à celle obtenue dans d'autres pays à niveau de développement comparable ou différent ? Quels sont les principaux déterminants de la valeur monétaire d'une vie humaine en Côte d'Ivoire ?

Le chapitre est organisé selon trois sections Dans la section 1, il s'agit d'approcher la pauvreté dans ses optiques monétaire ou non-monétaire en considérant pour chaque optique, une approche relative ou subjective. Cette section s'inscrit dans la tradition qui distingue sur le

plan statistique, les ménages pauvres relatifs, les ménages vulnérables relatifs ou les ménages pauvres subjectifs. Dans la section 2, nous explorons, à partir de la construction d'un modèle économétrique, les facteurs qui favorisent la probabilité d'occurrence de la pauvreté relative ou de ses formes croisées chez le ménage urbain de Côte d'Ivoire. Afin d'estimer les déterminants de la valeur d'une vie humaine, la section 3 reprend et reformule la méthode d'évaluation d'une vie humaine de Gardes (2022) en proposant et appliquant sur des données ivoiriennes, une nouvelle méthode d'évaluation de la vie humaine fondée sur la valeur de la production (non-marchande et/ou marchande) du ménage.

Section 1 : Valeurs du temps et profils de la pauvreté en Côte d'Ivoire

La pauvreté est une notion polysémique car elle fait l'objet d'un débat controversé dans la littérature. A l'origine, Rowntree (1902) la définit par le fait de "*ne pas avoir de quoi satisfaire ses besoins*". Suivant Townsend (1979) et Sen (1982), cette approche trop restrictive marque uniquement son caractère absolu alors que la pauvreté ne saurait être définie par la seule faiblesse des ressources pour un niveau social minimum. D'Agostino et Duvert (2008) définissent la pauvreté relative comme "*une insuffisance de ressources matérielles, culturelles et sociales*". A la suite de ces jugements, la théorie économique contemporaine s'accorde sur le fait que la pauvreté revêt un caractère multidimensionnel : elle peut être monétaire ou non-monétaire. La pauvreté monétaire est l'expression d'une insuffisance jugée à partir d'un indicateur monétaire simple ou synthétique alors que la pauvreté non monétaire concerne les facteurs non monétaires qui ont un effet direct ou indirect sur le niveau et les conditions de vie du ménage. Généralement, la majorité des études sur la pauvreté, surtout dans les pays en développement, s'est concentrée autour de sa dimension monétaire. C'est le cas de Diarra (2018) en Côte d'Ivoire ou de Misangumukini (2016) au Mali qui ont conclu que la pauvreté monétaire est plus importante dans le secteur rural.

Cette section vise à montrer l'intérêt d'une mesure multidimensionnelle de la pauvreté en Côte d'Ivoire : pauvreté monétaire ou pauvreté non-monétaire. De façon spécifique, il s'agit de tenter d'apporter des éléments de réponse aux questions suivantes : (i) Quel ménage pourrait être considéré comme pauvre en Côte d'Ivoire ? (ii) L'argent peut-il faire le bonheur du ménage en Côte d'Ivoire ? L'étude débute par une analyse statistique de la pauvreté dans le milieu urbain de la Côte d'Ivoire et conçoit le phénomène de la pauvreté selon deux formes : la pauvreté relative et la pauvreté subjective. Pour chacune de ces formes de la pauvreté et à des fins de comparaisons des différents résultats, nous utilisons une approche monétaire (basée

essentiellement sur la dépense monétaire agrégée des ménages) et, une approche non monétaire (basée sur la valeur totale de la production domestique ou dépense complète agrégée).

4.1.1. Profils de la pauvreté urbaine en Côte d'Ivoire : Mesures et analyses statistiques

Dans cette étude, nous considérons deux profils dans l'analyse statistique de la pauvreté. Il s'agit de la pauvreté relative (absolue) et de la pauvreté subjective.

4.1.1.1. Pauvreté relative urbaine en Côte d'Ivoire

a°) Un essai de revue de littérature sur la pauvreté relative

Suivant Fuchs (1967), la pauvreté relative est définie à partir d'un certain seuil qui est influencé par la distribution des dépenses à l'intérieur d'un échantillon d'étude. Elle reste l'équivalent du montant le plus important de ces dépenses pour une fraction donnée de l'échantillon qui a effectué ces dépenses. A partir de cette définition et sur la base des dépenses monétaires des ménages, l'Institut National de la Statistique de Côte d'Ivoire fournit un seuil national de pauvreté relative de 75000 FCFA/tête en 1985, de 241145 FCFA/tête en 2008 et de 269075 FCFA/tête en 2015. Ces montants correspondent au niveau le plus important des dépenses monétaires de consommation du premier décile des plus pauvres. Un rapport similaire du Fonds Monétaire International (2011) avec le même indicateur conclue qu'au Mali, près de la moitié de la population nationale vit sous le seuil de la pauvreté monétaire. De plus, la Direction Nationale de la Statistique et de l'Information (DNSI) du Mali a estimé, sur la base de l'Enquête Légère Intégrée auprès des Ménages (2006), un seuil national de pauvreté relative monétaire annuel pour un ménage normalisé par sa taille ou par le nombre d'équivalent-adulte, à 149000 FCFA soit 408 FCFA par jour. A partir de ce seuil national, la répartition des chefs de ménages selon la pauvreté relative monétaire montre que plus d'un tiers des ménages au niveau national vit en dessous du seuil de pauvreté soit environ 38% (Misangumukini, 2016).

b°) Mesures de la pauvreté relative urbaine en Côte d'Ivoire

Pour mesurer la pauvreté relative (approche monétaire¹³¹ ou approche complète) en Côte d'Ivoire, nous allons présenter d'abord la démarche méthodologique adoptée et ensuite, nous discuterons les résultats empiriques qui en découlent.

¹³¹ L'analyse de la pauvreté monétaire est basée sur l'hypothèse implicite selon laquelle soit les ménages ont pratiquement les mêmes goûts et qu'aucun des ménages ne dispose de goûts onéreux qui pourraient l'empêcher de

i) Démarche méthodologique : Dans la littérature économique, l'estimation d'un seuil de la pauvreté relative se fait à partir d'un certain pourcentage du revenu médian. L'OCDE considère trois seuils : 40, 50 ou 60% du revenu médian. L'approche utilisée par la Banque Mondiale est tout à fait différente. Elle utilise les seuils journaliers de 1 dollar (extrême pauvreté) ou de 2 dollars américains (pauvreté) en parité du pouvoir d'achat (PPA). Faute de disponibilité des informations sur les revenus monétaires des ménages dans les données recueillies, la mesure de la pauvreté relative réalisée dans cette étude, prend en compte deux catégories de la dépense agrégée du ménage urbain en Côte d'Ivoire. Il s'agit de la *dépense monétaire agrégée par UC* (approche monétaire de la pauvreté relative) et de la *dépense complète agrégée* (valeur de toute la production domestique) *par UC* (approche non-monétaire de la pauvreté relative). Dans l'approche non-monétaire de la pauvreté relative, la valeur du temps domestique est estimée par le coût d'opportunité unique du temps (Gardes, 2019). Dans chaque approche de la pauvreté relative, nous nous inspirons de la méthode proposée par l'OCDE mais nous retenons comme ligne de la pauvreté relative, la médiane de la dépense agrégée par UC (dépense monétaire ou dépense complète). Ensuite, nous choisissons sous certaines conditions, un meilleur indicateur pour la mesure de la pauvreté relative en Côte d'Ivoire. Notre choix s'est porté sur les indicateurs FGT de Foster, Greer et Thorbecke (1984). Ces indicateurs sont couramment utilisés dans les questions concernant les mesures et l'analyse de la pauvreté relative. Les indicateurs FGT¹³² se présentent sous la forme suivante :

$$FGT_{\alpha} = P_{\alpha} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^q \left(\frac{SPR - y_i}{SPR} \right)^{\alpha} \quad (4.1)$$

N , taille de l'échantillon (nombre d'observations) ; q , le nombre de ménages relativement pauvres ; SPR , seuil de la pauvreté relative (ligne de la pauvreté relative) ; α , paramètre indiquant l'aversion à la pauvreté et y_i , variable mesurant le niveau de vie du ménage.

ressentir le même niveau de satisfaction que tous les autres ménages avec les mêmes ressources ou soit que chaque ménage a les responsabilités en ce qui concerne l'orientation de ses goûts et donc il n'est pas nécessaire de compenser le gap existant (Lollivier et Verger, 1997)

¹³² Dans une étude quantitative de la pauvreté, P_{α} respecte deux propriétés essentielles : (i) *la séparabilité* de l'échantillon en sous-populations de classe socio-économiques et, (ii) *l'additivité* qui stipule que la pauvreté totale résulte de la valeur moyenne des différents indicateurs pondérée par la proportion de chaque sous-population dans l'échantillon (Ravallion, 1992). Selon Sen (1976), P_{α} respecte deux axiomes : (i) *la monotonie* c'est-à-dire que la baisse de la dotation ou du transfert dans un ménage pauvre va de pair avec une aggravation de la mesure de la pauvreté et, (ii) le *transfert* « Toutes choses égales par ailleurs, un transfert de bien-être d'un ménage en dessous de la ligne de pauvreté vers n'importe quel ménage plus riche doit augmenter l'indice de pauvreté. »

Avec des valeurs entières de α comprises entre 0 et 2, trois indicateurs (P0, P1 et P2) captent divers aspects de la pauvreté relative. Plus la valeur de α est élevée et plus le poids accordé aux ménages pauvres dans le calcul du taux de pauvreté est important.

i-1) Si $\alpha = 0$, l'équation 4.1 détermine le taux ou l'incidence de la pauvreté. Il mesure en pourcentage, le nombre de pauvres dans la population sans prendre en compte la position de chaque ménage pauvre par rapport à la ligne de pauvreté¹³³. Il ne précise pas si le ménage en dessous de ligne de pauvreté, est proche ou éloigné de cette ligne et ne respecte pas les axiomes de transfert ou de monotonie (Sen, 1976). Avec $\alpha = 0$, l'équation 4.1 devient :

$$FGT_0 = P_0 = \frac{q}{N} \quad (4.1a).$$

i-2) Si $\alpha = 1$, l'équation 4.1 décrit la profondeur ou l'intensité de la pauvreté en prenant en compte le nombre de pauvres et leur écart par rapport à la ligne de pauvreté. La valeur absolue de la profondeur de la pauvreté présente une implication majeure dans les politiques de réduction ou de lutte contre la pauvreté. En effet, la valeur absolue de la profondeur de la pauvreté renseigne les autorités politiques, du montant minimum qu'il faudrait transférer aux ménages pour que ces derniers puissent être sur la ligne de pauvreté. Sa limite est qu'il ne peut communiquer des informations sur la distance entre les pauvres c'est-à-dire s'ils sont éloignés ou non les uns des autres (Sen, 1976). Cet indicateur respecte uniquement l'axiome de monotonie mais pas celui de transfert. Avec $\alpha = 1$, l'équation 4.1 devient :

$$FGT_1 = P_1 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^q \left(\frac{SPR - y_i}{SPR} \right) \quad (4.1b).$$

i-3) Si $\alpha = 2$, l'équation 4.1 calcule la sévérité de la pauvreté en mesurant la distribution des inégalités basées sur la variable utilisée pour mesurer le niveau de vie des ménages. La sévérité de la pauvreté respecte les axiomes de monotonie et de transfert. Avec $\alpha = 2$, l'équation 4.1 devient :

$$FGT_2 = P_2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^q \left(\frac{SPR - y_i}{SPR} \right)^2 \quad (4.1c)$$

ii) Présentation et discussion des résultats empiriques : La première étape des résultats empiriques concerne la répartition de la pauvreté relative urbaine en Côte d'Ivoire à partir des

¹³³ Selon Pauw et al. (2016), le taux de pauvreté ou l'incidence de la pauvreté relative est facile à interpréter car il exprime par rapport à une ligne de pauvreté retenue, le pourcentage de personnes qui sont pauvres.

indicateurs FGT. Nous présentons également l'évolution de cette pauvreté entre 2008 et 2015 en distinguant l'optique de la dépense monétaire agrégée de celui de la dépense complète agrégée¹³⁴. Les résultats statistiques de la pauvreté relative sont contenus dans le tableau 4.1a :

Tableau 4.1a : Répartition des ménages selon les indicateurs FGT de la pauvreté relative

Mesures de la pauvreté relative	Année	Fréquence absolue	Situation du ménage	Indices FGT de classe P de Foster, Greer et Thorbecke (1984)				
				Incidence de la pauvreté (%) : P0	Profondeur de la pauvreté : P1	Sévérité de la pauvreté : P2		
Approche monétaire	2008	3518	Non pauvre	55,36				
		2837	Pauvre	44,64				
	<i>Total</i>	6355		100				
	2013	487	Non pauvre	50,84				
		471	Pauvre	49,16				
	<i>Total</i>	958		100				
	2015	2820	Non pauvre	52,34				
		2568	Pauvre	47,66				
	<i>Total</i>	5388		100				
	Ensemble	6825	Non pauvre	53,74			0,059	0,009
		5876	Pauvre	46,26				
	<i>Total</i>	12701		100				
Approche complète	2008	3559	Non pauvre	56,00				
		2797	Pauvre	44,00				
	<i>Total</i>	6355		100				
	2013	512	Non pauvre	53,44				
		446	Pauvre	46,56				
	<i>Total</i>	958		100				
	2015	2495	Non pauvre	46,31				
		2893	Pauvre	53,69				
	<i>Total</i>	5388		100				
	Ensemble	6566	Non pauvre	51,70			0,072	0,014
		6135	Pauvre	48,30				
	<i>Total</i>	12701		100				

Source : Calcul à partir du pseudo-panel (2008, 2013, 2015) de l'INS de Côte d'Ivoire.

ii-1) Selon l'optique de la dépense monétaire agrégée des ménages, la variable indiquant le niveau de vie est la dépense monétaire agrégée /UC (à l'échelle modifiée de l'OCDE). Elle s'établit en moyenne dans l'échantillon à 48183,68 FCFA/UC par mois avec une valeur médiane égale 45556,25 FCFA/UC représentant ici, la ligne (le seuil) de pauvreté monétaire

¹³⁴ Voir tableau 4.1a en annexe

relative. Un ménage est considéré comme relativement pauvre (sous l'optique monétaire) si sa dépense monétaire agrégée/UC par mois, est strictement inférieure au seuil de pauvreté monétaire relative. Sur l'ensemble de l'échantillon, le tableau ci-dessus montre qu'environ 46 ménages sur 100 sont relativement pauvres sur le plan monétaire. Ce résultat signifie qu'environ 46% des ménages urbains de Côte d'Ivoire sur la période de l'étude, ne dispose pas de ressources monétaires suffisantes ne serait-ce que pour fournir un minimum de bien-être à l'ensemble des personnes composant le ménage. Cette proportion de ménages vit sous le seuil de la pauvreté. Le taux de pauvreté monétaire relative a évolué sous la forme d'un U inversé entre 2008 et 2015 avec un pic en 2013 (49,16%) et un taux plus élevé en 2015 (47,66%) qu'en 2008 (44,64%)¹³⁵. Le pic du taux de la pauvreté relative monétaire observé en 2013 pourrait s'expliquer par les effets directs collatéraux de la crise militaro-politique de 2010 qui sont entre autres, la destruction de l'appareil de production, la partition du pays entre le nord et le sud et, le déplacement massif de la population du Nord vers le Sud (la région d'Abidjan). Au cours de cette période d'instabilité socio-politique, de nombreuses entreprises nationales et/ou étrangères ont cessé de fonctionner entraînant inéluctablement une baisse de la production, une augmentation du taux de chômage et une réduction drastique du pouvoir d'achat du ménage. Nous constatons une augmentation de 10,12% du taux de pauvreté monétaire relative entre 2008 et 2013 et une baisse de 3,05% de ce taux entre 2013 et 2015, soit une augmentation de 6,76% entre 2008 et 2015. La baisse du taux de pauvreté relative entre 2013 et 2015 pourrait être imputable aux actions gouvernementales à travers le Document Stratégique de Réduction de la Pauvreté (DSRP) et l'initiative en faveur des Pays Pauvres Très Endettés (PPTE), financée par les institutions monétaires internationales.

La profondeur de la pauvreté relative monétaire P1 ressort à 0,059 soit 5,9%. La valeur de cet indicateur nous semble proche de 0. Il est possible d'affirmer que dans le milieu urbain, la pauvreté monétaire relative est moins intense et que le niveau de vie des plus pauvres monétairement est faiblement inférieur au seuil de pauvreté relative monétaire avec un déficit mensuel en dépense monétaire agrégée/UC d'environ 5,9% du seuil de pauvreté relative monétaire. Une signification de la valeur de P1 serait qu'il faudrait augmenter en moyenne de 5,9 % la dépense monétaire agrégée des ménages relativement pauvres pour que ces derniers puissent atteindre la ligne de pauvreté monétaire relative. La mesure de la sévérité de la pauvreté

¹³⁵ Les taux de pauvreté relative monétaire chez les ménages urbains sont proches des niveaux obtenus au niveau national dans les rapports du programme des nations unies sur le développement humain. En effet, au niveau national en Côte d'Ivoire, le taux de pauvreté relative monétaire était de 48,9% ou de 50% ou de 46,3% respectivement en 2008 ou en 2013 ou en 2015.

relative monétaire P2 ressort à 0,009 sur l'ensemble de l'échantillon. La valeur de cet indicateur est très faible et sensiblement proche de 0. Ce résultat montre qu'au plan monétaire, les ménages relativement pauvres sont moins dispersés et relativement plus proches les uns des autres.

ii-2) Selon l'optique de la dépense complète agrégée du ménage, la variable indiquant le niveau de vie est la dépense complète agrégée/UC. Dans l'échantillon, elle est de 229718,9 FCFA en moyenne par mois avec une valeur médiane égale 221125,4 FCFA, représentant la ligne (seuil) de pauvreté relative complète. Un ménage sera considéré comme relativement pauvre selon l'optique complète si sa dépense complète agrégée par mois /UC est strictement inférieure au seuil de pauvreté complète relative. Le tableau 4.1 montre qu'environ 49% des ménages sont complètement pauvres, un résultat légèrement au-dessus de 2 points de pourcentage par rapport à celui obtenu dans l'approche monétaire. Ce résultat sur l'incidence de la pauvreté relative complète semble indiquer que la prise en compte de la valeur de la production domestique des ménages n'a pas contribué à réduire leur taux de pauvreté par rapport à la seule approche monétaire des dépenses. Ce résultat peut être attribué à l'observation selon laquelle les ménages n'ont vraisemblablement pas consacré la majorité de leur temps domestique à la production domestique, ce qui aurait pu réduire la proportion des dépenses monétaires dans la valeur totale de la production domestique. Aussi, nous observons que le taux de pauvreté complète relative a connu une évolution croissante dans le temps. Entre 2008 et 2015, le taux de pauvreté complète relative a augmenté de 22,02%, une croissance plus importante comparée à celui obtenu sous l'optique des dépenses monétaires. Cet écart de résultat sur l'incidence de la pauvreté relative entre optique monétaire et optique complète démontre que le gain de temps disponible des ménages (issu certainement de la réduction de leur temps de travail marchand à cause de la crise de 2010) n'a pas été suffisamment affecté à la production domestique, qui entre dans leur fonction d'utilité et leur procure une certaine satisfaction. Sur la base de ce résultat, la production domestique n'a pas permis de réduire la perte de bien-être subie par les ménages en Côte d'Ivoire pendant la crise militaro-politique contrairement aux ménages américains lors de la grande récession de 2008 (Alpman et Gardes, 2015). La valeur de P1 ressort à 0,072 ce qui signifierait qu'il faudrait augmenter en moyenne de 7,2% la dépense complète agrégée des ménages relativement pauvres pour que ces derniers puissent atteindre la ligne de pauvreté complète relative. La mesure de la sévérité de la pauvreté relative complète P2 ressort à 0,014 dans l'échantillon. La valeur de cet indicateur apparaît faible et sensiblement très proche de 0. Ce résultat montre que sous l'optique complète de la

dépense agrégée, les ménages relativement pauvres sont moins dispersés c'est-à-dire qu'ils sont relativement proches les uns des autres.

ii-3) Une seconde étape de nos résultats empiriques consiste à répartir le taux de pauvreté relative (monétaire ou complète) selon les caractéristiques sociodémographiques du ménage : genre du chef, génération d'âge du chef, indication de la taille du ménage et présence ou non d'enfant(s) dans le ménage.

Le tableau suivant présente la distribution de l'incidence de la pauvreté relative selon les caractéristiques socio-démographiques du ménage.

Tableau 4.1b : Incidence de la pauvreté relative par sous-populations de ménages en Côte d'Ivoire.

		Pauvreté relative monétaire	Pauvreté relative complète
Genre du chef de ménage	Masculin	3379 ménages (57,51%)	5538 ménages (90,27%)
	Féminin	2497 ménages (42,49%)	597 ménages (9,73%)
Total (pourcentage)		5876 ménages (100%)	6135 ménages (100%)
Génération d'âge du chef de ménage	Jeune	405 ménages (6,90%)	307 ménages (5%)
	Adulte	4503 ménages (76,63%)	5249 ménages (85,56%)
	Sénior	968 ménages (16,47%)	579 ménages (9,44%)
Total (pourcentage)		5876 ménages (100%)	6135 ménages (100%)
Indicateur de la taille du ménage	Petite	974 ménages (16,57%)	1172 ménages (19,10%)
	Normale	3060 ménages (52,08%)	2666 ménages (43,46%)
	Large	1842 ménages (31,35%)	2297 ménages (37,44%)
Total (pourcentage)		5876 ménages (100%)	6135 ménages (100%)
Présence d'enfants dans le ménage	Non	1566 ménages (26,65%)	1830 ménages (29,83%)
	Oui	4310 ménages (73,35%)	4305 ménages (70,17%)
Total (pourcentage)		5876 ménages (100%)	6135 ménages (100%)

Source : Calcul à partir du pseudo-panel d'enquêtes de ménages (2008, 2013, 2015).

Selon l'approche monétaire de la dépense agrégée, la fréquence absolue des ménages pauvres (q_m) ressort à 5876 ménages soit une fréquence relative (incidence de la pauvreté monétaire relative) de 46,26% dans l'échantillon. Sous l'approche complète de la dépense complète agrégée, il ressort que la fréquence absolue des ménages pauvres (q_c) s'établit à 6135

ménages soit une fréquence relative (incidence de la pauvreté complète relative) de 48,30% dans l'échantillon. L'analyse de la distribution de la pauvreté relative par sous-populations de ménages se base sur l'incidence de la pauvreté selon l'approche de la dépense agrégée.

* *Pauvreté relative et genre du chef* : L'incidence de la pauvreté relative selon le genre du chef de ménage semble être influencée par la nature de la dépense agrégée/UC. Sous l'approche de la pauvreté relative monétaire, il ressort que sur les 5876 ménages déclarés pauvres relatifs, il y a une proportion de 57,51% de ces ménages qui sont administrés par un homme contre une proportion 42,49% de ces ménages administrés par une femme. La pauvreté relative monétaire semble être plus présente chez le ménage dirigé par un homme que chez le ménage dirigé par une femme. La thèse d'une féminisation de la pauvreté monétaire n'est pas confirmée par nos données. En effet, certaines études ont révélé que les ménages administrés par une femme semblent subir les formes extrêmes de la pauvreté à cause de la réduction de leurs opportunités de gains (Moghada (1996), Paolisso et Gammage (1991)). D'autres ont souligné que les ménages ayant à leur tête une femme sont perçus par avance comme une résultante de la pauvreté (Fonseca, 1991) à cause de la faiblesse de leur niveau d'éducation en général et les difficultés liés à l'obtention d'un emploi. Sous l'optique de la pauvreté relative complète, nous observons les mêmes résultats mais dans des proportions plus importantes. Sur les 6135 ménages déclarés pauvres relatifs, il y a une proportion de 90,27% de ces ménages qui sont administrés par un homme contre une proportion 9,73% de ces ménages administrés par une femme. Ces résultats soutiennent plutôt la thèse d'une masculinisation de la pauvreté relative et il semble qu'il corrobore ceux de Grimm et al. (2001). En effet, ces auteurs ont conduit une analyse sur l'évolution de la pauvreté urbaine en Côte d'Ivoire en utilisant 15 ans d'enquêtes ménages. Ils ont conclu que les ménages dirigés par un homme sont moins riches et vivent dans de plus mauvaises conditions par rapport à ceux dirigés par une femme. Nos résultats montrent que les ménages dirigés par un homme sont ceux qui sont les plus monétairement ou complètement pauvres relatifs. Ainsi, nous pouvons expliquer ce résultat par le fait que la période de l'étude est très proche des crises militaro-politiques en Côte d'Ivoire : crise de 2002 avec le coup d'Etat qui a vu la chute du Président Bédié et crise post-électorale de 2010. La plupart des ménages étant dirigés par un homme (75,92% des ménages dans l'échantillon) et ces derniers sont les plus présents sur le marché du travail par rapport aux femmes. Les crises successives en Côte d'Ivoire ont dû probablement réduire significativement leur pouvoir d'achat et accentué la pauvreté dans les ménages dirigés par un homme. Chez les ménages dirigés par un homme, l'incidence de la pauvreté relative est plus importante avec l'approche

compète (90,27%) qu'avec la seule approche monétaire (57,51%). Dans les ménages dirigés par une femme, on observe le phénomène inverse, l'incidence de la pauvreté relative est moins importante avec l'approche complète (9,73%) par rapport à la seule approche monétaire (42,49%). Cependant au regard des études antérieures et de nos résultats actuels, il semble que la thèse d'une féminisation ou d'une masculinisation de la pauvreté relative en milieu urbain de Côte d'Ivoire est difficilement soutenable car les résultats sont très controversés.

Nos résultats montrent que l'idée selon laquelle la féminisation du statut du chef de ménage signifie la féminisation de la pauvreté doit être prise avec beaucoup plus de précaution dans la mesure où cette thèse paraît difficile à soutenir dans le contexte urbain de la Côte d'Ivoire. Il apparaît évidemment que la pauvreté relative dans ses deux approches est plus présente chez les ménages dirigés par un homme par rapport à ceux dirigés par une femme.

* *Pauvreté relative et génération d'âge du chef* : Dans l'échantillon, la répartition des ménages selon la génération d'âge du chef donne : 6,82% des ménages de l'échantillon sont dirigés par un chef jeune, 84,34 % sont dirigés par un chef adulte et 8,79% des ménages sont dirigés par un chef sénior. Les résultats font ressortir une proportion importante (76,63% avec l'approche monétaire ou 85,56% avec l'approche complète) des ménages pauvres avec un chef de la génération adulte. C'est chez les ménages dirigés par un chef de la génération jeune que le nombre de ménages pauvres relatifs est le plus faible (6,90% avec l'approche monétaire contre 5% avec l'approche complète). On note que la prise en compte de la valeur du temps fait baisser l'incidence de la pauvreté relative chez les ménages dirigés par un chef de la génération jeune : l'incidence de la pauvreté relative passe de 6,90% avec l'approche monétaire à 5% avec l'approche complète. Nous observons le même résultat chez les ménages dirigés par un chef de la génération sénior : l'incidence de la pauvreté relative passe de 16,47% avec l'approche monétaire à 9,44% avec l'approche complète. En revanche, la prise en compte de la valeur du temps fait augmenter l'incidence de la pauvreté relative chez les ménages dirigés par un chef de la génération adulte : l'incidence de la pauvreté relative passe de 76,63% avec l'approche monétaire à 85,56% avec l'approche complète.

* *Pauvreté relative et indicateur de la taille du ménage* : Dans l'échantillon, la répartition des ménages selon l'indicateur de la taille donne : 32,44% des ménages de l'échantillon sont de petite taille, 42,56 % sont de taille normale et 25% sont de taille large. Parmi les ménages pauvres relatifs, on trouve une proportion plus importante de ménages de taille normale (52,08% avec l'approche monétaire contre 43,46% avec l'approche complète). L'incidence de

la pauvreté relative est plus faible avec les ménages de petite taille : elle est de 16,57% avec l'approche monétaire contre 19,10% avec l'approche complète. La prise en compte de la valeur du temps augmente l'incidence de la pauvreté relative chez les ménages de petite taille (on passe de 16,57% avec l'approche monétaire à 19,10% avec l'approche complète) ou chez les ménages de taille large (on passe de 31,35% avec l'approche monétaire à 37,44% avec l'approche complète). En revanche, la prise en compte de la valeur du temps réduit l'incidence de la pauvreté relative chez les ménages de taille normale (on passe de 58,08% avec l'approche monétaire à 43,46% avec l'approche complète).

* *Pauvreté relative et présence d'enfants* : La répartition de la présence ou non d'au moins un enfant dans le ménage montre que 60,88% des ménages dans l'échantillon ont au moins un enfant contre 39,12% qui n'ont aucun enfant. L'incidence de la pauvreté relative est plus importante chez les ménages qui ont au moins un enfant (73,35% avec l'approche monétaire contre 70,17% avec l'approche complète) par rapport aux ménages qui n'ont pas d'enfants. Si l'on tient compte de la valeur du temps l'incidence de la pauvreté relative augmente chez les ménages qui n'ont pas d'enfants : on passe de 26,65% avec l'approche monétaire à 29,83% avec l'approche complète. En revanche, la prise en compte de la valeur du temps fait baisser l'incidence de la pauvreté relative chez les ménages qui au moins un enfant : on passe de 73,35% avec l'approche monétaire à 70,17% avec l'approche complète.

La distribution des ménages relativement pauvres selon leurs caractéristiques socio-démographiques montre une forte proportion dans le cas des ménages de taille normale avec la présence d'enfants et dirigés par un chef adulte du genre du genre masculin. Nous estimons que toute politique publique en Côte d'Ivoire visant la réduction de la pauvreté relative urbaine, doit tenir compte de ces résultats. La prise en compte de la valeur du temps semble avoir un effet ambigu selon les caractéristiques démographiques des ménages.

La pauvreté étant une notion multidimensionnelle, elle ne saurait être appréciée par sa seule dimension relative car cette dimension a fait l'objet de critiques dans la littérature. La pauvreté relative et les indicateurs utilisés pour la mesurer, peuvent varier selon la société à laquelle appartient le ménage (Duvoux et Papuchon, 2019)¹³⁶. A cet égard, une autre dimension dans l'analyse de la pauvreté, qui mérité d'être prise en compte, est sa dimension subjective

¹³⁶ La Banque Mondiale prend en compte 1,90 dollar par jour comme seuil d'extrême pauvreté et les Etats-Unis fixent le seuil de pauvreté annuel à 25100 dollars pour un ménage composé de quatre personnes.

c'est-à-dire la perception par les ménages eux-mêmes de leur difficulté à satisfaire certains besoins de base jugés nécessaires à l'amélioration de leur propre bien-être.

4.1.1.2. Pauvreté subjective urbaine en Côte d'Ivoire

a°) Pauvreté subjective : Définition et revue de littérature

i) Définition de la pauvreté subjective : Fall et Verger (2005) considèrent qu'un ménage est pauvre dans la dimension subjective s'il présente au minimum les réalités suivantes : insuffisance de revenu, impératif d'endettement et retard dans le paiement de ses factures. Suivant cette définition, le taux de pauvreté subjective estimé sur des ménages français en 2001 par ces auteurs est de 12,4%. La littérature offre de façon non exhaustive d'autres méthodes de mesure du taux de la pauvreté subjective des ménages. *Premièrement*, la méthode de l'OCDE (2011) qui consiste à construire un indicateur composite de pauvreté subjective en utilisant plusieurs items¹³⁷. *Deuxièmement*, la méthode de Van Praag et al. (1982) dans l'estimation de l'élasticité du seuil subjectif de la pauvreté, nécessaire à une évaluation d'un seuil subjectif de la pauvreté. Cette technique dite de l'école de Leyde vise à recueillir au cours de l'enquête, les avis des différents ménages sur la question suivante : « *Quel est le montant minimum mensuel qu'il faudrait à un ménage comme le vôtre pour couvrir ses besoins de base ?* ». La réponse à cette question permet de dégager une mesure de la pauvreté subjective du ménage.

ii) Essai de revue de littérature sur la pauvreté subjective : La revue de littérature empirique des travaux effectués sur la perception de la pauvreté subjective, couvre les aspects statistique et économétrique. Dans l'analyse statistique de la perception subjective de la pauvreté parmi les chefs de ménage maliens objectivement non pauvres, Misangumukini (2016) a construit un score de pauvreté subjective à partir de quatre items empruntés au panel européen des ménages. Ses résultats ont montré que dans le milieu urbain, le taux de pauvreté subjective était d'environ 45%. D'autres auteurs ont utilisé, dans l'analyse de la pauvreté subjective, la méthode proposée par l'école de Leyde qui repose une approche purement économétrique. Les premiers travaux sur une estimation économétrique de l'élasticité du seuil subjectif de la pauvreté remontent à Kilpatrick (1973). Selon lui, l'élasticité-revenu du revenu minimum subjectif varie

¹³⁷ Dans la construction du score de pauvreté subjective, le panel européen des ménages utilise six items (Lollivier et Verger, 1999) que sont : 1. Le chef de ménage considère qu'il vit difficilement ; 2. Le chef de ménage considère que ses revenus sont très instables ; 3. Le chef de ménage considère qu'au cours des cinq dernières, son niveau de vie s'est dégradé ; 4. Le chef de ménage considère qu'au cours des cinq dernières, le niveau de vie de sa localité s'est dégradé ; 5. Le ménage est amené à puiser dans ses réserves ; 6. Le ménage considère que le revenu minimum pour « joindre les deux bouts » qu'il déclare est supérieur au revenu effectif perçu.

périodiquement entre 0,6 et 1 et que la valeur de cette élasticité apparaît plus faible (entre 0,1 et 0,15) dans sa dimension transversale. En utilisant d'autres données, Dangziger et al. (1984) ont obtenu une valeur de 0,3 pour l'élasticité-revenu du revenu minimum subjectif si celle-ci est mesurée transversalement. Plus tard, des résultats similaires ont été retrouvés dans les travaux de Morisette et Poulin (1991) ou ceux de Gardes et Langlois (1992) ou encore ceux de Gardes et Volatier (1993). Sur un pseudo-panel de 1500 ménages, Gardes (1994) a estimé transversalement et temporellement, la valeur de cette élasticité. Il a obtenu une valeur transversale comprise entre 0,2 et 0,25 contre une valeur temporelle plus élevée comprise entre 0,7 et 0,8. Des valeurs plus faibles ont été à nouveau retrouvées par Gardes et Loisy (1998) sur l'ensemble de l'échantillon utilisé. Quant à Ravallion (1999), il met en relief, une relation positive entre le revenu minimum déclaré par le ménage et le revenu effectif perçu.

b°) Mesure de la pression des besoins de base en Côte d'Ivoire

Pour mesurer la pression des besoins de base en Côte d'Ivoire, nous commençons par présenter le cadre méthodologique et, nous analysons et discutons nos résultats empiriques.

i) Cadre méthodologique et données : Il s'agit, d'estimer l'élasticité du seuil subjectif de la pauvreté à partir de l'estimation économétrique des paramètres du modèle de Van Praag et al. (1982). Cette estimation permet de mesurer la pression des besoins de base en Côte d'Ivoire. Dans le modèle, le revenu minimum subjectif/UC (Y_{min}) est une fonction log-linéaire du revenu effectif/UC (Y), des caractéristiques sociodémographiques (Z) des ménages et des variables m et σ qui représentent respectivement la moyenne et l'écart-type dans une population de référence. Le modèle théorique de Van Praag et al. (1982) s'écrit :

$$\log(Y_{min}) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(Y) + \beta Z + \gamma m + \delta \sigma + \varepsilon \quad (4.2a)$$

α_0 désigne la constante et, α_1 l'élasticité du seuil subjectif de la pauvreté ou encore l'élasticité du revenu minimum par rapport au revenu effectif du ménage ou mieux, l'élasticité-revenu du seuil de subsistance subjectif. Combris et Gardes (1995) considèrent le paramètre α_1 comme un indicateur de l'ampleur des besoins ressentis par le ménage. Il mesure la pression des besoins de base au fur et à mesure que le revenu effectif du ménage augmente. Nos enquêtes de ménages ne nous renseignent pas sur les revenus du ménage et elles ne comportent pas le volet relatif aux réponses des ménages sur la question de savoir le montant minimum mensuel qu'il leur faudrait pour la couverture de leurs besoins de base. Pour résoudre ce problème, nous approchons le revenu du ménage par sa dépense agrégée. Nous assumons l'hypothèse selon

laquelle tout le revenu effectif perçu sert directement à la couverture des dépenses du ménage de sorte que le revenu effectif/UC soit exactement égal à la dépense agrégée/UC. Nous prenons en compte deux optiques de la dépense agrégée : l'optique monétaire (par la dépense monétaire agrégée) et l'optique complète (par la dépense complète agrégée)¹³⁸. Avec l'optique monétaire des dépenses et pour estimer le niveau des dépenses minimales, nous faisons l'hypothèse suivante, certes peu réaliste mais objective selon laquelle, seul le chef dans le ménage exerce une activité professionnelle rémunérée au SMIG. Ensuite, nous estimons mensuellement la dépense minimale monétaire/UC en faisant le rapport entre le SMIG et le nombre d'UC dans le ménage. L'échelle d'équivalence utilisée est celle de l'OCDE modifiée. Avec l'approche complète des dépenses du ménage et pour estimer le niveau des dépenses minimales, nous utilisons les résultats d'estimation de l'équation 3.8c (modèle LES) dans le chapitre précédent. Ces résultats d'estimation sont contenus dans le tableau 3.2b et, ils nous fournissent les quantités de substance (quantités incompressibles) par activité. Connaissant les prix complets dans chaque activité (valorisation du temps par le coût d'opportunité unique) et les quantités de subsistance, nous estimons mensuellement la dépense minimale complète par unité de consommation en faisant le rapport entre cette dépense de subsistance pour les activités et le nombre d'UC dans le ménage. De plus, dans l'estimation de l'élasticité du seuil subjectif de la pauvreté, nous excluons du modèle empirique, les variables m et σ de la population de référence en raison de la multicollinéarité qu'elles pourraient entraîner en utilisant le pseudo-panel avec les dépenses moyennes enregistrées dans les cellules. Pour un ménage h donnée et à une période t quelconque, le modèle empirique de Van Praag (1982) que nous estimons selon l'optique utilisée pour mesurer les dépenses du ménage est le suivant :

$$\log(Y_{min}^{mon}) = \alpha_0 + \alpha_1 * \log(Y^{mon}) + \beta Z + \varepsilon \quad (4.2b) \leftarrow \text{Approche monétaire}$$

$$\log(Y_{min}^{comp}) = \alpha_0 + \alpha_1 * \log(Y^{comp}) + \beta Z + \varepsilon \quad (4.2c) \leftarrow \text{Approche complète}$$

Y_{min}^{mon} , dépense monétaire minimale (agrégée) /UC, équivalent au salaire monétaire minimum urbain/UC. Nous supposons que le salaire minimum urbain est affecté à l'ensemble de toute la dépense monétaire minimale (agrégée).

¹³⁸ La différence entre ces deux approches de la dépense se situe dans le fait que l'approche complète des dépenses ajoute aux dépenses monétaires, les dépenses temporelles des ménages c'est-à-dire la valeur monétaire de la production domestique réalisée par les ménages. La valeur du temps domestique des ménages est estimée par le cout d'opportunité unique du temps (Gardes, 2019).

Y_{min}^{comp} , dépense complète de subsistance (agrégée)/UC. La dépense complète de subsistance (agrégée) est obtenue après l'estimation des paramètres du système de demande LES par agrégation des dépenses complètes de subsistance (partielle) selon les activités.

Y^{mon} , dépense monétaire (agrégée)/UC. La dépense monétaire (agrégée) est obtenue par agrégation de toutes les dépenses monétaires partielles affectées à chaque activité.

Y^{comp} , dépense complète (agrégée)/UC. La dépense complète (agrégée) est obtenue par agrégation de toutes les dépenses complètes partielles affectées à chaque activité.

Selon l'approche utilisée, le vecteur Z de variables sociodémographiques est : l'âge du chef de ménage ($z1$), la valeur moyenne des âges des chefs de ménages dans la cohorte ; le nombre d'enfants dans le ménage ($z3$), la valeur moyenne du nombre d'enfants dans la cohorte ; un indicateur de la taille du ménage ($z2_{mod}$), codé 0 (modalité de référence) taille normale, 1 petite taille et 2 large taille ; le genre du chef de ménage ($z5_{mod}$), codé 0 (modalité de référence) si ménage administré par une femme et 1 si ménage dirigé par un homme ; la taille du ménage, valeur moyenne de la taille (en UC) dans la cohorte ; l'interaction âge du chef et taille du ménage ; l'interaction âge du chef et nombre d'enfants et, l'interaction nombre d'enfants et taille (en UC) du ménage.

Les estimations économétriques des paramètres du modèle empirique de Van Praag (1982) utilisent le pseudo-panel d'enquêtes (2008, 2013, 2015) constitué par 12701 ménages urbains de Côte d'Ivoire. Les statistiques descriptives des variables utilisées sont :

Tableau 4.2a : Statistiques descriptives des variables dans les équations 4.2 (b et c)

Approche monétaire			Approche complète	
Variable dépendante	Moyenne	Pourcentage	Variable dépendante	Moyenne
Salaire minimum urbain horaire/UC (logarithme)	10,124 (0,472)	–	Dépense complète agrégée incompressible/UC (logarithme)	10,332 (0,573)
Variables indépendantes			Variables indépendantes	
Dépense monétaire agrégée/UC (logarithme)	10,758 (0,217)	–	Dépense complète agrégée/UC (logarithme)	12,318 (0,225)
Age du chef	40,119 (11,586)	–	Taille du ménage (en UC)	2,654 (1,053)
Nombre d'enfants	1,412 (0,838)	–	Age du chef*Taille du ménage	114,545 (72,902)
Indication de taille			Age du chef*Nombre d'enfants	60,595 (42,397)

<i>Petite</i>	32,44	Nombre d'enfants*Taille du ménage	4,519 (3,196)
<i>Normale</i>	42,56		
<i>Large</i>	25,00		
Genre du chef			
<i>Féminin</i>	24,08		
<i>Masculin</i>	75,92		
N = 12701 observations			

Source : Calcul à partir du pseudo-panel (2008, 2013, 2015), écarts-type entre parenthèse.

Les équations 4.2 (b et c) sont estimées en considérant pour chacun trois variantes de modèles en pseudo-panel : un modèle sans effets (*estimateurs MCO*), un modèle à effets fixes (*estimateurs Within*) et un modèle à effets aléatoires (*estimateurs MCG* ou *Between*). Il convient pour chaque approche, de choisir la meilleure spécification du modèle et, nous procédons par des tests de spécifications. *Primo*, le test de spécification de Fisher (test du ratio de vraisemblance) qui teste le modèle sans effets (H0) contre le modèle à effets fixes (H1). On accepte l'hypothèse de présence d'effets fixes si la p-value associée à la statistique F est inférieure à 0,05 au seuil de significativité de 5% : les estimateurs Within sont meilleurs que les estimateurs MCO. *Secundo*, le test de spécification de Breusch-Pagan (test du multiplicateur de Lagrange) qui teste le modèle sans effets (H0) contre le modèle à effets aléatoires (H1). On accepte l'hypothèse de présence d'effets aléatoires si la p-value associée à la statistique du Chi2 est inférieure à 0,05 au seuil de significativité de 5% : les estimateurs MCG sont meilleurs que les estimateurs MCO. *Tercio*, le test de spécification de Hausman qui teste le modèle à effets aléatoires (H0) contre le modèle à effets fixes (H1). On accepte l'hypothèse de présence d'effets aléatoires si la p-value associée à la statistique du Chi2 est supérieure à 0,05 au seuil de significativité de 5% : les estimateurs MCG sont meilleurs que les estimateurs Within.

ii) Analyses et discussions des résultats : Nous utilisons le pseudo-panel d'enquêtes de ménages (2008, 2013, 2015) de Côte d'Ivoire pour estimer les paramètres des équations 4.2 (b et c). Les résultats des estimations sont résumés par le tableau 4.2b, le paramètre $\hat{\alpha}_1$ (en gras) mesure, selon l'approche de la pauvreté subjective, la pression des besoins de base en Côte d'Ivoire.

Tableau 4.2a : Estimation du modèle de Van Praag et al. (1982) en Côte d'Ivoire

<i>Variables</i>	APPROCHE MONETAIRE DE LA PAUVRETE SUBJECTIVE	APPROCHE COMPLETE DE LA PAUVRETE SUBJECTIVE
------------------	---	--

<i>indépendantes</i>	<i>Variable dépendante : Salaire minimum urbain horaire/UC (logarithme)</i>			<i>Variable dépendante : Dépense complète agrégée incompressible/UC (logarithme)</i>		
	Estimateurs MCO	Estimateurs Within	Estimateurs MCG	Estimateurs MCO	Estimateurs Within	Estimateurs MCG
Dépense agrégée/UC (logarithme)	0,672*** (0,008)	0,671*** (0,012)	0,672*** (0,008)	0,862*** (0,013)	0,843*** (0,018)	0,862*** (0,013)
Age du chef	-0,007*** (0,000)	-0,007*** (0,000)	-0,007*** (0,000)			
Nombre d'enfants	-0,327*** (0,002)	-0,324*** (0,003)	-0,327*** (0,002)			
Indication de taille						
<i>Petite</i>	0,022*** (0,003)	0,028*** (0,005)	0,022*** (0,003)			
<i>Normale</i>	Référence					
<i>Large</i>	-0,029*** (0,003)	-0,025*** (0,004)	-0,029*** (0,003)			
Genre du chef						
<i>Féminin</i>	Référence					
<i>Masculin</i>	-0,079*** (0,002)	-0,078*** (0,004)	-0,079*** (0,002)			
Taille du ménage (en UC)				-0,673*** (0,014)	-0,661*** (0,020)	-0,673*** (0,014)
Nombre d'enfants				0,881*** (0,018)	0,875*** (0,026)	0,881*** (0,018)
Age du chef*Taille du ménage				0,011 (0,000)	0,011 (0,000)	0,011 (0,000)
Age du chef*Nombre d'enfants				-0,011*** (0,000)	-0,011*** (0,000)	-0,011*** (0,000)
Nombre d'enfants*Taille du ménage				-0,193*** (0,003)	-0,193*** (0,004)	-0,193*** (0,003)
Constante	3,727*** (0,095)	3,723*** (0,133)	3,727*** (0,095)	0,508*** (0,172)	0,733*** (0,245)	0,508*** (0,171)
R2	0,922	0,920	0,924	0,907	0,901	0,915
Test de présence d'effets fixes	F(.) = 0,97 Prob > F = 0,889		-	F(.) = 0,94 Prob > F = 0,989		-
Test de présence d'effets aléatoires	chibar2(.) = 0,000 Prob > chibar2 = 1,000		chibar2(.) = 0,000 Prob > chibar2 = 1,000			
Test de sélection de Hausman	chi2(6) = 6,61 Prob > chi2 = 0,358		chi2(6) = 18,14 Prob > chi2 = 0,004			
Observations	12701					

Source : Calculs à partir du pseudo-panel des enquêtes BdF (2008, 2015) et BdT (2013), INS de Côte d'Ivoire, les écarts-types sont entre parenthèses ; * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

ii-1) Spécification du modèle de Van Praag et al. (1982) : Sous l'approche monétaire, le tableau 4.2a montre que dans tous les cas, les paramètres estimés sont statistiquement différents de 0 au seuil de significativité de 1%. Avec le modèle sans effets, l'élasticité du seuil subjectif de la pauvreté monétaire ressort à 0,672. Avec le modèle à effets fixes ou le modèle à effets aléatoire, ce paramètre ressort respectivement à 0,671 ou à 0,672. Il apparaît légèrement plus

élevé sous le modèle à effets aléatoires. Les estimateurs « *Between* » ou « *Inter* », permettant de calculer les moyennes individuelles de ce paramètre pour les différents ménages dans l'échantillon, ressortent plus élevés que les estimateurs « *Within* » ou « *Intra* » qui sont des estimateurs de la covariance ou encore des estimateurs temporels. Le test du ratio de vraisemblance de Fisher pour détecter la présence des effets fixes (estimateurs temporelles ou estimateurs *Within*) ressort avec une p-value de $\text{Prob} > F = 0,889$. Au risque d'erreur de 5%, nous remarquons que cette valeur de probabilité est supérieure à 0,05 : les estimateurs MCO (modèle sans effets) semblent plus performants que les estimateurs *Within*. Le test du multiplicateur de Lagrange ou test de Breusch et Pagan pour détecter la présence d'effets aléatoires, ressort avec une p-value $\text{Prob} > \chi^2 = 1,000$. Au risque d'erreur de 5%, cette valeur de probabilité est supérieure à 0,05 : les estimateurs des MCO semblent plus performants que les estimateurs *Between* ou *MCG*. Le test de sélection de Hausman ressort avec une valeur de probabilité $\text{Prob} > \chi^2 = 0,358$. Au seuil de significativité de 5%, cette valeur de probabilité est supérieure à 0,05. Dans l'approche monétaire de la dépense agrégée du ménage urbain en Côte d'Ivoire, il serait intéressant de privilégier un modèle à effets aléatoires et retenir les estimateurs MCG dans l'estimation de l'équation de Van Praag et al. (1982). Cependant comme les estimateurs *Within* et *MCG* donnent des valeurs sensiblement proches, nous retenons les estimateurs *Within* pour estimer l'élasticité du seuil subjectif de la pauvreté monétaire.

Dans l'approche complète de la dépense agrégée, le test de Fischer semble indiquer que les estimateurs MCO sont plus performants que l'estimateur *Within*. Le test de Breusch-Pagan semble montrer que les estimateurs MCO sont plus performants que les estimateurs *MCG*. Le test de spécification de Hausman ressort avec une valeur de probabilité $\text{Prob} > \chi^2$ égale à 0,004. Au seuil de significativité de 5%, nous constatons que cette valeur de probabilité est inférieure à 0,05, ce qui semble indiquer que dans l'approche complète, le modèle à effets fixes serait plus performant que le modèle à effets aléatoires. Dans l'approche complète de la dépense agrégée du ménage urbain en Côte d'Ivoire, il serait intéressant de privilégier un modèle à effets fixes et retenir les estimateurs *Within* dans l'estimation de l'équation de Van Praag et al. (1982).

ii-2) La pression des besoins de base en Côte d'Ivoire : Les différentes valeurs estimées de l'élasticité du seuil subjectif de la pauvreté sont significativement différentes de 0, ce qui signifierait que les ménages ont tendance à se référer, dans l'expression de leurs besoins, au niveau de la dépense agrégée. Le signe positif des élasticités du seuil subjectif de la pauvreté (monétaire ou complète) confirme l'hypothèse selon laquelle il existe une relation positive entre dépense agrégée minimale déclarée et dépense agrégée effective du ménage (Ravallion, 1999).

Ce résultat montre que la pression des besoins de base augmente avec la dépense agrégée effective du ménage mais il convient de souligner que les besoins de base n'augmentent pas dans les mêmes proportions que l'augmentation de la dépense agrégée effective des ménages selon l'approche retenue pour estimer la dépense agrégée. En Côte d'Ivoire, il apparaît une confirmation de l'hypothèse d'Easterlin (1973,1995) selon laquelle, les besoins de base du ménage augmenteraient au même titre que sa dépense effective.

Avec l'approche monétaire, l'élasticité-dépense agrégée effective de la dépense monétaire agrégée minimale (estimateur *Within*) ressort à 0,671 (0,012). Cette valeur est strictement inférieure à l'unité et significativement différente de 0 au seuil de 1%. Ce résultat atteste que le ménage a tendance à faire référence dans l'expression de ses besoins de base, au niveau de la dépense monétaire agrégée dont il dispose. De plus, la valeur sensiblement élevée de cette élasticité (environ 0,7 donc proche de 1) dans l'approche monétaire met en évidence que l'expression des besoins de base, est partiellement plus indexée sur la dépense monétaire agrégée. La demande en besoins de base semble être inélastique à la dépense monétaire agrégée des ménages. Il apparaît également que l'élasticité-dépense agrégée effective de la dépense agrégée minimale estimée transversalement (estimateurs *within*) ressort légèrement plus faible par rapport à celle estimée temporellement (estimateurs *Between*). Nos résultats obtenus sont comparables à ceux de Kilpatrick (1973) qui a obtenu en dimension temporelle, une valeur de 0,6 à 1 pour cette élasticité sur des séries temporelles macroéconomiques. En revanche dans la dimension transversale, la valeur transversale de cette élasticité obtenue semble être supérieure d'au moins deux fois environ à la valeur de 0,3 obtenue dans les travaux de Danziger et al. (1984), de Morissette et Poulain (1991), de Gardes et Langlois (1992) ou de Gardes et Volatier (1993). Par ailleurs, en rapprochant nos résultats de ceux de Gardes (1994), il ressort que dans la dimension transversale, cet auteur a obtenu une élasticité dont la valeur est beaucoup plus faible (comprise entre 0,2 et 0,25) par rapport à nos résultats (0,671 dans l'approche monétaire). Ce résultat met en évidence une pression des besoins de base plus importante en Côte d'Ivoire. Dans la dimension temporelle, l'approche monétaire donne des résultats comparables comprises entre 0,7 et 0,8 sur des séries temporelles groupées (Gardes, 1994) contre 0,671 (environ 0,7) dans nos travaux. Il serait intéressant de souligner que l'élasticité temporelle du seuil subjectif de la pauvreté monétaire se rapproche de 1 sans jamais l'atteindre. Cette observation constitue en quelque sorte l'équivalent direct de l'hypothèse d'Easterlin. Ainsi, la valeur de l'élasticité temporelle du seuil subjectif de la pauvreté monétaire obtenue dans nos travaux confirme partiellement, la thèse d'Easterlin selon laquelle la croissance économique

engendre de nouveaux besoins et elle marque une insatisfaction chez le ménage. Nous reconnaissons que l'estimation de l'élasticité du seuil subjectif de la pauvreté a été l'objet de quelques travaux empiriques dans l'optique monétaire. Un prolongement de l'étude au cadre domestique du ménage, sera une contribution non négligeable dans l'analyse de l'élasticité du seuil subjectif de la pauvreté.

Avec l'approche complète de la dépense agrégée, il apparaît que la pression des besoins de base en Côte d'Ivoire est élevée dans la double dimension (monétaire et temporelle) par rapport à la seule dimension monétaire de la dépense agrégée. Ainsi, les estimateurs Within font ressortir qu'une variation unitaire en pourcentage de la dépense complète agrégée entraîne une variation moins que proportionnelle du niveau de la pression des besoins de base mais celle-ci est très proche de 1 (0,843). Cette valeur montre que l'expression des besoins de base dans l'approche complète est presque totalement indexée sur la dépense complète (agrégée) effective des ménages. Dans la dimension temporelle, la valeur de l'élasticité du seuil subjectif de la pauvreté complète ressort à 0,862 (0,013), une valeur légèrement au-dessus de celle obtenue dans la dimension transversale (0,843). Dans la dimension transversale, la valeur de cette élasticité semble plus proche de l'unité dans l'approche complète (0,843) par rapport à l'approche monétaire (0,671). Nous estimons que la prise en compte du coût d'opportunité du temps dans les décisions de consommation des ménages pourrait prendre la valeur d'une preuve empirique directe de l'hypothèse d'Easterlin, discutée dans la littérature économique.

L'élasticité du seuil subjectif de la pauvreté monétaire comparée à l'élasticité du seuil subjectif de la pauvreté complète démontre que la pression des besoins de base est plus élevée dans la double dimension (monétaire et temporelle) que dans la seule dimension monétaire. Sous l'approche complète, la valeur de l'élasticité-dépense complète (agrégée) effective de la dépense complète (agrégée) minimale est plus proche de l'unité par valeur inférieure. Ce résultat pourrait être considéré comme une approche de la démonstration empirique de l'hypothèse d'Easterlin dans le cadre la production domestique des ménages.

ii-3) Elasticité du seuil subjectif de la pauvreté par sous-populations en Côte d'Ivoire : Nous mesurons la pression des besoins de base dans deux sous-populations de ménages. Il s'agit de la position du ménage dans l'échelle de classement de la dépense agrégée/UC (monétaire ou complète) et de la génération d'âge du chef de ménage. Pour la *position sociale du ménage*, nous avons à 3 modalités : * le ménage est dans la classe inférieure codée 1 (faible niveau de la dépense agrégée/UC) si sa dépense agrégée/UC \leq au premier quartile Q1 de cette dépense. **

Le ménage est dans la classe intermédiaire codée 0 (niveau moyen de la dépense agrégée/UC) si $Q1 < \text{dépense agrégée/UC} \leq Q3$. *** Le ménage est dans la classe supérieure codée 2 (niveau élevé de la dépense agrégée/UC) si $\text{dépense agrégée/UC} > Q3$. Pour la *génération d'âge du chef de ménage*, nous avons 3 modalités : * le ménage est dans la catégorie jeune codée 1 si $14 \text{ ans} \leq \text{âge du chef} \leq 24 \text{ ans}$. ** Le ménage est dans la catégorie adulte codée 0 si $25 \text{ ans} \leq \text{âge du chef} \leq 59 \text{ ans}$. *** Le ménage est dans la catégorie sénior codée 2 si $\text{âge du chef} \geq 60 \text{ ans}$.

Le tableau 4.2b suivant présente les différentes valeurs estimées de l'élasticité-dépense (agrégée) effective de la dépense (agrégée) minimale par sous-populations en Côte d'Ivoire.

Tableau 4.2b : Estimateurs Within de la pression des besoins de base par sous populations de ménages en Côte d'Ivoire.

	Elasticités du seuil subjectif de la pauvreté	
	Approche par la dépense monétaire agrégée	Approche par la dépense complète agrégée
Génération d'âge du chef		
<i>Jeune</i>	0,510*** (0,135)	0,404 ^{ns} (0,304)
<i>Adulte</i>	0,694*** (0,015)	1,176*** (0,024)
<i>Sénior</i>	0,872*** (0,061)	1,577*** (0,114)
Classe sociale du ménage		
<i>Pauvre</i>	-0,297*** (0,087)	-0,948 (.)
<i>Intermédiaire</i>	1,889*** (0,058)	0,905*** (0,093)
<i>Riche</i>	1,055*** (0,084)	1,341*** (0,025)
N = 12701 Observations		

Source : Calculs à partir du pseudo-panel des enquêtes BdF (2008, 2015) et BdT (2013), INS de Côte d'Ivoire, les écarts-types sont entre parenthèses ; * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

(*) Elasticité-dépense (agrégée) effective de la dépense (agrégée) minimale par générations d'âge du chef de ménage : Dans l'*approche de la pauvreté subjective par la dépense monétaire agrégée*, toutes les élasticité-dépense agrégée effective de la dépense agrégée minimale sont statistiquement significatifs au seuil de significativité de 1% et de signe positif.

La pression des besoins de base semble augmenter avec la dépense monétaire agrégée effective du ménage. Les valeurs de ces élasticité sont toutes inférieures à l'unité ce qui montre que la pression des besoins de base est inélastique à la dépense monétaire agrégée effective du ménage. L'élasticité du seuil subjectif de la pauvreté monétaire devient plus élevée lorsqu'on passe à une génération d'âge supérieure du chef de ménage. En effet, la pression des besoins de base est en moyenne de 0,51 dans la génération des jeunes chefs de ménages, de 0,69 dans la génération des chefs de ménage adultes ou de 0,87 dans la génération des chefs de ménages séniors. Les besoins de base semblent se maintenir aux âges élevés chez les ménages. Ce résultat pourrait probablement être justifié par le fait que les goûts du ménage se modifient avec leur avancée en âge. D'autre part, suivant Gardes et Loisy (1998), des nouveaux besoins (aide à domicile ou les voyages (loisirs)) apparaîtraient avec l'avancée en âge du ménage et ceux-ci deviendraient plus importants en fin de cycle de vie. Une autre tentative d'explication du niveau élevé de l'élasticité-dépense (agrégée) effective de la dépense (agrégée) minimale chez le ménage sénior serait le fait par exemple des charges familiales, du recouvrement beaucoup plus tardif des héritages ou voir même la nécessité pour ce type de ménage, de contribuer au financement de leur progéniture engagée dans de longues études. Dans le cas de la Côte d'Ivoire, la dépense agrégée minimale chez les ménages séniors traduirait suivant Gardes et Loisy (1998), un caractère plus ou moins impérieux. Ainsi, la sensibilité de la dépense monétaire agrégée minimale à la dépense monétaire agrégée effective augmente avec l'âge du chef de ménage. Chez le ménage sénior, il apparait plusieurs effets opposés : la saturation des besoins, l'émergence de nouveaux besoins sur le cycle de vie et enfin, l'élargissement des possibilités de consommation offertes. Dans *l'approche de la pauvreté subjective par la dépense complète agrégée*, la pression des besoins de base est statistiquement différente de 0 au seuil de significativité de 1% uniquement dans le ménage où le chef est un adulte ou un sénior. Elle ressort avec un signe positif ce qui montre que la pression des besoins de base augmente avec la dépense complète agrégée effective du ménage. Les valeurs des élasticité significatives sont supérieures à l'unité ce qui montre que la pression des besoins de base est élastique à la dépense monétaire agrégée effective du ménage. L'élasticité du seuil subjectif de la pauvreté complète devient plus élevée lorsqu'on passe à une génération d'âge supérieure du chef de ménage. En comparant, nous observons qu'en Côte d'Ivoire, la pression des besoins de base reste toujours la plus importante aux âges élevés du ménage.

(**) Elasticité-dépense (agrégée) effective de la dépense (agrégé) minimale par classe sociale du ménage : Cette analyse est très importante car elle va permettre de confirmer ou

d'infirmier le paradoxe d'Easterlin. Dans l'*approche de la pauvreté subjective par la dépense monétaire agrégée*, il ressort que la dépense agrégée monétaire minimale dépend de la classe sociale du ménage. La pression des besoins de base selon la position du ménage, présente un profil en U inversé. La valeur de l'élasticité-dépense monétaire agrégée minimale/UC de la dépense monétaire agrégée effective/UC est plus faible pour les ménages situés aux extrémités de la distribution (classe inférieure ou ménage pauvre et, classe supérieure ou ménage riche) par rapport aux ménages situés au centre de la distribution (classe intermédiaire ou ménage à niveau de vie moyen). Ce résultat est imputable au fait que la dépense minimale déclarée augmente plus rapidement pour les ménages de classe intermédiaire et qui atteignent leur stabilité sociale au milieu du cycle de vie, une période définie par des besoins importants. Gardes et Loisy (1998) considèrent que ce résultat logique car l'élasticité-revenu (dépense) spécifique du revenu (dépense) minimal est plus faible que l'élasticité-revenu (dépense) permanent du revenu (dépense) minimum. Cependant, nous constatons que chez le ménage pauvre, l'élasticité-dépense (agrégée) effective de la dépense (agrégée) minimale ressort avec une valeur négative de -0,297, considérée comme proche de 0. Pour la classe pauvre, les besoins ressentis par le ménage seraient moins dépendants des variations de la dépense monétaire (agrégée) effective : il s'agit d'élasticité d'un seuil subjectif de pauvreté monétaire absolue et la référence est plus proche de la dépense monétaire agrégée minimale absolue. Dans l'*approche de la pauvreté subjective par la dépense complète agrégée*, les résultats obtenus sont significativement différents de 0 à un seuil de significativité de 1% et positifs sauf dans la classe pauvre. Dans la classe intermédiaire, l'élasticité-dépense complète agrégée/UC de la dépense complète agrégée minimale est inférieure à l'unité ce qui montre que la demande des besoins de base est inélastique à la dépense complète agrégée effective : le seuil déclaré est partiellement indexé sur la dépense complète agrégée. Dans cette classe, le ménage se réfère à une notion de dépense complète agrégée minimale relative de subsistance. Dans la classe sociale riche, l'élasticité du seuil subjectif de la pauvreté complète est strictement supérieure à 1 ce qui montre que la demande des besoins de base est élastique à la dépense complète agrégée effective : le seuil déclaré est totalement indexé sur la dépense complète agrégée.

En observant la pression des besoins de base par classe sociale dans les deux approches de la dépense agrégée, il ressort un résultat intéressant : la pression des besoins de base est élastique à la dépense agrégée effective chez le ménage riche et inélastique à la dépense agrégée effective chez le ménage pauvre. Elle semble augmenter avec le pouvoir d'achat du ménage, mesurée par la dépense agrégée effective par unité de consommation. Ce résultat confirme

l'hypothèse d'Easterlin selon laquelle "l'argent ne fait pas le bonheur dans sa totalité" en Côte d'Ivoire car la pression des besoins de base est plus importante chez le ménage riche par rapport au ménage pauvre. Avec l'augmentation du pouvoir d'achat, les besoins nouveaux apparaissent toujours chez le ménage en Côte d'Ivoire et cette situation maintient son insatisfaction. Suivant Easterlin (1995), nous observons que le bien-être du ménage ne peut être confondu avec la recherche d'un confort matériel car l'augmentation de la dépense agrégée (suite à une augmentation du revenu) n'accroît pas nécessairement le bonheur en Côte d'Ivoire. Ce résultat pourrait s'expliquer par la dépendance de la satisfaction subjective du ménage au niveau moyen de bien-être de l'ensemble de l'échantillon. Selon Adam Smith, le bonheur dans le ménage serait conditionné par la perception que le ménage détient lui-même de sa propre situation. Ainsi son adaptation aux circonstances s'expliquerait par le fait que la perception de sa propre situation se trouve modifiée au cours du temps. Passer de la pauvreté à la richesse, ne conduit pas à être plus heureux même si le parvenu peut en avoir provisoirement l'illusion (Breban, 2016).

4.1.2. Formes croisées de l'incidence de la pauvreté relative : statistiques descriptives

Il serait intéressant de se poser la question si les deux approches (monétaire ou complète) de la pauvreté relative traduisent une même réalité en Côte d'Ivoire. Nous analyserons d'une part, le lien (plausible) entre pauvreté relative monétaire et pauvreté relative complète et d'autre part, nous allons analyser les statistiques descriptives des résultats entre le croisement de ces deux formes de la pauvreté relative en Côte d'Ivoire.

4.1.2.1. Pauvreté relative monétaire ou non-monétaire : Un même phénomène ?

a°) Lien entre pauvreté relative monétaire et pauvreté relative complète

i°) Pour étudier la relation entre pauvreté relative monétaire et pauvreté relative complète, nous analysons les résultats des statistiques du Chi2 et du V de Cramer¹³⁹ et vérifions si "être pauvre relatif monétaire" et "être pauvre relatif complet" sont des événements indépendants en Côte d'Ivoire.

i-1) La statistique du Chi2 et sa p-value indique s'il existe une relation significative à un seuil de significativité défini entre deux variables avec un degré de certitude moins grand.

¹³⁹ Le Chi2 et le V de Cramer sont liés par la relation suivante : $V \text{ de Cramer} = \sqrt{\frac{\text{Chi2}}{N * \text{ddl}}}$ où N désigne la taille de l'échantillon et ddl, le nombre de degrés de libertés.

Son inconvénient est de ne pas renseigner sur l'intensité de cette relation entre les variables. En revanche, le *V de Cramer* a une valeur comprise entre 0 et 1. Il indique si les deux variables sont liées et, mesure l'intensité de cette relation¹⁴⁰.

Le tableau suivant résume la relation entre les deux approches de la pauvreté relative.

Tableau 4.3a : Relation entre pauvreté relative monétaire et pauvreté relative complète.

		Pearson Chi2(1) <i>Prob>Chi2(1)</i>	V de Cramer	Nature de la relation	Observations
Périodes d'enquête	2008	Chi2(1) = 108,40 <i>Prob>Chi2(1) = 0,000</i>	0,131	Relation faible	6355
	2013	Chi2(1) = 1,00 <i>Prob>Chi2(1) = 0,317</i>	0,032	Relation très faible ou nulle	958
	2015	Chi2(1) = 340,15 <i>Prob>Chi2(1) = 0,000</i>	0,251	Relation moyenne	5388
Ensemble		Chi2(1) = 394,47 <i>Prob>Chi2(1) = 0,000</i>	0,176	Relation faible	12701

Source : Calculs sur pseudo-panel (2008, 2013, 2015)

Sur l'ensemble de la population (N = 12701 ménages), il ressort que la relation de correspondance entre pauvreté relative monétaire et pauvreté relative complète est significative au seuil de significativité de 1% car la statistique du chi2 ressort avec une p-valeur de 0,000 inférieure à 0,01. La statistique V de Cramer semble nous indiquer une relation significative d'intensité faible car sa valeur ressort à 0,176 et, elle est comprise strictement entre 0,1 et 0,2.

i-2) Avec l'incidence de la pauvreté relative, la probabilité d'avoir un ménage pauvre avec l'approche monétaire est de 0,463 et de 0,483 avec l'approche complète. En multipliant la valeur de la probabilité de ces deux évènements, nous obtenons 0,224. Le nombre de ménages pauvres relatifs avec les deux approches est de 3396 avec une probabilité de 0,267. "Pauvreté

¹⁴⁰ Aucune relation (*V de Cramer est nul*) ; Relation nulle ou très faible (*V de Cramer strictement inférieure à 0,1*) ; relation faible (*V de Cramer supérieur ou égale 0,1 et strictement inférieur à 0,2*) ; relation moyenne (*V de Cramer supérieur ou égale 0,2 et strictement inférieur à 0,3*) ; relation forte (*V de Cramer supérieur ou égale 0,3*) et relation parfaite (*V de Cramer égal à 1*).

relative monétaire" et "Pauvreté relative complète" semblent être événements indépendants en Côte d'Ivoire¹⁴¹.

ii) L'analyse de la relation entre pauvreté relative monétaire et pauvreté relative complète en évolution temporelle, donne des résultats intéressants. En 2008, la statistique du chi2 ressort à 108,40 avec une p-value égale à 0,000. Ce résultat indique qu'en 2008, la correspondance entre les approches de la pauvreté relative est significative au seuil de 1% et que l'intensité de cette relation reste faible dans la mesure où le V de Cramer ressort à 0,131. En 2015, la relation de correspondance entre les deux formes de la pauvreté relative est significative au seuil de 1% avec une statistique du chi2 qui ressort à 394,47 et une p-value de 0,000. Le V de Cramer sur cette période culmine à 0,251 ce qui traduit une relation de correspondance d'intensité moyenne entre les approches de la pauvreté relative. En revanche, les résultats nous paraissent différents en 2013. En effet, la relation de correspondance entre pauvreté relative monétaire et pauvreté relative complète n'est pas significative au seuil de 1% car le chi2 ressort à 1,000 avec une p-value de 0,137 qui est strictement supérieure à 0,01. De plus, le V de Cramer ressort avec une valeur de 0,032 qui est strictement inférieure à 0,1. Ce résultat indique qu'en 2013, la relation entre les deux formes de la pauvreté relative est d'intensité nulle ou très faible.

En somme, pauvreté relative monétaire et pauvre relative complète ne décrivent pas tous les deux, le même phénomène en Côte d'Ivoire. Même si le lien de correspondance est significatif au seuil de significativité de 1%, il ressort que la statistique V de Cramer sur l'ensemble de l'échantillon, qui mesure l'intensité de la relation entre les formes de la pauvreté relative est relativement faible. Nos résultats confirment ceux de Grimm et al. (2001) en Côte d'Ivoire. "Être pauvre relatif avec l'approche monétaire" et "Être pauvre relatif avec l'approche complète" semblent être deux événements indépendants en Côte d'Ivoire.

b°) Déterminants du niveau de vie en Côte d'Ivoire

Dans l'étude des déterminants du niveau de vie du ménage urbain en Côte d'Ivoire, nous décrivons dans un premier temps, l'approche méthodologique utilisée et dans un second temps, nous procédons à l'analyse économétrique des résultats empiriques obtenus. Suivant Grimm et

¹⁴¹ Ce résultat permet le calcul des probabilités conditionnelles suivantes : *i*) probabilité conditionnelle d'avoir un ménage pauvre relatif avec l'approche monétaire sachant qu'il est pauvre relatif avec l'approche complète, $p(M/C) = p(M \cap C)/p(C) = 0,267/0,483$ soit 0,553 et, *ii*) Probabilité conditionnelle d'avoir un ménage pauvre relatif avec l'approche complète sachant qu'il est pauvre relatif avec l'approche monétaire, $p(C/M) = p(M \cap C)/p(M) = 0,267/0,463$ soit 0,577. Ces deux probabilités conditionnelles concernent plus d'un ménage sur 2 en Côte d'Ivoire.

al. (2001), le fait d'utiliser les mêmes variables indépendantes pour estimer le niveau de vie (avec l'approche monétaire ou non-monétaire), permet de distinguer si les deux dimensions de la pauvreté relative sont corrélées exactement de la même façon aux variables sociodémographiques retenues dans les estimations. Il ne s'agit pas de mettre en évidence à travers ces estimations, une relation de causalité entre le niveau de vie du ménage et les variables indépendantes mais d'identifier les corrélations les plus importantes entre chaque forme de niveau de vie et les caractéristiques sociodémographiques des ménages.

i) Approche méthodologique : Le niveau de vie du ménage, variable dépendante, est captée par la dépense (agrégée) effective par UC. Le vecteur de variables démographiques est constitué par l'âge du chef de ménage, le carré de l'âge du chef de ménage, la taille du ménage (en UC), le nombre d'enfants dans le ménage et le genre du chef de ménage. A part, le genre du chef de ménage, toutes les autres variables sont des moyennes intra-cohortes de toutes les observations à l'intérieur d'une même cellule de ménage.

Afin d'estimer les déterminants du niveau de vie du ménage, nous supposons qu'il est expliqué uniquement par l'ensemble des variables sociodémographiques et, nous estimons la fonction semi-logarithmique suivante :

$$\log (y_i) = \beta * Z_i + \varepsilon_i \quad (4.4a)$$

y_i , mesure le niveau de vie du ménage par la dépense agrégée effective par UC. L'approche complète de cette dépense comprend à la fois les dimensions monétaire et temporelle : la valeur du temps est estimée par le coût d'opportunité unique du temps (Gardes, 2019).

Z_i , représente le vecteur des caractéristiques démographiques du ménage et β , un vecteur de paramètres à estimer et ε_i , le terme de l'erreur qui suit une loi normale.

Pour estimer le vecteur de paramètres β , nous utilisons deux modèles : *i)* un modèle sans effets individuels, estimé par la méthode des Moindres MCO. Cet estimateur tient compte de l'ensemble de la distribution et, il permet une estimation plus robuste sous des hypothèses moins contraignantes sur la variable perturbatrice par rapport à un modèle binaire (probit ou logit). *ii)* un modèle avec présence d'effets individuelles (fixes ou aléatoires) avec les estimateurs "Within" ou "Between" selon le cas.

ii) Analyse des résultats empiriques : Les estimateurs des principaux déterminants du niveau de vie en Côte d'Ivoire sont contenus dans le tableau suivant :

Tableau 4.3b : Estimateurs des déterminants du niveau de vie en Côte d'Ivoire

Variables indépendantes	Modèle sans effets individuels : Estimateurs MCO		Modèle avec effets individuels fixes : Estimateurs Within	
	APPROCHE MONETAIRE Variable dépendante : log (dépense monétaire agrégée/UC)	APPROCHE COMPLETE Variable dépendante : log (dépense complète agrégée/UC)	APPROCHE MONETAIRE Variable dépendante : log (dépense monétaire agrégée/UC)	APPROCHE COMPLETE Variable dépendante : log (dépense complète agrégée/UC)
Age du chef	0,038*** (0,001)	0,021*** (0,001)	0,038*** (0,001)	0,023*** (0,009)
(Age du chef) ²	-0,0002*** (0,000)	-0,0001*** (0,000)	-0,0003*** (0,000)	-0,0001*** (0,000)
Taille (en UC)	-0,103*** (0,003)	-0,416*** (0,003)	-0,109*** (0,004)	-0,409*** (0,004)
Nombre d'enfants	-0,119*** (0,003)	0,239*** (0,003)	-0,113*** (0,004)	0,231*** (0,004)
Genre du chef (Masculin)	0,105*** (0,002)	-0,023*** (0,002)	0,099*** (0,003)	-0,027*** (0,003)
Constante	10,291*** (0,013)	12,340*** (0,014)	10,299*** (0,019)	12,292*** (0,019)
R2	0,735	0,727	0,726	0,727
Test de significativité globale du modèle	F (5, 12695) = 7050,39 Prob > F = 0,000	F (5, 12695) = 6770,69 Prob > F = 0,000	F (5, 6341) = 3365,34 Prob > F = 0,000	F (5, 6341) = 3393,18 Prob > F = 0,000
Test de Hausman	–	–	chi2 (5) = 11,07 Prob > chi2 = 0,049	chi2 (5) = 28,95 Prob > chi2 = 0,000
Nombre d'observations	N = 12701 observations			

Source : Nos calculs à partir du pseudo-panel (2008, 2013, 2015) ; écarts-types entre parenthèse.

(*) p < 0,1 ; (**) p < 0,05 ; (***) p < 0,01.

ii-1) Validité du modèle empirique : Dans le modèle sans effets individuels (estimateurs MCO), les valeurs de probabilité associées à la statistique F de significativité globale du modèle ressortent à Prob > F (5, 12695) = 0,000. Au seuil de significativité de 1%, ces valeurs de probabilité sont inférieures à 0,01. Dans l'estimation des déterminants du niveau de vie en Côte d'Ivoire, l'utilisation d'un modèle sans effets individuels (estimateurs MCO), est globalement significatif au seuil de significativité de 1%. Les coefficients de détermination R2 ressortent avec des valeurs raisonnables : 0,735 (73,5%) dans l'approche monétaire et 0,727 (72,7%) dans l'approche complète. Dans le modèle avec effets individuels, le test de sélection de Hausman entre effets individuels fixes ou aléatoires ressort avec une probabilité associée à la statistique du Chi2 égale à Prob > Chi2 = 0,049 (avec l'approche monétaire) ou à Prob > Chi2 = 0,000 (avec l'approche complète). Au seuil de significativité de 5%, ces valeurs de probabilité sont inférieures à 0,05. L'estimation des déterminations du niveau de vie en Côte d'Ivoire avec un modèle à effets individuels fixes donne de meilleurs résultats par rapport à l'utilisation d'un modèle à effets individuels aléatoires : les estimateurs Within sont préférables aux estimateurs Between. Aussi, les coefficients de détermination R2 Within donnent des valeurs très proches

et raisonnables : 0,726 (72,6%) dans l'approche monétaire et 0,727 (72,7%) dans l'approche complète. Dans le modèle à effets individuels fixes (estimateurs Within), les valeurs de probabilité associées à la statistique F de significativité globale du modèle ressortent avec $\text{Prob} > F(5, 6341) = 0,000$. Au seuil de significativité de 1%, ces valeurs de probabilité sont inférieures à 0,01. Dans l'estimation des déterminants du niveau de vie en Côte d'Ivoire avec l'approche complète, l'utilisation d'un modèle à effets individuels fixes, est globalement significatif au seuil de significativité de 1%.

ii-2) Effets des variables indépendantes sur le niveau de vie en Côte d'Ivoire : Dans l'analyse des déterminants du niveau de vie du ménage (le logarithme de la dépense agrégée/UC), le signe positif (négatif) d'un paramètre se traduit par une augmentation (baisse) de la dépense agrégée effective par UC : cette augmentation (baisse) est équivalente à une amélioration (réduction) du niveau de vie.

* *Effet de l'âge du chef de ménage :* L'âge du chef de ménage apparaît comme une variable pertinente dans l'explication du niveau de vie du ménage urbain en Côte d'Ivoire. Il ressort que tous les paramètres estimés et relatifs à cette variable et sa forme quadratique, sont statistiquement différents de 0 au seuil de significativité de 1%. L'âge du chef semble avoir un effet positif sur le niveau de vie du ménage car la dépense agrégée effective par unité de consommation augmente avec cette variable. Cependant le signe négatif du terme quadratique de l'âge souligne que cet effet positif se décline vers la fin du cycle de vie par une réduction de la dépense agrégée effective par UC, synonyme d'une dégradation du niveau de vie du ménage. Nous pouvons considérer que le niveau de vie augmente avec l'âge du chef en début du cycle de vie, et il continue de croître jusqu'à certain âge du chef (certainement à l'âge adulte au milieu du cycle de vie). A cet âge, le niveau de vie du ménage est optimal (maximal) correspondant certainement à sa phase active ou de stabilité. Après cette phase, le niveau de vie commence à baisser avec l'âge jusqu'en fin de cycle de vie. Le niveau de vie du ménage semble entretenir une relation non linéaire (en forme d'un U inversé) avec l'âge du chef sur son cycle de vie.

* *Effet de la taille du ménage :* La taille du ménage exerce un effet significatif au seuil de significativité de 1% et de signe négatif sur le niveau de vie des ménages urbains en Côte d'Ivoire, un phénomène bien connu en Afrique. Ce résultat est d'autant plus satisfaisant dans la mesure où la taille du ménage est intimement liée à la notion de besoins dans les pays en développement. Le niveau de vie en Côte d'Ivoire semble entretenir une relation inverse avec la taille du ménage urbain, un résultat compatible avec Melesse (2007). En effet, il a conclu que

sur un pseudo-panel (1993, 1998, 2002) de ménages de Côte d'Ivoire, le passage d'une taille normale à une taille plus large du ménage, induit sensiblement toutes choses étant égales par ailleurs, un accroissement de la probabilité de la précarité (un doublement de la probabilité relative de localisation dans le segment de niveau de vie le plus bas).

* *Effet du nombre d'enfants dans le ménage* : Cette variable explique significativement au seuil de significativité de 1%, le niveau de vie du ménage urbain de Côte d'Ivoire. Cependant, le signe de l'effet de cette variable est ambigu car il est lié à l'approche utilisée pour mesurer le niveau de vie. Avec l'approche monétaire, où le niveau de vie est mesuré par le logarithme de la dépense monétaire agrégée par UC, il ressort que le nombre d'enfants exerce un effet négatif sur le niveau de vie. Ce résultat montre que la présence d'enfants fait baisser le niveau de vie du ménage urbain, expliqué probablement par le fait que les enfants contribuent très faiblement ou presque pas à la formation des revenus monétaires dans le ménage. En revanche, avec l'approche complète, où le niveau de vie est mesuré par le logarithme de la dépense complète agrégée par UC, il ressort que le nombre d'enfants exerce un effet positif sur le niveau de vie. Les enfants semblent contribuer à la formation des revenus non-monétaires dans le ménage urbain en Côte d'Ivoire. Ce résultat inhabituel trouve une explication plausible dans le travail précoce des enfants dans les pays en développement en général et dans les pays africains en particulier. La Côte d'Ivoire n'échappe pas à ce phénomène. Les enfants qui certainement ne sont pas de très bas âge (en moyenne), exercent pour la plupart des activités très peu génératrices de revenus et/ou participent pour certains, à la production domestique, lesquels contribuent à l'amélioration du niveau de vie du ménage (ENSETE¹⁴², 2013).

* *Effet du genre (masculin) du chef de ménage* : Le genre (masculin) du chef de ménage exerce un effet significatif au seuil de significativité de 1% sur le niveau de vie du ménage. Cependant, nous observons un effet ambigu de cette variable car son signe est dépendant de l'approche que l'on utilise pour mesurer le niveau de vie. Avec l'approche monétaire, le genre (masculin) du chef exerce un effet positif sur le niveau de vie. Ce résultat nous semble satisfaisant dans la mesure où en Côte d'Ivoire, les hommes ayant en général un niveau d'éducation plus élevé (théorie du capital humain), ont plus de chances d'accéder à un emploi salarié (générateur de revenus monétaires) par rapport aux femmes. Selon Konan (2021), la répartition des hommes

¹⁴² Enquête Nationale des Statistiques sur l'Emploi et le Travail des Enfants (ENSETE 2013) en Côte d'Ivoire. Le rapport souligne qu'environ 1 424 996 enfants sont concernés par le travail des enfants, soit 7 enfants sur 10 économiquement occupés et un enfant sur 5 âgé de 5 à 17 ans. Parmi ces enfants, 64,3% le sont dans le cadre familial, en qualité d'aides familiaux.

et des femmes suivant le secteur d'activité montre que la part des hommes ayant un emploi salarié est supérieure à celle des femmes. Ainsi, les hommes contribuent beaucoup plus à la formation des revenus monétaires dans le ménage par rapport aux femmes. Avec l'approche complète, le genre masculin du chef exerce un effet négatif sur le niveau de vie. Le niveau de vie semble être réduit chez les ménages dirigés par un homme par rapport à ceux administrés par une femme. Les ménages dirigés par une femme ressortent en moyenne plus riches non-monétrairement que ceux dirigés par un homme. Cela s'explique par le fait que les femmes sont plus présentes dans le secteur non-marchand par rapport aux hommes. Nos résultats dans l'approche complète sont conformes à ceux de Grootaert et al. (1995) ou de Grootaert (1997) sur des données d'enquêtes de 1980 ou à ceux de Grimm et al. (2001) sur des ménages urbains en Côte d'Ivoire. L'effet ambigu du genre du chef sur le niveau de vie du ménage, mesuré par la dépense réelle par tête, se retrouve également dans les travaux de Melesse (2007) en Côte d'Ivoire. Ce résultat qui diverge selon le genre du chef pourrait s'expliquer par le fait que la composante monétaire de la dépense complète agrégée est importante dans les ménages dirigés par un homme alors que dans les ménages administrés par une femme, c'est plutôt la composante temporelle de cette dépense qui l'emporte.

4.1.2.2. Formes croisées de la pauvreté relative urbaine en Côte d'Ivoire

Il s'agit d'abord de présenter la technique de croisement utilisée dans la construction des formes croisées de la pauvreté relative à partir de l'incidence de cette pauvreté. Nous procédons ensuite aux statistiques descriptives des différents indicateurs obtenus.

a°) Méthode de croisement et formes croisées de la pauvreté relative

La médiane de la dépense agrégée (monétaire ou complète) par UC est prise comme ligne de pauvreté relative. Nous répartissons la population en deux groupes : ménages pauvres (dépense agrégée effective par UC inférieure ou égale à la médiane de cette dépense) et ménages non-pauvres (dépense agrégée effective par UC strictement supérieure à la médiane de cette dépense). Le croisement des approches monétaire et complète de la pauvreté relative permet de construire le tableau suivant :

Tableau 4.4a : Croisement pauvreté relative monétaire et pauvreté relative complète

Pauvreté relative (Incidence)	Approche complète		Total
	0 (Non-Pauvre)	1 (Pauvre)	

Approche monétaire	0 (Non-pauvre)	4086 (53,74%)	2739 (59,87%)	6825 (53,74%)
	1 (Pauvre)	2480 (42,20%)	3396 (57,80%)	5876 (46,26%)
Total		6566 (51,70%)	6135 (48,30%)	12701 (100%)

Source : Nos calculs à partir du pseudo-panel (2008, 2013, 2015).

Avec l'approche monétaire de la pauvreté relative, nous avons 6825 ménages non pauvres soit une proportion de 53,74% dans l'échantillon. Parmi les 6825 ménages non pauvres relatifs avec l'approche monétaire, nous avons deux sous-groupes :

i) Croisement_1 : ménage non pauvre relatif avec les approches monétaire et complète. Nous avons un effectif de 4086 ménages. Ils ne sont pas pris en compte dans l'analyse car ils ne sont pas déclarés relativement pauvres et ne cumulent aucune forme de la pauvreté relative.

ii) Croisement_2 : ménage non pauvre relatif avec l'approche monétaire et pauvre relatif avec l'approche complète. Nous avons un effectif de 2379 ménages pour le croisement_2 .

Avec l'approche monétaire de la pauvreté relative, nous avons 5876 ménages pauvres soit une proportion de 46,26% dans l'échantillon. Parmi les 5876 ménages pauvres relatifs avec l'approche monétaire, nous avons deux sous-groupes :

iii) Croisement_3 : ménage pauvre relatif avec l'approche monétaire et non pauvre relatif avec l'approche complète. Nous avons un effectif de 2480 ménages pour le croisement_3.

iv) Croisement_4 : ménage pauvre relatif avec l'approche monétaire et pauvre relatif avec l'approche complète : c'est le "noyau dur" de la pauvreté relative avec 3396 ménages.

b°) Statistiques descriptives de l'incidence de la pauvreté relative

i) Incidence de la pauvreté relative et de ses formes croisées : Sur l'ensemble de la population, nous définissons les statistiques descriptives sur les deux dimensions de l'incidence de la pauvreté relative d'une part et, des formes croisées de cet incidence de la pauvreté relative. Les statistiques par rapport à l'échantillon d'étude sont résumées dans le tableau ci-dessous :

Tableau 4.4b : Statistiques descriptives de l'incidence de la pauvreté relative en Côte d'Ivoire

	Incidence de la pauvreté relative		Formes croisées de l'incidence de la pauvreté relative		
	Approche monétaire	Approche complète	Croisement_2	Croisement_3	Croisement_4

Non-pauvre (0)	6825 (53,74%)	6566 (51,70%)	9962 (78,43%)	10221 (80,47%)	9305 (73,26%)
Pauvre (1)	5876 (46,26%)	6135 (48,30%)	2739 (21,57%)	2480 (19,53%)	3396 (26,74%)
Total	12701 (100%)	12701 (100%)	12701 (100%)	12701 (100%)	12701 (100%)

Source : Nos calculs à partir du pseudo-panel (2008, 2013, 2015)

Le taux de pauvreté relative monétaire (tx_prm) est de 46,26% soit environ 46%. Dans le milieu urbain de la Côte d'Ivoire entre 2008 et 2015, environ 46 ménages sur 100 vivaient sous le seuil de la pauvreté relative monétaire. La prise en compte de la valeur du temps domestique (par le coût d'opportunité unique du temps) dans l'analyse de la pauvreté relative semble s'accompagner d'une légère aggravation de la pauvreté relative chez les ménages. Le taux de pauvreté relative non-monétaire (tx_prc) s'établit à 48,30% soit environ 48%. Dans le milieu urbain de la Côte d'Ivoire entre 2008 et 2015, environ 48 ménages sur 100 vivaient sous le seuil de la pauvreté relative complète. Ce résultat montre que presque la moitié de la population vivait sous le seuil de la pauvreté relative entre 2008 et 2015. Dans tous les cas, il apparaît que le taux de pauvreté relative urbaine était très élevé sur cette période en Côte d'Ivoire et il touchait environ la moitié des ménages dans l'échantillon.

Au niveau des formes croisées de la pauvreté relative chez les ménages, le nombre de ménages souffrant à la fois des deux approches de la pauvreté relative (Croisement_4), ressort à 3396 ménages soit une proportion de 26,74% de l'ensemble des ménages dans l'échantillon. Cette proportion révèle qu'un peu plus d'un ménage sur quatre était concerné par la pauvreté relative à la fois monétaire et complète. Certains ménages considérés comme pauvres relatifs dans l'approche monétaire ressortent non-pauvres relatifs dans l'approche complète (Croisement_3). Cette catégorie comprend 2480 ménages soit une proportion de 19,53% de l'ensemble des ménages dans l'échantillon. Cette proportion révèle qu'environ 1 ménage sur 5 était concerné par cette situation. Les ménages non-pauvres relatifs avec l'approche monétaire peuvent être pauvres relatifs avec l'approche complète (Croisement_2). Cette catégorie comprend 2739 ménages soit une proportion de 21,57% de l'ensemble des ménages dans l'échantillon. Enfin une catégorie des ménages est déclarée non pauvre relative à la fois avec l'approche monétaire et l'approche complète (Croisement_1). L'effectif de cette catégorie est 4086 ménages soit une proportion de 31,17% de l'ensemble des ménages dans l'échantillon.

Les statistiques descriptives sur l'état de la pauvreté relative urbaine en Côte d'Ivoire sont alarmantes. En moyenne, la pauvreté relative a touché presque un ménage sur deux et, ses formes croisées ont concerné au moins 1 ménage sur 5. Les résultats de ces statistiques descriptives pourraient être expliqués par les faits suivants :

* La situation socio-politique en Côte d'Ivoire par le coup d'état militaire de 1999 avec la chute du Président Bédié et la crise post-électorale de 2010 avec la chute du Président Gbagbo. Ces différentes situations d'instabilité (entre 1999 et 2011) n'étaient point favorables à l'élaboration d'une politique de réduction plus forte de la pauvreté relative en Côte d'Ivoire.

* La ligne de pauvreté relative utilisée est plus élevée que les normes standards. En effet, nous avons utilisé comme ligne de pauvreté relative, la médiane de la dépense (agrégée) effective par UC alors les organismes tels que l'OCDE conseillent d'utiliser dans les analyses, des proportions comprises entre 60 et 80% de médiane de la dépense (agrégée) effective par UC. Un seuil de pauvreté relative choisi entre 60 et 80% de la médiane de la dépense (agrégée) effective par UC aurait réduit vraisemblablement le taux de pauvreté relative chez les ménages urbains de Côte d'Ivoire sur la période de l'étude.

ii) Evolution de l'incidence de la pauvreté relative en Côte d'Ivoire : Les statistiques descriptives sur l'évolution de l'incidence de la pauvreté relative et de ses formes croisées sont résumées par le tableau ci-dessous :

Tableau 4.4c : Dynamique de l'incidence de la pauvreté relative en Côte d'Ivoire

	Incidence de la pauvreté relative		Formes croisées de l'incidence de la pauvreté relative			
	Approche monétaire	Approche complète	Croisement_1 (0_0)	Croisement_2 (0_1)	Croisement_3 (1_0)	Croisement_4 (1_1)
2008	44,64%	44%	34,23%	21,13%	21,78%	22,86%
2013	49,16%	46,56%	27,97%	22,86%	25,47%	23,70%
2015	47,66%	53,69%	30,49%	21,84%	15,81%	31,85%
Total	46,26%	48,30%	32,17%	21,57%	19,53%	26,74%

Source : Nos calculs à partir du pseudo-panel (2008, 2013, 2015)

ii-1) L'incidence de la pauvreté relative sous l'approche monétaire (tx_prm) a connu une évolution sous la forme d'un U inversé entre 2008 et 2015 avec un taux de pauvreté relative plus élevé en 2013 (49,16%) qu'en 2015 (47,66%) ou qu'en 2008 (44,64%). Cette hausse du

taux de pauvreté relative monétaire en 2013 est imputable aux effets de la crise post-électorale de 2010 en Côte d'Ivoire. Elle a considérablement réduit de façon drastique le pouvoir d'achat des ménages et elle a contribué à la dégradation de leurs conditions de vie. Les efforts entrepris par les pouvoirs publics ont contribué à réduire seulement de 1,5 point le taux de pauvreté relative monétaire urbain en 2015¹⁴³. Le taux de pauvreté relative monétaire est resté encore très élevé avec une moyenne de 46,26% dans l'échantillon. L'évolution de l'incidence de la pauvreté relative complète entre 2008 et 2015 (tx_prc) met en évidence une tendance d'aggravation de cette pauvreté dans le milieu urbain de la Côte d'Ivoire. Elle est passée de 44% (en 2008) à 46,56% (en 2013) et à 53,6% (en 2015). Cette augmentation du taux de la pauvreté relative complète entre 2008 et 2015 met évidence le fait que les ménages n'avaient pas probablement affecté la majeure partie de leur temps disponible à la production domestique. Le temps disponible consacré à la propre production domestique leur aurait permis certainement de réduire la dépense monétaire consacrée à l'achat des biens et par conséquent, de réduire la perte de bien-être consécutive aux chocs politiques de 1999 ou de 2010 en Côte d'Ivoire. Ainsi, nous estimons que la faiblesse du temps consacré à la production domestique reste une des explications majeures de l'augmentation du taux de la pauvreté relative complète qui a touché environ d'un ménage sur deux en 2015 (53,69%) en Côte d'Ivoire.

ii-2) La proportion de ménages cumulant à la fois les deux approches de la pauvreté relative (Croisement_4) a augmenté entre 2008 et 2015. Elle est passée de 22,8 en 2008 à 31,5 en 2015 en passant par 23,70% en 2013. Ce résultat indique que le "noyau dur" de la pauvreté relative est devenu plus important au fil du temps. Ce constat nous semble cohérent dans la mesure où les différentes crises politiques survenues sur cette période ont détruit le potentiel de la production, augmenté le chômage et réduit de manière considérable le pouvoir d'achat de ces ménages. Ces derniers peinaient à satisfaire leurs besoins de base tels que l'alimentation (faiblesse du pouvoir d'achat) ou le logement (abandon de leur logement), en fuyant les zones de guerre pour s'installer parfois dans des abris de fortune dans les zones plus sécurisées.

ii-3) Le taux de pauvreté relative de ménages non pauvres complètement et pauvres monétairement (Croisement_3) semble avoir connu une évolution sous la forme d'un U inversé sur la période de 2008 à 2015. Il est passé de 21,78 en 2008 à 15,81 en 2015 en passant par

¹⁴³ Les politiques visant la réduction de la pauvreté relative étaient basées sur les Documents Stratégiques de Réduction de la Pauvreté (DSRP) et sur l'initiative en faveur des Pays Pauvres Très Endetté (PPTE).

25,47% en 2013. Cette forme croisée de la pauvreté relative était la moins représentée dans l'échantillon avec un taux moyen de 19,53%. Dans la dimension relative, la proportion des ménages non-pauvres monétairement et pauvres complètement (Croisement_2) n'a pas connu de grandes variations entre 2008 et 2015. Elle a connu une stagnation avec une valeur en moyenne autour de 21,57% dans l'ensemble de la population. La proportion de ménages non pauvres relatifs selon les deux approches (Croisement_1) a évolué en forme d'un U entre 2008 et 2015. Elle a baissé entre 2008 et 2013 avec la crise de 2010 et elle a augmenté entre 2013 et 2015, justifiée par les politiques publiques de lutte contre la pauvreté en Côte d'Ivoire.

Les taux de pauvreté relative restent relativement élevés en 2013. Ce pic pourrait s'expliquer par la proximité de l'année 2013 avec l'année 2010, marquée par les effets à court terme de la crise militaro-politique en Côte d'Ivoire.

En somme, les principaux résultats obtenus dans cette section sont conformes à l'hypothèse 4.1. La pauvreté relative concerne une part relativement importante de la population urbaine de Côte d'Ivoire. Les ménages pauvres relatifs sont proches de la ligne de la pauvreté et sont moins éloignés les uns par rapport aux autres. La pauvreté relative est plus importante dans la dimension complète par rapport à la seule dimension monétaire de la dépense agrégée. La pression des besoins de base augmente avec l'âge du chef et elle est plus importante chez le ménage riche par rapport au ménage pauvre, ce qui confirme l'hypothèse d'Easterlin en Côte d'Ivoire.

Section 2 : Déterminants de la pauvreté relative et de ses formes croisées en Côte d'Ivoire

Il s'agit après l'estimation économétrique d'un modèle *logit*, d'identifier les facteurs qui favorisent la probabilité d'occurrence de la pauvreté relative ou de l'une de ses formes croisées en Côte d'Ivoire. L'analyse débute par la présentation du cadre théorique et méthodologique de et nous procédons ensuite, à une analyse économétrique des résultats empiriques obtenus.

4.2.1. Cadres théorique et méthodologique de l'étude

Le cadre théorique présente de façon non exhaustive, les conclusions des travaux empiriques antérieurs sur les déterminants de la pauvreté relative chez les ménages. Le cadre méthodologique quant à lui, détaille la démarche méthodologique adoptée dans l'estimation des déterminants de la pauvreté relative en Côte d'Ivoire. Nos résultats empiriques seront ensuite comparés aux résultats déjà obtenus chez d'autres auteurs.

4.2.1.1. Cadre théorique de l'étude par revue de littérature

L'analyse des principaux déterminants de la pauvreté relative a fait l'objet de nombreux travaux empiriques dans la littérature économique. Etant donné les spécificités propres à chaque pays, nous avons décidé d'orienter cette revue de littérature selon qu'il s'agisse de pays développés ou en voie de développement. Les déterminants de la pauvreté recensés dans cette revue de littérature sont liés essentiellement à la pauvreté monétaire relative des ménages.

a°) Déterminants de la pauvreté dans les pays développés

Lollivier et Verger (1997) ont établi une distinction nette entre pauvreté d'existence, pauvreté monétaire ou pauvreté subjective. L'estimation d'un modèle *logit* à partir du panel européen de 1994¹⁴⁴ leur a permis de conclure que la pauvreté relative monétaire est plus importante chez les jeunes chefs de ménage, ce qui correspondait le plus souvent à une faiblesse transitoire des revenus de cette catégorie de chefs de ménage en début du cycle de vie. De plus, ils ont affirmé que la présence des enfants dans le ménage avait pour effet d'augmenter la probabilité chez les ménages de se sentir monétairement pauvre sur le plan relatif. Un résultat qu'ils ont expliqué par le fait que la présence des enfants dans le ménage était une source de charges importantes. Ils ont souligné que les hommes seuls, non veufs et surtout les mères isolées avec leurs enfants avaient de forte chance d'être touché par la pauvreté relative monétaire. Pour eux, une famille large était un facteur d'aggravation de la pauvreté relative monétaire chez le ménage.

b°) Déterminants de la pauvreté dans les pays sous-développés

A partir de l'estimation d'un modèle *logit*, Misangumukini (2016) a analysé, les principaux déterminants de la perception subjective de la pauvreté parmi les chefs de ménages déclarés objectivement non-pauvres au Mali. Son étude a montré que l'avancée en âge est un facteur déterminant de la probabilité d'occurrence de la pauvreté relative monétaire. Pour lui, l'avancée en âge augmente la probabilité d'être touché ou de sentir monétairement pauvre relatif. Il a tenté d'expliquer ce résultat par le fait que l'avancée en âge au Mali s'accompagne d'un accroissement matériel ou immatériel des besoins (la perte d'autonomie par exemple). En revanche, il a mis en relief que le genre du chef (homme) exerçait une influence moindre sur

¹⁴⁴ La première vague du Panel européen a été collectée en octobre 1994 avec environ 19000 de 17 ans ou plus faisant partie des 7300 ménages enquêtés sur plusieurs années.

toutes les formes de pauvreté et que, les ménages administrés par un homme ont de plus fortes chances d'être concernés par la pauvreté relative monétaire que ceux dirigés par une femme.

En utilisant cinq enquêtes de ménages urbains collectées par l'Institut National des Statistiques (INS) de Côte d'Ivoire de 1985 à 1998, Grimm et al. (2001) ont utilisé un modèle semi-logarithmique pour l'analyse économétrique des principaux déterminants du niveau de vie des ménages en utilisant comme proxy du niveau de vie, la dépense monétaire agrégée par tête. Leurs résultats ont démontré que les ménages dirigés par un homme sont moins riches et vivent dans conditions plus précaires que ceux administrés par une femme.

D'autres auteurs ont estimé que l'effet du genre sur la pauvreté relative monétaire est ambigu. Dans cette vision, les analyses de Koné (2007), à partir de l'exploitation des données de l'enquête sur le niveau de vie des ménages ivoiriens en 1995 recouvrant l'ensemble du territoire, révèlent que la pauvreté relative monétaire selon le genre affectait indifféremment les ménages. Il a souligné que la thèse d'une féminisation de la pauvreté relative monétaire en Côte d'Ivoire est difficilement soutenable.

Avec la spécification économétrique d'un modèle *logit*, Diarra (2018) a analysé la dynamique de la pauvreté en milieu agricole rural ivoirien à partir des enquêtes niveau de vie (2002, 2008). Ses résultats ont montré que les facteurs qui favorisent la probabilité d'occurrence de la pauvreté relative monétaire varient par années d'enquête. Il a souligné que l'impact du genre du chef sur le risque d'être pauvre relatif monétaire varie selon les années. En 2002, les chefs de ménage du genre masculin avaient moins de chances d'être monétairement pauvres par rapport aux chefs de ménages du genre féminin tandis qu'en 2008, ce sont plutôt les chefs de ménage du genre féminin qui avaient moins de chances d'être monétairement pauvres par rapport aux chefs de ménages du genre masculin. En 2002, les ménages de grande taille présentaient un risque plus faible d'être relativement pauvres monétaires. Ses résultats ont suggéré que la probabilité pour les jeunes chefs de ménages d'être touchés par la pauvreté relative monétaire changeait au cours du temps : elle a diminué en 2002 et augmenté en 2008. En revanche, la probabilité d'occurrence de la pauvreté relative monétaire chez les chefs de ménages adultes est moindre sur les deux années (2002 et 2008).

4.2.1.2. Cadre méthodologique de l'étude

Le cadre méthodologique de l'étude des déterminants de la pauvreté relative ou de l'une de ses formes croisées comprend la spécification du modèle économétrique utilisé, la procédure

d'estimation et l'interprétation des paramètres estimés. Les données du BdF (2008, 2015) et du BdT (2013) de l'NS de la Côte d'Ivoire, ont été appariées statistiquement par la technique de Deaton (1985) à partir de variables sociodémographiques communes à ces trois enquêtes supposées invariables dans le temps. Nous avons obtenu après cette opération, un pseudo-panel non cylindré de 12701 ménages observés en trois points temporels.

a°) Spécification économétrique du modèle

En économétrie des variables dépendantes qualitatives, les modèles *logit*¹⁴⁵ et *probit*¹⁴⁶ sont utilisés dans la plupart des travaux car ils conduisent aux mêmes analyses et de permettent de tirer les mêmes conclusions. Dans ce travail, il s'agit de déterminer la probabilité ou le risque pour un ménage d'être considéré comme pauvre relatif ou d'appartenir à l'une des formes croisées. Pour déterminer les facteurs qui favorisent la probabilité d'occurrence de la pauvreté relative ou d'une des formes croisées en Côte d'Ivoire, nous privilégions un modèle *logit* à un modèle *probit*. Le choix du modèle *logit* se justifie par le fait qu'il est plus simple à manipuler s'il s'agit d'obtenir les fonctions densité de probabilité. Pour compléter les analyses statistiques, le modèle *logit* suivant est utilisé pour analyser les déterminants de la pauvreté relative ou de ses formes croisées :

$$y_i^* = \beta * Z_i + \varepsilon_i \quad (4.4b)$$

y_i^* , variable dépendante qualitative. Elle correspond à l'observation de l'indicateur de la pauvreté relative ou de l'une des ses formes croisées, c'est une variable qualitative binaire. Nous retenons pour chaque équation, indépendamment estimée, la variable dépendante suivante : *Pauvreté relative monétaire* ou *tx_prm* (= 1 si ménage pauvre relatif monétaire et 0 sinon) ; *Pauvreté relative complète* ou *tx_prc* (= 1 si ménage pauvre relatif complet et 0 sinon) ; *croisement_2* (= 1 si ménage non pauvre relatif monétaire & pauvre relatif complet et 0 sinon) ; *croisement_3* (= 1 si ménage pauvre relatif monétaire & non pauvre relatif complet et 0 sinon) et *croisement_4* (= 1 si ménage pauvre relatif monétaire & pauvre relatif complet et 0 sinon). La variable dépendante exprime la probabilité de survenue ou non des événements : *tx_prm*, *tx_prc*, *croisement_2*, *croisement_3* ou *croisement_4*.

¹⁴⁵ Le *logit* est associée à une fonction de probabilité logistique, le terme de l'erreur suit une loi logistique.

¹⁴⁶ Le *probit* est associé à une fonction de probabilité cumulative normale, le terme de l'erreur suit une loi normale.

Z_i , vecteur de caractéristiques sociodémographiques du ménage ou socio-politique du pays. Nous retenons : *génération d'âge du chef* (3 modalités), *indication de taille du ménage* (3 modalités), *présence d'enfants dans le ménage* (2 modalités), *genre du chef de ménage* (2 modalités) et *survenue de la crise politique* (2 modalités). Pour cette dernière variable, le ménage est codé par 0 s'il est enquêté avant la crise politique de 2010 et par 1 après la crise.

ε_i , terme d'erreur aléatoire qui suit une loi logistique et β , vecteur-colonne de paramètres à estimer, représentant l'effet d'une caractéristique sur la variable d'intérêt. β est obtenu en maximisant la fonction de vraisemblance ou le logarithme (Amemiya, 1981 ; Maddala, 1983).

Les statistiques descriptives des variables contenues dans l'équation 4.4b sont :

Tableau 4.5a : Statistiques descriptives des variables dépendantes de l'équation 4.4b

Variable dépendante	Proportion	Variable dépendante	Proportion
Tx_prm		Croisement_3	
0	53,74%	0	80,47%
1	46,26%	1	19,53%
<i>Total</i>	<i>100%</i>	<i>Total</i>	<i>100%</i>
Tx_prc		Croisement_4	
0	51,70%	0	73,26%
1	48,30%	1	26,74%
<i>Total</i>	<i>100%</i>	<i>Total</i>	<i>100%</i>
Croisement_2			
0	78,43%		
1	21,57%		
<i>Total</i>	<i>100%</i>		

Source : Nos calculs à partir du pseudo-panel (2008, 2013, 2015)

Tableau 4.5b : Statistiques descriptives des variables indépendantes de l'équation 4.4b

Variables indépendantes	Proportion	Variables indépendantes	Proportion
Génération d'âge du chef		Présence d'enfants	
Jeune	6,82%	Non (<i>Référence</i>)	39,12%
Adulte (<i>Référence</i>)	84,39%	Oui	60,88%
Sénior	8,79%	<i>Total</i>	<i>100%</i>
<i>Total</i>	<i>100%</i>	Genre du chef	
Indication de taille		Féminin (<i>Référence</i>)	24,08%
Petite	32,44%	Masculin	75,92%
Normale (<i>Référence</i>)	42,56%	<i>Total</i>	<i>100%</i>
Large	25,00%	Crise politique	
<i>Total</i>	<i>100%</i>	Non (<i>Référence</i>) avant 2010	50,04 %

		Oui (après 2010)	49,96 %
		<i>Total</i>	<i>100%</i>

Source : Nos calculs à partir du pseudo-panel (2008, 2013, 2015)

b°) Méthode d'estimation du modèle et interprétation des paramètres β

Dans la littérature, il existe plusieurs méthodes pour estimer un modèle *logit*. Dans cette thèse, nous utilisons la Méthode du Maximum de Vraisemblance (MMV). Le choix de cette méthode se justifie par les raisons suivantes : la MMV est très utilisée dans l'estimation de modèle logit (Tassi, 1989) ; les estimateurs du MV s'ils existent, sont uniques et possèdent les meilleures propriétés asymptotiques de convergence ou de normalité (Gouriéroux, 1989).

Un signe positif pour le paramètre β pour une modalité, signifie que par rapport à la modalité de référence, celle-ci accroît le risque d'occurrence de la pauvreté relative ou de l'une de ses formes croisées. Seuls les effets marginaux obtenus et non les coefficients seront interprétés dans ce travail car les effets marginaux précisent à eux seuls, le signe et la valeur de la probabilité d'occurrence de la pauvreté relative.

4.2.2. Analyse économétrique et discussions des résultats empiriques

L'analyse économétrique et la discussion des résultats empiriques se scindent en deux parties : les déterminants de la pauvreté relative elle-même et les déterminants de ses formes croisées dans le cas de la Côte d'Ivoire.

4.2.2.1. Déterminants de la pauvreté relative en Côte d'Ivoire

Les résultats des estimations selon l'approche utilisée pour mesurer la pauvreté relative sont contenus dans le tableau suivant :

Tableau 4.6a : Déterminants de la pauvreté relative en Côte d'Ivoire, régression logistique

<i>Variables indépendantes</i>	<i>Variable dépendante : Incidence de la pauvreté relative monétaire</i>		<i>Variable dépendante : Incidence de la pauvreté relative complète</i>	
	Effets marginaux	Ecart-type	Effets marginaux	Ecart-type
Génération d'âge				
Jeune	0,158***	0,016	-0,004	0,016
Adulte	<i>Référence</i>			
Sénior	0,352***	0,013	-0,010	0,014
Indication de taille				

Petite	-0,338***	0,010	-0,261***	0,012
Normale	<i>Référence</i>			
Large	0,020**	0,010	0,223***	0,009
Présence enfants				
Non	<i>Référence</i>			
Oui	-0,013	0,011	-0,069***	0,011
Genre du chef				
Féminin	<i>Référence</i>			
Masculin	-0,458***	0,007	0,364***	0,008
Crise politique de 2010				
0 (avant 2010)	<i>Référence</i>			
1 (après 2010)	0,027***	0,007	0,114***	0,007
Pseudo-R2 (Mac Fadden)	0,261		0,178	
Test d'adéquation de Pearson	Pearson chi2 (60) = 1503,56 Prob > chi2 = 0,000		Pearson chi2 (60) = 1350,89 Prob > chi2 = 0,000	
Aire sous la courbe ROC	0,811		0,778	
12701 Observations				

Source : Nos calculs, (*) $p < 0,1$; (**) $p < 0,05$; (***) $p < 0,01$

a°) Qualité d'ajustement du modèle

Le modèle 4.4b est estimé selon la méthode du MV. Les résultats de cette estimation (avec les approches monétaire ou complète) ne sont valables que si ce modèle est lui-même adéquat. Il paraît nécessaire d'effectuer des tests sur la qualité de chacun des modèles estimés.

i) Test de significativité globale du modèle (test du ratio de vraisemblance) ressort avec une statistique Chi2 (7) égale à 4588,75 (approche monétaire) ou à 3134,28 (approche complète). A ces statistiques sont associées une valeur de probabilité $\text{Prob} > \text{Chi2} = 0,000$. Au seuil de significativité de 5%, cette valeur de probabilité est inférieure à 0,05 : le modèle logistique semble être globalement significatif avec les deux approches de la pauvreté relative.

ii) Pouvoir explicatif du modèle (mesuré par le pseudo-R2 de Mc Fadden) ressort à 0,261 soit 26,1% (approche monétaire) ou à 0,178 soit 17,8% (approche complète). Dans l'approche monétaire de la pauvreté relative, le pouvoir explicatif du modèle est relativement élevé car sa valeur est strictement supérieure à 0,2. La probabilité d'obtenir un ménage pauvre relatif expliquée par l'amélioration du modèle est de 26,1%. Dans l'approche complète de la pauvreté relative, le pouvoir explicatif du modèle ressort à 0,178. Nous admettons que le pouvoir explicatif du modèle est relativement intéressant car sa valeur est proche de 0,2.

iii) Aire sous la courbe ROC (*Receiver Operating Characteristic*) permettant de mesurer le pouvoir prédictif du modèle logistique est très satisfaisante sous les deux approches de la pauvreté relative. Avec l'approche monétaire, le taux de bonne prédiction est de 81,1% et avec l'approche complète, le taux de bonne prédiction ressort à 77,8%. Ces résultats suggèrent qu'une forte proportion des ménages dans l'échantillon semble être correctement classifiée.

iv) Test d'adéquation de Pearson ou de Hosmer-Lemeshow (*Goodness of Fit test*)¹⁴⁷ permettant de tester l'écart entre les valeurs prédites et les valeurs observées ou encore de s'assurer que le modèle de régression logistique ajuste mieux que ne le ferait le simple hasard, ressort avec une statistique Pearson $\chi^2(60)$ égale à 1503,56 (dans l'approche monétaire) ou égale à 1350,89 (dans l'approche complète). La valeur de la probabilité associée à chacune de ces statistiques donne $\text{Prob} > \chi^2$ égale à 0,000. Au seuil de significativité de 5%, cette valeur de probabilité est inférieure à 0,05 ce qui semble indiquer que le modèle de régression logistique n'ajusterait pas mieux que le ferait le simple hasard. Cependant, la littérature souligne que ce test est peu puissant et nous ne tenons pas compte des résultats de ce test dans l'analyse.

Nous affirmons qu'avec les résultats du test de significativité globale, du pouvoir explicatif du modèle et de la valeur de l'aire sous la courbe ROC, le modèle de régression logistique reste robuste malgré que le résultat du test d'adéquation de Pearson ou de Hosmer-Lemeshow semble souligner que l'ajustement n'est pas de meilleure qualité.

b°) L'effet des variables sociodémographiques

Les paramètres estimés dans le tableau 4.6b, représentent les effets marginaux des variables démographiques et socio-politiques sur la probabilité d'être un ménage relativement pauvre. Les variables démographiques (génération d'âge du chef, indication de taille du ménage, présence d'enfants et genre du chef) ou socio-politique (crise politique de 2010) exercent un effet significatif au seuil de significativité de 1% sur la probabilité d'avoir un ménage pauvre selon les approches monétaire ou complète (sauf l'effet de l'âge du chef dans l'approche complète) de la pauvreté relative.

i) Effet de la génération d'âge sur la probabilité d'être pauvre relatif : Si l'on se réfère à la génération d'âge du chef de ménage, il semble que par rapport à la génération adulte, la

¹⁴⁷ Plus le χ^2 du GOF est faible (la valeur de la probabilité associée est élevée) et plus l'ajustement par le modèle de régression logistique est meilleur.

génération jeune ou sénior exerce un effet positif et significatif sur la probabilité d'être un ménage relativement pauvre seulement avec l'approche monétaire. Le fait d'avoir un chef de la génération jeune accroît de 15,8 fois plus les chances d'être un ménage pauvre relatif tandis que le fait d'avoir un chef de la génération sénior accroît de 35,2 fois plus les chances d'être un ménage pauvre relatif avec l'approche monétaire. Il y a plus de chances pour le ménage sénior de se sentir relativement pauvres que le ménage jeune avec l'approche monétaire. Cet écart dans les résultats entre génération jeune et génération sénior s'expliquerait par un effet de chômage chez la génération jeune contre un effet de retraite chez la génération sénior. En effet, chez la génération jeune, il semble persister la difficulté d'accéder à l'emploi à cause du manque d'expérience (Konan, 2021). La génération jeune n'a probablement pas encore atteint une certaine stabilité financière car elle est au début du cycle de leur vie avec probablement, une faible insertion dans le marché du travail. Ce résultat est également conforme à celui observé dans les pays développés où la pauvreté relative monétaire concerne particulièrement les moins de 30 ans et elle s'explique souvent par une faiblesse transitoire des revenus au début du cycle de vie (Lollivier et Verger, 1997). Chez la génération sénior, la retraite entraîne une baisse significative des revenus monétaires. Ainsi, l'accroissement de la probabilité d'être pauvre relatif avec l'approche monétaire dans la génération sénior s'explique par le fait que l'avancée en âge accroît la probabilité d'occurrence de la pauvreté relative monétaire. L'avancée en âge du chef s'accompagne d'une augmentation des besoins matériels ou non-matériels (la perte d'autonomie). Ce résultat confirme ceux de Misangumukini (2016) à partir de ménages maliens de 2006 ou ceux de Diarra (2018) sur des ménages ruraux en Côte d'Ivoire. Cependant, nous observons une différence significative quant à l'effet de l'avancée en âge sur la probabilité d'être déclarée pauvre relatif monétaire entre pays pauvres et pays développés. En effet, les études de Lollivier et Verger (1997), sur le panel européen de 1994, montrent que, la probabilité de se sentir monétairement pauvres, baisse avec l'avancée en âge alors que dans les pays sous-développés, le risque d'être déclaré monétairement pauvre augmente avec l'avancée en âge.

ii) Effet de l'indication de la taille sur la probabilité d'être pauvre relatif : Toutes choses égales par ailleurs, le signe de l'effet de la taille du ménage sur la probabilité de se sentir pauvre relatif dépend de la dimension de la taille du ménage. En effet, le fait d'être un ménage de petite taille réduit la probabilité de se sentir pauvre relatif. Cette probabilité baisse de 33,8 points de pourcentage (avec l'approche monétaire) contre 26,1 points de pourcentage (avec l'approche complète). En revanche, la probabilité de se sentir pauvre relatif augmente dans les ménages de large taille. Cette probabilité augmente de 2 points de pourcentage (avec l'approche monétaire)

contre 22,3 points de pourcentage (avec l'approche complète). Ces résultats nous paraissent cohérents dans la mesure où dans les pays en développement, la taille est intimement liée à la notion de besoins. Plus la taille du ménage devient importante et plus les besoins augmentent et plus la probabilité de se sentir pauvre relatif augmente également. Ce résultat semble être non conforme à celui de Diarra (2018) sur des ménages ruraux en Côte d'Ivoire. Il a trouvé que, plus le nombre de personnes dans le ménage est élevé, plus la probabilité d'appartenir à la classe des pauvres est réduite. Cette différence entre nos résultats et ceux de Diarra (2018) pourrait s'expliquer par la nature de l'environnement de l'étude. Dans le milieu rural, Diarra (2018) a montré qu'une taille large est synonyme d'une main d'œuvre importante, ce qui réduit la probabilité d'appartenir à la classe des pauvres relatifs monétaires à cause d'une réduction des coûts des activités qui nécessitent une main d'œuvre. En revanche, nos résultats sont conformes à ceux de Lollivier et Verger (1997) dans les pays développés où l'existence d'une descendance nombreuse augmente de 0,3 points la probabilité d'occurrence de la pauvreté relative monétaire.

iii) Effet de la présence d'enfants sur la probabilité d'être pauvre relatif : La présence d'enfants dans le ménage a un effet significatif sur la probabilité d'être un ménage pauvre relatif. La présence d'enfants dans le ménage fait baisser de 0,013 (dans l'approche monétaire) ou de 0,069 (dans l'approche complète), la probabilité d'être un ménage pauvre relatif. Ce résultat nous semble tout de même surprenant. Une explication plausible est liée au fait que les enfants qui ne sont pas certainement de très bas âge, participent à la production marchande (travail salarié souvent dans le secteur informel) et/ou à la production non-marchande (production domestique). Ces résultats mettent en exergue à nouveau, le travail des enfants dans la plupart des pays en développement et dans le cas particulier de la Côte d'Ivoire.

iv) Effet du genre du chef sur la probabilité d'être pauvre relatif : Le signe de l'effet du genre du chef de ménage sur la probabilité d'être un ménage pauvre relatif dépend de l'approche utilisée pour mesurer la pauvreté relative. La probabilité d'avoir un ménage pauvre relatif dirigé par un homme baisse de 0,458 avec l'approche monétaire tandis que celle d'avoir un ménage pauvre relatif dirigé par un homme augmente de 0,364 avec l'approche complète. Avec l'approche monétaire, certains auteurs avaient déjà obtenu des résultats similaires. Ils ont mis en évidence qu'un ménage dirigé par une femme est un facteur d'exacerbation de la pauvreté monétaire. D'autres facteurs expliquent que la probabilité d'être un ménage pauvre relatif (avec l'approche monétaire) baisse chez les ménages dirigés par un homme par rapport à ceux dirigés par une femme. Il s'agit par exemple de la différence de capital humain entre l'homme et la femme. La théorie standard du capital humain d'insertion sur le marché du travail et les théories

féministes ont montré une position défavorable des femmes sur le marché du travail (Gakou & Kuépié, 2008). Les femmes subissent sur le marché ivoirien de l'emploi, une discrimination sociale en matière de revenus monétaires et d'emplois. L'insertion massive des femmes sur le marché du travail ivoirien se fait principalement dans les branches les plus précaires et par conséquent, ces branches d'activité sont les moins rémunérées monétairement (Koné, 2001). Les résultats observés par Koné (2001) sur des ménages de 1995 semblent être différents car il a estimé que la pauvreté monétaire affecte indifféremment les ménages dirigés par un homme que ceux dépendant économiquement d'une femme. Cette différence pourrait être le fait que son étude a concerné l'ensemble du territoire national alors que nous sommes limités dans cette étude, aux ménages résidents uniquement dans le milieu urbain. De même, il semble qu'au Mali, les résultats de Misangumukini (2016) sont contraires aux nôtres. Il a observé que si le chef de ménage malien est un homme, cela augmentait significativement de 0,142 au seuil de significativité de 1%, la probabilité d'être un ménage relativement pauvre. La dotation en capital humain constitue le principal déterminant du salaire (Becker, 1993). Le rôle de l'éducation y est important car son niveau détermine l'accès aux secteurs d'activités les plus rémunérateurs (Brilleau et al., 2004). Avec l'approche complète, l'effet du genre du chef de ménage sur la probabilité d'avoir un ménage pauvre relatif donne un résultat avec une implication économique très intéressante. Il montre que les ménages administrés par une femme sont ceux qui participent le plus à la production non-marchande (production domestique) par rapport aux ménages dirigés par un homme.

v) Effet de la crise post-électorale de 2010 sur la probabilité d'être un ménage pauvre relatif : La crise post-électorale de 2010 a eu un impact positif et significatif au seuil de significativité de 1% sur la probabilité pour que le ménage soit déclaré pauvre relatif. Avec l'approche monétaire de la pauvreté relative, par rapport aux ménages enquêtés avec la crise électorale de 2010, il ressort que la probabilité pour un ménage d'être déclaré comme pauvre après la crise augmente de 2,7 points de pourcentage. En revanche avec l'approche complète de la pauvreté relative, par rapport aux ménages enquêtés avec la crise électorale de 2010, il ressort que la probabilité pour un ménage d'être déclaré comme pauvre après la crise augmente de 1,14 point de pourcentage. Il ressort clairement que la probabilité de déclarer un ménage pauvre relatif après la crise post-électorale de 2010 est plus importante avec l'approche complète par rapport à l'approche monétaire. Ce résultat pourrait s'expliquer certainement par le fait que les ménages n'ont pas affecté la majeure partie des gains de temps suite à la cessation de leurs activités marchandes (à cause de la crise post-électorale de 2010) à la production domestique. L'effet

positif de la crise post-électorale sur la probabilité de déclarer un ménage pauvre relatif s'explique par le fait que la crise a détruit une grande partie de l'appareil de production en Côte d'Ivoire, réduit la demande de travail (fermeture de nombreuses entreprises), augmenté le taux de chômage et, occasionné un déplacement massif de la population vers la capitale Abidjan.

4.2.2.2. Déterminants des formes croisées de pauvreté relative en Côte d'Ivoire

Le tableau ci-dessous met en évidence les déterminants des formes croisées de la pauvreté relative : les ménages non pauvres relatifs avec l'approche monétaire et pauvres relatifs avec l'approche complète (*croisement_2*) ; les ménages pauvres relatifs avec l'approche monétaire et non-pauvres relatifs avec l'approche complète (*croisement_3*) et, les ménages pauvres relatifs avec les deux approches de la pauvreté relative (*croisement_4*). Les résultats des différentes estimations sont résumés par le tableau suivant :

Tableau 4.6b : Déterminants des formes croisées de la pauvreté relative en Côte d'Ivoire, régression logistique.

Variables indépendantes	Variable dépendante : Croisement_2		Variable dépendante : Croisement_3		Variable dépendante : Croisement_4	
	Effets marginaux	Ecart-type	Effets marginaux	Ecart-type	Effets marginaux	Ecart-type
Génération d'âge du chef						
Jeune	-0,149***	0,012	0,015	0,011	0,141***	0,018
Adulte	Référence					
Sénior	-0,216***	0,005	0,106***	0,010	0,203***	0,015
Indication de la taille						
Petite	-0,036***	0,010	-0,115***	0,007	-0,215***	0,009
Normale	Référence					
Large	0,192***	0,009	-0,016**	0,006	0,045***	0,011
Présence d'enfants						
Non	Référence					
Oui	-0,026**	0,011	0,047***	0,006	-0,046***	0,011
Genre du chef						
Féminin	Référence					
Masculin	0,265***	0,004	-0,564***	0,008	0,113***	0,008
Crise politique de 2010						
0 (avant 2010)	Référence					
1 (après 2010)	0,032***	0,006	-0,055***	0,005	0,083***	0,007
Pseudo-R2 (Mac Fadden)	0,191		0,410		0,083	

Test d'adéquation	Pearson chi2(60) = 659,30 Prob > chi2 = 0,000	Pearson chi2(60) = 678,20 Prob > chi2 = 0,000	Pearson chi2(60) = 1428,90 Prob > chi2 = 0,000
Aire sous la courbe ROC	0,780	0,902	0,692
	12701 Observations		

Source : Nos calculs, (*) $p < 0,1$; (**) $p < 0,05$ (***) $p < 0,01$

a°) Qualité d'ajustement du modèle

Les résultats des différentes estimations ne sont valables que si ce modèle est lui-même adéquat. Il paraît nécessaire d'effectuer des tests sur la qualité de chacun des modèles.

i) Test de significativité globale du modèle (test du ratio de vraisemblance) ressort avec une statistique Chi2(7) égale à 2523,92 ou à 5146,58 ou à 1221,64 respectivement selon les variables dépendantes croisement_2 ou croisement_3 ou croisement_4. A chacune de ces statistiques, est associée une valeur de probabilité Prob > Chi2 = 0,000. Au seuil de significativité de 5%, cette valeur de probabilité est inférieure à 0,05 : le modèle logistique semble être globalement significatif avec les trois formes croisées de la pauvreté relative.

ii) Pouvoir explicatif du modèle mesuré par le pseudo-R2 de Mc Fadden ressort à 0,19 (avec le croisement_2) ou à 0,41 (avec le croisement_3) ou à 0,083 (avec le croisement_4) soit respectivement un pouvoir explicatif de 19% ou de 41% ou de 8,3%. Avec la variable dépendante (croisement_2), le pouvoir explicatif du modèle est proche de 0,2 : nous admettons que le pouvoir explicatif du modèle est bon avec cette variable dépendante. Avec la variable dépendante (croisement_3), le pouvoir explicatif du modèle est strictement supérieur à 0,2 : nous acceptons que le pouvoir explicatif du modèle soit très élevé avec cette variable dépendante. Avec la variable dépendante (croisement_4), le pouvoir explicatif du modèle est strictement inférieur à 0,2 : nous admettons que, le pouvoir explicatif du modèle est très faible avec cette variable dépendante. Ce dernier résultat pourrait s'expliquer par une omission dans le modèle, de certaines variables qui seraient certainement significatives dans l'explication de la probabilité chez un ménage d'être déclaré pauvre avec les approches de la pauvreté relative. Nous pensons aux autres caractéristiques du ménage (statut matrimonial, ethnique, religion, accès au crédit, etc), aux facteurs relatifs aux infrastructures (temps d'accès au centre de santé, budget de santé par tête, etc), au capital humain (niveau d'éducation du chef de ménage, niveau d'instruction du conjoint), le niveau de vie, au degré d'exposition aux médias. Malheureusement, nous n'avons pas pu avoir accès aux données sur ces variables pertinentes dans l'analyse de la pauvreté relative en Côte d'Ivoire.

iii) Pouvoir prédictif ou pouvoir discriminant du modèle logistique dans chaque forme croisée de la pauvreté relative est très satisfaisant. L'aire sous la courbe ROC ressort à 0,78 (discrimination acceptable) avec le croisement_2 ou à 0,902 (discrimination parfaite) avec le croisement_3 ou à 0,692 (discrimination faible) avec le croisement_4, avec des taux respectifs de bonne prédiction de 78% ou de 90% ou de 69,2%. Ces résultats suggèrent qu'une forte proportion des ménages dans l'échantillon semble être correctement classifiée.

iv) Test d'adéquation de Pearson ou de Hosmer-Lemeshow ressort avec une statistique Pearson $\chi^2(60)$ égale à 659,30 (avec le croisement_2) ou à 678,20 (avec le croisement_3) ou à 1428,90 (croisement_4). La valeur de la probabilité associée à chacune de ces statistiques donne $\text{Prob} > \chi^2$ égale à 0,000. Au seuil de significativité de 5%, la valeur de la probabilité est inférieure à 0,05 ce qui semble indiquer que le modèle de régression logistique n'ajusterait pas mieux que le ferait le simple hasard. Nous ne tenons pas compte des résultats de ce test dans l'analyse.

b°) Déterminants des formes croisées de la pauvreté relative

Les paramètres dans le tableau 4.6b sont estimés par la Méthode du Maximum de Vraisemblance. Ils représentent les effets marginaux des variables démographiques ou de la variable socio-politique sur la probabilité chez le ménage, d'être déclaré appartenir à l'une des trois formes croisées de la pauvreté relative.

i) Effet de l'âge du chef de ménage : L'âge du chef de ménage exerce un effet significatif au seuil de significativité de 1% sur chacune des formes croisées de la pauvreté relative en Côte d'Ivoire. Le signe de l'effet marginal de l'âge du chef n'est pas uniforme et il dépend de la forme croisée de la pauvreté relative choisie comme variable dépendante. Il semble que la probabilité d'être déclaré non pauvre relatif avec l'approche monétaire et pauvre relatif avec l'approche complète baisse avec l'âge du chef de ménage. Par rapport à la génération adulte des chefs de ménages, il ressort que cette probabilité baisse de 14,9 points de pourcentage chez la génération jeune ou de 21,6 points de pourcentage chez la génération sénior. La probabilité d'être déclaré comme ménage pauvre relatif avec l'approche monétaire et non pauvre relatif avec l'approche complète augmente avec l'âge du chef de ménage. Par rapport à la génération adulte, cette probabilité augmente de 10,6 points de pourcentage dans la génération sénior mais le résultat avec la génération jeune n'est pas significatif. La probabilité d'être déclaré comme un ménage pauvre relatif avec les approches de la pauvreté relative augmente avec l'âge du chef. La génération sénior a plus de chances d'appartenir au noyau dur de la pauvreté

relative que la génération jeune des chefs de ménages. Par rapport à la génération adulte, cette probabilité est plus élevée dans la génération jeune (une augmentation de 20,3 points de pourcentage) alors qu'elle subit une augmentation de 14,1 points de pourcentage avec la génération sénior. Ces résultats semblent indiquer que si le chef de ménage est déclaré pauvre relatif avec l'approche monétaire (qu'il soit pauvre relatif ou non avec l'approche complète), alors la probabilité d'être déclaré pauvre relatif augmente avec l'âge du chef. En revanche, si le chef de ménage est déclaré non pauvre relatif avec l'approche monétaire alors la probabilité d'être déclaré pauvre relatif baisse avec l'âge du chef.

ii) Effet de la taille du ménage : La taille du ménage exerce un effet significatif au seuil de significativité de 1% sur les formes croisées de la pauvreté relative en Côte d'Ivoire. La taille du ménage semble exercer un effet non linéaire en forme de U sur la probabilité chez le ménage d'appartenir au croisement_2 ou au croisement_4 ou un effet négatif sur la probabilité chez le ménage d'appartenir au croisement_3. Suivant le croisement_2, la probabilité d'être déclaré ménage non pauvre relatif avec l'approche monétaire et pauvre relatif avec l'approche complète baisse de 3,6 points de pourcentage chez les ménages de petite taille tandis que cette probabilité augmente de 19,2 points de pourcentage chez les ménages de large taille. Dans le croisement_4, nous observons les mêmes effets qu'avec le croisement_2 mais sauf que les effets diffèrent en intensité. La probabilité d'être déclaré ménage pauvre relatif avec les deux approches de la pauvreté relative baisse de 21,5 points de pourcentage chez les ménages de petite taille alors qu'elle augmente de 4,5 points de pourcentage chez les ménages de large taille. Avec le croisement_3, nous observons un effet négatif de la taille du ménage sur la probabilité d'être déclaré pauvre relatif avec l'approche monétaire et non pauvre relatif avec l'approche complète de la pauvreté relative. Il semble que si le ménage est déclaré pauvre relatif avec l'approche complète (qu'il soit pauvre ou non pauvre relatif avec l'approche monétaire), l'effet de la taille du ménage sur la probabilité d'être déclaré pauvre relatif avec l'approche complète est en forme de U.

iii) Effet de la présence des enfants : La présence des enfants exerce un effet significatif au seuil de significativité de 1% sur la probabilité que le ménage soit classé dans l'une des formes croisées de la pauvreté relative. Nous observons que la probabilité d'être classé ménage non pauvre relatif avec l'approche monétaire et pauvre relatif avec l'approche complète ou d'être classé ménage pauvre relatif selon les deux approches de la pauvreté relative, baisse avec la présence des enfants. Elle baisse de 2,6 points de pourcentage avec le croisement_2 ou de 4,6 points de pourcentage avec le croisement_4. Avec le croisement_3, la probabilité pour un

ménage d'être déclaré pauvre relatif avec l'approche monétaire et non pauvre relatif avec l'approche complète augmente de 4,7 points de pourcentage avec la présence des enfants. Ces résultats semblent indiquer qu'une fois que le ménage est déclaré pauvre relatif avec l'approche complète (qu'il soit pauvre ou non pauvre relatif avec l'approche monétaire) alors la probabilité qu'il soit un ménage pauvre relatif avec l'approche complète baisse avec la présence des enfants. Une fois qu'un ménage est déclaré pauvre relatif avec l'approche monétaire et non pauvre relatif avec l'approche complète, alors la probabilité qu'il soit déclaré pauvre relatif avec l'approche monétaire et non pauvre relatif avec l'approche complète augmente avec la présence des enfants.

iv) Effet du genre du chef de ménage : Le genre du chef de ménage exerce un effet significatif au seuil de significativité de 1% sur la probabilité que le ménage soit classé dans l'une des formes croisées de la pauvreté relative. Le signe et l'intensité de l'effet de l'âge diffèrent selon la forme croisée de la pauvreté relative utilisée comme variable indépendante dans le modèle. Avec le croisement_2 ou le croisement_4, il ressort que la probabilité d'être classé ménage non pauvre relatif avec l'approche monétaire et ménage pauvre relatif avec l'approche complète ou d'être classé ménage pauvre relatif avec les deux approches augmentent respectivement de 26,5 points de pourcentage ou de 11,3 points de pourcentage chez les ménages dirigés par un homme par rapport aux ménages dirigés par une femme. Avec le croisement_3, la probabilité d'être un ménage déclaré pauvre relatif avec l'approche monétaire et non pauvre relatif avec l'approche complète baisse de 56,4 points de pourcentage chez les ménages dirigés par un homme par rapport aux ménages dirigés par une femme. Il en résulte que lorsque le ménage est déclaré pauvre relatif avec l'approche complète (indépendamment de sa situation de pauvreté relative avec l'approche monétaire), la probabilité qu'il soit déclaré pauvre relatif augmente avec le genre masculin. Or lorsque le ménage est déclaré pauvre relatif avec l'approche monétaire et non pauvre relatif avec l'approche complète, la probabilité baisse chez les ménages dirigés par un homme par rapport à ceux dirigés par une femme.

iv) Effet de la crise post-électorale de 2010 : La crise post-électorale de 2010 exerce un effet significatif au seuil de significativité de 1% sur la probabilité d'être classé dans l'une des formes croisées de la pauvreté relative en Côte d'Ivoire. La probabilité d'être déclaré ménage non pauvre relatif avec l'approche monétaire et pauvre relatif avec l'approche complète ou d'être déclaré ménage pauvre relatif avec les deux approches de la pauvreté relatives augmente de 3,2 points de pourcentage ou de 8,3 points de pourcentage après la crise post-électorale de 2010. En revanche, la probabilité d'être déclaré ménage pauvre relatif avec l'approche monétaire et

non pauvre relatif avec l'approche complète baisse de 5,5 points de pourcentage après la crise post-électorale de 2010. Ainsi, une fois que le ménage est déclaré pauvre relatif avec l'approche complète (indépendamment de sa situation avec l'approche monétaire de la pauvreté relative), la probabilité d'être déclaré pauvre augmente après la crise de 2010. Si le ménage est déclaré pauvre relatif avec l'approche monétaire, la probabilité qu'il soit non pauvre avec l'approche complète de la pauvreté relative baisse après la crise post-électorale de 2010.

Les résultats obtenus dans cette section semblent confirmer en partie l'hypothèse 4.2 selon laquelle la situation socio-politique (l'instabilité politique) et les caractéristiques sociodémographiques du ménage sont des facteurs susceptibles d'influencer la probabilité d'occurrence de la pauvreté relative chez le ménage urbain de Côte d'Ivoire.

Section 3 : Valeurs du temps et nouvelles évaluations d'une vie humaine en Côte d'Ivoire

Quelle valeur monétaire peut-on attribuer à la vie humaine ? L'estimation monétaire d'une vie humaine est d'une importance capitale dans les décisions de politique économique d'une part mais elle constitue en même temps, un sujet très controversé dans la littérature d'autre part. Selon Baumstark et al. (2008), le terme de "*valeur de la vie humaine*" renvoie à une dimension purement économique qui définit un prix monétaire que la société serait prête à payer pour réduire la probabilité de décès ou de survenue d'un risque qui affecterait la santé publique par exemple. Cette approche définit la valeur statistique d'une vie humaine (VVS). Cependant, la valeur d'une vie humaine ne pourrait être seulement définie d'un point de vue statistique et, la recherche d'une dimension économique pourrait relativiser cette approche. A cet effet, les travaux de Gardes (2022) ont montré que la valeur d'une vie humaine pourrait être estimée également à partir d'une valorisation du temps domestique. Dans cette section, nous présentons la méthode de calcul de la valeur d'une vie humaine fondée sur la valeur du temps et, discutons les résultats d'une application empirique dans le cas de la Côte d'Ivoire. La section est organisée comme suit : d'abord, nous présentons quelques méthodes (statistiques) d'évaluation d'une vie humaine fondées sur la minimisation du risque ou l'évitement d'un décès. Ensuite, nous portons notre attention sur une nouvelle évaluation économique d'une vie humaine, celle fondée sur la théorie de l'allocation du temps (Becker, 1965) dans laquelle la valeur du temps joue un rôle fondamental. Les résultats d'une application de la nouvelle évaluation économique de la vie humaine seront présentés et discutés dans le cas de la Côte d'Ivoire. Nous achevons cette section par l'estimation des principaux déterminants de la valeur économique d'une vie humaine en Côte d'Ivoire.

4.3.1. Mesures d'une vie humaine : approche statistique vs approche économique

4.3.1.1. Valeur d'une vie humaine : Résultats des travaux antérieurs

Deux approches de la valeur de la vie humaine existent dans la littérature : la valeur d'une vie humaine fondée sur la minimisation du risque (approche classique) et une nouvelle approche de la valeur d'une vie humaine basée sur la valeur du temps (Gardes, 2023).

a°) Valeur d'une vie humaine et minimisation du risque

Différentes méthodes dites classiques, ont permis d'estimer la valeur statistique d'une vie humaine fondée sur la minimisation du risque ou la réduction de la probabilité de décès¹⁴⁸. Nous décrivons d'abord quelques approches théoriques et ensuite, nous exposons les résultats de travaux empiriques de la valeur statistique d'une vie humaine.

i) Approche théorique de la valeur statistique d'une vie humaine : Elle fait une description non exhaustive de quelques méthodes ayant permis d'évaluer statistiquement une vie humaine.

i-1) Méthode du capital humain compensée (Abraham et Thédié, 1960 ; Le Net, 1994a) : Dans cette méthode, le décès d'une personne est considéré comme une perte de la production. Elle évalue la valeur d'un individu dans la société par sa richesse apportée en matière de contribution au PIB. Les auteurs de cette théorie soulignent qu'il ne s'agit pas en réalité d'évaluer le prix monétaire d'une vie humaine mais combien la société serait prête à payer monétairement pour épargner une vie humaine. Une des critiques de cette méthode est qu'elle sous-estime une part non négligeable de la richesse humaine liée aux décès précoces.

ii-2) Méthode des préférences révélées (Thaler et Rosen, 1979) : Elle repose sur l'observation selon laquelle les individus pourront révéler les choix auxquels est associé un risque décès. Cette méthode tient compte du fait que les individus supposés rationnels, disposent de toute l'information nécessaire sur la variable que l'on veut mesurer et que, les marchés fonctionnent parfaitement. Elle inclut également la méthode des réparations fondée sur le montant des indemnités proposé par l'appareil judiciaire ou les sociétés d'assurance. Sa limite

¹⁴⁸ En 2015, les travaux de l'OCDE (Organisation pour la Coopération et le Développement Economique) ont estimé que la valeur statistique d'une vie humaine en 2013 était de 3 millions de USD alors que celui d'un américain était de 9 millions de USD contre seulement 5000 dollars de USD pour un bangladaise.

est qu'elle concerne une part faiblement représentative de la société si bien que, la valeur observée sur les marchés ne peut être considérée comme fondement d'une valeur collective.

iii-3) Méthodes de l'évaluation contingente ou des choix discrets : Ces deux méthodes reposent sur l'estimation des préférences individuelles déclarées. La méthode d'évaluation contingente conduit à révéler directement la valeur monétaire alors que celle des choix discrets débouche sur une monétarisation indirecte (O'Brien et Gafni, 1996).

ii) Travaux antérieurs sur la valeur statistique d'une vie humaine : Depuis les années 1970, avec des méthodes différentes, de nombreux travaux empiriques sur l'évaluation statistique d'une vie humaine ont été réalisés. Ces travaux ont abouti à des résultats très variés qui mettent en difficulté les gouvernements quant au choix d'une valeur (statistique) de la vie humaine.

Dionne et Leveau (2010), à partir de la méthode hédonique d'estimation des salaires¹⁴⁹, ont obtenu une valeur statistique de la vie humaine aux USA comprise entre 500.000 et 50 millions de dollars américains (2000). Avec des données d'enquêtes sur la sécurité des transports, la valeur statistique d'une vie humaine estimée par Miller (2000) aux USA était comprise entre 600.000 et 8,3 millions de dollars américains (1995). Les études de Sustain (2014) ont souligné que la valeur statistique d'une vie humaine était comprise entre 2,9 à 4,4 millions de dollars américains (1990) au Canada ; de 3,4 millions de dollars américains (1990) en France ou entre 3 à 7 millions de dollars américains (1990) en France. Le rapport de Quinet (2013) a estimé à 3 millions d'euros, la valeur statistique officielle d'une vie en France. Madheswaran (2007) a estimé pour différents pays, la valeur statistique d'une vie humaine à partir d'une étude sur le marché de l'emploi (préférences révélées). Il a estimé la valeur statistique d'une vie humaine à 9 millions ou à 230.000 ou à 5000 dollars américains respectivement aux USA, en Inde ou au Bangladesh. Le rapport de l'OCDE (2012) à partir des préférences déclarées a estimé en moyenne à entre 1,5 à 4,5 millions de dollars américains (2005), la valeur statistique d'une vie humaine concernant l'adulte. Cette valeur était bien compatible avec les valeurs empiriques obtenues selon des approches différentes proposées par Viscussi et Aldy (2003), Robinson et Hammitt (2010) ou par Anderson et Treich (2011). Aux USA, l'Agence de la Protection de l'Environnement a recommandé une valeur moyenne qui oscillait autour de 7,9 millions de dollars américains (2007). Avec la méthode de l'analyse coût bénéfice, le Royaume-Uni recommande des valeurs entre 1 et 2 millions de GBP ; le Canada,

¹⁴⁹ Avec la méthode hédonique d'estimation des salaires, la valeur statistique d'une vie humaine est égale au rapport entre le salaire moyen annuel et l'unité de la probabilité de décès.

des valeurs autour de 6,4 millions de dollars canadiens ou de 11 millions de NOK (couronne norvégienne) en Norvège. Cependant, il convient de faire remarquer que les études sur la valeur statistique d'une vie humaine sont très rares dans les pays en développement, principalement en raison de contraintes de disponibilités des données. Au Bénin, dans un contexte de pollution de l'air, Viagannou (2018) a utilisé la base de données des citoyens âgés d'au moins 40 ans pour estimer la valeur statistique d'une vie humaine. Pour une réduction annuelle de la probabilité de décès de 5/10.000 sur dix ans, il a estimé à 142.760.000 FCFA, la valeur statistique annuelle d'une vie humaine liée à la mortalité par une pollution de l'air à Cotonou.

Le problème commun dans la plupart des estimations classiques de la valeur d'une vie humaine, fondées sur la minimisation du risque est d'ordre méthodologique. Les méthodes classiques d'évaluation d'une vie humaine diffèrent soit par la méthode économétrique utilisée soit d'une période à une autre ou soit selon les pays. Elles diffèrent également par le concept de la vie humaine qui est utilisé. De plus, ces méthodes utilisent un taux de substitution intertemporel, souvent calibré aux taux d'investissements publics, généralement inférieurs à ceux donnés par les enquêtes. Ne pouvons-nous pas "basculer" d'une valeur statistique (méthodes classiques) à une valeur économique d'une vie humaine (Gardes, 2022) ?

b°) Valeur d'une vie humaine fondée sur la valeur du temps domestique

L'estimation de la valeur économique d'une vie humaine (VHL) introduite par Gardes (2022), est très récente dans la littérature et les applications empiriques y sont très limitées. Il propose au niveau individuel, une nouvelle méthode d'évaluation de la valeur économique d'une vie humaine basée sur l'intégration de la valeur marginale de chaque instant au cours du cycle de vie de l'individu. Suivant Gardes (2022), la valorisation marginale du temps disponible (somme du temps domestique et du temps marchand) sur une journée ou sur le cycle de vie ou sur l'ensemble de la durée d'une vie humaine, permet d'estimer la valeur monétaire de tout l'ensemble du vécu de l'individu. La valeur du temps vécu par un individu est estimée par le produit de cette valorisation marginale $\omega(t)$ de la période t par la durée de vie de l'individu, en prenant en compte une actualisation donnée de ce flux de revenu. La méthode basée sur le modèle de la production domestique, fournit une valorisation personnelle de l'ensemble de la vie l'individu. Cette valorisation marginale pour le temps disponible peut être intégrée sur toute la vie de l'individu (de sa naissance à la date $t = 0$ à son décès) ou sur sa vie restante à vivre pour obtenir une valeur monétaire de son temps total de vie. Elle apparaît assez différente des méthodes classiques d'évaluation de la vie humaine (valeur statistique d'une vie humaine). En

effet, l'estimation de la valeur économique d'une vie humaine à partir du modèle de la production domestique dépend du temps disponible du ménage en termes de nombre d'heures sur une année, de la valeur du temps domestique (ses variations ou non sur le cycle de vie du ménage), de l'espérance de vie à la naissance et du taux de rendement intertemporel. Suivant Gardes (2023), une nouvelle valeur monétaire d'une vie humaine fondée sur la valeur du temps domestique et notée VHL est donnée par l'expression suivante :

$$VHL = \int_{t=0}^T T_0 \omega(t) e^{-rt} dt \quad (4.5)$$

L'idée de Gardes (2023) consiste à estimer la valeur d'une vie humaine au niveau individuel à partir d'une base de données. Cependant, l'observation et l'analyse de l'équation 4.5 font apparaître deux faits majeurs. *Primo*, tout individu décèderait bien avant ou exactement à l'espérance de vie moyenne T dans l'échantillon. Un fait moins plausible car nous estimons qu'il est possible d'observer dans les données d'enquêtes que l'âge actuel t_0 d'un individu soit strictement supérieur à l'espérance de vie moyenne T à la naissance ($t = 0$). *Secundo*, l'équation semble indiquer que l'individu consacrerait tout son temps disponible à la production domestique (c'est-à-dire qu'il est dépourvu d'un emploi salarié), une hypothèse que nous estimons difficilement soutenable. Pour prendre en compte toutes ces observations, nous reprenons et reformulons l'équation 4.5 proposée Gardes (2023) par la relation suivante¹⁵⁰ :

$$VHL = \int_{t=0}^t T_0 \omega(t) e^{r|t} dt \quad (4.6)$$

Dans l'estimation de la valeur économique d'une vie humaine fondée sur la théorie de l'allocation du temps de Becker (1965), Gardes (2023) considère deux hypothèses : Soit la valeur du temps est constante (VHL1) ou soit elle est variable et évolue sous une forme quadratique de l'âge de l'individu (VHL2) sur le cycle de vie.

¹⁵⁰ La reformulation proposée ici concerne la situation 1 dans laquelle nous supposons que l'individu est dépourvu d'emploi salarié. Il affecte tout son temps disponible T_0 à l'ensemble de la production domestique. Dans un futur papier, nous présenterons la reformulation théorique et applications empiriques dans le cas de la situation 2 où l'individu est pourvu d'un emploi salarié : il répartit son temps disponible T_0 entre ses activités domestiques et son activité salarié (voir annexe 4.6). Nous comparerons la valeur d'une vie humaine dans les deux situations et vérifierons si la valeur d'une vie humaine serait plus ou moins élevée lorsque l'individu exerce un emploi salarié.

i) Si la valeur du temps est constante sur le cycle de vie alors l'équation 4.6 devient :

$$VHL1 = T_0 \omega \int_{t=0}^t e^{r|t} dt \quad (4.6a)$$

Nous considérons deux cas pour cette première hypothèse : Soit l'âge actuel t_0 de l'individu est inférieur à l'espérance de vie en moyenne T ($0 \leq t_0 < T$) ou soit l'âge actuel t_0 de l'individu est supérieur à l'espérance de vie en moyenne T ($t_0 \geq T$)¹⁵¹.

i-1) Age actuel t_0 de l'individu inférieur à l'espérance de vie en moyenne T ($0 \leq t_0 < T$).
 Dans ce cas, la mesure de la valeur d'une vie humaine de la naissance $t = 0$ à l'âge actuel t_0 correspond à la somme actualisée par un taux d'intérêt négatif ($-r$) des flux de revenus cumulés sur la période déjà vécue (entre la naissance $t=0$ et l'âge actuel t_0) plus la somme actualisée par un taux d'intérêt positif (r) des flux de revenus futurs qu'il va accumuler sur la période de t_0 à T , période lui restant à vivre si l'on suppose que l'individu décède à la période T . L'équation 4.6a devient :

$$VHL1a = T_0 \omega \left(\int_{t=0}^{t_0} e^{-rt} dt + \int_{t_0}^T e^{rt} dt \right)$$

$$VHL1a = \omega T_0 \left(\frac{1}{r} e^{rT} - \frac{1}{r} e^{rt_0} - \frac{1}{r} e^{-rt_0} + \frac{1}{r} \right)$$

T_0 , temps disponible du ménage (en nombre d'heures) sur une année. A propos du temps disponible, nous considérons qu'il existe une parfaite substitution entre temps des activités domestiques ou entre temps d'une activité domestique et celui d'une activité marchande. Dans une journée de 24 heures, admettons que 8 heures soient consacrées aux activités de sommeil (6 heures en moyenne) et aux activités physiologiques (2 heures en moyenne). Le temps restant dans la journée après avoir déduit le temps psychologique et de sommeil constitue le temps disponible qui est de 16 heures par jour. Le ménage pourra affecter tout son temps disponible

¹⁵¹ Dans l'échantillon de l'étude, 10246 (soit environ 81%) sur les 12701 ménages ont l'âge t_0 de leur chef qui est inférieur à l'espérance de vie T contre seulement 2455 (soit environ 19%) sur les 12701 ménages qui ont l'âge de leur chef supérieur à l'espérance de vie moyenne T .

aux activités domestiques. Si une année vaut 365 jours (année civile), le ménage dispose de $T_0 = 16 \text{ heures/jour} * 365 \text{ jours}$ soit 5480 heures de temps disponible par an.

T , est la durée de vie en moyenne (en nombre d'années) pour un individu¹⁵² ou l'espérance de vie (en années) à la naissance. C'est la durée moyenne de vie d'une génération fictive soumise aux conditions de mortalité de l'année. Selon la Banque Mondiale, l'espérance de vie moyenne à la naissance en Côte d'Ivoire était de 49,32 ans (en 2008), de 51,99 ans (en 2013) et de 53,05 ans (en 2015). r , taux d'actualisation intertemporel, discutée dans la littérature économique¹⁵³.

i-2) Age actuel t_0 de l'individu supérieur à l'espérance de vie en moyenne T ($t_0 > T$). Dans ce cas, nous considérons toute choses égales par ailleurs que la nouvelle espérance de vie à la naissance de l'individu est équivalent à son âge actuel t_0 en admettant que celui-ci décède à la fin de la période t_0 . La mesure de la valeur d'une vie sur la période de la naissance $t = 0$ à l'âge actuel t_0 correspond à la somme actualisée par un taux négatif ($-r$) des flux de revenus cumulés sur cette période supposée déjà vécue par l'individu. L'équation 4.6a devient :

$$VHL1b = T_0 \omega \int_{t=0}^{t_0} e^{-rt} dt$$

$$VHL1b = \omega T_0 \left(\frac{1}{r} - \frac{1}{r} e^{-rt_0} \right)$$

ii) Si la valeur du temps varie sous une forme quadratique de l'âge t de l'individu sur le cycle de vie alors l'équation 4.6 devient :

$$VHL2 = T_0 \int_{t=0}^t \omega(t) e^{|r|t} dt \quad (4.6b)$$

¹⁵² La durée de vie en moyenne est très proche et élevée dans les pays développés par rapport aux pays en développement. Elle est de 81, 24 ans en France, de 81,66 ans au Canada ou de 77,8 ans aux USA (Gardes, 2023).

¹⁵³ Il est souvent inférieur au taux d'actualisation psychologique des ménages. Suivant Sunstein (2014) aux USA, l'Etat Fédéral utilise un taux de 3 à 7%. Le premier taux correspond au taux de substitution intertemporel des ménages et il est supposé être indiqué par le rendement des obligations publiques et le second, au taux de rendement avant impôts des investissements privées. La maison blanche de l'Office International de Régulation des Affaires (OIRA) conseille de déterminer les choix en considérant deux variantes de taux d'actualisation. Gardes (2023) propose une valeur endogène de r qui dépend de la valeur du temps domestique $r(\omega)$. Dans cette thèse, nous considérons une valeur exogène de r car le temps total de travail marchand (t_w) dans chaque ménage n'est pas fourni par les données d'enquêtes à notre disposition.

La valeur du temps varie sous une forme quadratique de l'âge t de l'individu sur le cycle de vie telle que : $\omega(t) = \hat{\alpha}_0 + \hat{\beta}_1 t + \hat{\beta}_2 t^2 + \hat{\delta}Z$ où Z est un vecteur de variables de contrôle. La valeur du temps sous cette forme quadratique de l'âge indique une valeur optimale du temps pour un âge donné de l'individu. A la fin du cycle de vie, c'est tout l'être créé pendant la durée de sa vie qui s'en va avec lui. Gardes (2023) explique que la valeur des heures vécues se sont incorporées en l'individu pour lui-même et les autres. Nous considérons également deux cas dans cette seconde hypothèse : d'abord l'âge actuel t_0 de l'individu est inférieur à l'espérance de vie en moyenne T ($0 \leq t_0 < T$) et ensuite, l'âge actuel t_0 de l'individu est supérieur à l'espérance de vie en moyenne T dans l'échantillon ($t_0 \geq T$).

ii-1) Age actuel t_0 de l'individu inférieur à espérance de vie en moyenne T ($0 \leq t_0 < T$).

$$VHL2a = T_0 \left[\hat{\alpha}_0 \left(\int_{t=0}^{t_0} e^{-rt} dt + \int_{t_0}^T e^{rt} dt \right) + \hat{\beta}_1 \left(\int_{t=0}^{t_0} te^{-rt} dt + \int_{t_0}^T te^{rt} dt \right) \right. \\ \left. + \hat{\beta}_2 \left(\int_{t=0}^{t_0} t^2 e^{-rt} dt + \int_{t_0}^T t^2 e^{rt} dt \right) \right]$$

$$VHL2a = T_0 \left[\hat{\alpha}_0 \left(\frac{1}{r} (1 + e^{rT} - e^{-rt_0} - e^{rt_0}) \right) \right. \\ \left. + \hat{\beta}_1 \left(\frac{1}{r} \left(-t_0 e^{-rt_0} - \frac{1}{r} e^{-rt_0} + \frac{1}{r} + T e^{rT} - t_0 e^{rt_0} - \frac{1}{r} e^{rT} + \frac{1}{r} e^{rt_0} \right) \right) \right. \\ \left. + \hat{\beta}_2 \left(-\frac{t_0^2}{r} e^{-rt_0} - \frac{t_0^2}{r} e^{rt_0} + \frac{T^2}{r} e^{rT} + \frac{2}{r^2} \left(-t_0 e^{-rt_0} - \frac{1}{r} e^{-rt_0} + \frac{1}{r} \right) \right. \right. \\ \left. \left. - \frac{2}{r^2} \left(T e^{rT} - t_0 e^{rt_0} - \frac{1}{r} e^{rT} + \frac{1}{r} e^{rt_0} \right) \right) \right]$$

ii-2) Age actuel t_0 de l'individu supérieur à l'espérance de vie en moyenne T ($t_0 > T$).

$$VHL2b = T_0 \left[\hat{\alpha}_0 \left(\int_{t=0}^{t_0} e^{-rt} dt \right) + \hat{\beta}_1 \left(\int_{t=0}^{t_0} te^{-rt} dt \right) + \hat{\beta}_2 \left(\int_{t=0}^{t_0} t^2 e^{-rt} dt \right) \right]$$

$$VHL2b = T_0 \left[\hat{\alpha}_0 \left(\frac{1}{r} - \frac{1}{r} e^{-rt_0} \right) + \hat{\beta}_1 \left(\frac{1}{r} \left(-t_0 e^{-rt_0} - \frac{1}{r} e^{-rt_0} + \frac{1}{r} \right) \right) \right. \\ \left. + \hat{\beta}_2 \left(-\frac{t_0^2}{r} e^{-rt_0} + \frac{2}{r^2} \left(-t_0 e^{-rt_0} - \frac{1}{r} e^{-rt_0} + \frac{1}{r} \right) \right) \right]$$

4.3.1.2. Valeur économique d'une vie humaine : Applications en Côte d'Ivoire

A notre connaissance, à part l'étude de Gardes (2023) sur le Burkina Faso et à notre connaissance, aucune autre étude ne calcule la valeur d'une vie humaine dans un pays en développement à partir d'une valorisation du temps disponible. Cette étude en Côte d'Ivoire constitue certainement la seconde application dans un pays en développement. Nous estimons la valeur d'une vie humaine à partir de la valeur du temps conditionnellement à la structure de la fonction de la production domestique. Il s'agit d'abord d'analyser l'évolution de la valeur du temps en fonction d'une forme quadratique de l'âge t du chef et ensuite, d'utiliser les résultats de cette analyse pour estimer de la valeur d'une vie humaine en Côte d'Ivoire sous l'hypothèse selon laquelle, la valeur du temps domestique varie ou non sur le cycle de vie du ménage.

a°) Valeur du temps et âge du chef de ménage

i) Spécification économétrique : Sur le cycle de vie, supposons que la valeur du temps domestique varie sous une forme quadratique de l'âge du chef, du pouvoir d'achat du ménage, de son temps domestique, de la taille du ménage (en UC, échelle modifiée de l'OCDE) et du nombre d'enfants. La spécification du modèle économétrique s'écrit sous la forme :

$$\omega (age) = \alpha_0 + \beta_1 * age + \beta_2 * age^2 + \delta_1 * deptotm_uc + \delta_2 * time_domest + \delta_3 \\ * taille + \delta_4 * nb_enft + \varepsilon \quad (4.7a)$$

âge : âge de l'individu en années (le chef de ménage) ; *deptotm_uc* : pouvoir d'achat mesurée par la dépense monétaire agrégée par unité de consommation (en FCFA/mois) ; *time_domest* : temps domestique agrégée du ménage (en heures/mois) ; *taille* : taille du ménage (en unités de consommation) et *nb_enft* : nombre d'enfants dans le ménage. α_0 , β et δ sont les paramètres à estimer et, ε est la variable stochastique suivant une loi normale $N(m, \sigma)$.

Nous considérons deux structures de la fonction de la production domestique du ménage en Côte d'Ivoire : une de type Cobb-Douglas (valeur unique du temps domestique) et, l'autre de type CES (valeur globale du temps domestique).

La base de données utilisée pour la régression est le pseudo-panel (2008, 2013, 2015) d'enquêtes de 12701 ménages urbains de Côte d'Ivoire. L'équation 4.7a est estimée arbitrairement par la méthode des MCO sous l'hypothèse d'absence d'effets individuels (fixes et/ou aléatoires). Les statistiques descriptives des variables utilisées dans le modèle sont :

Tableau 4.7a : Statistiques descriptives des variables de l'équation 4.7a

<i>Variable dépendante</i>	Moyenne	Ecart-type	<i>Variabes indépendantes (principales)</i>	Moyenne	Ecart-type
Valeur unique du temps domestique	351,42	42,69	Age du chef	40,12	11,58
Valeur globale du temps domestique	264,40	54,73	Age2 du chef	1743,79	1037,43
12701 Observations					

Source : Nos calculs, INS de Côte d'Ivoire.

ii) Analyse des résultats des estimations : Nous utilisons un pseudo-panel d'enquêtes de ménages, ce qui pose le problème de l'hétéroscédasticité issu de l'agrégation des observations. La conséquence est qu'à l'intérieur d'une cohorte de ménages, les observations sont constantes non seulement d'un ménage à un autre mais d'une période à une autre. Nous tentons de corriger l'hétéroscédasticité dans le modèle 4.7a en pré-multipliant toutes les variables de l'équation et même le terme de l'erreur, par un facteur de correction : la racine carrée du nombre de ménages dans une cohorte c à la période t (Gardes et al., 2005)¹⁵⁴. Les résultats issus de la régression économétrique sont résumés dans le tableau suivant :

Tableau 4.7b : Evolution de la valeur du temps en fonction de l'âge, estimateurs MCO

<i>Variabes indépendantes (principales)</i>	<i>Variable dépendante : Valeur unique du temps domestique (Cas Cobb-Douglas)</i>		<i>Variable dépendante : Valeur globale du temps domestique (Cas CES)</i>	
	Cas Cobb-Douglas	Age pour une valeur maximale du temps	Cas CES	Age pour une valeur maximale du temps
Age du chef ($\hat{\beta}_1$)	13,187*** (0,084)	46,34 ans \approx 46 ans (Pour un maximum local de la valeur du temps domestique)	13,941*** (0,075)	38,09 \approx 38 ans (Pour un maximum local de la valeur du temps domestique)
Age2 du chef ($\hat{\beta}_2$)	-0,142*** (0,001)		-0,183*** (0,001)	
Constante ($\hat{\alpha}_0$)	1112,477*** (14,058)		-35,841*** (26,936)	
R2	0,945		0,955	
F (6, 12694) Prob > F	36953,65 0,000		45121,38 0,000	
Observations	12701 ménages			

¹⁵⁴ Une simulation d'estimation du modèle sans correction de l'hétéroscédasticité donne des résultats absurdes.

Source : Nos calculs, écarts-types entre parenthèses ; * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Le test de Fisher de la significativité globale du modèle donne les statistiques F (6, 12694) = 36953,65 (cas Cobb-Douglas) ou F (6, 12694) = 45121,38 (cas CES). La valeur de la probabilité associée à chacune de ces statistiques ressort à $\text{Prob} > F = 0,000$. Au seuil de significativité de 1%, ces valeurs de probabilité sont inférieures à 0,01 : le modèle est globalement significatif sous Cobb-Douglas ou sous CES. Le R^2 ressort à 0,945 (cas Cobb-Douglas), ce qui signifie que 94,5% des variations de la valeur unique du temps est expliqué par les variations des variables exogènes. Dans le cas CES, le R^2 ressort à 0,955 soit 95,5% des variations de la valeur globale du temps est expliqué par les variations des variables exogènes. Il semble exister une bonne adéquation entre le modèle et les données de l'étude.

Les résultats de la régression économétrique montrent que le paramètre $\hat{\beta}_1$ lié à la variable âge du chef de ménage, est statistiquement différent de 0 au seuil de 1%. Son signe positif semble indiquer que la valeur du temps augmente avec l'âge du chef de ménage. Le paramètre $\hat{\beta}_2$ lié au terme quadratique de l'âge du chef de ménage est également significatif au seuil de 1%. L'hypothèse d'une variation de la valeur du temps sous une forme quadratique de l'âge de l'individu est validée par nos données. Son signe négatif souligne que l'effet positif de l'âge du chef de ménage sur la valeur du temps semble s'affaiblir avec une augmentation plus importante de l'âge du chef de ménage. Les résultats soulignent que l'évolution de la valeur du temps en fonction de l'âge du chef de ménage est non-monotone sur le cycle de vie du ménage : elle est sous la forme d'un U inversé (forme concave). Nos résultats dans le cas Cobb-Douglas sont proches de ceux de Gardes (2023) où il a trouvé que la courbe d'évolution est concave avec un âge (du COT maximal) de 45,4 ans, de 49,7 ans ou de 43 ans respectivement au Canada, en France et aux Etats-Unis. Chez les ménages urbains de Côte d'Ivoire, il ressort de nos travaux que l'âge du chef pour une valeur maximale du temps est de 46 ans (cas Cobb-Douglas). Dans le cas CES, nos résultats sont proches de ceux d'Aguiar et Hurst (2007). En Côte d'Ivoire, il semble que la valeur du temps commence à décliner lorsque les individus atteignent 38 ans comparativement aux travaux d'Aguiar et Hurst (2007) qui ont révélé que la valeur du temps commence à décliner lorsque les individus atteignent 35-39 ans.

b°) Allocation du temps et valeur d'une vie humaine en Côte d'Ivoire

La valeur d'une vie humaine en Côte d'Ivoire sera estimée sous deux hypothèses. La première considère que la valeur du temps est constante sur le cycle de vie (VHL1, voir équation

4.6a). La seconde stipule que la valeur du temps varie sur le cycle de vie, avec une valeur du temps qui dépend quadratiquement de l'âge du chef de ménage (VHL2, voir équation 4.6b). Chacune de ces hypothèses tient compte d'une fonction de production domestique de type Cobb-Douglas ou de type CES. Le choix du taux d'actualisation intertemporel r sujet à discussion dans la littérature, sera calibré arbitrairement. Dans cette étude, nous adoptons une valeur exogène de ce taux d'actualisation en lui conférant deux valeurs $|r| = 3\%$ ou $|r| = 5\%$ (Sunstein, 2014). Cependant, il serait intéressant dans des travaux futurs, d'utiliser une valeur endogène du taux d'actualisation intertemporel r en recalculant sa valeur au niveau individuel à partir de la valeur du temps estimée par le modèle de la production domestique (Gardes, 2023).

L'estimation de la valeur économique d'une vie humaine en Côte d'Ivoire donne :

Tableau 4.7c : Valeurs économiques d'une vie humaine (en FCFA) en Côte d'Ivoire.

Valeur économique d'une vie humaine	Cas Cobb-Douglas (Valeur unique du temps domestique)		Cas CES (Valeur globale du temps domestique)	
	$ r = 3\%$	$ r = 5\%$	$ r = 3\%$	$ r = 5\%$
VHL1 (équation 4.6a)	129.000.000 (53.700.000)	234.000.000 (137.000.000)	101.000.000 (52.700.000)	187.000.000 (124.000.000)
VHL2 (équation 4.6b)	506.000.000 (221.000.000)	946.000.000 (559.000.000)	68.000.000 (34.300.000)	565.000.000 (367.000.000)
N = 12701 observations				

Source : Nos calculs, les écarts-types sont entre parenthèses.

Les résultats du tableau 4.7c indiquent que la valeur d'une vie humaine est généralement plus élevée en Côte d'Ivoire sous l'hypothèse d'une variation de la valeur du temps en fonction d'une forme quadratique de l'âge du chef sur le cycle de vie. En effet, que la valeur du temps varie ou soit constante sur le cycle de vie, nous observons que les valeurs d'une vie humaine sont sensiblement proches les unes des autres. Il ressort également que la valeur d'une vie humaine semble augmenter en Côte d'Ivoire avec le taux d'actualisation intertemporel $|r|$. La valeur d'une vie humaine est liée au modèle de la production domestique, elle dépend donc étroitement de la valeur du temps domestique et du taux d'actualisation intertemporel.

Sous l'hypothèse d'une constance de la valeur du temps sur le cycle de vie, il ressort qu'avec un taux d'actualisation intertemporel $|r| = 3\%$, la valeur d'une vie humaine en Côte d'Ivoire était de 129.000.000 FCFA (environ 219300 US dollars¹⁵⁵) avec le cas Cobb-Douglas

¹⁵⁵ Afin de comparer nos résultats empiriques avec ceux obtenus dans divers pays, nous considérons la valeur de 1 US dollar en FCFA au 31 Décembre 2015 (1 USD = 601,3 XOF).

contre 101.000.000 FCFA (environ 171000 US dollars) avec le cas CES. Avec un taux $|r| = 5\%$, nous passons d'une valeur de la vie humaine estimée à 234.000.000 FCFA (environ 397800 US dollars) dans le cas Cobb-Douglas à une valeur de 187.000.000 FCFA (environ 317900 US dollars) dans le cas CES.

Sous l'hypothèse d'une variation de la valeur du temps sur le cycle de vie en fonction de l'âge du chef, il apparait clairement que la valeur d'une vie humaine devient plus importante. Avec un taux d'actualisation intertemporel $|r| = 3\%$, la valeur d'une vie humaine ressort à 506.000.000 FCFA (environ 860200 US dollars) sous le cas Cobb-Douglas contre 68.000.000 FCFA (environ 115600 US dollars) sous le cas CES. Avec un taux $|r| = 5\%$, nous avons obtenu la valeur d'une vie humaine de 946.000.000 FCFA (environ 1608200 US dollars) sous le cas Cobb-Douglas contre 565.000.000 FCFA (environ 960500 US dollars) sous le cas CES.

Comment se positionnent nos résultats par rapport aux travaux empiriques antérieurs sur la mesure de la valeur économique d'une vie humaine par un modèle de la production domestique ? Nous confrontons nos résultats en Côte d'Ivoire avec ceux de Gardes (2023) dans un pays en développement (Burkina Faso), un pays émergent (Pologne) et dans des pays développés (Canada, France ou USA). Le tableau suivant résume les résultats de ces études :

Tableau 4.7d : Estimations de la valeur économique d'une vie humaine (en dollars US 2015).

Pays	Cas Cobb-Douglas de la fonction de production domestique				Cas CES de la fonction de production domestique				PIB/habitant en 2015 (*)	Espérance de vie à la naissance en 2015 (*)
	VHL1		VHL2		VHL1		VHL2			
	$ r =3\%$	$ r =5\%$	$ r =3\%$	$ r =5\%$	$ r =3\%$	$ r =5\%$	$ r =3\%$	$ r =5\%$		
USA (**)	2866871	1865760	3711738	-	-	-	-	-	56762,73	78,69 ans
Canada (**)	2350792	1517692	1955219	-	-	-	-	-	43596,14	82,2 ans
France (**)	2179985	1408892	2211724	-	-	-	-	-	36652,92	81,95 ans
Pologne (**)	342719	223212	-	-	-	-	-	-	12560	77,55 ans
Côte d'Ivoire (***)	219000	397800	860200	1608200	171700	317900	115600	960500	1942,57	53,05 ans
Burkina Faso (**)	21382	14809	-	-	-	-	-	-	632,13	62 ans

Source : (*) Banque Mondiale ; (**) Gardes (2023) ; (***) Nos calculs.

Suivant Gardes (2023), les valeurs économiques d'une vie humaine sont comparables et assez homogènes entre pays développés : USA, Canada ou France. Celles obtenues dans un pays émergent (Pologne) ou dans les pays en développement (Côte d'Ivoire ou Burkina Faso) sont relativement faibles. Il ressort clairement que la valeur d'une vie humaine est positivement corrélée au niveau de développement. D'autre part, elle dépend étroitement de la calibration du

taux de substitution intertemporel. La valeur d'une vie humaine dépend également de la structure de la fonction de la production domestique, de la variation en fonction de l'âge du chef ou de la constante de la valeur du temps sur le cycle de vie. Les résultats indiquent également que les valeurs d'une vie humaine obtenues sous la constance de la valeur du temps sur le cycle de vie semblent proches de celles obtenues sous l'hypothèse que la valeur du temps est une fonction quadratique de l'âge du chef. Ces résultats obtenus avec les ménages de Côte d'Ivoire sont bien conformes à ceux obtenus par Gardes (2023) sur des ménages de différents pays à niveau de développement différent. Enfin, même si les résultats ne semblent pas uniformes, il apparaît de façon générale que la valeur d'une vie humaine est plus importante dans les pays où l'espérance de vie à la naissance est la plus élevée. Le niveau de développement, la calibration du taux d'actualisation intertemporel, la valeur du temps domestique ou l'espérance de vie à la naissance qui influencent la valeur économique d'une vie humaine en Côte d'Ivoire, sont des facteurs économiques. D'autres facteurs autres qu'économiques tels que les facteurs sociodémographiques ou sociopolitiques ne peuvent-ils pas influencer la valeur économique d'une vie humaine en Côte d'Ivoire ?

4.3.2. Vers d'autres déterminants de la valeur d'une vie humaine en Côte d'Ivoire

Toutes les vies peuvent-elles avoir la même valeur monétaire ? Existe-t-il différentes valeurs économiques d'une vie humaine selon les caractéristiques démographiques, ou socio-politiques des ménages en Côte d'Ivoire ? L'évolution de la valeur d'une vie humaine selon les caractéristiques de l'individu est une véritable problématique dans la littérature. Avec les méthodes classiques (la valeur statistique d'une vie humaine), les opinions sont très divergentes. Selon les gouvernements, toutes les vies doivent avoir la même valeur statistique quel que soit l'individu en jeu (rapport de Quinet, 2013). En 2003, une décision de l'agence américaine de la protection de l'environnement visant la baisse de 37%, de la valeur statistique de la vie humaine pour les individus âgés de plus de 70 ans, a entraîné des manifestations sociales aux USA, faisant apparaître une valeur statistique unique de la vie humaine (Thouverez, 2013). L'agence suggère de ne pas ajuster la valeur statistique d'une vie humaine aux caractéristiques individuelles mais seulement à la croissance du PIB/habitant. Or, une valeur statistique unique de la vie humaine fait naître la problématique de l'équité ou de l'éthique dans l'estimation de cette vie humaine. D'un point de l'éthique, l'on se demande si la valeur d'une vie humaine dépend-t-elle du pouvoir d'achat de l'individu ? Et d'un point de vue de l'équité, la valeur d'une vie humaine peut-elle dépendre de l'âge de l'individu ?

Chez certains auteurs, les conclusions des travaux ont montré que la valeur statistique d'une vie humaine (VVS) varie en fonction des caractéristiques de l'individu : son niveau de revenu, son âge et son état de santé. Concernant l'effet du revenu sur la VVS, la littérature souligne que le revenu est un déterminant essentiel de la VVS mais ce facteur est rejeté pour les raisons d'éthique. Andersson et Treich (2011) ont trouvé une relation linéaire entre VVS et revenu de l'individu. Treich (2012) a souligné que la VVS augmente significativement au cours du temps et selon le revenu, avec des valeurs plus faibles dans les pays en développement. Ce résultat est confirmé par Madheswaran (2007) qui a montré que la VVS est positivement corrélée au niveau du PIB/habitant si bien qu'elle apparaît plus élevée dans les pays développés que dans les pays en développement. Empiriquement, plusieurs études concluent à une élasticité-revenu de la VVS proche de 1 (Hammit et Robinson, 2011) ou voire même plus élevée que 1 s'il s'agit d'analyser le lien entre croissance économique et VVS. A partir de la méthode du salaire-risque, Viscusi et Aldy (2003) ont trouvé une élasticité-revenu de la VVS comprise entre 0,5 et 0,6. Le rapport de l'OCDE (2012) affichait une valeur un peu plus élevée de l'élasticité-revenu de la VVS, de l'ordre de 0,8. Concernant l'effet de l'âge sur la VVS, les résultats des études empiriques antérieurs sont ambigus. Aux USA, Aldy et Viscusi (2008) ont étudié la relation entre âge de l'individu et VVS à partir des données sur le marché de l'emploi (les préférences révélées). Ils ont conclu que la relation était sous la forme d'un U inversé avec une VVS qui augmente avec l'âge jusqu'à 45 ans avant de décliner par la suite. D'autres études ont révélé que la VVS augmente rapidement au cours des années jeunes et se stabilise à l'âge adulte pour diminuer plus ou moins vers la fin du cycle de vie. En revanche, certaines études basées sur les préférences déclarées et conduites par l'OCDE rejettent la relation entre l'âge de l'individu et sa VVS. Andersson et Treich (2011) ont indiqué que la VVS décroît avec l'âge de l'individu ou dans certains cas, elle ne varie pas avec l'âge de l'individu. Tous les résultats de ces travaux antérieurs démontrent qu'il n'existe pas de consensus autour de l'effet de l'âge de l'individu sur la VVS. Enfin, concernant l'effet de l'état de santé sur la VVS, Thouverez (2016) a obtenu des résultats contradictoires : d'une part, l'imposition d'une valeur unique de la VVS pour des questions d'éthique ou d'équité et d'autre part, la différenciation de la VVS selon les caractéristiques liées à la santé de l'individu lui-même.

Dans le cadre de l'évaluation de la valeur économique d'une vie humaine (VHL), Gardes (2023) a estimé que le modèle de la production domestique pourrait être utilisé pour calculer la valeur d'une vie humaine selon différents types de famille ou d'individu, ce qui éclairera la discussion sur les questions d'éthique et d'équité d'une évaluation différentielle

d'une vie humaine. Si cet auteur a présenté une distribution statistique de la valeur économique d'une vie humaine par sous-populations de ménage (niveau d'éducation, position dans l'échelle de classement des revenus) en France, aucune étude empirique à notre connaissance, ne met en évidence à partir d'un modèle économétrique, les déterminants de la valeur économique d'une vie humaine (VHL). Dans le cas de la Côte d'Ivoire, nous analyserons les déterminants de la VHL non seulement avec une approche par statistique descriptive (par sous-populations de ménages) mais aussi avec une approche empirique (par un modèle économétrique).

4.3.2.1. Inégalités dans la valeur d'une vie humaine : Statistiques descriptives

Pour décrire les inégalités dans la valeur économique d'une vie humaine en Côte d'Ivoire, nous analysons, le tableau d'une distribution statistique par sous-populations de ménages.

a°) Distribution de la valeur d'une vie humaine par sous-populations

Pour analyser statistiquement les inégalités dans la valeur d'une vie humaine en Côte d'Ivoire, nous avons construit sept sous-populations de ménages décrites par le niveau de vie, la génération d'âge du chef, l'indication de taille du ménage, la présence d'enfants ou non, le genre du chef, le contexte sociopolitique en Côte d'Ivoire et la typologie du ménage. Les statistiques descriptives sont contenues dans le tableau 4.3b en annexe.

La distribution de la valeur économique d'une vie humaine par sous-populations de ménage en Côte d'Ivoire est la suivante :

Tableau 4.8 : Valeur d'une vie humaine (en FCFA) par sous-populations en Côte d'Ivoire.

Variables économiques, démographiques ou sociopolitiques		Valeur économique d'une vie humaine (VHL) :				Valeur économique d'une vie humaine (VHL) :			
		Cas Cobb-Douglas				Cas CES			
		VHL1		VHL2		VHL1		VHL2	
		l r1 l=3%	l r2 l=5%	l r1 l=3%	l r2 l=5%	l r1 l=3%	l r2 l=5%	l r1 l=3%	l r2 l=5%
Niveau de vie (pouvoir d'achat)	Faible	1,02e+08	1,55e+08	3,75e+08	5,97e+08	6,51e+07	1,04e+08	4,74e+07	3,25e+08
	Intermédiaire	1,33e+08	2,53e+08	5,31e+08	1,02e+09	9,87e+07	1,86e+08	7,20e+07	6,30e+08
	Elevé	1,52e+08	2,92e+08	6,15e+08	1,21e+09	1,48e+08	2,88e+08	8,51e+07	7,27e+08
Génération d'âge du chef	Jeune	1,86e+08	3,71e+08	7,50e+08	1,51e+09	1,61e+08	3,21e+08	1,07e+08	8,73e+08
	Adulte	1,31e+08	2,43e+08	5,18e+08	9,83e+08	1,03e+08	1,92e+08	6,98e+07	5,96e+08
	Sénior	6,25e+07	4,54e+07	2,06e+08	1,48e+08	3,57e+07	2,65e+07	2,10e+07	2,61e+07
Taille du ménage	Petite	1,46e+08	2,79e+08	5,95e+08	1,16e+09	1,33e+08	2,58e+08	8,21e+07	6,95e+08
	Normale	1,34e+08	2,46e+08	5,13e+08	9,66e+08	9,33e+07	1,74e+08	6,91e+07	5,82e+08
	Large	9,65e+07	1,55e+08	3,79e+08	6,29e+08	7,17e+07	1,17e+08	4,81e+07	3,67e+08

Présence d'enfants	Non	1,36e+08	2,54e+08	5,55e+08	1,06e+09	1,23e+08	2,33e+08	7,57e+07	6,31e+08
	Oui	1,27e+08	2,21e+08	4,75e+08	8,71e+08	8,69e+07	1,57e+08	6,31e+07	5,22e+08
Genre du chef de ménage	Féminin	1,32e+08	2,34e+08	4,74e+08	8,62e+08	8,28e+07	1,50e+08	6,30e+07	5,07e+08
	Masculin	1,27e+08	2,34e+08	5,16e+08	9,72e+08	1,07e+08	1,98e+08	6,96e+07	5,83e+08
Contexte socio-politique	Avant crise 2010	1,06e+08	1,74e+08	4,10e+08	6,94e+08	7,93e+07	1,33e+08	5,38e+07	3,83e+08
	Après crise 2010	1,51e+08	2,94e+08	6,02e+08	1,20e+09	1,22e+08	2,40e+08	8,23e+07	7,47e+08
Typologie du ménage	Monoparentale	1,44e+08	2,73e+08	6,03e+08	1,18e+09	1,42e+08	2,74e+08	8,33e+07	7,04e+08
	Couple sans enfant(s)	1,66e+08	3,29e+08	6,49e+08	1,31e+09	1,63e+08	3,24e+08	9,04e+07	7,96e+08
	Couple avec enfant(s)	1,39e+08	2,52e+08	4,91e+08	9,11e+08	8,11e+07	1,50e+08	6,61e+07	5,40e+08
	Autres types	1,17e+08	2,08e+08	4,66e+08	8,47e+08	8,75e+07	1,56e+08	6,16e+07	5,05e+08

Source : Nos calculs.

b°) Analyse des inégalités dans la valeur économique d'une vie humaine

Il s'agit de faire une analyse statistique de la répartition de la valeur économique d'une vie humaine (VHL) par sous-populations de ménages en Côte d'Ivoire et dont la description statistique apparaît dans le tableau 4.8.

i. Pouvoir d'achat du ménage et VHL en Côte d'Ivoire : Le pouvoir d'achat (dépense monétaire agrégée par UC) est un indicateur réel du niveau de vie du ménage. Les résultats statistiques révèlent une relation linéaire et positive entre VHL et niveau de vie du ménage en Côte d'Ivoire : résultat similaire à celui obtenu par Gardes (2023) chez des ménages français. Dans tous les cas, la VHL apparaît plus élevée chez les ménages avec un fort pouvoir d'achat et plus réduite chez les ménages avec un faible pouvoir d'achat. Cette inégalité dans la distribution de la VHL selon le pouvoir d'achat du ménage semble remettre en cause la question de l'éthique dans la distribution de la VHL selon le revenu de l'individu : la VHL dépend du revenu de l'individu contrairement à l'idée d'une valeur homogène de la VVS selon certains gouvernements.

ii. Génération d'âge du chef et VHL en Côte d'Ivoire : Les résultats statistiques indiquent une relation linéaire et négative entre VHL et génération d'âge du chef en Côte d'Ivoire. La VHL est plus élevée chez le jeune chef de ménage et plus réduite chez le ménage sénior. Cette inégalité dans la distribution de la VHL selon l'âge de l'individu semble remettre en cause la question d'une équité dans la distribution de la VHL selon l'âge de l'individu : la VHL dépend de l'âge de l'individu alors que selon certains auteurs, la VVS doit mobiliser les mêmes ressources quel que soit l'âge de la personne en jeu.

iii. Dimension de la taille du ménage et VHL en Côte d'Ivoire : Les résultats statistiques montrent une relation linéaire et négative entre VHL et dimension de la taille du ménage en Côte d'Ivoire. Plus la taille du ménage est faible et plus sa VHL est élevée. Ce résultat statistique nous semble un peu surprenant et doit être validé ou rejeté par l'analyse économétrique.

iv. Présence d'enfants et VHL en Côte d'Ivoire : Les résultats statistiques soulignent que la VHL est plus élevée chez les ménages sans enfants par rapport aux ménages qui ont au moins un enfant. Ce résultat statistique nous semble un peu surprenant.

v. Genre du chef de ménage et VHL en Côte d'Ivoire : A l'exception du cas Cobb-Douglas avec la VHL estimée sous $|r| = 3\%$, la VHL est plus élevée dans les ménages administrés par un homme par rapport à celle obtenue dans les ménages dirigés par une femme.

vi. Contexte socio-politique et VHL en Côte d'Ivoire : Les ménages enquêtés après la crise post-électorale de 2010 ressortent avec la VHL la plus importante par rapport à celle obtenue dans les ménages enquêtés avant la crise post-électorale de 2010. L'instabilité politique après la crise de 2010 semble être un facteur d'augmentation de la VHL en Côte d'Ivoire.

vii. Structure du ménage et VHL en Côte d'Ivoire : La typologie du ménage conditionne la VHL en Côte d'Ivoire. Les couples sans enfants ressortent avec la VHL la plus importante par rapport à celle obtenue dans tous les autres formats de ménages. Ce résultat statistique nous semble un peu surprenant.

Selon l'analyse statistique, les ménages ayant un pouvoir d'achat élevé, en couple sans enfants, de petite taille, administrés par un chef jeune du genre masculin et enquêtés après la crise post-électorale de 2010, ressortent avec une VHL plus importante en Côte d'Ivoire.

A part les effets possibles du revenu, il a semblé difficile dans les études antérieures, d'identifier des effets incontestables de d'autres facteurs sur la valeur statistique d'une vie humaine (VVS). En revanche, l'analyse statistique faite sur la distribution de la valeur économique d'une vie humaine (VHL) par sous-populations nous donne un signal concernant d'autres facteurs susceptibles d'influencer la VHL en Côte d'Ivoire. Il serait judicieux d'envisager une approche économétrique pour mettre en évidence, d'autres déterminants de la valeur économique d'une vie humaine chez les ménages urbains de Côte d'Ivoire.

4.3.2.2. Identification des déterminants de la valeur d'une vie en Côte d'Ivoire

A notre connaissance, aucune étude empirique à ce jour ne s'est investie à rechercher les déterminants de la valeur économique d'une vie humaine (VHL), estimée à partir d'un modèle de la production domestique du ménage. Cette étude entreprise dans le cas de la Côte d'Ivoire semble être la première du genre. Nous décrivons la méthodologie et discutons les résultats d'une application empirique dans le cas de la Côte d'Ivoire.

a°) Description des données et méthode d'analyse

i) Description des données : L'échantillon utilisé est un pseudo-panel non-cylindré composé de 12701 ménages urbains de Côte d'Ivoire, observés pour les années 2008, 2013 et 2015. Seulement, les ménages urbains ont été sélectionnés car le BdT (2013) mis à notre disposition par l'Institut National des Statistiques de Côte d'Ivoire contient uniquement des observations sur l'utilisation du temps des activités chez les ménages urbains. Afin de comparer nos résultats économétriques avec les résultats statistiques de la VHL ou voire de les comparer avec les études antérieures sur la VVS, la définition et les statistiques descriptives des variables indépendantes du modèle sont présentées dans le tableau suivant :

Tableau 4.9a : Statistique descriptives des variables indépendantes

Variables indépendantes (quantitatives)	Définition	Moyenne	Ecart-type
deptotm_UC	Dépense monétaire agrégée par UC	48183,68	11447,18
age	Age du chef de ménage	40,119	11,586
taille	Taille (en UC) du ménage	2,654	1,053
Variables indépendantes (qualitatives)	Définition	Modalités	Proportion (en pourcentage)
pres_enft	Dummy pour la présence d'enfant(s)	Non Oui	39,12 60,88
genre	Dummy pour le genre masculin du chef	Féminin Masculin	24,08 75,92
contex	Dummy pour après crise politique de 2010	Avant crise 2010 Après crise 2010	50,04 49,96
typol	Typologie du ménage	Monoparental Couple sans enfant(s) Couple avec enfant(s) Autres types	18,36 5,89 16,71 59,04

Source : Selon nos calculs

La variable dépendante : Il s'agit de la valeur économique d'une vie humaine (VHL) en Côte d'Ivoire. Nous considérons diverses valeurs de la VHL selon la structure de la fonction de production domestique, la variation ou non de la valeur du temps sur le cycle de vie et la calibration avec deux valeurs distinctes du taux d'actualisation intertemporel. Pour chaque variable dépendante, les statistiques descriptives ont été présentées dans le tableau 4.7c.

Les variables indépendantes : Elles sont de nature quantitative (pouvoir d'achat du ménage, âge du chef et taille du ménage) ou de nature qualitative (présence d'enfants, genre du chef, contexte socio-politique et typologie du ménage).

La variable "*dépense monétaire agrégée par UC*" est exprimée en FCFA en moyenne par mois et elle mesure "la richesse" ou le pouvoir d'achat du ménage. Elle est obtenue par agrégation de toutes les dépenses monétaires consacrées à l'achat de tous les biens et services permettant la production des activités. Elle est considérée comme une variable indépendante principale (variable d'intérêt) et, elle est introduite dans le modèle pour répondre à la question d'éthique dans l'évaluation statistique d'une vie humaine. Suivant les résultats empiriques antérieurs concernant les effets du revenu sur la VVS et nos résultats statistiques, la dépense monétaire par UC devrait affecter positivement et significativement la VHL en Côte d'Ivoire.

La variable "*âge du chef de ménage*" est exprimée en nombre d'années. Elle résulte de la moyenne intra-cohorte des âges de chefs de ménage appartenant à une même cellule. Elle est considérée comme une variable indépendante principale (variable d'intérêt) et, elle est introduite sous sa forme quadratique dans le modèle pour répondre à la question d'équité dans l'évaluation statistique d'une vie humaine. Suivant nos résultats statistiques, l'on s'attendrait à ce que l'âge de l'individu affecte négativement et significativement la VHL en Côte d'Ivoire.

La variable "*taille du ménage*" est exprimée en unités de consommation (en équivalent-adulte) à l'échelle modifiée de l'OCDE. Elle résulte de la moyenne intra-cohorte des tailles de tous les ménages à l'intérieur d'une cellule donnée. Elle est considérée comme une variable indépendante de contrôle. Suivant nos résultats statistiques, l'on s'attendrait à ce que la taille du ménage affecte négativement et significativement la VHL en Côte d'Ivoire.

La variable "*présence d'enfants dans le ménage*" est une variable binaire dont la modalité de référence est l'absence d'enfants dans ménage. Elle est considérée comme une variable indépendante de contrôle. Suivant nos résultats statistiques, la présence d'enfants dans le ménage devrait faire baisser la VHL en Côte d'Ivoire.

La variable "*genre du chef de ménage*" est une variable binaire dont la modalité de référence est le genre féminin. Elle est considérée comme une variable indépendante de contrôle. Le fait d'être un chef de ménage du genre masculin devrait faire augmenter la VHL en Côte d'Ivoire si l'on se réfère à nos résultats statistiques.

La variable "*contexte socio-politique*" est une variable binaire dont la modalité de référence est la période avant la crise de 2010. Elle est considérée comme une variable indépendante de contrôle. La situation post-électorale de 2010 marquée par une instabilité politique en Côte d'Ivoire devrait faire augmenter la VHL selon les conclusions statistiques.

La variable "*typologie du ménage*" est une variable multimodale dont la modalité de référence est "autres types de ménage". Elle est considérée comme une variable indépendante de contrôle. Par rapport à tous les autres formats de ménages, les ménages en couple sans enfant(s) devraient avoir la VHL la plus élevée en Côte d'Ivoire selon nos résultats statistiques.

ii) Méthode d'analyse : Nous utilisons un modèle non linéaire de régression multiple, pour estimer les déterminants de la valeur économique d'une vie humaine en Côte d'Ivoire. Nous construisons le modèle économétrique, décrivons les données de l'étude et présentons la méthode d'estimation des paramètres du modèle.

ii-1) Construction du modèle : Le modèle peut être écrit avec plus de détails par :

$$\begin{aligned}
 VHL_{ht} = & \alpha_0 + \alpha_1 * deptotm_{uc_{ht}} + \alpha_2 * age_{ht} + \alpha_3 * age_{ht}^2 + \alpha_4 * taille_{ht} + \alpha_5 \\
 & * pres_{enft_{ht}} + \alpha_6 * genre_{ht} + \alpha_7 * contex_{pol_{ht}} + \alpha_8 * typolog_{ht} \\
 & + \varepsilon_{ht} \quad (4.7b)
 \end{aligned}$$

ε_{ht} , le terme d'erreur aléatoire et α , un vecteur de paramètres à déterminer, représentant l'effet d'une variable indépendante donnée sur la VHL en Côte d'Ivoire. Pour une variable indépendante quantitative, α mesure l'effet marginal (signe et intensité) de cette variable sur la VHL tandis que pour une variable indépendante qualitative, il indique seulement le signe de l'effet de cette variable sans mesure de son intensité sur la VHL en Côte d'Ivoire.

ii-2) Méthodes d'estimation du modèle : En économétrie des données de panel, il convient de choisir le meilleur estimateur des paramètres. Dans notre cas, nous estimons huit sous-équations (équation 1 à 8) de l'équation 4.7b et, chacune est estimée sous différentes

hypothèses : absence d'effets (estimateurs MCO), présence d'effets fixes (estimateurs Within) ou présence d'effets aléatoires (estimateurs MCG). Nous réalisons ensuite divers tests de spécifications pour sélectionner le meilleur estimateur du modèle. Il s'agit des tests de Fisher pour la présence d'effets fixes, de Breusch-Pagan pour la présence d'effets aléatoires et, le test de Hausman pour tester la présence d'effets aléatoires contre la présence d'effets fixes.

b°) Analyse et discussions des résultats empiriques

Les résultats empiriques sont organisés en trois parties : *i)* les résultats des différents tests de spécification du modèle en pseudo-panel, *ii)* la qualité d'ajustement du modèle et, *iii)* les effets des variables indépendantes sur la valeur d'une vie humaine (VHL) en Côte d'Ivoire.

i) Tests de spécification en pseudo-panel et sélection des modèles : Les résultats des différents tests de spécification apparaissent dans le tableau suivant :

Tableau 4.9b: Tests de spécification du modèle des déterminants de la VHL en Côte d'Ivoire.

	Cas Cobb-Douglas de la fonction de production domestique				Cas CES de la fonction de production domestique			
	VHL1		VHL2		VHL1		VHL2	
	$ r = 3\%$ (Equation 1)	$ r = 5\%$ (Equation 2)	$ r = 3\%$ (Equation 3)	$ r = 5\%$ (Equation 4)	$ r = 3\%$ (Equation 5)	$ r = 5\%$ (Equation 6)	$ r = 3\%$ (Equation 7)	$ r = 5\%$ (Equation 8)
Test de Fisher : Présence d'effets fixes	F (6354, 6336) = 0,97 Prob > F = 0,862	F (6354, 6336) = 0,97 Prob > F = 0,902	F (6354, 6336) = 0,95 Prob > F = 0,971	F (6354, 6336) = 0,95 Prob > F = 0,971	F (6354, 6336) = 0,94 Prob > F = 0,993	F (6354, 6336) = 0,93 Prob > F = 0,998	F (6354, 6336) = 0,95 Prob > F = 0,967	F (6354, 6336) = 0,96 Prob > F = 0,952
Test de Breusch-Pagan : Présence d'effets aléatoires	chibar2(01) = 0,000 Prob > chibar2 = 1,000	chibar2(01) = 0,000 Prob > chibar2 = 1,000	chibar2(01) = 0,000 Prob > chibar2 = 1,000	chibar2(01) = 0,000 Prob > chibar2 = 1,000	chibar2(01) = 0,000 Prob > chibar2 = 1,000	chibar2(01) = 0,000 Prob > chibar2 = 1,000	chibar2(01) = 0,000 Prob > chibar2 = 1,000	chibar2(01) = 0,000 Prob > chibar2 = 1,000
Test de sélection de Hausman*	chi2(8) = 27,89 Prob > chi2 = 0,000	chi2(8) = 30,65 Prob > chi2 = 0,000	chi2(8) = 96215,84** Prob > chi2 = 0,000	chi2(8) = 28,97 Prob > chi2 = 0,000	chi2(8) = 25,70 Prob > chi2 = 0,000	chi2(8) = 27,54 Prob > chi2 = 0,000	chi2(8) = 26,13 Prob > chi2 = 0,001	chi2(8) = 31,84 Prob > chi2 = 0,000
Estimateur retenu (Choix du modèle)	Within (Modèle à effets fixes)	Within (Modèle à effets fixes)	Within (Modèle à effets fixes)	Within (Modèle à effets fixes)	Within (Modèle à effets fixes)	Within (Modèle à effets fixes)	Within (Modèle à effets fixes)	Within (Modèle à effets fixes)

Source: Nos calculs

Note: (*) Dans le test de sélection de Hausman, le rang de la matrice de variance différenciée (8) n'est pas égal au nombre de coefficients testés (10). Nous avons exactement 8 variables indépendantes mais dix paramètres sont estimés car certaines variables indépendantes sont de nature qualitative avec au moins deux modalités dont une de référence.

(**) La matrice de variance différenciée n'est pas définie positive, la statistique Chi2 du test de Hausman ressort avec une valeur surestimée par rapport aux autres cas.

i-1) Test de Fisher de présence d'effets fixes : la statistique F de Fisher calculée suit sous l'hypothèse H0 (Absence d'effets fixes), une loi de Fisher. Toutes les statistiques F de Fisher calculées apparaissent chacune avec une valeur de probabilité Prob>F qui est supérieure

à 0,1. Par conséquent, H0 ne peut pas être rejetée et l'on conclut qu'au seuil de significativité de 10%, les estimateurs MCO semblent plus performants que les estimateurs Within.

i-2) Le test de Breusch-Pagan de présence d'effets aléatoires : la statistique calculée après l'estimation du modèle à effets aléatoires suit sous l'hypothèse H0 (Absence d'effets aléatoires), une loi du Chi2. Toutes les statistiques calculées apparaissent chacune avec une valeur de probabilité Prob>chibar2 qui est supérieure à 0,1. Par conséquent, H0 ne peut pas être rejetée et l'on conclut qu'au seuil de significativité de 10%, les estimateurs MCO semblent plus performants que les estimateurs MCG.

i-3) Le test de sélection de Hausman : Il permet de tester la présence d'une corrélation ou non entre les effets spécifiques et les variables explicatives de chaque modèle, ce qui permet de faire un choix entre le modèle à effets fixes et le modèle à effets aléatoires. Toutes les valeurs de probabilité Prob>chi2, liées à la statistique H de Hausman sont inférieures à 0,01. Il y apparaît une différence systématique entre modèle à effets aléatoires et modèle à effets fixes. Par conséquent, au seuil de significativité de 1%, le modèle à effets fixes (estimateurs Within) semble plus approprié que celui à effets aléatoires. Les coefficients de déterminations issus des estimations avec les effets fixes montrent que la variation intra-individuelle (R2 Within) est plus importante que la variation interindividuelle (R2 Between) dans toutes les équations.

ii) Déterminants de la VHL en Côte d'Ivoire, résultats empiriques et discussions : Les conclusions des tests de spécification permettent d'affirmer qu'un modèle à effets individuels fixes est plus adapté dans l'estimation des déterminants de la VHL en Côte d'Ivoire. Les résultats de toutes les régressions sont contenus dans le tableau suivant :

Tableau 4.9c : Estimateurs "Within" des déterminants de la valeur d'une vie en Côte d'Ivoire

Variables indépendantes		Variable dépendante (Valeur économique d'une vie humaine ou VHL)							
		Cas Cobb-Douglas de la fonction de production domestique				Cas CES de la fonction de production domestique			
		VHL1		VHL2		VHL1		VHL2	
		l r1 l=3%	l r2 l=5%	l r1 l=3%	l r2 l=5%	l r1 l=3%	l r2 l=5%	l r1 l=3%	l r2 l=5%
		(Equation 1)	(Equation 2)	(Equation 3)	(Equation 4)	(Equation 5)	(Equation 6)	(Equation 7)	(Equation 8)
Deptotm_uc		1432,416*** (33,773)	3420,922*** (81,863)	1469,156*** (111,075)	3960,358 *** (305,833)	1367,323 *** (29,768)	2402,686*** (52,850)	233,867*** (16,689)	2881,549*** (239,691)
Age du chef		-1,15e+07*** (115134,7)	-2,41e+07*** (279072,6)	-4,04e+07*** (378656,5)	-8,50e+07*** (1042589)	-1,18e+07*** (101481,9)	-2,49e+07*** (176285,5)	-6383514*** (56895,33)	-3,78e+07*** (817108,1)
(Age du chef)2		97719,64*** (1254,354)	182022,3*** (3040,403)	294313,1*** (4125,337)	559761*** (11358,66)	89411,2*** (1105,611)	182441,6*** (1915,576)	46679,28*** (619,855)	185125,9*** (8902,121)
Taille du ménage		-2,05e+07*** (606312,2)	-4,45e+07*** (1469627)	-5,85e+07*** (1994047)	-1,62e+08*** (5490389)	1,34e+07*** (534414,8)	1,62e+07*** (922924,3)	-8986578*** (299617,1)	-1,25e+08*** (4302982)
Présence d'enfants	Non	Référence							
	Oui								
Genre du chef	Féminin	Référence							
	Masculin								

		(528763,8)	(1281659)	(1739005)	(4788158)	(466062,2)	(818642,6)	(261295,5)	(1971639)
Contexte sociopolitique	Avant 2010	Référence							
	Après 2010	2,42e+07*** (277814)	6,67e+07*** (673387,4)	9,74e+07*** (913678)	2,71e+08*** (2515712)	1,99e+07*** (244870,4)	5,38e+07*** (551498,4)	1,35e+07*** (137285,4)	2,25e+08*** (1971639)
Typologie du ménage	Monoparental	-8,28e+07*** (1599045)	-1,91e+08*** (3875891)	-1,56e+08*** (5258959)	-4,31e+08*** (1,45e+07)	1,47e+07*** (1409428)	1,46e+07*** (2467708)	-2,43e+07*** (790188,9)	-3,29e+08*** (1,13e+07)
	Couple sans enfants	-3,32e+07*** (1211521)	-8,01e+07*** (2936580)	-8,53e+07*** (3984465)	-2,37e+08*** (1,10e+07)	3,17e+07*** (1067857)	5,77e+07*** (1901597)	-1,30e+07*** (598688,9)	-1,85e+08*** (8598134)
	Couple avec enfants	212985,8** (668552,7)	-1,02e+07*** (1620491)	-5,66e+07*** (2198744)	-1,58e+08*** (6054000)	-1,31e+07*** (589274,7)	-2,55e+07*** (1022179)	-8556166*** (330374)	-1,22e+08*** (4744701)
	Autres types	Référence							
Constante		4,16e+08*** (2452725)	8,47e+08*** (5945108)	1,65e+09*** (8066552)	3,50e+09*** (2,22e+07)	2,95e+08*** (2161877)	6,61e+08*** (3789757)	2,50e+08*** (1212046)	1,85e+09*** (1,74e+07)
N = 12701 observations									
R2 Within		0,944	0,950	0,965	0,959	0,955	0,949	0,967	0,943
Test de Fisher de la significativité globale du modèle		F (10, 6336) = 10709,44 Prob > F = 0,000	F (10, 6336) = 12030,51 Prob > F = 0,000	F (10, 6336) = 17444,58 Prob > F = 0,000	F (10, 6336) = 14775,35 Prob > F = 0,000	F (10, 6336) = 13488,74 Prob > F = 0,000	F (10, 6336) = 11916,18 Prob > F = 0,000	F (10, 6336) = 18389,46 Prob > F = 0,000	F (10, 6336) = 10947,63 Prob > F = 0,000

Source : Nos calculs, écarts-types entre parenthèse, (*) $p < 0,10$; (**) $p < 0,05$; (***) $p < 0,01$

ii-1) Validité des équations : La prise en compte des effets individuels fixes est appropriée pour estimer les différents paramètres dans chaque équation. En effet, les statistiques de significativité globale de Fisher ressortent chacune avec une valeur de probabilité $\text{Prob} > F$ qui est égale à 0,000. Au seuil de significativité de 1%, toutes ces valeurs de probabilité sont inférieures à 0,01. Ce résultat indique que le modèle à effets fixes est globalement bien spécifié (significatif) pour toutes les équations et qu'il fait mieux qu'une constante. Outre, les coefficients de détermination (R2 Within) ressortent avec des valeurs raisonnables qui varient entre 0,943 et 0,965. Cependant, la valeur relativement élevée des coefficients de détermination pourrait s'expliquer soit par le fait du nombre élevé de variables indépendantes dans chaque équation ou soit par le fait que les données s'ajustent au mieux avec un modèle à effets fixes.

ii-2) Effets des variables indépendantes sur la VHL en Côte d'Ivoire : Nous analysons d'abord l'effet des variables indépendantes d'intérêt et ensuite celle des variables indépendantes de contrôle sur la valeur économique d'une vie humaine en Côte d'Ivoire.

* Effet du pouvoir d'achat : Le paramètre $\hat{\alpha}_1$ qui indique l'effet du pouvoir d'achat ou de la richesse (mesurée par la dépense monétaire agrégée par UC) sur la VHL est statistiquement différent de 0 au seuil de significativité de 1%. Son signe positif montre que la VHL en Côte d'Ivoire augmente avec le pouvoir d'achat de l'individu. Ce résultat économétrique est non seulement conforme au résultat statistique obtenu précédemment dans le cas de la Côte d'Ivoire mais il est proche des résultats de statistiques descriptives de Gardes (2022) chez des ménages en France. Les résultats de certaines études font mention également d'une corrélation positive entre VVS et PIB/habitant. Nous pouvons affirmer que le

PIB/habitant (au niveau macroéconomique) ou la dépense monétaire par UC (au niveau microéconomique) exerce un effet linéaire positif et significatif sur la valeur statistique (VVS) ou sur la valeur économique (VHL) d'une vie humaine. Nos résultats en Côte d'Ivoire sont conformes à ceux d'Anderson et Treich (2011) ou ceux de Madheswaran (2007). Ils sont d'une implication économique importante car ils contribuent à éclairer le débat sur la problématique de l'éthique dans le calcul de la valeur d'une vie humaine à l'intérieur d'une population donnée. En effet, le signe positif de α_1 montre que la VHL augmente avec le pouvoir d'achat de l'individu. Les élasticités-pouvoir d'achat de la VHL¹⁵⁶ sont consignées dans le tableau suivant :

Tableau 4.9d : Elasticité-pouvoir d'achat de la VHL en Côte d'Ivoire

	Cas Cobb-Douglas de la fonction de la production domestique				Cas CES de la fonction de la production domestique			
	VHL1		VHL2		VHL1		VHL2	
	$r_1 = 3\%$	$r_2 = 5\%$	$r_1 = 3\%$	$r_2 = 5\%$	$r_1 = 3\%$	$r_2 = 5\%$	$r_1 = 3\%$	$r_2 = 5\%$
Elasticité de la VHL par rapport au pouvoir d'achat du ménage	0,650 (0,332)	1,367 (1,378)	0,175 (0,095)	0,431 (0,426)	0,866 (0,490)	1,398 (1,507)	0,237 (0,165)	2,312 (4,225)
[Minimum - Maximum]	[0,247 - 1,837]	[0,298 - 6,227]	[0,065 - 0,546]	[0,083 - 2,132]	[0,312 - 2,711]	[0,267 - 7,007]	[0,072 - 0,864]	[0,101 - 18,039]
N = 12701 Observations								

Source : Nos calculs, écarts-types entre parenthèse

Le tableau indique qu'avec un taux d'actualisation $r = 3\%$, la VHL est inélastique au pouvoir d'achat ($0 < \text{Elasticité} < 1$). Généralement, avec un taux d'actualisation $r = 5\%$, la VHL est élastique (sauf la VHL2 dans le cas Cobb-Douglas) au pouvoir d'achat (Elasticité > 1).

* Effet de l'âge de l'individu : Le paramètre $\hat{\alpha}_2$ qui indique l'effet de l'âge de l'individu sur la VHL est statistiquement différent de 0 au seuil de significativité de 1%. Son signe négatif montre que la VHL en Côte d'Ivoire baisse avec l'avancée en âge de l'individu. Ce résultat économétrique est non seulement conforme au résultat statistique obtenu précédemment dans le cas de la Côte d'Ivoire. Le paramètre $\hat{\alpha}_3$ qui indique l'effet quadratique de l'âge de l'individu sur la VHL est statistiquement différent de 0 au seuil de significativité de 1%. Ainsi, l'hypothèse d'une évolution non linéaire de la VHL en fonction de l'âge de l'individu dans le cas de la Côte d'Ivoire est conforme aux attentes théoriques. Son signe positif montre que la baisse de la VHL avec l'augmentation en âge semble être modérée à un certain âge avancé de l'individu. Nos résultats indiquent que dans tous les cas, l'effet marginal de l'âge de l'individu sur la VHL en

¹⁵⁶ L'élasticité de la VHL par rapport au pouvoir d'achat est obtenue par l'expression : $\frac{\partial VHL}{\partial \text{deptotm}_{UC}} * \frac{\text{deptotm}_{UC}}{VHL}$

Côte d'Ivoire est de signe négatif. Ils sont d'une implication économique importante car ils contribuent à éclairer le débat sur la problématique de l'équité dans le calcul de la valeur d'une vie humaine à l'intérieur d'une population donnée. En effet, la VHL baisse avec l'avancée en âge de l'individu. Ce résultat pourrait probablement s'expliquer par le fait que les individus âgés sont plus proches de la fin de leur cycle de vie (baisse de la production) par rapport aux individus jeunes. De plus, la forme convexe de l'évolution de la VHL en fonction de l'âge de l'individu donne un âge t^* dont la valeur (qui minimise la fonction de VHL) est supérieure dans tous les cas à l'espérance de vie T en moyenne dans l'échantillon. Ce résultat signifie que dans l'échantillon, généralement les individus décèdent avant d'atteindre cet âge optimal t^* .

Avec les effets des variables indépendantes principales (pouvoir d'achat ou âge de l'individu) sur la VHL en Côte d'Ivoire, nous constatons qu'il existe une différenciation dans la VHL entre individus et que toutes les vies n'ont pas la même valeur. Les questions d'équité et d'éthique discutées dans l'évaluation statistique d'une vie humaine (uniformisation de la valeur d'une vie humaine) doivent être relâchées au profit d'une évaluation différentielle.

* Effet de la taille du ménage : La taille du ménage semble exercer un effet significatif au seuil de significativité de 1% sur la VHL en Côte d'Ivoire. Cependant le signe de cet effet marginal de la taille sur la VHL n'est pas uniforme dans tous les cas. Il apparaît négatif dans tous les cas sauf dans le cas CES si la valeur du temps est constante sur le cycle de vie du ménage. Nos résultats économétriques sur l'effet-taille de la VHL sont en partie conformes à nos résultats statistiques obtenus précédemment dans le cas de la VHL en Côte d'Ivoire.

* Effet de la présence d'enfants : L'effet de la présence d'enfant(s) sur la VHL semble donner des résultats opposés selon les analyses (statistique ou économétrique) utilisées. Nos résultats statistiques montrent que la VHL est plus élevée chez l'individu qui appartient à un ménage sans enfant(s) par rapport à celle chez un individu appartenant à un ménage avec enfant(s). Les résultats de la régression économétrique soulignent que le fait chez un individu d'appartenir à un ménage avec enfant(s) augmente sa VHL par rapport à celle d'un individu appartenant à un ménage sans enfant(s). La présence d'enfants exerce un effet significatif au seuil de significativité de 1% sur la VHL en Côte d'Ivoire.

* Effet du genre de l'individu : L'effet du genre du chef sur la VHL semble produire des résultats contrastés selon l'analyse utilisée. Nos résultats statistiques montrent que la VHL est plus élevée chez un individu appartenant à un ménage dirigé par une femme par rapport à

celle d'un individu appartenant à un ménage administré par un homme. Les résultats de la régression économétrique paraissent ambigus. La VHL augmente chez un individu appartenant à un ménage administré par un homme par un homme par rapport à celle chez un individu appartenant à un ménage administré par un homme sauf dans le cas Cobb-Douglas si la valeur du temps est constant sur le cycle de vie. Dans tous les cas, le genre masculin exerce un effet significatif au seuil de significativité de 1% sur la VHL en Côte d'Ivoire.

* Effet du contexte socio-politique : L'effet de l'instabilité politique en Côte d'Ivoire semble donner des résultats similaires selon l'approche par statistique descriptive ou l'approche par régression économétrique. En effet, les résultats de la régression économétrique soulignent que le fait pour un individu d'appartenir à un ménage enquêté après la période post-électorale de 2010, a tendance à faire augmenter sa VHL par rapport à un individu appartenant à un ménage enquêté après la période post-électorale de 2010 en Côte d'Ivoire. Dans tous les cas, l'instabilité politique en Côte d'Ivoire après la crise post-électorale de 2010 a eu un effet positif et significatif au seuil de significativité de 1% sur la VHL en Côte d'Ivoire.

* Effet de la typologie du ménage : Par rapport à un individu appartenant au format "autres types de ménage", les résultats économétriques semblent suggérer le fait d'être un ménage en couple avec enfant(s) fait moins baisser la VHL en Côte d'Ivoire par rapport à tous les autres formats de ménage sauf dans le cas CES si la valeur du temps est constant sur le cycle de vie. Ce résultat indique que la VHL serait la plus élevée chez un individu s'il appartient à un ménage en couple avec enfant(s) par rapport aux autres formats de ménage.

Nos résultats confirment hypothèse 4.3. La valeur économique d'une vie humaine est plus faible dans les pays en développement par rapport aux pays développés. Selon l'analyse économétrique, le pouvoir d'achat, la présence d'enfants ou l'instabilité socio-politique en Côte d'Ivoire exerce un effet positif et significatif sur la valeur économique d'une vie humaine. L'âge de l'individu ou la taille du ménage exerce un effet négatif et significatif sur la valeur économique d'une vie humaine. Par contre, l'effet du genre ou de la typologie sur la valeur économique d'une vie humaine en Côte d'Ivoire reste ambigu.

Conclusion

L'objectif principal de ce chapitre était de décrire l'état de la pauvreté et d'en explorer les principaux déterminants d'une part et, d'estimer la valeur économique d'une vie humaine

tout en mettant en évidence, ses facteurs explicatifs en Côte d'Ivoire d'autre part. Nous avons utilisé un pseudo-panel déséquilibré de 12701 observations, issu de l'appariement statistique des enquêtes de BdF (2008, 2015) et du BdT (2013) de ménages urbains de Côte d'Ivoire.

Ce chapitre a permis de dégager, les résultats suivants :

1. Les indicateurs de FGT montrent que l'incidence de la pauvreté relative est très élevée dans le milieu urbain de Côte d'Ivoire. En effet en considérant la médiane de la dépense agrégée comme seuil de la pauvreté relative, il est ressorti que l'incidence de la pauvreté relative est de 46,26% (dans la dimension monétaire de la dépense agrégée) ou de 48,30% (dans la dimension non-monétaire de la dépense agrégée). Pour atteindre, la ligne de la pauvreté relative monétaire ou non monétaire, il faut accroître la dépense agrégée par unité de consommation des ménages respectivement de 5,9% ou de 7,2%. Les valeurs faibles de la sévérité de la pauvreté relative (monétaire ou non-monétaire) ont indiqué que les ménages pauvres relatifs ne sont pas éloignés les uns des autres. De plus, les statistiques descriptives ont souligné que 26,74% des ménages appartenait au "noyau dur" de la pauvreté relative c'est-à-dire que ces ménages cumulent à la fois pauvreté relative monétaire et pauvreté relative non-monétaire. Seulement 19,53% des ménages de l'échantillon étaient des ménages pauvres relatifs avec l'approche monétaire et non pauvres relatifs avec l'approche non-monétaire. Environ 21,57% des ménages de l'échantillon étaient des ménages non pauvres relatifs avec l'approche monétaire et pauvres relatifs avec l'approche complète. Environ 32,17% des ménages dans l'échantillon appartenait au "noyau dur" de la non-pauvreté relative c'est-à-dire que ces ménages cumulaient à la fois non-pauvreté relative monétaire et non-pauvreté relative non-monétaire. Dans les sous-populations de ménages, nous avons une masculinisation de la pauvreté relative. Les ménages dirigés par un chef de la catégorie d'âge adulte ou les ménages de taille normale ou encore la présence d'enfants, étaient les ménages les plus touchés par la pauvreté relative. L'estimation d'un modèle logit a mis en évidence que la pauvreté relative était expliquée significativement au seuil de significativité de 1%, par les variables démographiques (génération d'âge du chef, non significative avec l'approche complète ; indication de la taille du ménage ; présence d'enfants, non significative avec l'approche monétaire et genre du chef) et la crise post-électorale de 2010 en Côte d'Ivoire. L'analyse de la pauvreté subjective à partir de l'estimation du modèle de Van Praag et al. (1982) en Côte d'Ivoire, a révélé que la valeur de l'élasticité du seuil subjectif de la pauvreté était plus élevée chez le ménage riche par rapport au ménage pauvre. Ce résultat a confirmé le paradoxe d'Easterlin selon lequel l'argent ne fait pas le bonheur. Il semble que la

pression des besoins de base est plus élevée chez les ménages administrés par un sénior par rapport aux autres générations d'âge du chef.

2. L'estimation de la valeur d'une vie humaine à partir d'un modèle de la production domestique sous une valeur calibrée du taux d'actualisation intertemporel a montré que la valeur d'une vie humaine en Côte d'Ivoire, était faible comparée à celle obtenue par Gardes (2023) dans les pays développés (France, Canada, USA) ou dans les pays émergents (Pologne) et qu'elle est plus élevée que celle obtenue dans un pays en développement comme le Burkina Faso. Dans tous les cas, il semblerait que la valeur d'une vie humaine soit influencée par le degré de développement du pays, le choix du taux d'actualisation intertemporel, la valeur du temps et de son évolution (ou sa constance) sur le cycle de vie. Contrairement à l'évaluation statistique de la vie humaine, les résultats statistiques ou économétriques de l'étude ont montré que la valeur économique d'une vie humaine pourrait être évaluée selon les caractéristiques économiques et socio-démographiques des ménages. Cette approche semble intéressante dans la mesure où elle pourrait constituer un argument fondamental capable d'éclairer les débats sur les questions d'équité et d'éthique dans la détermination de la valeur d'une vie humaine.

Les résultats obtenus paraissent satisfaisants dans l'ensemble au regard des travaux antérieurs. Cependant, ils pourront être améliorés en utilisant une base de données qui couvre l'ensemble de la population ivoirienne en y incorporant les données de ménages ruraux. Aussi, la pseudo-panélisation d'enquêtes par agrégation des données, pourrait créer de l'hétéroscédasticité dans les données : un appariement statistique selon Rubin (1986) pourrait être envisagé dans l'avenir. Au niveau de la pauvreté subjective, l'analyse pourrait être complétée en indiquant l'incidence de la pauvreté subjective en Côte d'Ivoire. Nous n'avons pas pu mesurer cette incidence de la pauvreté subjective car les données en notre possession ne nous le permettaient pas. Elles manquaient d'observations sur le montant minimum déclaré par les ménages et nécessaire à la couverture de leurs besoins de base. Des simulations effectuées avec le salaire minimum et la dépense agrégée incompressible (dans le modèle LES) ont produit des résultats absurdes quant à la mesure de l'incidence de la pauvreté subjective. Enfin, dans l'estimation de la valeur d'une vie humaine, les résultats pourraient être améliorés en utilisant une valeur endogène et non une valeur exogène (jugée arbitraire) du taux d'actualisation intertemporel.

CONCLUSION GENERALE

"Une vie ne vaut rien mais ne vaut une vie"

André Malraux (1901-1976)

L'objectif global de cette thèse est d'analyser en détail la structure et les comportements de consommation des ménages en Côte d'Ivoire, en tenant compte à la fois des dépenses monétaires et de l'utilisation du temps domestique. Cette démarche s'avère cruciale, car la consommation domestique n'a pas encore été examinée de manière approfondie dans les pays en développement, en particulier en Côte d'Ivoire. La rareté des données de panel sur la consommation des ménages, en termes de biens et d'utilisation du temps, a été un obstacle majeur à la réalisation de recherches empiriques approfondies dans ces contextes. Les principaux objectifs de notre étude étaient les suivants : **(i)** Estimer la valeur du temps conditionnellement à la structure de la fonction de production domestique, et utiliser cette valeur pour analyser les structures de consommation en Côte d'Ivoire ; **(ii)** Examiner les possibilités de substitution entre biens et temps, tout en testant l'hypothèse de la rationalité dans les choix de consommation domestique en Côte d'Ivoire ; **(iii)** Analyser la composition du panier d'activités des ménages en cas de changement des prix complets ou du niveau de vie ; et **(iv)** Mesurer la pauvreté en Côte d'Ivoire, identifier ses principaux déterminants, estimer et explorer les facteurs qui influent sur la valeur d'une vie humaine dans ce contexte.

La thèse est organisée en quatre chapitres majeurs, chacun subdivisé en trois sections distinctes.

Dans le premier chapitre, l'objectif fondamental est d'évaluer le coût d'opportunité du temps et de l'utiliser comme base d'analyse pour la structure de la consommation en Côte d'Ivoire. La section initiale se concentre sur la création de données transversales de séries temporelles liées à la consommation, en appariant par la technique de la pseudo-panélistation deux enquêtes BdF (2008, 2015) et une enquête du BdT (2013) de l'Institut National de la Statistique. Ces analyses mettent en lumière que mensuellement, le travail domestique totalisait en moyenne environ 8,73 millions d'heures par mois en 2008, 1,21 million d'heures par mois en 2013, et 6,45 millions d'heures par mois en 2015. La moyenne mensuelle sur ces trois années s'établit ainsi à 5,46 millions d'heures mensuelles, une quantité non comptabilisée dans le PIB de la Côte d'Ivoire¹⁵⁷. Dans la section 2, l'estimation du coût d'opportunité du temps à partir

¹⁵⁷ En France, selon le rapport n° 1423 de l'Institut National des Statistiques et des Etudes Economiques (INSEE) de novembre 2012, le temps de travail domestique au niveau national était 'environ de 60 milliards d'heures en

d'un modèle de production domestique, avec une valeur endogène du temps, révèle que le coût d'opportunité du temps est considérablement inférieur au salaire horaire minimum. Ce constat suggère que le ménage se trouve dans une situation contraignante en termes d'offre de travail. Il exprime le souhait de travailler davantage, mais en raison de contraintes, il se livre à des activités non marchandes qui génèrent une utilité moindre que le travail marchand. Nous observons un impact positif et significatif du pouvoir d'achat, tandis qu'un effet significatif et négatif est constaté pour la taille du ménage sur le coût d'opportunité du temps. En revanche, l'effet de l'âge demeure ambigu. La section 3 procède à une analyse multidimensionnelle de la structure de la consommation en Côte d'Ivoire. En considérant la dépense monétaire agrégée, on constate que la part budgétaire allouée à l'alimentation est la plus élevée, tandis que celle dédiée aux loisirs et divers est la plus faible. Il est observé une inversion de la structure de la consommation lorsque l'on considère la dépense temporelle agrégée ou la dépense complète agrégée. Par rapport à la seule dimension monétaire de la dépense, l'intégration du temps dans la consommation réduit la part relativement importante de la dépense alimentaire dans le budget du ménage, ce qui améliore le bien-être du ménage (loi d'Engel). Ces résultats confirment généralement l'hypothèse 1 selon laquelle le coût d'opportunité dépend de la technologie de la production domestique et est inférieur au salaire horaire du ménage.

Dans le chapitre 2, l'objectif principal est d'analyser les possibilités de substitution entre les biens et le temps et de tester l'hypothèse de la rationalité dans les choix de la consommation domestique en Côte d'Ivoire. Dans la section 1, il est démontré que toutes les activités étaient relativement intensives en biens par rapport au temps, à l'exception des loisirs et divers. Les élasticités de substitution entre les biens et le temps sont très faibles, indiquant des possibilités de substitution limitées. Globalement, les inputs domestiques (les biens et le temps) ont tendance à être complémentaires plutôt que substituables. Ces constats suggèrent une relation de correspondance positive entre valeur du temps et élasticité de substitution entre les biens et le temps. Dans la section 2, la maximisation du niveau de production domestique de chaque activité, sous la contrainte des coûts des inputs, indique que les choix de consommation domestique sont en accord avec le postulat néoclassique de la rationalité du consommateur. Dans la section 3, les tests non paramétriques mettent en évidence une incidence élevée des violations de GARP (*Generalized Axiom of Revealed Preference*) dans la consommation

2010. Ce temps de travail domestique représentait un à deux fois le temps de travail rémunéré et la production domestique a été évaluée à 33% du produit intérieur brut français. La production domestique a été majoritairement réalisée par les femmes dont le temps de travail domestique représentait 64% des heures de travail domestique.

domestique en Côte d'Ivoire, contredisant ainsi les résultats néoclassiques. Toutefois, il est important de noter que ces violations de l'hypothèse de la rationalité ne signifient pas nécessairement un comportement irrationnel. Elles peuvent être expliquées par des facteurs tels que l'agrégation des biens ou des ménages, les changements dans les goûts ou les préférences, ainsi que les erreurs de mesure dans les prix ou les revenus complets. De plus, une régression logistique révèle que les violations de GARP sont significativement expliquées par les caractéristiques sociodémographiques des ménages, telles que le genre du chef de ménage, la petite taille du ménage, ainsi que par des contraintes (monétaires, non-monétaires et liées aux changements de taille) liées à la crise post-électorale de 2010 en Côte d'Ivoire. Dans l'ensemble, les résultats confirment l'hypothèse 2 selon laquelle, en Côte d'Ivoire, les inputs domestiques ont tendance à être complémentaires plutôt que substituables. Bien que le comportement du consommateur soit conforme à la rationalité néoclassique, il n'est pas compatible avec l'axiome GARP de la préférence révélée. Dans le chapitre 3, l'objectif principal est d'analyser la sensibilité de la demande complète des activités par rapport aux prix complets ou à la dépense complète agrégée, en approchant le comportement du consommateur à travers des modèles LES, QUAIDS ou LA/EASI. Le modèle LES conclut qu'il n'existe pas d'activités inférieures dans la consommation domestique en Côte d'Ivoire, et que toutes les activités exigent un niveau minimal de consommation. Les estimations des élasticités de la demande convergent dans l'ensemble. En effet, toutes les activités consommées en Côte d'Ivoire sont considérées comme normales, qu'il s'agisse d'alimentation, de logement (activités de base) ou d'activités domestiques et loisirs & divers (activités de luxe). Les élasticités-prix complets directs de la demande révèlent que toutes les activités sont ordinaires, indiquant une baisse de la demande avec une augmentation du prix complet. Les élasticités-prix complets compensées croisées de la demande soulignent davantage de possibilités de substitution entre les activités. Le modèle QUAIDS rejette l'hypothèse de la séparabilité des préférences, le modèle LA/EASI valide l'hypothèse de la séparabilité forte des préférences, et le modèle LES valide l'hypothèse faible (conditionnelle) de la séparabilité des préférences. L'âge du chef du ménage et la taille du ménage influencent significativement la consommation domestique en Côte d'Ivoire. La taille du ménage, étant intimement liée à la notion de besoins, exerce un effet positif et significatif sur la part budgétaire complète consacrée à l'alimentation, résultat confirmant la loi d'Engel et contredisant le paradoxe de Deaton-Paxson (1981). L'étude révèle également qu'en Côte d'Ivoire, l'avancement en âge n'est pas nécessairement synonyme d'une baisse du niveau de vie, sauf dans le modèle LES, car l'âge exerce un effet négatif significatif sur la part budgétaire

complète consacrée à l'alimentation. De manière générale, les résultats confirment l'hypothèse 3, démontrant que dans la consommation en Côte d'Ivoire, une modification de la structure des prix complets ou un changement du niveau de vie modifie significativement la composition du panier d'activités consommées. Dans le chapitre 4, l'objectif majeur est de mesurer et d'identifier les déterminants de la pauvreté dans un contexte domestique, tout en estimant la valeur d'une vie humaine en Côte d'Ivoire en explorant les facteurs susceptibles d'influencer cette mesure. Dans la section 1, les résultats révèlent qu'au moins 46 % des ménages vivent en dessous du seuil de pauvreté relative, avec une incidence plus marquée dans la dimension complète par rapport à la dimension monétaire. Les ménages pauvres sont situés près de la ligne de pauvreté relative et montrent une dispersion moindre entre eux. Environ 26,74 % des ménages cumulent à la fois la pauvreté relative monétaire et la pauvreté relative complète. Les ménages composés d'adultes, de taille normale ou avec des enfants représentent la proportion la plus élevée des ménages pauvres relatifs. Les données rejettent l'idée d'une féminisation de la pauvreté relative, car une proportion plus importante de ménages dirigés par un homme est monétairement pauvre relativement. L'étude révèle également qu'en Côte d'Ivoire, la valeur de l'élasticité du seuil subjectif de la pauvreté (mesurant la pression des besoins de base) est plus élevée chez les ménages riches que chez les ménages pauvres. Ce résultat est cohérent avec le paradoxe d'Easterlin, suggérant que l'argent ne contribue pas nécessairement au bonheur dans sa globalité. L'élasticité mentionnée augmente avec l'âge du chef de ménage. Dans la section 2, l'estimation d'un modèle logit révèle que le vieillissement ou l'augmentation de la taille du ménage a un impact positif et significatif sur la probabilité de déclarer le ménage comme relativement pauvre. Dans la section 3, la valeur d'une vie humaine en Côte d'Ivoire apparaît très faible par rapport à celle des pays développés. Elle dépend du niveau de développement, du taux d'actualisation intertemporel, du coût d'opportunité du temps et de la situation socio-politique. L'élasticité du pouvoir d'achat ou l'élasticité de l'âge de la valeur d'une vie humaine ressortent respectivement avec un signe positif ou un signe négatif. Dans un contexte domestique, ce résultat éclaire le débat sur les questions d'éthique ou d'équité abordées dans l'estimation statistique de la valeur d'une vie humaine. En général, les résultats confirment l'hypothèse 4 selon laquelle la valeur d'une vie humaine dépend de facteurs économiques (revenu, taux d'actualisation intertemporelle et coût d'opportunité du temps) ainsi que de facteurs non-économiques (caractéristiques démographiques et instabilité socio-politique).

La rédaction de la thèse semble avoir atteint les différents objectifs principaux attendus. Cependant, nous estimons que les résultats auraient pu être affinés si les données recueillies

auprès de l'Institut National de la Statistique (INS) de Côte d'Ivoire nous l'avaient permis. Pour des travaux de recherche futurs, il serait intéressant d'améliorer certains aspects du travail, notamment en se concentrant sur les points suivants :

* *Environnement urbain des données utilisées* : Cette particularité est une limite non négligeable de cette thèse, dans la mesure où les résultats obtenus ne pourront pas être extrapolés à l'ensemble de la population ivoirienne. De nombreuses études empiriques ont déjà mis en évidence que les niveaux de consommation et les caractéristiques sociodémographiques des ménages peuvent différer entre le milieu urbain et le milieu rural. Ainsi, pour une compréhension complète des comportements de consommation et des dynamiques économiques en Côte d'Ivoire, des études futures pourraient inclure des données représentatives des zones rurales.

* *Méthode d'appariement statistique des enquêtes indépendantes* : Le pseudo-panel utilisé dans la thèse est le résultat d'une agrégation des activités et/ou des ménages. Cette méthode crée de l'hétéroscédasticité dans les données, occasionne la perte d'information, surtout pour les ménages d'âge extrême, et l'agrégation des données entraîne le fait que les contraintes théoriques (homogénéité et/ou symétrie) ainsi que le comportement de rationalité des ménages ne soient plus valides. Une solution serait de construire des données transversales de séries temporelles selon Rubin (1986) ou de reprendre les estimations avec un véritable panel cylindré. Cela contribuerait à minimiser les biais potentiels associés à la méthode d'appariement statistique.

* *Cadre théorique du travail* : Le modèle d'allocation temporelle (Becker, 1965), qui constitue le cadre théorique du travail, présente certaines insuffisances. En effet, le modèle défend l'idée selon laquelle les décisions dans le ménage sont prises à partir d'une fonction de préférence commune et de bien-être agrégée qui exclut toute décision individuelle. Il s'agit d'un modèle dictatorial (unitaire) qui ne prend pas en compte les divergences entre les membres d'un même ménage. Il ne permet pas d'expliquer la spécialisation des tâches de production domestique. Pourtant, les membres du ménage n'ont pas les mêmes avantages comparés, et donc le même coût du temps. On pourrait expérimenter le cas d'un modèle non unitaire de ménages en Côte d'Ivoire pour prendre en compte ces divergences individuelles. Cela enrichirait l'analyse en considérant la variabilité des préférences et des contraintes individuelles au sein du ménage.

Les résultats de la thèse présentent un enjeu majeur pour les pays en développement en général et pour la Côte d'Ivoire en particulier. Ils mettent à disposition des pouvoirs publics un outil d'estimation et d'analyse de la production non marchande. Ainsi, le calcul du PIB pourrait désormais être élargi à la production domestique afin de mieux évaluer la véritable richesse d'un pays et d'effectuer des comparaisons internationales plus justes. Les résultats de la thèse proposent une reformulation de la méthode d'évaluation d'une vie humaine de Gardes (2023) à partir du temps disponible de l'individu. Elle se démarque méthodologiquement de celles déjà existantes et rompt avec les questions d'éthique ou d'équité que soulève la mesure statistique d'une vie humaine dans la littérature.

En corrélation avec les résultats prépondérants dégagés au sein de cette thèse, nous émettons des recommandations à l'attention des autorités publiques et des ménages.

A l'égard des **autorités publiques**, les recommandations se présentent comme suit :

1. Réévaluation du Produit Intérieur Brut : Nous recommandons aux pouvoirs publics de prendre en compte la valeur monétaire de la production domestique (la valeur du temps étant évaluée par le coût d'opportunité du temps) dans le calcul du PIB afin d'obtenir une mesure plus précise de la richesse nationale. Dans la littérature, des travaux ont déjà souligné toute la nécessité de prendre en compte la valeur de la production domestique dans l'estimation de la richesse nationale. Il s'agit, par exemple, des travaux d'Alpman et Gardes (2015) menés avec des données de la période de la grande récession de 2008 aux États-Unis, ainsi que le rapport de la commission sur la mesure des performances économiques et du progrès social (Stiglitz et al., 2009).

2. Révision des politiques publiques : Les autorités peuvent utiliser les résultats pour ajuster les politiques publiques en tenant compte du temps domestique, ce qui pourrait améliorer le bien-être global de la population. Dans le domaine de la mesure et de l'analyse de la pauvreté, il est désormais essentiel d'adopter une approche holistique en complément de l'approche monétaire, car la pauvreté ne se limite pas uniquement à des considérations monétaires. Les conclusions de cette thèse mettent en lumière que l'incidence de la pauvreté globale est plus significative que celle de la pauvreté strictement monétaire. Il revient à l'Institut National de la Statistique (INS) de la Côte d'Ivoire, en tant qu'organisme public responsable de la collecte des données, d'entreprendre plusieurs enquêtes simultanées portant à la fois sur l'utilisation du temps et les dépenses monétaires liées à la consommation des ménages. D'autre part, l'étude a mis en

lumière que la présence d'enfants a généralement pour effet de réduire la part budgétaire consacrée à l'alimentation, tout en ayant un impact positif et significatif sur le niveau de vie du ménage, mesuré par ses dépenses agrégées par unité de consommation. Les résultats indiquent que la présence d'enfants diminue de manière significative la probabilité d'appartenir à la catégorie des ménages relativement pauvres. Bien que ces résultats semblent contribuer à atteindre les objectifs de réduction de la pauvreté et d'amélioration du bien-être, ils ne sont toutefois pas entièrement conformes au cadre réglementaire établi par le Bureau International du Travail. Ils soulignent l'importance du travail des enfants dans les pays en développement, en particulier en Côte d'Ivoire. Il incombe aux pouvoirs publics de prendre des mesures nécessaires afin de minimiser, au sein des ménages, le temps de travail (qu'il soit domestique et/ou marchand) des enfants dont l'âge est strictement inférieur à 14 ans. De nombreuses initiatives visant à résoudre le problème complexe du travail des enfants existent en Côte d'Ivoire. Elles se concentrent principalement sur l'exploitation des enfants dans la cacao-culture en zone rurale. Ces efforts, mis en place par les autorités, aspirent à se concrétiser à travers la formulation de politiques spécifiques favorisant la substitution du temps de travail des enfants par du temps d'éducation (temps-école) ou des activités sociales.

3. Ressources humaines : Les ménages peuvent bénéficier des résultats de cette thèse en prenant connaissance et conscience de la valeur monétaire de leur temps domestique. Cela pourrait les aider à prendre des décisions éclairées sur la répartition du temps d'une part, entre les activités marchandes et non marchandes, et d'autre part, entre les activités non-marchandes elles-mêmes.

4. Ethique de la vie humaine : Les nouvelles approches pour évaluer la valeur monétaire d'une vie humaine basée sur le temps disponible du ménage, pourraient être intégrées dans les discussions éthiques, les politiques de santé publique et d'indemnisation de victimes.

Ces recommandations visent à maximiser les avantages pratiques des résultats de la thèse pour la société, en encourageant des politiques économiques plus éclairées et une meilleure compréhension de la richesse réelle d'un pays.

Concernant les **ménages**, voici les recommandations formulées :

1. Optimisation du temps non-marchand : Nous conseillons aux ménages de consacrer une part significative de leur temps disponible aux activités domestiques telles que la fabrication des repas à domicile, la réalisation des tâches ménagères et la garde d'enfants par exemple. Cette

approche pourrait non seulement réduire les dépenses monétaires mais également améliorer le bien-être collectif.

2. *Etroite collaboration avec les enquêteurs* : La problématique de la collecte régulière de données par les organismes statistiques sur la consommation des biens et l'utilisation du temps demeure un enjeu d'actualité en Côte d'Ivoire. Il est crucial pour les ménages de coopérer pleinement avec les enquêteurs en fournissant toutes les informations nécessaires sur leur utilisation quotidienne du temps et leurs dépenses monétaires pour chaque activité. Cette collaboration renforce la qualité des données, contribue à des analyses plus précises et elle conduit à la mise en place de politiques économiques plus adaptées à la situation du ménage.

3. *Sensibilisation à la non-participation des enfants au travail* : Les ménages devraient soutenir les initiatives étatiques visant à éliminer le travail des enfants, tant domestique que marchand. La participation des enfants au travail marchand et/ou non-marchand, en particulier ceux de moins de 14 ans, peut influencer négativement le temps disponible et introduire des biais dans les résultats des études empiriques. La sensibilisation à cette question du travail des enfants contribue à des données plus fidèles et à des résultats plus précis.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- [1] Abbott, M., Ashenfelter, O. (1975) : “Labor Supply, Commodity and the Allocation of Time”, *paper presented to Labor Economics and Human Resource Development Workshop*, North Carolina State University.
- [2] Afriat, S. (1967): “The Construction of Utility from Expenditure Data”, *International Economic Review*, vol. 8, n°1, pp. 67-77.
- [3] Afriat, S. (1972): “Efficiency Estimation of Production Functions”, *International Economic Review*, vol. 13, n° 3, pp. 568-597.
- [4] Aguiar, M., Hurst, E. (2005): “Consumption versus Expenditure”, *Journal of Political Economy*, vol. 113, n°5, pp. 919-948.
- [5] Aguiar, M., Hurst, E. (2007): “Life-Cycle Price and Production”, *American Economic Review*, vol. 97, pp. 1533-1559.
- [6] Aktuna-Gunes, A. (2015): “Domestic Activity Patterns Pertaining to Households and Informality in Turkey”, *Documents de travail du Centre d’Economie de la Sorbonne 2015.18* - ISSN: 1995-611X.2015.
- [7] Aktuna-Gunes, A., Gunes, O. (2017) : “Time Use Elasticity of Substitution Estimates Conditional on Working Time Available”, *Documents de travail du Centre d’Economie de la Sorbonne 2017.16* -ISSN: 1995-611X.2017.
- [8] Aldy, E., Viscusi, W. (2008): “Adjusting the Value of Statistical Life for Age end Cohort Effects”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 90, n°3, pp. 573-581.
- [9] Allers, M., Elhorst, J-P. (2011): “A Simultaneous Equations Model of Fiscal Policy Interactions”, *Journal of Regional Science*, vol. 51 n°2, pp. 271-291.
- [10] Alpman, A. (2016): “Implementing Rubin’s Alternative Multiple-Imputation Method for Statistical Matching in Stata”, *Stata Journal*, vol. 16, n° 3, pp. 717-739.
- [11] Alpman, A., Gardes, F., (2015): “Welfare Analysis of the Allocation of Time during the Great Recession”, Centre d’Economie de la Sorbonne, *Working Paper*, 2015.08.
- [12] Alpman, A., Gardes, F., Thiombiano, N. (2017): “Statistical Matching for Combining Time-Use Surveys with Consumer Expenditure Surveys: An Evaluation on Real Data”, *Centre d’Economie de la Sorbonne, Working Paper*, 2017.24.
- [13] Alviola, P., Capps, O. (2010): “Household Demand Analysis of Organic and Conventional Fluid Milk in the United States Based on the 2004 Nielsen Homescan Panel”, *International Journal of Agribusiness*, vol. 26, n°3, pp. 369-388.

- [14] Amemiya, T. (1981): “Qualitative Response Models: A Survey”, *Journal of Economic Literature*, vol. 19, n°4, pp. 1483-1536.
- [15] Andersson H., Treich N. (2011): The value of a statistical life, *Handbook of Transport Economics*.
- [16] Araar, A., Carlos, R., Sergio, O., Eduardo, A. (2018): “Demands Systems, Price and Income Elasticities”, *Technical note*, World Bank.
- [17] Arrow, K., Chenery, B., Minhas, S., Solow, R. (1961): “Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency”, *the Review of Economics and Statistics*, vol. 43, n° 3, pp. 225-250.
- [18] Baccouche, R., Laisney, F. (1986): “Analyse Microéconomique de la Réforme de la TVA de Juillet 1982 en France”, *Annales d'économie et de statistiques*, n°2, pp. 37-74.
- [19] Baccouche, R., Laisney, F. (1988): “Evaluation de Six Propositions de Réforme de la TVA sur des Données Microéconomiques”, *Revue d'Analyse économique*, vol.64, n°2, pp. 178-208.
- [20] Banks, J., Blundell, R., Lewbel, A. (1997): “Quadratic Engel Curves and Consumer Demand”, *the Review of Economics and Statistics*, vol. 79, n°4, pp. 527-539.
- [21] Baral, R., Davis, G., You, W. (2001): “Consumption Time in Household Production: Implications for the Goods-Time Elasticity of Substitution”, *Economics Letters*, vol. 112, n°2, pp. 138-140.
- [22] Barten, A. (1964): “Consumer Demand Functions under Conditions of Almost Additive Preferences”, *Econometrica*, vol.32, n°1/2, pp. 1-38.
- [23] Baumstark, L., Carrère, M-O., Rochaix L. (2008): “Mesures de la Valeur d'une Vie Humaine: Usage et Enjeux Comparés Dans les Secteurs de la Santé et du Transport ”, Presses de Sciences Po, *Les Tribunes de la santé*, vol. 4, n°21, pp. 41-55.
- [24] Becker, G. (1965): “A Theory of Allocation of Time”, *the Economic Journal*, vol. 75, n° 299, pp. 493-517.
- [25] Becker, G. (1993): *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis*, Third Edition, *University of Chicago Press*.
- [26] Biorn, E. (2004): “Regression System for Unbalanced Panel Data: a Stepwise Maximum Likelihood Procedure”, *Journal of Econometrics*, vol. 122, n°2, p. 281-291.
- [27] Binet, M-E. (2011) : “Estimer la Fonction de Dépenses Publiques Locales Avec et Sans Mesure du Prix: Les Apports du Système Linéaire de Dépenses”, *Revue d'Economie Politique*, vol.121, n°4, pp. 583-605.
- [28] Blackorby, C., Russel, R. (1989): “Will the Real Elasticity of Substitution Please Stand Up?”, *American Economic Review*, vol. 79, n° 4, p. 882-88.

- [29] Blundell, R., Pashardes, P., Weber, G. (1993): “What do we Learn About Consumer Demand Patterns From Microdata ?”, *American Economic Review*, vol. 83, n°3, pp. 570-597.
- [30] Blundell, R., Robin, J-M. (1999): “Estimation in Large Disaggregated Demand Systems: an Estimator for Conditionally Linear Systems”, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 14, n°3, pp. 209-232.
- [31] Blundell, R., Kristensen, D. (2007): “Semi-parametric IV Estimation of Shape-Invariant Engel Curves”, *Econometrica*, vol. 75, n°6, pp. 1613-1669.
- [32] Boelart, J., Gardes, F. (2013) : “ Consommation Marchande et Contraintes non Monétaires au Canada (1969-2008) ”, l’Actualité Economique, *Canadian Review of Economic Analysis*.
- [33] Boizot, C. (1999) : “La demande de Boissons des Ménages : une Estimation de la Consommation à Domicile”, *Economie et Statistique*, vol. 324, n°325, pp. 143-156.
- [34] Boizot-Stanzi, C., Sans, P. (2014) : “ Evaluation des Elasticités-prix de la Demande de Produits d’Originale Animale en France Entre 1999 et 2009”, In : *15ème Journées Sciences du Muscle et Technologies des Viandes*, 4-5 Novembre 2014, Clermont-Ferrand, France.
- [35] Breban, L. (2016) : “ La Richesse ne Fait pas le Bonheur : Du Paradoxe d’Easterlin à Celui d’Adam Smith”, *Alternatives Economiques*, l’Economie Politique, vol. 3, n°71, pp. 17-26.
- [36] Brilleau, A., Roubaud, F., Torelli, C. (2004) : “ L’Emploi, le Chômage et les Conditions d’Activité Dans les Principales Agglomérations de Sept Etats Membres de l’UEMOA : Principaux Résultats de la Phase 1 de l’Enquête 1-2-3 de 2001-2002”, DIAL, *Document de Travail DT/2004/06*.
- [37] Browning, M., Deaton, A. and Irish, M. (1985): “A Profitable Approach to Labor Supply and Commodity Demand over the Life-Cycle”, *Econometrica*, vol. 53, n° 3, pp. 503-544.
- [38] Brown, A., Deaton, A. (1972): “Surveys in Applied Economics: Models of Consumer Behavior”, *Economic Journal*, vol. 82, n°328, pp. 1145-1236.
- [39] Buchanan, J. (1969): “Cost and Choice: An Inquiry in Economic Theory”, Midway Reprint, *the University of Chicago Press*. vol. 6 of the collected works, pp. 43.
- [40] Cameron, C., Trivedi, P. (2010): *Microeconometrics Using Stata*, chap. 5, vol. 2, *Stata Press*.
- [41] Canelas, C., Gardes, F., Salazar, S. (2013): “A Microsimulation on Tax Reforms in LAC Countries: A New Approach Based on Full Expenditures”. *Documents de travail du Centre d’Economie de la Sorbonne* 2013.61 – ISSN: 1995-611X. 2013.
- [42] Canelas, C., Gardes, F., Salazar, S. (2014): “Price Elasticities in LAC Countries: The Importance of Domestic Production”. *Documents de travail du Centre d’Economie de la Sorbonne* 2014.71 – ISSN: 1995-611X. 2014.38.

- [43] Canelas, C., Gardes, F., Merrigan P., Salazar, S. (2019): “Are Time and Money Equally Substitutable for All Commodity Groups in the Household’s Domestic Production?”, *Review of the Economics of the Household*, n°17, pp. 267-285.
- [44] Chadeau, A. (1992): “What is Household’s Non-market Production Worth?”, *OECD Economics Studies*, n°18, pp. 85-103.
- [45] Chadeau A., Fouquet A. (1981) : “Peut-on Mesurer le Travail Domestique ? ”, *Économie et Statistique*, n° 136, INSEE.
- [46] Chambers, C., Euchenique, P. (2016): Revealed Preference Theory, *Cambridge University Press*, 218 pages.
- [47] Cherchye, L., De Rock, B., Sabbé, J., Vermeulen, F. (2008): “Non Parametric Test of Collectively Rational Consumption Behaviour: An Integer Programming Procedure”, *Journal of Econometrics*, n°147, pp. 258-267.
- [48] Chin, Y-M. (2008): “A Household Production Model of Demand for Childcare and Meals: Theory an Evidence from the Philippines”, *Review of Economics of the Household*, vol. 6, n°1, pp. 47-64.
- [49] Choi, S., Kariv, S., Müller, W., Silverman, D. (2011): “Who is (More) Rational? ”, *NBER Working Papers* n°16791, *National Bureau of Economic Research*, Inc.
- [50] Chung, H-K., Tymula, A., Glimcher, P. (2017): “The Reduction of Ventrolateral Prefrontal Cortex Gray Matter Volume Correlates with Loss of Economic Rationality in Aging”, *Journal of Neuroscience*, vol. 37, n°49, pp. 12068-12077.
- [51] Combris, P., Gardes, F. (1995): “The Income Elasticity of Poverty Line: Empirical Findings Using French Individual Data”, *Cahier de Recherche du Lamia*, n°1995/011.
- [52] Cornet, G. (1995): “La Retraite, un Nouvel Age d’Or pour la Consommation ? ”, *Retraite et Société*, n°10, 1995.
- [53] D’Agostino, S., Duvert, N. (2008) : La pauvreté. *Editions Bréal*, collections Thèmes & débats, 128 pages.
- [54] Danziger, S. Van Der Gaag, J., Taussig, M.-K., Smolensky, E. (1984): “The Direct Measurement of Welfare Levels: How Much Does it Cost to Make Ends Meet? ”, *Review of Economics and Statistics*, vol. 66, n°3, pp. 500-505.
- [55] Darmon, D., Hourriez J-M., L’Hardy P. (1991) : “Estimations de Lois de Consommation sur un Pseudo-panel d’Enquêtes de l’INSEE (1979, 1984,1989)”, *Document de Travail, LAMIA*, 1996.

- [56] Davesies, L., D'Haultfoeuille, X. (2009) : “Faut-il Pondérer ? ou l’Eternelle Question de l’Econometre Confronté à des Données d’enquêtes”, *Série des documents de travail de la Direction des Etudes et des Synthèses Economiques*, N°G0906, INSEE.
- [57] David, M-G., Lhommeau, B., Starzec, C. (1999) : “Le Modèle de Microsimulation INES: Description et Exemples d’Utilisation”, *Série des documents de travail de la Direction des Statistiques Démographiques et Sociales*, N° F9902, INSEE.
- [58] Dean, M., Martin, D. (2011): “Testing for Rationality with Consumption Data: Demographics and Heterogeneity”, *Working Paper*, n°11, Brown University, Department of Economics.
- [59] Deaton, A. (1975): *Models and Projections of Demands in Post-war Britain*. London: Chapman and Hall.
- [60] Deaton, A. (1997): *The Analysis of Household Surveys: Microeconomic Analysis for Development Policy* (Baltimore, MD, *Johns Hopkins University Press*).
- [61] Deaton, A., Muellbauer, J. (1980a): “An Almost Ideal Demand System”, *the American Economic Review*, vol. 70, n°3, pp. 312-326.
- [62] Deaton, A., Muellbauer, J. (1980b): *Economics and Consumer Behaviour*, *Cambridge University Press*, Chapitres 1, 2, 3, 5 et 6.
- [63] Deaton, A. (1985): “Panel Data from Time Series of Cross Sections”, *Journal of Econometrics*, vol.30, n°1-2, pp.109-126.
- [64] Deaton, A. (1988): “Quality, Quantity and Spatial Variation of Price”, *American Economic Review*, vol. 78, n°3, pp. 418-430.
- [65] Deaton, A. (1988): “Price Elasticities from Survey Data: Extensions and Indonesian Results”, *Journal of Econometrics*, n°44, pp. 281-309.
- [66] Deaton, A. (2016): “Measuring and Understanding Behaviour, Welfare and Poverty”, *American Economic Review*, vol. 106, n°6, pp. 1221-1243.
- [67] Deaton, A., Dupriez, O. (2011): “Using Unit-Values to Access Spatial Price Differences: Evidence From India and Brazil”, *Technical Advisory Group Meeting*, April 2011, Washington DC.
- [68] Deaton, A., Paxson, C. (1998): “Economies of Scale, Household Size and the Demand for Food”, *Journal of Political Economy*, vol. 106, n° 5, pp. 897-930.
- [69] Delbès, C., Gaymu, J. (1995) : “Le Repli des Anciens Sur les Loisirs Domestiques. Effet d’Age ou de Génération ?”, *Institut National d’Etudes Démographiques*, vol. 50, n°3, pp. 689-720.

- [70] Diarra, I. (2018) : “Dynamique de la Pauvreté en Milieu Rural Agricole Ivoirien”, *Thèse de Doctorat d’Etat*, Université Clermont Auvergne.
- [71] Diaye, M.-A., Gardes, F., Starzec, C. (2010): “GARP Violation, Economic Environment Distorsions and Shadow Prices: Evidence From Household Expenditure Panel Data”, *Annals of Economics and Statistics*, vol. 90, pp. 3-33.
- [72] Dhar, T., Chavas, J-P., Gould, W. (2003): “An Empirical Assessment of Endogeneity Issues in Demand Analysis for Differentiated Products”, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 85, n°3, pp. 605-617.
- [73] Easterlin, R. (1974): “Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence”, Nations and Households in Economic Growth, *Essays in Honor of Moses Abramovitz*, pp. 89-125.
- [74] Easterlin, R. (1995): “Will Raising the Income of All Increase the Happiness of All? ”, *Journal of Economic Behaviour and Organisation*, vol. 27, n°1, pp.35-47.
- [75] Echenique, F., Lee, S., Shum, M. (2011) : “The Money Pump as a Measure of Revealed Preference Violations”, *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 119, n°6, pp. 1201-1223.
- [76] Fall, M., Verger, D. (2005) : “ Pauvreté Relative et Conditions de Vie en France”, *Economie et Statistiques*, vol. 383, n°385, pp. 91-107.
- [77] Famulari, M. (1995): “A Household-based, Nonparametric Test of Demand Theory”, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 77, n°2, pp. 372-382.
- [78] Fevrier, P., Visser, M. (2004): “A Study of Consumer Behaviour Using Laboratory Data”, *Experimental Economics*, vol. 7, n°93, pp. 93-114.
- [79] Fonseca, C. (1991): “Spouses, Siblings and Sex-linked Bonding: a Look at Kinship Organization in Brazilian Slum”, Jelin, E., ed., *Family Household and Gender Relations in Latin America*, London: Kegan Paul International/Paris: UNESCO, pp. 133-160.
- [80] Foster, J., Greer, J., Thorbecke, E. (1984): “A Class of Decomposable Poverty Measures”, *Econometrica*, Vol. 52, n°3, pp. 761-766.
- [81] Frisch, R. (1959): “A Complete Scheme for Computing All Direct and Cross Demand Elasticities in Model With Many Sectors”, *Econometrica*, Vol. 27, n°2, pp. 177-196.
- [82] Fuchs, V. (1967): “Redefining Poverty and Redistributing Income”, *The Public Interest*, vol. 8, n° 55, pp. 88-95.
- [83] Frydman, R. (1994) : “Quelles Hypothèses de Rationalité Pour la Théorie Economique: Présentation”. In : *Cahiers d’Economie Politique*, n°24-25, pp. 16-17.

- [84] Gakou, D., Kuepié, M. (2008): “Niveau et Déterminants de l’Insertion des Femmes Sur le Marché du Travail au Mali”, DIAL-Paris, *Document de Travail 2008-09*, STATECO, n°103.
- [85] Gardes, F. (1994) : “Pauvreté absolue ou Pauvreté Relative? Analyse Temporelle et Transversale des Enquêtes Conditions de Vie et Aspirations des Français”, *Cahiers de recherche du Credoc*, n°62, pp. 1-47.
- [86] Gardes, F., Langlois, S. (1992) : “Indices de Frustration et Revenu Relatif des Ménages au Québec en 1977 et 1988”, *Working Paper Credoc-IQRC*.
- [87] Gardes, F., Volatier, J-L. (1993) : “Revenu Minimum, Seuil de Pauvreté et Indicateurs de Satisfaction”, *Cahier de recherche du Credoc*, n°40.
- [88] Gardes, F., Loisy, C. (1998) : “La pauvreté Selon les Ménages : une Evaluation Subjective et Indexée sur leur Revenu”, *Economie et Statistique*, vol. 308, n°310, pp : 95-112.
- [89] Gardes, F., Starzec, C. (2000) : “Economies of Scale and Food Consumption : A Reappraisal of the Deaton-Paxson Paradox”, *Documents de travail du Centre d’Economie de la Sorbonne 2000.08*, halshs-03721665.
- [90] Gardes, F., Duncan, G., Gaubert, Gurgand, M., Starzec, C. (2005): “Panel and Pseudo-Panel Estimation of Cross-Sectional and Time Series Elasticities of Food Consumption: The Case of American and Polish Data”, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol., 23, pp. 242-253.
- [91] Gardes, F., Sayadi, I., Starzec, C. (2015): “Les Echelles d’Equivalence Complètes : une Estimation Intégrant les Dimensions Monétaire et Temporelle des Ménages”, *Revue d’Economie Politique*.
- [92] Gardes, F. (2014): “Full Price Elasticities and the Value of Time: A Tribute to the Beckerian Model of the Allocation of Time”. *Documents de travail du Centre d’Economie de la Sorbonne 2014.14* – ISSN: 1995-611X. 2014, halshs-00973418.
- [93] Gardes (2019): “The Estimation of Price Elasticities and the Value of Time in a Domestic Framework: An Application on French Micro-data”, *Annals of Economics and Statistics*, Vol. 135, September, pp. 89-120.
- [94] Gardes, F. (2017): “Angus Deaton, Prix à la Mémoire d’Alfred Nobel 2015: Un Maître de l’Economie Appliquée”, *Revue d’Economie Politique*, vol. 127, n°3, pp. 287-305.
- [95] Gardes, F. (2017): “Price Elasticities For Disaggregated Expenditure”, *Documents de Travail du Centre d’Economie de la Sorbonne 2017.26* – ISSN: 1995-611X. 2017.26
- [96] Gardes, F., Thiombiano, N. (2017): “The Value of Time and Expenditures of Rural Households in Burkina Faso: A Domestic Production Framework”, *Documents de travail du Centre d’Economie de la Sorbonne 2017.27* – ISSN: 1995-611X. 2017.

- [97] Gardes, F. (2021): “A Method to Infer Time Preference From the Value of Time”, *Documents de travail du Centre d’Economie de la Sorbonne* 2021.19.
- [98] Gardes, F. (2022): “On the Value of Time and Human Life”, *documents de travail du Centre d’Economie de la Sorbonne* 2018.28 – ISSN: 1995-611X. 2018.
- [99] Gaudin, S., Griffin, R., Sickles, R. (2001): “Demand Specification for Municipal Water Management: Evaluation of the Stone-Geary Form”, *Land Economics*, vol.77, n°3, pp. 399-422.
- [100] Goäied, M. (1991): “Estimation d’un Système de Demande des Ménages à Partir de Données Groupées d’Enquêtes Budgétaires en Tunisie”. In *Economie & prévision*, n° 97, L’économie du développement. pp. 11-19.
- [101] Goldberger, A. (1987): “Functional Form & Utility: A Review of Consumer Demand Theory”, by *Westview Press*, 43-51, 59, 63-68.
- [102] Goldman, S., Uzawa, H. (1964): “A Note on Separability in Demand Analysis”, *Econometrica*, n°32, pp. 387-398.
- [103] Gorman, W. (1981): “Some Engel Curves in Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behaviour”: In Honour of Sir Richard Stone, ed. Angus Deaton, Cambridge: *Cambridge University Press*.
- [104] Gould, W., Cox, L., Perali, P. (1990): “The Demand for Fluid Milk Products in the U.S.: A Demand System Approach.”, *Western Journal of Agricultural Economics*, vol.15, n°1, pp. 1-12.
- [105] Gould, W., Villarréal, J. (2006): “An Assessment of Current Structure of Food Demand in Urban China”, *Western Journal of Agricultural Economics*, n°34, n°1, pp. 1-16.
- [106] Greene, W. (2003): *Econometric analysis*, vol. 3. Prentice Hall Upper Saddle River, NJ.
- [107] Greene, W. (2012): *Econometric analysis, 7th Edition Upper Saddle River*, NJ: Prentice Hall.
- [108] Greene, W. (2018): *Econometric analysis, 8th Edition New-York*: Pearson.
- [109] Grimm, M., Guenard, C., Mesple-Soms, S. (2001): “Evolution de la Pauvreté Urbaine en Côte d’Ivoire: Une Analyse sur 15 ans d’Enquêtes Ménages”. *Document de travail* n°14, Développement et Insertion Internationale (DIAL).
- [110] Gouriéroux, C. (1989) : *Econométrie des variables qualitatives*, Paris : *Economica*.
- [111] Gronau, R. (1977): “Leisure, Home Production, and Work, the Theory of the Allocation of Time Revisited”. *Journal of Political Economy*, vol. 85 n°6, pp. 1099-1123.
- [112] Gronau, R., Hamermesh, S. (2006): “Time vs Goods: The Value of Measuring Household Production Technologies”, *Review of Income and Wealth*, vol.52, n°1, pp.1-16.

- [113] Grootaert, C. (1997): “The Determinants of Poverty in Côte d’Ivoire in the 1980s”, *Journal of African Economies*, vol. 6, n°2, pp. 169-196.
- [114] Grootaert, C., Kanbur, R., Oh, G.-T. (1995): The Dynamics of Poverty: Why Some People Escape from Poverty and Others don’t, An African Case Study, *Mimeo, World Bank*, Washington D.C.
- [115] Gross, J. (1990): “On Expenditure Indices in Revealed Preference Tests”, *Journal of Political Economy*, vol. 99, n°2, pp. 416-419.
- [116] Günes, O., Aktuna-Günes T. (2015): “Satisfactory Time Use Elasticities of Demand and Measuring Well-being Inequality through Superposed Utilities”, *Documents de travail du Centre d’Economie de la Sorbonne* 2015.19.
- [117] Günes, O. (2017): “Analysis of Household’s Decision Using Full Demand Elasticity Estimates: An Estimation on Turkish Data”. *Documents de travail du Centre d’Economie de la Sorbonne* 2017.17- ISSN: 1995-611X.2017.
- [118] Günes, O. (2017): “Domestic Production, Consumption, Inequality and Welfare of Households: Analysis of Cross-Section Data on Monetary and Time Use in Turkey from 2007 to 2013”, *Doctoral Thesis in Economics*, Paris 1 Panthéon-Sorbonne University.
- [119] Hamermesh, D. (2008): “Direct Estimates of Household Production”, *Economics Letters*, vol. 98, n°1, pp. 31-34.
- [120] Hammitt, J., Robinson, L. (2011) : “The Income Elasticity of the Value per Statistical Life: Transferring Estimates between High and Low Income Populations,” *Journal of Benefit-Cost Analysis*, Vol. 2, n°1.
- [121] Hansen, L. (1982): “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators”, *Econometrica*, vol.50, n°4, pp. 1029-1054.
- [122] Hausman, J. (1978): “Specification Tests in Econometrics”, *Econometrica*, vol. 46, n°6, pp. 1251-1271.
- [123] Hausman, J., Leonard, G., Zona, D. (1994): “Competitive Analysis with Differentiated Products”, *Annales d’Economie et de Statistique*, n°34, pp. 159-180.
- [124] Heckman, J. (1979): “Sample Selection Bias as a Specification Error”, *Econometrica*, vol. 47, n°1, pp.153-161.
- [125] Henningsen, A., Hamann, J-D. (2007): “Systemfit: A Package for Estimating Systems of Simultaneous Equations in R”, *Journal of Statistical Software*, vol.23, n°4, pp.1-40.
- [126] Hoareau, S., Lacroix, G., Hoareau, M., Tiberti, L. (2012): “Exact Affine Stone Index Demand System in R: the EASI Package”, <http://cran.r-project.org/web/packages/easi/>.

- [127] Houthakker, H. (1957): “An International Comparison of Household Expenditure Patterns Commemorating the Centenary of Engel’s Law”, *Econometrica*, vol. 25, n°4, pp. 532-551.
- [128] Hovhannisyán, V., Gould, B. (2011): “Quantifying the Structure of Food Demand in China: An Econometric Approach”, *Agricultural Economics*, vol. 42, n°1, pp. 1-18.
- [129] Howe, H. (1977): “Cross-section Application of Linear Expenditure Systems: Responses to Sociodemographic Effects”, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 59, n°1, pp. 141-148.
- [130] Indira, H., Jacques, C. (2006): “Estimating and Understanding Informal Employment through Time Use Studies”, *Working paper n°10*, Center for Development Alternatives.
- [131] INS, ADS [2013] : “Enquête sur l’Agenda Journalier des Activités des Ménages en Côte d’Ivoire”, *Institut National des Statistiques de Côte d’Ivoire, Activities Diary Survey 2013*.
- [132] INS, ENV [2008] : “Enquête du Niveau de Vie des Ménages en Côte d’Ivoire ”, *Institut National des Statistiques de Côte d’Ivoire, Enquête Niveau de Vie des Ménages 2008*.
- [133] INS, ENV [2015] : “Enquête du Niveau de Vie des Ménages en Côte d’Ivoire ”, *Institut National des Statistiques de Côte d’Ivoire, Enquête Niveau de Vie des Ménages 2015*.
- [134] Jara-Díaz, S., Guevara, C. (1999): “On the Subjective Valuation of Travel Time Savings”, *European Transport Conference, Proceedings of Seminar F, London*, vol. P434, pp. 225-236.
- [135] Jara-Díaz, S., Munizaga, M., Greeven, P., Axhausen, K. (2013): “Estimating the Value of Work and Leisure”, *Working Paper*, ETH E-Collection.
- [136] Juster, F., Stafford, P. (1985): “Time, Goods and Well-being”, *Journal of Economic Psychology*, vol. 81, n°1, pp. 119-122.
- [137] Kilpatrick, W. (1973): “The Income Elasticity of the Poverty Line”, *Review of Economics and Statistics*, vol.55, n°3, pp. 327-332.
- [138] Klein, R., Rubin, H. (1947): “A Constant-utility Index of the Cost of Living”, *The Review of Economic Studies*, vol. 15, n°2, pp. 84-87.
- [139] Konan, S. (2021): “Evolution et Déterminants de l’Accès à l’Emploi Informel”, *Revue Ivoirienne des Sciences Economiques et de Gestion*, vol. 2, n°1, pp. 107-128.
- [140] Koné, K. (2007): “Pauvreté, Genre et Stratégies de Survie des Ménages en Côte d’Ivoire”, *Document de Travail n°73*, Centre d’Economie du Développement, Université Montesquieu-Bordeau IV.
- [141] Kulshreshtha, A., Singh, G. (1999): “Valuation of Non-market Households Production”, *Documented by India Central Statistical Organization*. New Delhi.

- [142] Lakkakula, P., Schmitz, A., Ripplinger, D. (2016): “US Sweetener Demand Analysis: A QUAIDS Model Application”, *Journal of Agricultural and Resource Economics Association*, vol. 41, n°3, pp. 533-548.
- [143] Lecocq, S., Robin, J-M. (2015): “Estimating Almost-Ideal Demand Systems with Endogenous Regressors”, *Stata Journal*, vol. 15, n°2, pp. 554-573.
- [144] Lewbel, A. (1991): “The Rank of Demand Systems: Theory and Nonparametric Estimation”, *Econometrica*, vol.59, n°3, pp. 711-730.
- [145] Lewbel, A. (2009): “Demand Systems With and Without Errors”, *the American Economic Review*, Vol. 91, n°3, pp.611-618.
- [146] Lewbel, A., Pendakur, K. (2009): “Tricks with Hicks: The EASI Demand System”, *the American Economic Review*, Vol. 99, n°. 3, pp. 827-863.
- [147] Lollivier S., Verger, D. (1997) : “Pauvreté d’Existence, Monétaire ou Subjective sont Distinctes”, *Economie et Statistique*, vol. 308, n°310, pp.113-142.
- [148] Lollivier S., Verger, D. (1999) : “Pauvreté d’Existence, Monétaire et Subjective. Facteurs d’Existence et Corrélation sur Données de Panel”, *Revue Economique*, vol. 50, n°3, pp. 431-450.
- [149] Maddala, S. (1983): *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics. Cambridge university press.*
- [150] Madheswaran, S. (2007): “Measuring the Value of Statistical life: Estimating Compensating Wage Differentials among Workers in India”, *Social Indicators Research*, Vol. 84, n°1, pp. 83-96.
- [151] Magana-Lemus, D., Ishdorj, A., Rosson, P. (2013): “Welfare Impacts of Increasing Food Prices in Mexico: An Application of Unrestricted Engel Curves and LA/EASI Demand System”, *Selected Paper Prepared for Presentation at Southern Agricultural Economics Association Annual Leeting*, Orlando, Florida, February 3-5, 2013.
- [152] Maher, A. (2009) : “Évaluation de l’Aspect Régressif d’une Hausse du Tarif d’Electricité en Utilisant un Système de demande EASI”, *Rapport de recherche présenté à la Faculté des études supérieures*, université de Montréal.
- [153] Malinvaud, E. (1970): “Statistical Methods of Econometrics”, Amsterdam: North-Holland.
- [154] Mattei, A. (1994): “ La Cohérence des Choix des Consommateurs Suisses”, *Revue Suisse d’Economie Politique et de Statistique*, vol. 130, n°1, pp. 3-23.
- [155] Mattei, A. (2000): “Full-scale Real Tests of Consumer Behaviour Using Experimental Data”, *Journal of Economic Behaviour & Organization*, vol.43, n°4, pp.487-497.

- [156] Matzkin, R. (1991): “Axioms of Revealed Preference for Nonlinear Choice Sets”, *Econometrica*, vol. 59, n°6, pp. 1779-1786.
- [157] Melesse, F. (2007): “Interactions Sociales et Comportements des Ménages : Une Etude de l’Offre de Travail et de la Consommation des Ménages en Côte d’Ivoire”, *Economie et Finances*. Université Panthéon-Sorbonne.
- [158] Michael, R., Becker, G. (1973): “On the New Theory of Consumer Behaviour”, the *Swedish Journal of Economics*, vol. 75, n°4, pp. 378-396.
- [159] Misangumukini, N. (2016): “Les Déterminants de la Perception Subjective de la Pauvreté Parmi les Chefs de Ménages Objectivement Non-pauvres au Mali”, *Région et Développement* n°44, pp. 103-120.
- [160] Moghadam, V. (1996): “The Feminization of Poverty: Notes on a Concept and Trend”, Report prepared for the United Nations Development Program, *Human Development Report*. September.
- [161] Moriarity, C., Scheuren, F. (2003): “A Note on Rubin’s Statistical Matching Using File Concatenation with Adjusted Weights and Multiple Imputation”, *Journal of Business & Economics Statistics*, vol. 21, n°1, pp. 65-73.
- [162] Morissette R., Poulain S. (1991): “Income Satisfaction Supplement: Summary of Four Survey Years”, *Labor and Household Surveys Analysis Division*, Staff Report, Statistics Canada.
- [163] Moschini, G., Moro, D., Green, R. (1994): “Maintaining and Testing Separability in Demand Systems”, *American Journal of Agricultural*, vol. 76, pp. 61-73.
- [164] Murphy, M. (1978): “The Value of Non-market Household Production: Opportunity Cost Versus Cost estimates”, *Review of Income and Wealth*, vol. 24, n°3, pp. 243-255.
- [165] OCDE (2012): La Valorisation du Risque de Mortalité dans les Politiques de l’Environnement, de la Santé et des Transports, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264169623-fr>.
- [166] Paolisso, M., Gammage, S. (1996): “Women’s responses to Environmental Degradation: Poverty and Demographics Constraints, Case Studies from Latin America”, Washington DC: *International Center for Research on Women*.
- [167] Park, W. (1969): “Systems of Demand Equations: An Empirical Comparison of Alternative Functional Forms”, *Econometrica*, Oct 1969, vol. 37, n°4, pp. 629-650.
- [168] Pauw, K., Beck, U., & Mussa, R. (2016): Did rapid Smallholder-led Agricultural Growth Fail to Reduce Rural Poverty? Making Sense of Malawi’s Poverty Puzzle. *Arndt C, McKay A, and F. Tarp (eds), Growth and Poverty in Sub-Saharan Africa, Oxford University Press: Oxford*, pp. 89-111.

- [169] Pashardes, P. (1993): “Bias in Estimating the Almost Ideal Demand System with the Stone Index Approximation”, *the Economic Journal*, vol. 103, n°419, pp. 908-915.
- [170] Pendakur, K. (2008): “EASI made easier”, in *Contributions to Economic Analysis*. URL www.sfu.ca/pendakur/EASImadeEasier.pdf.
- [171] Pendakur, K., Sperlich, S. (2008): “Semi-parametric Estimation of Consumer Demand Systems in Real Expenditure”, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 25, n°3, pp. 420-457.
- [172] Poi, B. (2002): “From the Help Desk: Demand System Estimation”, *Stata Journal*, vol. 2, n° 4, pp.403–412.
- [173] Poi, B. (2008): “Stata tip 58: nl is not just for nonlinear models”, *Stata Journal*, vol.8, n° 1, pp. 139–141.
- [174] Poi, B. (2012): “Easy Demand-System Estimation with Quads”, *Stata Journal*, vol. 12, n° 3, pp. 433-446.
- [175] Pollak, R., Wales, T. (1969): “Estimation of the Linear Expenditure System”, *Econometrica*, vol. 37, n° 4, pp. 611-628.
- [176] Pollak, R., Wales, T. (1981): “Demographic Variables in Demand Analysis”, *Econometrica*, vol. 49, n° 6, pp. 1533-1551.
- [177] Pollak, R., Wales, T. (1992): “Specification and Estimation of Dynamic Demand Systems”, In: Philips L., Taylor L.D. (eds) *Aggregation, Consumption and Trade. Advanced Studies in Theoretical and Applied Econometrics*, vol. 27. Springer.
- [178] Pyo, S., Uysal, M., McLellan, R. (1991): “A Linear Expenditure Model for Tourism Demand”, *Annals of Tourism Research*, vol. 18, n° 3, pp. 443-454.
- [179] Quah, E. (1986): “Persistent Problems in Measuring Household Production”, *American Journal of Economics and Sociology*, vol. 45, n° 2, pp. 235-246.
- [180] O’Brien, B., Gafni, A. (1996): “When do Dollars Make Sense? Towards a Conceptual Framework for Contingent Valuation Studies”, *Medical Decision Making*, vol. 16, n°3, pp. 288-289.
- [181] Ravallion, M. (1992): *Poverty Comparisons: a Guide to Concepts and Methods*, n° LSM88, (p. 1), *the World Bank*.
- [182] Ray, R. (1983): “Measuring the Costs of Children: An Alternative Approach”, *Journal of Public Economics*, vol. 22, n°1, pp. 89-102.
- [183] Reanos, T., Lynch, M. (2019), Mureann, A.: “Distributional Impacts of Carbon Taxation and Revenue Recycling: A Behavioural Microsimulation”, *ESRI Working Paper No. 626*, Economic and Social Research Institute, Dublin.

- [184] Robin, J-M. (1999) : “Econométrie des Systèmes de Demande”, *Economie et Statistique*, vol. 324, n° 325, pp.135-142.
- [185] Rowntree, B. (1902): “Poverty: A Study of Town Life”, *the Economic Journal*, vol. 12, n° 45, pp. 56-62.
- [186] Roy D. (2011) : “La Contribution du Travail Domestique Non marchand au Bien-être Matériel des Ménages : une quantification à partir de l’enquête Emploi du Temps ”, *Document de travail*, n° F1104, Insee.
- [187] Rubin, D. (1986): “Statistical Matching Using File Concatenation with Adjusted Weights and Multiple Imputations”, *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 4, n° 1, pp. 87-94.
- [188] Rubin, D. (1987): *Multiple Imputation for Non-response for Non-response in Surveys*, New-York: John-Wiley & Sons. Small, 1982.
- [189] Samuelson, P.A. (1948): “Consumption Theory in Terms of Revealed Preference”, *Economica*, vol. 15, n° 60, pp. 243-253.
- [190] Seale, J., Marchant, A., Basso, A. (2003): “Imports versus Domestic Production: A Demand System Analysis of the U.S. Red Wine Market”, *Review of Agricultural Economics*, vol. 25, n°1, pp. 187-202.
- [191] Sellen, D., Goddard, E. (1997): “Weak Separability in Coffee Demand Systems”, *European Review of Agricultural Economics*, vol. 24, n°1, pp. 133-144.
- [192] Sen, A. (1976): “Poverty: An Ordinal Approach to Measurement”, *Econometrica*, vol. 44, n°2, pp. 219-231.
- [193] Sen, A. (1982): *Choice, Welfare and Measurement*. Oxford: Basil Blackwell.
- [194] Shafer, W., Sonnenschein, H. (1982): "Market Demand and Excess Demand Functions", in Arrow, K. and Intriligator (Eds), *Handbook of Mathematical Economics*, vol. 2, North-Holland, Amsterdam, pp. 671-693.
- [195] Sippel, R. (1997): “An Experiment on the Pure Theory of Consumer’s Behaviour”, *The Economic Journal*, vol. 107, n° 444, pp. 1431-1444.
- [196] Slottje, D. (2009): *Quantifying Consumer Preferences, Contributions to Economic Analysis*, vol. 288, Bingley, UK: *Emerald Group Publishing*, 2009.
- [197] Stiglitz J. E., Sen A., Fitoussi J.-P. (2009) : *Rapport de la Commission sur la Mesure des Performances Economiques et du Progrès Social*.
- [198] Stone, R. (1954): “Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand”, *the Economic Journal*, vol. 64, n° 1, pp. 511-527.
- [199] Sunstein, C. (2014): *Valuing Life*, *University of Chicago Press*.

- [200] Suzumura, K. (2016): Choice, Preferences and Procedures: A Rational Choice Theoretic Approach, *Harvard University Press*.
- [201] Swofford, L., Whitney, A. (1986): “Flexible Functional Forms and the Utility Approach to the Demand for Money: A Nonparametric Analysis: A Note”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 18, n° 3, pp. 383-89.
- [202] Tafere, K., Taffesse A., Tamiru, S. (2010): “Food Demand Elasticities in Ethiopia: Estimates Using Household Income Consumption Expenditure (HICE) Survey Data”, ESSP2 Discussion Paper 011, pp. 1-53.
- [203] Tassi, P. (1989) : Méthodes statistiques, 3è Edition, *Collection Economie et Statistique Avancées*.
- [204] Theil, H. (1965): “The Information Approach to Demand Analysis”, *Econometrica*, vol. 33, n° 1, pp. 67-87.
- [205] Toumgouani, L. (2019) : “Estimation des Elasticités de la Demande des Produits Alimentaires au Togo”, *Economie Rurale*, Juillet-Septembre 2019, vol. 349, pp.41-68.
- [206] Tourinho, O., Kume, H., Souza, P. (2002): “Elasticidades de Armington Para o Brazil: 1986-2001”, n°91, *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada*, Rio de Janeiro.
- [207] Townsend, P. (1979): Poverty in the United Kingdom: A Survey of Household Resources and Standards of Living. *University of California Press*.
- [208] Treich, N. (2015) : “ La Valeur d’une Vie Humaine en Economie”, *Futuribles*, n°404, hal-02641593.
- [209] Trognon, A. (1981): “Composition des Ménages et Système Linéaire de Dépenses”, *Annales de l’INSEE*, n° 41, Jan-mars 1981, pp. 3-40.
- [210] Van Praag, B., Hagenars, A., Van de Sadt, H. (1982): “Poverty in Europe”, *The Review of Income and Wealth*, vol. 28, n° 3, pp. 345-359.
- [211] Varian, R. (1982): “The Nonparametric Approach to Demand Analysis”, *Econometrica*, vol. 50, n 4, pp. 945-973.
- [212] Varian, R. (1984): *Microeconomic Analysis*, éd. ww Norton & Co; international second revised edition, 364 pages.
- [213] Varian, R. (1990): “Goodness-of-Fit in Optimizing Models”, *Journal of Econometrics*, vol. 46, n°1-2, pp. 125-140.
- [214] Verbeek, M., Nijman, T. (1992): “Can Cohort Data be Treated as Genuine Panel Data?”, *Empirical Economics*, vol. 17, pp. 9-23.
- [215] Viscusi W., Aldy J. (2003): “The Value of a Statistical Life: A Critical Review of Market Estimates Throughout the World”, *the Journal of Risk and Uncertainty* vol. 27, pp. 5-76.

- [216] Viscusi W., Aldy J. (2007): “Age Differences in the Value of Statistical Life: Revealed Preference Evidence”, *Discussion Paper*, RFF DP 07-05, Washington 28 p.
- [217] Vreyer, P. (1993) : “Une Analyse Econométrique de la demande d’Education en Côte d’Ivoire ”, *Revue d’Economie du développement*, vol. 1, n°3, pp. 49-79.
- [218] Walter, B., Blundell, R., Beckert, W. (2004): “Invertibility of Nonparametric Stochastic Demand Functions”, *Birkbeck Working Papers in Economics*, n° 0406.
- [219] Weinrobe, M. (1974): "Household Production and National Production: An Improvement of the Record," *Review of Income and Wealth*, International Association for Research in Income and Wealth, vol. 20, n°1, pp. 89-102.
- [220] Wold, H. (1953): In association with Juréen L., *Demand Analysis*, Wiley, New-York.
- [221] Yoon, S., Heo, S. (2017): “The Demand for Cultural Services in Korea Using the QUAIDS Model”, *International Journal of Business and Society*, vol. 18, n°1, pp. 95-112.
- [222] Yoshihara, K. (1969): “Demand Functions: An Application to the Japanese Expenditure Pattern”, *Econometrica*, vol. 37, n°2, pp. 257- 274.
- [223] Zellner, A. (1962): “An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias”. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 57, n°298, pp. 348-368.
- [224] Zhen, C., Finkelstein, A., Nonnemaker, J., Karns, S., Todds, J. (2013): “Predicting the Effects of Sugar-Sweetened Beverage Taxes on Food and Beverage Demand in Large System Demand”, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 96, n°1, pp. 1-25.
- [225] Zhou, D., Yu, X. (2015): “Calorie Elasticities with Income Dynamics: Evidence from the Literature”, *Applied Economic Perspectives and Policy*, vol. 37, n°35, pp. 575-601.

ANNEXES

Annexes au chapitre 1

1.1. La Côte d'Ivoire est située en Afrique de l'Ouest au Sud du Sahara. Sa capitale politique est *Yamoussoukro* et sa capitale économique est *Abidjan*. Elle est dirigée depuis le 11 avril 2011 par Mr Ouattara Alassane. Sa monnaie officielle est le Franc de Communauté Francophone d'Afrique (FCFA) et sa langue officielle, le français. Elle est limitée au Nord par le Mali et le Burkina Faso, à l'ouest, par la Guinée et le Libéria, à l'Est par le Ghana. Elle a ouverture au Sud sur l'océan atlantique avec les ports d'Abidjan et de San-Pedro, qui constituent avec l'agriculture, les « poumons » de son économie. Elle a connu de 2000 à 2011, une crise militaro-politique marquée par la partition du pays sur près de neuf ans. Cette situation a affaibli l'Etat, détérioré le potentiel économique et accentué le niveau de pauvreté. Le tableau ci-dessous présente quelques indicateurs économiques de la Côte d'Ivoire :

	2008	2013	2015
Population	18,99 millions	21,97 millions	23,11 millions
Superficie	322462 kilomètres carrés		
IDH (classement)	0,455 (165 ^e)	0,490 (167 ^e)	0,503 (165 ^e)
PIB/Habitant	1242,43 dollars	1423,68 dollars	1434,33 dollars
Taux de croissance	2,5%	8,7%	8,8%
Taux de pauvreté	48,9%	50%	46,3%

Source : Programme des Nations Unies pour le développement (PNUD), rapports sur le développement humain à l'échelle mondiale.

1.2. Classification des activités selon les fonctions de consommation des ménages (COICOP) ou selon l'association internationale des enquêtes sur l'utilisation du temps (IATUS).

Budget de Famille BdF (2008, 2015) : Dépenses monétaires mensuelles de consommation par poste d'activité			Budget de Temps BdT (2013) : Utilisation mensuelle du temps par poste d'activité		
<i>Sous-catégories variables de dépenses monétaires : base de données originales</i>	<i>Agrégation 1 (selon COICOP)</i>	<i>Agrégation 2 (Selon l'auteur)</i>	<i>Sous-catégories variables d'utilisation du temps : base de données originales</i>	<i>Agrégation 1 (selon IATUS)</i>	<i>Agrégation 2 (Selon l'auteur)</i>
Achat de biens alimentaires + autoconsommation alimentaire	Alimentation	Alimentation	Manger/Boire + Cuisiner/tâches ménagères	Alimentation	Alimentation
Dépenses de loyer et équipement (entretien du loyer + eau + éclairage + combustibles + ramassage d'ordures ménagères)	Logement	Logement	Préparatif pour une activité + Autre activité de maison	Logement	Logement

Achat de fournitures scolaires + frais de scolarité + dépenses liées à la formation (répétiteurs, internat...)	Education		Travail/Etude à la maison	Education	
Dépenses pour déplacements quotidiens liés aux activités professionnelles ou éducatives	Transport	Activités domestiques	Déplacement/Transport hors maison	Transport	Activités domestiques
Dépenses de téléphonie et d'internet	Communication		Internet	Communication	
Dépenses de loisirs	Loisirs		TV/Radio/Music/Cinéma + Sport/Loisirs hors maison	Loisirs	
Salaires éventuels des domestiques + consommation de biens durables	Diverses dépenses	Loisirs & diverses dépenses	Autre activité hors maison	Divers temps	Loisirs & divers temps

Source : Selon l'auteur à partir des enquêtes de ménages ENV (2008, 2015) et de l'ADS (2013) de l'INS de Côte d'Ivoire

1.3. Glossaires des variables contenues dans le tableau 1.10

T_i , de l'activité i ; W , temps du travail marchand ; L , temps de loisirs ; t_i , temps de voyage (mode i) ; t , temps de voyage(endogène) ; c_i , coûts de voyage (mode i) ; i , coûts de voyage ; Z_i , bien final i ; f_i , fonction de production de l'activité i ; P_i , prix du bien i ; X_i , consommation du bien i ; P_w , prix des biens marchands ; X_w , consommations de biens marchands ; w_i , gains monétaires de l'activité i ; w_l , gains monétaires des loisirs ; b_{ij} , temps minimum requis pour l'activité i par unité d'activité j ; t_i , unité de temps par unité de bien (T_i/X_i) ; v , autres revenus.	w , taux de salaire ; G , consommation agrégée en unités monétaires ; I_f , revenu individuel fixe ; T , temps total disponible ; U , fonction d'utilité ; F , fonction qui tient compte des limitations imposées par le cadre institutionnel dans lequel les opportunités d'emploi sont rencontrées ; s , horaire (un moment précis de la journée) ; μ , multiplicateur de Lagrange de restriction de temps ; λ , multiplicateur de Lagrange de restriction du revenu ; ν , multiplicateur de Lagrange de restriction d'horaire ; κ_i , multiplicateur de Lagrange du temps minimum requis pour l'activité i .
--	--

1.3. Evolution de l'intensité relative en biens dans les activités entre 2008, 2013 et 2015

Caractéristiques sociodémographiques du ménage		ALIMENTATION				LOGEMENT				ACTIVITES DOMESTIQUES				LOISIRS & DIVERS			
		2008	2013	2015	Ensemble	2008	2013	2015	Ensemble	2008	2013	2015	Ensemble	2008	2013	2015	Ensemble
Age du chef de ménage	Jeune	7,28	5,54	7,21	7,11	1,42	1,51	1,38	1,41	1,61	1,61	1,65	1,62	0,15	0,15	0,15	0,15
	Adulte	5,83	5,78	6,42	6,07	1,21	1,28	1,36	1,28	1,85	1,79	1,77	1,81	0,13	0,13	0,13	0,13
	Senior	5,04	5,17	4,92	4,99	0,80	0,85	0,91	0,82	1,83	1,91	1,94	1,89	0,15	0,13	0,14	0,14
Taille du ménage	Petite	6,13	6,21	6,62	6,36	1,33	1,31	1,30	1,32	1,64	1,70	1,67	1,66	0,15	0,15	0,15	0,15
	Normale	5,69	5,56	6,01	5,82	1,15	1,27	1,37	1,26	1,87	1,79	1,77	1,82	0,12	0,13	0,13	0,12
	Large	5,88	5,45	6,41	6,04	1,12	1,21	1,22	1,17	1,98	1,85	1,96	1,97	0,12	0,12	0,13	0,12
Présence enfant(s)	Non	6,24	6,15	6,73	6,45	1,29	1,30	1,28	1,28	1,69	1,73	1,70	1,70	0,15	0,14	0,15	0,15
	Oui	5,66	5,42	6,03	5,79	1,14	1,25	1,34	1,23	1,92	1,81	1,83	1,87	0,12	0,13	0,13	0,12
Genre chef de ménage	Féminin	3,16	3,50	3,05	3,16	1,22	1,29	1,24	1,24	1,99	1,87	1,93	1,95	0,13	0,13	0,14	0,14
	Masculin	6,69	6,95	7,29	6,97	1,19	1,25	1,34	1,26	1,78	1,74	1,73	1,76	0,13	0,13	0,14	0,13
Typologie du ménage	Monoparental	6,24	6,84	7,53	6,90	1,43	1,40	1,36	1,39	1,52	1,60	1,58	1,55	0,16	0,17	0,16	0,16
	Couple sans enfants	6,55	5,91	5,04	5,82	1,18	1,16	1,13	1,16	1,63	1,72	1,84	1,73	0,15	0,16	0,15	0,15
	Couple avec enfant(s)	6,03	5,72	5,00	5,77	1,05	1,32	1,89	1,27	1,76	1,66	1,45	1,68	0,11	0,11	0,11	0,11
	Autres types	5,65	5,43	6,20	5,87	1,19	1,25	1,23	1,21	1,94	1,88	1,88	1,93	0,13	0,13	0,13	0,13
Ensemble de la population urbaine		5,88	5,72	6,31	-	1,20	1,27	1,31	-	1,83	1,78	1,78	-	0,13	0,13	0,14	-
		6,05 (2,28)				1,25 (0,42)				1,81 (0,33)				0,13 (0,13)			

Source : Calculs à partir du pseudo-panel d'enquêtes des BdF (2008, 2015) et du BdT (2013), écart-types entre parenthèses.

1.4a. Valeurs des paramètres dans la fonction dans la fonction de production CES et estimation des coûts d'opportunité partiels du temps : Estimateurs SURE

		Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers
$\delta_i = \frac{Ir(m_i)}{k}$ (k = 7)	Intensité relative en biens : Ir(m _i)	6,05	1,25	1,81	0,13
	Paramètre de distribution : δ_i	0,86	0,18	0,26	0,02
<i>Première itération : Valeurs intermédiaires, non convergence des estimateurs</i>	Paramètre de substitution : $\hat{\rho}'_i$	-0,200*** (0,001)	0,121*** (0,002)	0,074*** (0,001)	1,064*** (0,005)
	Coefficient de détermination : R2	0,475	0,342	0,351	0,772
	Coût d'opportunité partiel du temps : $\hat{\omega}'_i$	349,565 (187,186)	312,705 (149,501)	332,420 (81,82)	41,729 (0,784)
<i>Deuxième itération : Valeurs réelles, convergence (supposée) des estimateurs</i>	Paramètre de substitution : $\hat{\rho}_i$	-0,043*** (0,000)	0,166*** (0,000)	0,115*** (0,000)	0,291*** (0,004)
	Coefficient de détermination : R2	0,605	0,889	0,956	0,447
	Coût d'opportunité partiel du temps : $\hat{\omega}_i$	125,980 (59,51)	250,800 (111,371)	268,912 (63,157)	297,358 (63,949)

Source : Calculs à partir du pseudo-panel d'enquêtes des BdF (2008, 2015) et du BdT (2013), écart-types entre parenthèses, (*) p<0,1 ; (**) p<0,05 ; (***) p<0,01. k = E[Max(Ir(m_i)) = 6,05] + 1, partie entière de Ir(m_i) la plus élevée et augmentée de 1.

1.4c. Rapport dépense monétaire/dépense temporelle (m_i/ωt_i), ensemble de l'échantillon

Bien final	Cas Leontief : ωB	Cas Cobb-Douglas : ωA	Cas CES : ωC
Alimentation	1,561 (0,710)	1,762 (0,953)	2,162 (0,743)
Logement	0,332 (0,120)	0,363 (0,190)	0,458 (0,191)
Activités domestiques	0,457 (0,122)	0,503 (0,171)	0,655 (0,132)
Loisirs & divers	0,034 (0,011)	0,038 (0,013)	0,048 (0,008)
Ensemble ($\frac{\sum_i m_i}{\sum_i \omega t_i}$)	0,255 (0,051)	0,278 (0,075)	0,363 (0,027)

Source : Calculs à partir du pseudo-panel d'enquêtes des BdF (2008, 2015) et du BdT (2013), écart-types entre parenthèses, ωA, ωB ou ωC sont les valeurs du temps dans les cas Cobb-Douglas, Leontief et CES de la fonction de production domestique des ménages.

1.5. Statistiques descriptives des variables dans l'équation 1.19

	Spécification Cobb-Douglas				Spécification CES			
	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
Coût d'opportunité du temps (ω) (en FCFA/heure)	351,424	42,694	293,928	508,058	264,401	54,734	150,893	383,084
Dépense complète agrégée (y) (en FCFA/mois)	575993,7	194733,6	222577,5	969661,5	445053,3	130640,9	215691,1	702610,7

Age du chef de ménage (en nombre d'années)	40,119	11,586	23,916	70,880	40,119	11,586	23,916	70,880
Taille du ménage (en équivalent- adulte)	2,654	1,053	1,002	4,673	2,654	1,053	1,002	4,673
Proportion enfant(s)	0,261	0,150	0	0,447	0,261	0,150	0	0,447
Observations	12701 ménages							

Source : Calculs à partir du pseudo-panel d'enquêtes des BdF (2008, 2015) et du BdT (2013)

1.7. Coefficients de corrélation et coefficients de variation entre les prix complets des biens finaux, cas CES de la fonction de production domestique des ménages.

	Coefficients de corrélation (r)				Coefficients de variation (CV)			
	π_1^C	π_2^C	π_3^C	π_4^C	π_1^C	π_2^C	π_3^C	π_4^C
π_1^C	1,000				0,362			
π_2^C	0,488	1,000				0,254		
π_3^C	0,206	0,865	1,000				0,287	
π_4^C	0,1182	0,794	0,916	1,000				0,153

Source : Calculs à partir du pseudo-panel d'enquêtes des BdF (2008, 2015) et du BdT (2013)

1.8a. Position du ménage dans l'échelle de classement de la dépense complète agrégée

Position sociale du ménage	Spécification Leontief		Spécification Cobb-Douglas		Spécification CES	
	Fréquence	Pourcentage	Fréquence	Pourcentage	Fréquence	Pourcentage
Pauvre	3186	25,08	3244	25,54	3437	27,06
Intermédiaire	6530	51,42	6448	50,77	6291	49,53
Non-Pauvre	2985	23,50	3009	23,69	2973	23,41
Total	12701	100	12701	100	12701	100

Source : Calculs à partir du pseudo-panel d'enquêtes des BdF (2008, 2015) et du BdT (2013)

Note : Pauvre ($y \leq Q1$) ; Intermédiaire ($Q1 < y \leq Q3$) ; Non-Pauvre ($y > Q3$) ; y est la dépense complète agrégée pour l'ensemble des biens finaux telle que $y = \sum_{i=1}^k (m_i + \omega t_i)$. Pour un bien final i : m_i , la dépense monétaire ; t_i , le temps consacré au bien final i et ω , la valeur du temps (équivalent au salaire horaire minimum sous la spécification Leontief, au coût unique d'opportunité du temps sous la spécification Cobb-Douglas et au coût global d'opportunité du temps sous la spécification CES).

1.8b. Quartiles de la dépense complète agrégée (y) en FCFA/mois des ménages

	Spécification Cobb-Douglas	Spécification Leontief	Spécification CES
1 ^è Quartile (Q1)	419527,1	452794,9	352813,7
2 ^è Quartile (Q2)	607109,8	615090,3	436071,4
3 ^è Quartile (Q3)	687322,4	753040,8	490597,8

Source : Calculs à partir du pseudo-panel d'enquêtes imputées des BdF (2008, 2015) et du BdT (2013)

1.9. Valeurs partiels du temps (ω_i), prix complets (π_i) et coefficients de variation de prix complets (CV_i) ?

	Valeurs du temps (ω_i) : en FCFA/heure	Prix complets (π_i) : en FCFA/unité	Coefficients de variation (CV_i) : sans unité
Alimentation	125,98 (59,51)	600132 (217351,4)	0,362
Logement	250,80 (111,37)	8999,48 (2288,07)	0,254
Activités domestiques	268,91 (63,15)	19187,46 (5517,93)	0,287
Loisirs & divers	297,36 (63,94)	2434,43 (373,52)	0,153

Source : Calculs à partir du pseudo-panel d'enquêtes imputées des BdF (2008, 2015) et du BdT (2013), écarts-types sont entre parenthèse.

1.11. Statistiques descriptives de la structure de la consommation urbaine en Côte d'Ivoire : approche par la dépense complète agrégée des ménages.

	Cas Leontief : ωB				Cas Cobb-Douglas : ωA				Cas CES : ωC			
	$\frac{m_i}{m_i + \omega t_i}$	$\frac{\omega t_i}{m_i + \omega t_i}$	$\frac{\sum m_i}{\sum(m_i + \omega t_i)}$	$\frac{\sum \omega t_i}{\sum(m_i + \omega t_i)}$	$\frac{m_i}{m_i + \omega t_i}$	$\frac{\omega t_i}{m_i + \omega t_i}$	$\frac{\sum m_i}{\sum(m_i + \omega t_i)}$	$\frac{\sum \omega t_i}{\sum(m_i + \omega t_i)}$	$\frac{m_i}{m_i + \omega t_i}$	$\frac{\omega t_i}{m_i + \omega t_i}$	$\frac{\sum m_i}{\sum(m_i + \omega t_i)}$	$\frac{\sum \omega t_i}{\sum(m_i + \omega t_i)}$
Alimentation	0,578	0,422	0,202	0,798	0,592	0,408	0,215	0,785	0,663	0,337	0,266	0,734
Logement	0,239	0,761			0,254	0,746			0,306	0,694		
Activités domestiques	0,309	0,691			0,326	0,674			0,392	0,608		
Loisirs & divers	0,033	0,976			0,036	0,964			0,046	0,954		

Source : Calculs à partir du pseudo-panel d'enquêtes imputées des BdF (2008, 2015) et du BdT (2013)

Annexes au chapitre 2

2.1. Matrice des coefficients de corrélation linéaire entre les inputs domestiques par activité

Temps d'activité (t_i) mensuel (en Heures) dans....	Dépenses monétaires (m_i) mensuelles (en FCFA) dans....			
	Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers
Alimentation	0,337			
Logement	0,775	0,334		
Activités domestiques	0,853	0,471	0,736	
Loisirs & divers	0,907	0,489	0,776	0,645

Source : Calculs à partir du pseudo-panel des enquêtes imputées BdF (2008, 2015) et BdT (2013).

2.2. Matrices de corrélation des résidus après estimation par la méthode SURE du système d'équations dans le modèle de Hamermesh (2008).

	Avec le salair e minimum horaire urbain : ωB (fonction de production domestique Leontief)				Avec le coût d'opportunité du temps : ωA (fonction de production domestique Cobb-Douglas)			
	Alimentation : $\log(\frac{mcl}{tf})$	Logement : $\log(\frac{mch}{th})$	Activités domestiques : $\log(\frac{mcd}{td})$	Loisirs & divers : $\log(\frac{mcl}{tl})$	Alimentation : $\log(\frac{mcl}{tf})$	Logement : $\log(\frac{mch}{th})$	Activités domestiques : $\log(\frac{mcd}{td})$	Loisirs & divers : $\log(\frac{mcl}{tl})$
Alimentation : $\log(\frac{mcl}{tf})$	1,000				1,000			
Logement : $\log(\frac{mch}{th})$	0,465	1,000			0,643	1,000		
Activités domestiques : $\log(\frac{mcd}{td})$	0,494	0,588	1,000		0,705	0,712	1,000	
Loisirs & divers : $\log(\frac{mcl}{tl})$	0,397	0,525	0,663	1,000	0,606	0,653	0,768	1,000
Test d'indépendance de Breusch-Pagan	Chi2 (6) = 21329,271 Prob = 0,000				Chi2 (6) = 35566,635 Prob = 0,000			

Source : Calculs à partir du pseudo-panel des enquêtes imputées BdF (2008, 2015) et BdT (2013),

Notes : *mcf*, *mch*, *mcd* et *mcl* représentent en moyenne, les dépenses monétaires mensuelles respectivement pour les activités alimentation, logement, activités domestiques et loisirs & divers.

tf, *th*, *td* et *tl* représentent en moyenne, les temps mensuelles utilisées respectivement pour les activités alimentation, logement, activités domestiques et loisirs & divers.

2.7. Elasticités de substitution entre biens et temps dans la production domestique : Généralement, les élasticités de substitution factorielle sont ponctuelles car elles changent en chaque point de l'isoquant. Cependant, différentes situations font exception à cette règle dans le cas de certaines propriétés particulières de la production domestique :

Cas général	Substituabilité parfaite : fonction de production domestique linéaire	Complémentarité parfaite : fonction de production domestique Leontief	Substituabilité : fonction de production domestique Cobb-Douglas	Substituabilité : fonction de production domestique CES
$0 < \sigma_i < \infty$	$\sigma_i = \infty$	$\sigma_i = 0$	$\sigma_i = 1$	$\sigma_i = \text{constante}$

Source : Calculs à partir du pseudo-panel des enquêtes imputées BdF (2008, 2015) et BdT (2013)

2.8. Estimations des paramètres de la fonction d'utilité Cobb-Douglas des ménages urbains de Côte d'Ivoire. Le niveau d'utilité $U(Q)$ supposé de type Cobb-Douglas du ménage est mesuré à partir de l'expression suivante :

$$U(Q_i) = \prod_{i=1}^n b_i Q_i^{\gamma_i}$$

Dans la fonction d'utilité ci-dessus, nous supposons que toutes les valeurs de b_i dans chaque groupe d'activité sont égales à l'unité. Les quantités Q_i mesurant le niveau de la production de chaque groupe d'activité i dépendent non seulement de la nature de l'activité mais également de l'état (normal ou d'équilibre) dans lequel se trouve le ménage et de la technologie de la

production domestique des ménages. En revanche les paramètres γ_i , que nous pouvons interprétés comme paramètre d'élasticité du niveau d'utilité du ménage par rapport au niveau de production du groupe d'activité i , ont été estimés sous la contrainte d'une structure de production de type Cobb-Douglas. Les valeurs de ces paramètres dans le tableau ci-dessous, ont été utilisées pour mesurer le niveau d'utilité chez le ménage selon les différents états indépendamment de la structure de la production domestique des ménages.

	Activités consommées par les ménages				Total
	Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers	
Valeur du paramètre (γ_i) de la fonction d'utilité des ménages	0,181 (0,052)	0,199 (0,023)	0,189 (0,029)	0,431 (0,061)	1,000

Source : Calculs à partir du pseudo-panel des enquêtes imputées BdF (2008, 2015) et BdT (2013), écarts-types sont entre parenthèses.

Annexes au chapitre 3

3.1. Les échelles d'équivalente : Equivalent-adulte ou unité de consommation

Dans le ménage, tous les individus n'ont pas le même poids et chaque individu est mesuré à partir d'une unité de consommation appelée équivalent-adulte qui peut être différent selon l'environnement de l'étude. Les échelles d'équivalence, utilisées pour comparer les niveaux de vie de ménages de taille et composition diverses, visent à prendre en compte les économies d'échelle qui résultent de la mise en commun des ressources et des dépenses au sein des ménages. Elles permettent alors de corriger dans un échantillon donné, les biais liées à la taille du ménage en ce qui concerne la catégorie des individus qui composent deux ménages différents mais ayant un même nombre d'individus : le premier adulte (généralement le chef de famille ou la personne de référence du ménage), les adultes supplémentaires et les enfants. Dans les échelles d'équivalence, les individus dans le ménage sont considérés comme des unités de consommation. Les différentes échelles d'équivalence sont résumées dans le tableau suivant :

Type d'échelle d'équivalence	Premier adulte (14 ans et plus)	Par adulte supplémentaire (14 ans et plus)	Par enfant (âge < 14 ans)
OCDE modifié	+ 1	+ 0,5	+ 0,3
Oxford	+ 1	+ 0,7	+ 0,5
Nul (comptage simple des individus)	+ 1	+ 1	+ 1
Forte	+ 1	+ 0,2	+ 0,2

Généralement, le premier adulte est la personne de référence dans le ménage.

3.2. Elasticités de la demande complète par sous populations urbaines de Côte d'Ivoire

Tableau 3.8a : Elasticités-dépense complète agrégée de la demande par sous-populations urbaines en Côte d'Ivoire, modèle QUAIDS démographique, estimateurs ILLS.

Cas COBB-DOUGLAS								
	Typologie du ménage				Genre du chef		Présence enfant (s)	
	Mono parental	Couple sans enfant (s)	Couple avec enfant (s)	Autres types	Féminin	Masculin	Non	Oui
Alimentation	0,641*** (0,002)	0,610*** (0,002)	0,561*** (0,002)	0,576*** (0,002)	0,659*** (0,002)	0,563*** (0,002)	0,610*** (0,002)	0,575*** (0,002)
Logement	0,940*** (0,003)	0,904*** (0,004)	0,858*** (0,005)	0,838*** (0,005)	0,905*** (0,004)	0,862*** (0,004)	0,906*** (0,004)	0,843*** (0,005)
Activités domestiques	1,029*** (0,013)	1,069*** (0,013)	1,090*** (0,011)	1,102*** (0,011)	1,055*** (0,012)	1,093*** (0,011)	1,062*** (0,012)	1,101*** (0,011)
Loisirs & divers	1,555*** (0,032)	1,433*** (0,018)	1,375*** (0,012)	1,387*** (0,013)	1,412*** (0,014)	1,406*** (0,015)	1,446*** (0,019)	1,387*** (0,013)
Cas LEONTIEF								
	Typologie du ménage				Genre du chef		Présence enfant (s)	
	Mono parental	Couple sans enfant (s)	Couple avec enfant (s)	Autres types	Féminin	Masculin	Non	Oui
Alimentation	0,577*** (0,005)	0,427*** (0,005)	0,275*** (0,005)	0,252*** (0,004)	0,522*** (0,003)	0,262*** (0,005)	0,452*** (0,004)	0,258*** (0,004)
Logement	0,969*** (0,010)	0,906*** (0,008)	0,889*** (0,008)	0,852*** (0,008)	0,903*** (0,007)	0,876*** (0,008)	0,917*** (0,008)	0,860*** (0,008)
Activités domestiques	1,121*** (0,007)	1,179*** (0,005)	1,195*** (0,006)	1,234*** (0,006)	1,224*** (0,007)	1,199*** (0,005)	1,170*** (0,006)	1,226*** (0,006)
Loisirs & divers	1,126*** (0,004)	1,184*** (0,003)	1,185*** (0,003)	1,244*** (0,003)	1,213*** (0,003)	1,209*** (0,003)	1,179*** (0,003)	1,229*** (0,003)
Cas CES								
	Typologie du ménage				Genre du chef		Présence enfant (s)	
	Mono parental	Couple sans enfant (s)	Couple avec enfant (s)	Autres types	Féminin	Masculin	Non	Oui
Alimentation	0,865*** (0,001)	0,860*** (0,001)	0,850*** (0,001)	0,833*** (0,001)	0,867*** (0,001)	0,836*** (0,001)	0,854*** (0,001)	0,838*** (0,001)
Logement	0,926*** (0,003)	0,922*** (0,003)	0,931*** (0,003)	0,928*** (0,003)	0,931*** (0,003)	0,927*** (0,003)	0,926*** (0,003)	0,929*** (0,003)
Activités domestiques	0,849*** (0,001)	0,847*** (0,001)	0,833*** (0,001)	0,823*** (0,001)	0,829*** (0,001)	0,833*** (0,001)	0,840*** (0,001)	0,826*** (0,001)
Loisirs & divers	0,594*** (0,006)	0,541*** (0,008)	0,430*** (0,012)	0,113*** (0,028)	0,557*** (0,007)	0,252*** (0,021)	0,482*** (0,010)	0,233*** (0,021)

Source : Selon les calculs à partir du pseudo-panel de ménages urbains de Côte d'Ivoire. (*) p<0,1 ; (**) p<0,05 ; (***) p<0,01.

Tableau 3.8b : Elasticités-prix complets directs (compensées) de la demande par sous-populations urbaines en Côte d'Ivoire, modèle QUAIDS démographique, estimateurs ILLS.

Cas COBB-DOUGLAS								
	Typologie du ménage				Genre du chef		Présence enfant (s)	
	Mono parental	Couple sans enfant (s)	Couple avec enfant (s)	Autres types	Féminin	Masculin	Non	Oui
Alimentation	-0,640*** (0,001)	-0,634*** (0,001)	-0,616*** (0,001)	-0,611*** (0,001)	-0,599*** (0,001)	-0,626*** (0,001)	-0,631*** (0,001)	-0,613*** (0,001)
Logement	-1,364*** (0,006)	-1,515*** (0,008)	-1,667*** (0,013)	-1,693*** (0,013)	-1,597*** (0,010)	-1,603*** (0,011)	-1,506*** (0,009)	-1,677*** (0,012)
Activités domestiques	-0,844*** (0,012)	-0,826*** (0,010)	-0,804*** (0,007)	-0,800*** (0,007)	-0,799*** (0,008)	-0,811*** (0,008)	-0,824*** (0,009)	-0,801*** (0,007)
Loisirs & divers	-2,700*** (0,149)	-2,072*** (0,082)	-1,716*** (0,049)	-1,710*** (0,048)	-1,968*** (0,061)	-1,837*** (0,060)	-2,118*** (0,083)	-1,722*** (0,049)

Cas LEONTIEF								
	Typologie du ménage				Genre du chef		Présence enfant (s)	
	Mono parental	Couple sans enfant (s)	Couple avec enfant (s)	Autres types	Féminin	Masculin	Non	Oui
Alimentation	-0,001 (0,003)	0,016*** (0,002)	0,140*** (0,003)	0,056*** (0,002)	-0,115*** (0,002)	0,113*** (0,003)	0,005*** (0,002)	0,072*** (0,003)
Logement	-0,789*** (0,005)	-0,782*** (0,005)	-0,780*** (0,005)	-0,764*** (0,005)	-0,765*** (0,004)	-0,773*** (0,005)	-0,778*** (0,005)	-0,768*** (0,005)
Activités domestiques	-0,185*** (0,004)	-0,162*** (0,005)	-0,154*** (0,005)	-0,152*** (0,004)	-0,063*** (0,006)	-0,179*** (0,004)	-0,167*** (0,004)	-0,151*** (0,005)
Loisirs & divers	-0,264*** (0,002)	-0,252*** (0,002)	-0,233*** (0,002)	-0,241*** (0,003)	-0,266*** (0,003)	-0,241*** (0,002)	-0,257*** (0,002)	-0,239*** (0,002)

Cas CES								
	Typologie du ménage				Genre du chef		Présence enfant (s)	
	Mono parental	Couple sans enfant (s)	Couple avec enfant (s)	Autres types	Féminin	Masculin	Non	Oui
Alimentation	-0,119*** (0,005)	-0,136*** (0,005)	-0,165*** (0,004)	-0,200*** (0,003)	-0,107*** (0,005)	-0,197*** (0,003)	-0,155*** (0,004)	-0,191*** (0,003)
Logement	0,083*** (0,013)	0,121*** (0,014)	0,073*** (0,010)	0,113*** (0,010)	0,053*** (0,010)	0,118*** (0,011)	0,100*** (0,012)	0,101*** (0,010)
Activités domestiques	-0,102*** (0,002)	-0,102*** (0,002)	-0,103*** (0,001)	-0,094*** (0,002)	-0,106*** (0,001)	-0,101*** (0,001)	-0,105*** (0,001)	-0,097*** (0,001)
Loisirs & divers	-2,207*** (0,009)	-2,282*** (0,014)	-2,470*** (0,025)	-3,073*** (0,068)	-2,279*** (0,012)	-2,777*** (0,048)	-2,362*** (0,020)	-2,834*** (0,050)

Source : Selon les calculs à partir du pseudo-panel de ménages urbains de Côte d'Ivoire. (*) $p < 0,1$; (**) $p < 0,05$; (***) $p < 0,01$. Les écarts-types sont entre parenthèses

3.9b. Statistiques descriptives des variables utilisées dans la simulation du modèle LA/EASI, groupe-référent des ménages ($N_0=211$ ménages).

	Cas Cobb-Douglas	Cas Leontief	Cas CES
Parts budgétaire complète (s_i^f)			
Alimentation	0,209 (0,012)	0,210 (0,013)	0,243 (0,016)
Logement	0,194 (0,028)	0,193 (0,028)	0,197 (0,025)
Activités domestiques	0,137 (0,008)	0,138 (0,008)	0,149 (0,008)
Loisirs & divers	0,460 (0,023)	0,458 (0,026)	0,411 (0,027)
Log-dépense complète agrégée ⁽³⁾ (Y)			
\tilde{Y} (Endogène)	–	0,028 (0,118)	-0,432 (0,135)
\bar{Y} (Exogène)	-0,065 (0,112)	–	–

Source : Selon nos calculs, les écarts-types sont entre parenthèse

Le groupe-référent des ménages ressort avec ses caractéristiques observables qui prennent la valeur 0. Nous générons un nouveau vecteur de prix complet pour chaque activité et nous calculons les moyennes dans chaque activité. Les observations manquantes sur les prix complets pour les autres ménages n'appartenant pas au groupe de référence sont imputées pour chaque activité, de son prix complet moyen calculé. Nous obtenons pour chaque activité, un prix complet normalisé en divisant le prix complet observé par le prix complet imputé dans le groupe de ménage de référence. Ainsi, les prix complets de référence (pour le groupe de ménages de référence) donnent le vecteur-ligne prix complet unitaire (1, 1, 1, 1) de sorte qu'en prenant le logarithme de ce vecteur, on obtienne le vecteur-ligne prix complet nul (0, 0, 0, 0) pour le groupe de référence des ménages urbains de Côte d'Ivoire sur la période de l'étude. De même toutes les interactions py pour ce groupe sont de valeur nulle.

3.10a. Semi-élasticités-dépense complète (agrégée) réelle des parts budgétaires complètes : Effets de la dépense complète (agrégée) en logarithme sur les parts budgétaires complètes.

	Cas Cobb-Douglas	Cas Leontief	Cas CES
Alimentation	-0,097 (0,032)	-0,135 (0,072)	-0,051 (0,013)
Logement	-0,002 (0,075)	0,098 (0,074)	-0,048 (0,019)
Activités domestiques	-0,019 (0,044)	-0,021 (0,065)	-0,185 (0,025)
Loisirs & divers	0,122 (0,070)	0,059 (0,066)	0,176 (0,028)

Source : Selon nos calculs, les écarts-types sont entre parenthèse

3.10b. Simulations des équations des courbes d'Engel selon Lewbel et Pendakur (2009).

Les simulations des équations des courbes d'Engel selon l'approximation utilisée pour la variable Y sont respectivement sous la forme :

$$\hat{s}_i^f = \hat{\alpha}_i^0 + \sum_{r=1}^R \hat{\beta}_i^r * \bar{Y}^r$$

$$\hat{s}_i^f = \hat{\alpha}_i^0 + \sum_{r=1}^R \hat{\beta}_i^r * \tilde{Y}^r$$

Les résultats de ces simulations sont résumés par le tableau suivant :

Cas Cobb-Douglas	Cas Leontief
$\hat{s}_1^f = 0,167 - 0,071 \bar{Y}^1 + 0,022 \bar{Y}^2 + 0,050 \bar{Y}^3$	$\hat{s}_1^f = 0,174 - 0,032 \tilde{Y}^1 - 0,120 \tilde{Y}^2 + 0,019 \tilde{Y}^3$
$\hat{s}_2^f = 0,181 + 0,086 \bar{Y}^1 + 0,055 \bar{Y}^2 - 0,243 \bar{Y}^3$	$\hat{s}_2^f = 0,191 + 0,050 \tilde{Y}^1 - 0,025 \tilde{Y}^2 - 0,033 \tilde{Y}^3$
$\hat{s}_3^f = 0,160 + 0,024 \bar{Y}^1 + 0,042 \bar{Y}^2 - 0,023 \bar{Y}^3$	$\hat{s}_3^f = 0,155 - 0,014 \tilde{Y}^1 + 0,100 \tilde{Y}^2 + 0,134 \tilde{Y}^3$
$\hat{s}_4^f = 0,492 - 0,039 \bar{Y}^1 - 0,119 \bar{Y}^2 + 0,215 \bar{Y}^3$	$\hat{s}_4^f = 0,479 + 0,045 \tilde{Y}^2 - 0,120 \tilde{Y}^3$
Cas CES	
$\hat{s}_1^f = 0,173 - 0,119 \tilde{Y}^1 + 0,062 \tilde{Y}^2 + 0,056 \tilde{Y}^3$	
$\hat{s}_2^f = 0,182 - 0,005 \tilde{Y}^1 + 0,092 \tilde{Y}^2 - 0,050 \tilde{Y}^3$	
$\hat{s}_3^f = 0,176 + 0,022 \tilde{Y}^1 - 0,043 \tilde{Y}^2 - 0,021 \tilde{Y}^3$	
$\hat{s}_4^f = 0,469 + 0,102 \tilde{Y}^1 - 0,111 \tilde{Y}^2 - 0,085 \tilde{Y}^3$	

Source : Selon nos calculs, les écarts-types sont entre parenthèse, paramètres sont significatifs au seuil de 1%. Les activités alimentation, logement, activités domestiques ou loisirs & divers sont indicées respectivement par 1, 2, 3 ou 4.

3.11. Semi-élasticités des parts budgétaires complètes par rapport aux caractéristiques démographiques observables, ensemble de la population.

	Cas Cobb-Douglas		Cas Leontief		Cas CES	
	Age du chef	Taille ménage	Age du chef	Taille ménage	Age du chef	Taille ménage
Alimentation	-0,001*** (0,000)	0,017*** (0,000)	0,0004*** (0,000)	0,020*** (0,000)	-0,0001*** (0,000)	0,008*** (0,000)
Logement	0,002*** (0,000)	-0,005*** (0,000)	0,001*** (0,000)	-0,011*** (0,000)	0,0004*** (0,000)	0,0002 (0,000)

Activités domestiques	0,0002***	0,003***	0,001***	0,003***	0,0002***	-0,004***
Loisirs & divers	-0,002*** (0,000)	-0,014*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,012*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,002*** (0,000)

Source : Selon nos calculs, les écarts-types sont entre parenthèse, (*) p<0,1 ; (**) p<0,05 ; (***) p<0,01

3.12a. Semi-élasticités-prix complets des parts budgétaires complètes,

	Cas COBB-DOUGLAS			
	Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers
Alimentation	0,029 (0,006)	-0,014 (0,002)	-0,041 (0,021)	-0,013 (0,044)
Logement	0,011 (0,001)	-0,001 (0,047)	0,017 (0,010)	-0,034 (0,059)
Activités domestiques	-0,041 (0,011)	-0,020 (0,029)	0,050 (0,020)	0,147 (0,003)
Loisirs & divers	0,0003 (0,019)	0,038 (0,016)	0,021 (0,011)	-0,094 (0,018)
	Cas LEONTIEF			
	Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers
Alimentation	0,202 (0,020)	-0,030 (0,003)	-0,044 (0,016)	-0,091 (0,080)
Logement	0,033 (0,026)	0,050 (0,061)	0,046 (0,052)	-0,024 (0,042)
Activités domestiques	-0,072 (0,037)	-0,030 (0,027)	0,100 (0,051)	-0,035 (0,003)
Loisirs & divers	-0,161 (0,031)	0,012 (0,030)	-0,100 (0,017)	0,153 (0,034)
	Cas CES			
	Alimentation	Logement	Activités domestiques	Loisirs & divers
Alimentation	0,065 (0,013)	-0,056 (0,020)	-0,033 (0,008)	-0,037 (0,029)
Logement	-0,037 (0,035)	0,209 (0,064)	-0,069 (0,017)	-0,053 (0,018)
Activités domestiques	-0,058 (0,026)	-0,018 (0,025)	0,191 (0,014)	-0,052 (0,070)
Loisirs & divers	0,034 (0,047)	-0,131 (0,070)	-0,084 (0,023)	0,147 (0,053)

Source : Selon nos calculs, les écarts-types sont entre parenthèse

3.12b. Matrices intervenant dans le calcul des élasticités de la demande, modèle LA/EASI

	Cas Cobb-Douglas	Cas Leontief	Cas CES
$\Psi = \frac{\partial s_i^f}{\partial p_j}$	$\begin{pmatrix} 0,029 & -0,014 & -0,041 & -0,013 \\ 0,011 & -0,001 & 0,017 & -0,034 \\ -0,041 & -0,02 & 0,05 & 0,147 \\ 0,0003 & 0,038 & 0,021 & -0,094 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0,202 & -0,030 & -0,044 & -0,091 \\ 0,033 & 0,050 & 0,046 & -0,024 \\ -0,072 & -0,030 & 0,100 & -0,035 \\ -0,161 & 0,012 & -0,100 & 0,153 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0,065 & -0,056 & -0,033 & -0,037 \\ -0,037 & 0,209 & -0,069 & -0,053 \\ -0,058 & -0,018 & 0,191 & -0,052 \\ 0,034 & -0,131 & -0,084 & 0,147 \end{pmatrix}$
s_i^f	$\begin{pmatrix} 0,169 \\ 0,189 \\ 0,165 \\ 0,477 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0,164 \\ 0,189 \\ 0,163 \\ 0,484 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0,188 \\ 0,190 \\ 0,170 \\ 0,452 \end{pmatrix}$
$(s_i^f)'$	$(0,169 \ 0,189 \ 0,165 \ 0,477)$	$(0,164 \ 0,189 \ 0,163 \ 0,484)$	$(0,188 \ 0,190 \ 0,170 \ 0,452)$
$M = (s_i^f) * (s_i^f)'$	$\begin{pmatrix} 0,028 & 0,032 & 0,028 & 0,081 \\ 0,032 & 0,036 & 0,031 & 0,090 \\ 0,028 & 0,031 & 0,027 & 0,079 \\ 0,081 & 0,090 & 0,079 & 0,228 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0,027 & 0,031 & 0,027 & 0,079 \\ 0,031 & 0,036 & 0,030 & 0,091 \\ 0,027 & 0,030 & 0,026 & 0,079 \\ 0,079 & 0,091 & 0,079 & 0,234 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0,035 & 0,036 & 0,032 & 0,085 \\ 0,036 & 0,036 & 0,032 & 0,086 \\ 0,032 & 0,032 & 0,029 & 0,077 \\ 0,085 & 0,086 & 0,077 & 0,204 \end{pmatrix}$
$S = \text{diag}(s_i^f)$	$\begin{pmatrix} 0,169 & 0,000 & 0,000 & 0,000 \\ 0,000 & 0,189 & 0,000 & 0,000 \\ 0,000 & 0,000 & 0,165 & 0,000 \\ 0,000 & 0,000 & 0,000 & 0,477 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0,164 & 0,000 & 0,000 & 0,000 \\ 0,000 & 0,189 & 0,000 & 0,000 \\ 0,000 & 0,000 & 0,163 & 0,000 \\ 0,000 & 0,000 & 0,000 & 0,484 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0,188 & 0,000 & 0,000 & 0,000 \\ 0,000 & 0,190 & 0,000 & 0,000 \\ 0,000 & 0,000 & 0,170 & 0,000 \\ 0,000 & 0,000 & 0,000 & 0,452 \end{pmatrix}$
$E^Y(e_i^Y)$	$(0,410 \ 0,992 \ 0,876 \ 1,269)$	$(0,134 \ 1,525 \ 0,881 \ 1,124)$	$(0,713 \ 0,748 \ -0,109 \ 1,399)$

Source : Selon nos calculs

Annexes au chapitre 4

4.1a. Indicateurs de mesure des niveaux de vie et lignes (seuils) de pauvreté relative

	Approche monétaire	Approche complète
Indicateurs du niveau de vie : Dépense agrégée par unité de consommation (en FCFA/Mois)	48183,68 (11447,18)	229718,9 (56798,85)
Ligne de pauvreté relative : Médiane de la dépense agrégée par UC (en FCFA/Mois)	45556,25	221125,4

Source : Selon nos calculs, les écarts-types sont entre parenthèses.

4.1b. Statistiques descriptives des variables utilisées dans l'estimation des paramètres du modèle de Van Praag et al. (1982)

	Optique monétaire	Optique complète
Dépense agrégée minimale par UC : y^{min} (en logarithme)	10,124 (0,473)	10,839 (0,520)
Dépense agrégée effective par UC : y^{min} (en logarithme)	10,758 (0,217)	12,318 (0,225)
Age du chef de ménage	40,120 (11,586)	
Indication de taille du ménage	Adulte (0) : 42,56% Jeune (1) : 32,44% Sénior (2) : 25%	
Nombre d'enfants dans le ménage	1,41 (0,838)	
Genre du chef de ménage	Féminin (0) : 24,08% Masculin (1) : 75,92%	
Trend (période)	2008 (0) : 50,04% 2013 (1) : 7,54% 2015 (2) : 42,42%	

Source : Selon nos calculs, les écarts-types sont entre parenthèses.

4.2. Quartiles de la dépense (agrégée) effective des ménages (mensuellement en FCFA/UC).

	1 ^{er} quartile : Q1	2 ^{ème} quartile : Q2	3 ^{ème} quartile : Q3
Optique monétaire	42168,82	45556,25	48086,66
Optique complète	185345,5	221125,4	254532,3

Source : Selon nos calculs,

Dans l'échelle de positionnement d'un ménage, nous considérons qu'il a un *faible niveau de vie* si sa dépense agrégée par unité de consommation (monétaire ou non-monétaire) est inférieure à Q1 ; *niveau de vie intermédiaire* si sa dépense agrégée par unité de consommation est strictement supérieure à Q1 et inférieure ou égale à Q3 ou à *haut niveau de vie* si sa dépense agrégée par unité de consommation est strictement supérieure à Q3.

4.3b. Statistiques descriptives des variables indépendantes, modèle logit (Toutes les variables du tableau n'ont pas été utilisées dans la régression)

	Modalité/Codification	Dénomination	Proportion (en %)
Niveau de vie du ménage	0	Q1 < Dépense (agrégée) complète/UC ≤ Q3 (Niveau de vie intermédiaire)	46,41
	1	Dépense (agrégée) complète/UC ≤ Q1 (Niveau de vie faible)	27,48
	2	Dépense (agrégée) complète/UC > Q3 (Niveau de vie élevé)	26,12
<i>Total</i>	-	-	100

Génération d'âge du chef	0	Adulte (25 à 59 ans)	84,39
	1	Jeune (14 à 24 ans)	6,82
	2	Sénior (60 ans et plus)	8,79
<i>Total</i>	-	-	100
Indication de taille du ménage	0	Moyenne (3 et 4 UC)	42,56
	1	Petite (1 à 3 UC)	32,44
	2	Large (4 UC et plus)	25,00
<i>Total</i>	-	-	100
Présence d'enfants	0	Non	39,12
	1	Oui	60,88
<i>Total</i>	-	-	100
Genre du chef de ménage	0	Féminin	24,08
	1	Masculin	75,92
<i>Total</i>	-	-	100
Choc socio-politique	0	Avant la crise de 2010 (en 2008)	50,04
	1	3 ans après la crise de 2010 (en 2013)	7,54
	2	5 ans après la crise de 2010 (en 2015)	42,42
<i>Total</i>	-	-	100
Typologie du ménage	0	Autres types	59,04
	1	Ménages monoparentaux	18,36
	2	Couples sans enfants	5,89
	3	Couples avec enfants	16,71
<i>Total</i>	-	-	100

Source : Selon nos calculs

4.3c. Correspondance entre variables indépendantes utilisées dans le modèle logit

	tx_prm	tx_prc	Croisé_3	P0	Croisé_2
tx_prm	Chi2(1) de Pearson = 1,3.10 ⁴ Pr = 0,000	Chi2(1) de Pearson = 394,469 Pr = 0,000	Chi2(1) de Pearson = 3,6.10 ³ Pr = 0,000	Chi2(1) de Pearson = 5,4.10 ³ Pr = 0,000	Chi2(1) de Pearson = 3,0.10 ³ Pr = 0,000
	V de Cramer = 1,000	V de Cramer = 0,176	V de Cramer = 0,531	V de Cramer = 0,651	V de Cramer = -0,486
tx_prc	-	Chi2(1) de Pearson = 1,3.10 ⁴ Pr = 0,000	Chi2(1) de Pearson = 2,9.10 ³ Pr = 0,000	Chi2(1) de Pearson = 5,0.10 ³ Pr = 0,000	Chi2(1) de Pearson = 3,7.10 ³ Pr = 0,000
	-	V de Cramer = 1,000	V de Cramer = -0,476	V de Cramer = 0,652	V de Cramer = 0,542
Croisé_3	-	-	Chi2(1) de Pearson = 1,3.10 ⁴ Pr = 0,000	Chi2(1) de Pearson = 1,1.10 ³ Pr = 0,000	Chi2(1) de Pearson = 847,309 Pr = 0,000
	-	-	V de Cramer = 1,000	V de Cramer = -0,296	V de Cramer = -0,253
				Chi2(1) de	Chi2(1) de

Croisé_4	-	-	-	Pearson = 1,3.10 ⁴ Pr = 0,000	Pearson = 1,3.10 ³ Pr = 0,000
				V de Cramer = 1,000	V de Cramer = -0,317
Croisé_2					Chi2(1) de Pearson = 1,3.10 ⁴ Pr = 0,000
					V de Cramer = 1,000

Source : Selon nos calculs

4.4. Quelques statistiques descriptives de l'échantillon d'étude : ménages urbains ivoiriens

a. Répartition (en %) des ménages selon le genre du chef et la typologie du ménage

	Monoparental	Couples avec enfants	Couples sans enfants	Autres types	Ensemble
Féminin	1,96	15,83	0,88	81,33	24,08
Masculin	21,38	19,16	7,48	51,97	75,92
Ensemble	18,36	5,89	16,71	59,04	100

Source : Selon nos calculs

b. Répartition (en %) des ménages selon la génération du chef et la typologie du ménage

	Monoparental	Couples avec enfants	Couples sans enfants	Autres types	Ensemble
Jeune	39,72	6,46	7,04	46,77	6,82
Adulte	17,49	6,45	18,50	57,55	84,39
Sénior	10,12	0	6,99	82,88	8,79
Ensemble	18,36	5,89	16,71	59,04	100

Source : Selon nos calculs

c. Répartition (en %) des ménages selon la présence d'enfants et la typologie du ménage

	Monoparental	Couples avec enfants	Couples sans enfants	Autres types	Ensemble
Non	3,42	46,64	13,53	36,41	39,12
Oui	0,19	0,98	25,24	73,58	60,88
Ensemble	18,36	5,89	16,71	59,04	100

Source : Selon nos calculs

d. Répartition (en %) des ménages selon l'indication de taille et la typologie du ménage

	Monoparental	Couples avec enfants	Couples sans enfants	Autres types	Ensemble
Petite	56,26	16,29	0,27	27,18	32,44
Normale	0,17	1,35	31,65	66,83	42,56
Large	0,16	0,12	12,60	87,12	25,00
Ensemble	18,36	5,89	16,71	59,04	100

Source : Selon nos calculs

4.5. Tests de spécification des déterminants de la VHL en Côte d'Ivoire (équation 4.7b)

	Cas Cobb-Douglas de la fonction de production domestique				Cas CES de la fonction de production domestique			
	VHL1		VHL2		VHL1		VHL2	
	lr1= 3%	lr1= 5%	lr1= 3%	lr1= 5%	lr1= 3%	lr1= 5%	lr1= 3%	lr1= 5%
Test de Fisher de présence d'effets fixes	F(6354, 6336) = 0,97 Prob > F = 0,862	F(6354, 6336) = 0,97 Prob > F = 0,902	F(6354, 6336) = 0,95 Prob > F = 0,971	F(6354, 6336) = 0,95 Prob > F = 0,971	F(6354, 6336) = 0,94 Prob > F = 0,993	F(6354, 6336) = 0,93 Prob > F = 0,998	F(6354, 6336) = 0,95 Prob > F = 0,967	F(6354, 6336) = 0,96 Prob > F = 0,952
Test de Breusch-Pagan de présence d'effets aléatoires	chibar2(01) = 0,000 Prob > chibar2 = 1,000	chibar2(01) = 0,000 Prob > chibar2 = 1,000	chibar2(01) = 0,000 Prob > chibar2 = 1,000	chibar2(01) = 0,000 Prob > chibar2 = 1,000	chibar2(01) = 0,000 Prob > chibar2 = 1,000	chibar2(01) = 0,000 Prob > chibar2 = 1,000	chibar2(01) = 0,000 Prob > chibar2 = 1,000	chibar2(01) = 0,000 Prob > chibar2 = 1,000
Test de spécification de Hausman*	chi2(8) = 27,89 Prob > chi2 = 0,000	chi2(8) = 30,65 Prob > chi2 = 0,000	chi2(8) = 96215,84** Prob > chi2 = 0,000	chi2(8) = 28,97 Prob > chi2 = 0,000	chi2(8) = 25,70 Prob > chi2 = 0,000	chi2(8) = 27,54 Prob > chi2 = 0,000	chi2(8) = 26,13 Prob > chi2 = 0,001	chi2(8) = 31,84 Prob > chi2 = 0,000
Estimateur retenu (Choix du modèle)	Within (Modèle à effets fixes)	Within (Modèle à effets fixes)	Within (Modèle à effets fixes)	Within (Modèle à effets fixes)	Within (Modèle à effets fixes)	Within (Modèle à effets fixes)	Within (Modèle à effets fixes)	Within (Modèle à effets fixes)

Source: Nos calculs

Note: * Dans le test de Hausman, le rang de la matrice de variance différenciée (8) n'est pas égal au nombre de coefficients testés (10). Nous avons exactement 8 variables indépendantes. Dix paramètres sont estimés car certaines variables indépendantes sont de nature qualitative avec au moins deux modalités dont une de référence (qui n'est pas estimée).

** La matrice de variance différenciée n'est pas définie positive: la statistique Chi2 du test de Hausman ressort surestimée par rapport à sa valeur dans tous les autres cas.

4.6. Modèles théoriques d'évaluation économique d'une vie humaine (VHL) en Côte d'Ivoire

L'article de référence est Gardes, F. (2022): "On the Value of Time and Human Life". Dans l'estimation de la valeur d'une vie humaine à partir de la valeur du temps en Côte d'Ivoire, nous reprenons et reformulons l'approche de Gardes (2022) en considérant deux situations chez l'individu : il n'exerce aucun emploi salarié ou il exerce un emploi salarié (à temps plein).

4.6a. *Situation 1*: L'individu est dépourvu de tout un emploi salarié. Il consacre alors tout son temps disponible (T_0) à la production domestique ($\sum t_i$) des activités. On a : $T_0 = \sum t_i$. Supposons que dans une journée de 24 heures, l'individu passe en moyenne deux heures de temps aux activités physiologiques et, si heures de temps pour le coucher/dormir. Son temps disponible par jour est de 24 heures – (2heures + 6 heures) soit 16 heures de temps disponible

par jour. Si nous admettons qu'une année compte 365 jours (année civile) et que le temps est réparti de la même façon en semaine et en fin de semaine (samedi et dimanche) alors le temps disponible dans l'année de l'individu est $T_0 = 16$ heures par jour *365 jours soit $T_0 = 5840$ heures de disponible par an, affectée uniquement à la production domestique.

Dans la situation 1 où l'individu n'exerce aucun emploi salarié, les expressions de la valeur de sa humaine selon l'hypothèse de variation ou non de la valeur du temps sur le cycle de vie et selon le cas, sont contenues dans le tableau ci-dessous :

	Hypothèse 1 : Valeur du temps constante sur le cycle de vie ($\omega(t) = \omega$)	Hypothèse 2 : Valeur du temps varie sous forme quadratique de l'âge t de l'individu sur le cycle de vie ($\omega(t) = \hat{\alpha}_0 + \hat{\beta}_1 t + \hat{\beta}_2 t^2$)
	$VHL1 = T_0 \omega \int_{t=0}^T e^{rt} dt$	$VHL2 = T_0 \int_{t=0}^T \omega(t) e^{rt} dt$
Cas a : Age actuel t_0 de l'individu inférieur à l'espérance de vie moyenne T dans l'échantillon ($0 < t_0 < T$)	$VHL1a = T_0 \omega \left(\int_{t=0}^{t_0} e^{-rt} dt + \int_{t_0}^T e^{rt} dt \right)$ $VHL1a = \omega T_0 \left(\frac{1}{r} e^{rT} - \frac{1}{r} e^{rt_0} - \frac{1}{r} e^{-rt_0} + \frac{1}{r} \right)$	$VHL2a = T_0 [\hat{\alpha}_0 \left(\int_{t=0}^{t_0} e^{-rt} dt + \int_{t_0}^T e^{rt} dt \right) + \hat{\beta}_1 \left(\int_{t=0}^{t_0} t e^{-rt} dt + \int_{t_0}^T t e^{rt} dt \right) + \hat{\beta}_2 \left(\int_{t=0}^{t_0} t^2 e^{-rt} dt + \int_{t_0}^T t^2 e^{rt} dt \right)]$ $VHL2a = T_0 [\hat{\alpha}_0 \left(\frac{1}{r} (1 + e^{rT} - e^{-rt_0} - e^{rt_0}) \right) + \hat{\beta}_1 \left(\frac{1}{r} \left(-t_0 e^{-rt_0} - \frac{1}{r} e^{-rt_0} + \frac{1}{r} + T e^{rT} - t_0 e^{rt_0} - \frac{1}{r} e^{rT} + \frac{1}{r} e^{rt_0} \right) \right) + \hat{\beta}_2 \left(-\frac{t_0^2}{r} e^{-rt_0} - \frac{t_0^2}{r} e^{rt_0} + \frac{T^2}{r} e^{rT} + \frac{2}{r^2} \left(-t_0 e^{-rt_0} - \frac{1}{r} e^{-rt_0} + \frac{1}{r} \right) - \frac{2}{r^2} \left(T e^{rT} - t_0 e^{rt_0} - \frac{1}{r} e^{rT} + \frac{1}{r} e^{rt_0} \right) \right)]$
Cas b : Age actuel t_0 de l'individu supérieur à l'espérance de vie moyenne T dans l'échantillon ($t_0 > T$)	$VHL1b = T_0 \omega \int_{t=0}^{t_0} e^{-rt} dt$ $VHL1b = \omega T_0 \left(\frac{1}{r} - \frac{1}{r} e^{-rt_0} \right)$	$VHL2b = T_0 [\hat{\alpha}_0 \left(\int_{t=0}^T e^{-rt} dt \right) + \hat{\beta}_1 \left(\int_{t=0}^T t e^{-rt} dt \right) + \hat{\beta}_2 \left(\int_{t=0}^T t^2 e^{-rt} dt \right)]$ $VHL2b = T_0 [\hat{\alpha}_0 \left(\frac{1}{r} - \frac{1}{r} e^{-rt_0} \right) + \hat{\beta}_1 \left(\frac{1}{r} \left(-t_0 e^{-rt_0} - \frac{1}{r} e^{-rt_0} + \frac{1}{r} \right) \right) + \hat{\beta}_2 \left(-\frac{t_0^2}{r} e^{-rt_0} + \frac{2}{r^2} \left(-t_0 e^{-rt_0} - \frac{1}{r} e^{-rt_0} + \frac{1}{r} \right) \right)]$

Source : Nos calculs

4.6b. *Situation 2*: L'individu est pourvu d'un emploi salarié (à plein temps) et il travaille en moyenne 40h/semaine. Il distribue son temps disponible (T_0) entre sa production domestique ($\sum t_i$) et sa production marchande (t_w) dans la limite légale de sorte que : $T_0 = t_w + \sum t_i$. Considérons qu'il existe en moyenne 52 semaines dans une année civile de 365 jours. Le temps de travail annuel de l'individu est $t'_w = 40$ Heures/semaine*52 semaines soit $t'_w = 2080$ heures/an. La loi impose des congés annuels payés, d'environ 5 semaines correspondant à une période non travaillée mais rémunérée de 40 heures/semaine* 5 semaines soit 200 heures/an. Ainsi, le temps de travail marchand réel de l'individu est $t_w = t'_w - 200$ heures/an soit $t_w = 1880$ heures/an. En supposant que le temps non travaillé de l'individu est affecté à la production

domestique, on peut déduire $\sum t_i = T_0 - t_w$ soit $\sum t_i = 3960$ heures/an. Supposons que l'individu à commencer à travailler à l'âge $t' = 14$ ans (âge légal de travail selon le BIT) et il part à la retraite à l'âge légal $t_r = 60$ ans (dans les pays signataires d'un accord de sécurité sociale avec la France). Nous assumons que l'individu est rémunéré au salaire horaire minimum urbain $w = 375$ FCFA/heure et que le temps domestique est évalué par le coût d'opportunité (unique ou global) du temps. Le temps d'actualisation r est exogène et il équivaut à $-r$ lorsqu'il s'agit d'actualiser des flux de revenus antérieurs et à r lorsqu'il s'agit d'actualiser des flux de revenus futurs par rapport à l'âge actuel t_0 de l'individu. La rémunération annuelle brute (HT, hors taxe) de l'individu est $wt'_w = 375\text{FCFA/heures} \times 2080 \text{ heures/an}$ soit $wt'_w = 780000$ FCFA/an.

Dans la situation 2 où l'individu exerce un emploi salarié (à temps plein), les expressions de la valeur de sa humaine selon l'hypothèse de variation ou non de la valeur du temps sur le cycle de vie et selon le cas, sont contenues dans le tableau ci-dessous :

	<p>Hypothèse 1 : La valeur du temps reste constante sur tout le cycle de vie</p> $\omega(t) = \omega :$	<p>Hypothèse 2 : La valeur du temps varie sous une forme quadratique de l'âge t de l'individu sur le cycle de vie</p> $\omega(t) = \hat{\alpha}_0 + \hat{\beta}_1 t + \hat{\beta}_2 t^2$
	$VHL1 = \omega \sum t_i \int_{t=0}^t e^{lr t} dt + wt'_w \int_{t'}^{t_r} e^{lr t} dt$	$VHL2 = \sum t_i \int_{t=0}^t \omega(t) e^{lr t} dt + wt'_w \int_{t'}^{t_r} e^{lr t} dt$
<p>Cas a : L'âge actuel t_0 de l'individu est inférieur à l'espérance de vie moyenne T ($0 < t_0 < T$)</p> <p>L'âge actuel t_0 de l'individu est compris entre l'âge légal de travail $t' = 14$ ans et l'âge légal de départ à la retraite $t_r = 60$ ans ($t' < t_0 < t_r$)</p>	$VHL1a = \omega \sum t_i \left(\int_{t=0}^{t_0} e^{-rt} dt + \int_{t_0}^T e^{rt} dt \right) + wt'_w \left(\int_{t'}^{t_0} e^{-rt} dt + \int_{t_0}^{t_r} e^{rt} dt \right)$ $VHL1a = \omega \sum t_i \left(\frac{1}{r} e^{rT} - \frac{1}{r} e^{rt_0} - \frac{1}{r} e^{-rt_0} + \frac{1}{r} \right) + wt'_w \left(\frac{1}{r} e^{rt_r} - \frac{1}{r} e^{rt_0} + \frac{1}{r} e^{-rt'} - \frac{1}{r} e^{-rt_0} \right)$	$VHL2a = \sum t_i \left[\hat{\alpha}_0 \left(\int_{t=0}^{t_0} e^{-rt} dt + \int_{t_0}^T e^{rt} dt \right) + \hat{\beta}_1 \left(\int_{t=0}^{t_0} t e^{-rt} dt + \int_{t_0}^T t e^{rt} dt \right) + \hat{\beta}_2 \left(\int_{t=0}^{t_0} t^2 e^{-rt} dt + \int_{t_0}^T t^2 e^{rt} dt \right) \right] + wt'_w \left(\int_{t'}^{t_0} e^{-rt} dt + \int_{t_0}^{t_r} e^{rt} dt \right)$ $VHL2a = \sum t_i \left[\hat{\alpha}_0 \left(\frac{1}{r} (1 + e^{rT} - e^{-rt_0} - e^{rt_0}) \right) + \hat{\beta}_1 \left(\frac{1}{r} \left(-t_0 e^{-rt_0} - \frac{1}{r} e^{-rt_0} + \frac{1}{r} + T e^{rT} - t_0 e^{rt_0} - \frac{1}{r} e^{rT} + \frac{1}{r} e^{rt_0} \right) \right) + \hat{\beta}_2 \left(-\frac{t_0^2}{r} e^{-rt_0} - \frac{t_0^2}{r} e^{rt_0} + \frac{T^2}{r} e^{rT} + \frac{2}{r^2} (-t_0 e^{-rt_0} - \frac{1}{r} e^{-rt_0} + \frac{1}{r}) - \frac{2}{r^2} (T e^{rT} - t_0 e^{rt_0} - \frac{1}{r} e^{rT} + \frac{1}{r} e^{rt_0}) \right) \right] + wt'_w \left(\frac{1}{r} e^{rt_r} - \frac{1}{r} e^{rt_0} + \frac{1}{r} e^{-rt'} - \frac{1}{r} e^{-rt_0} \right)$
<p>Cas b : L'âge actuel t_0 de l'individu est supérieur à l'espérance de vie moyenne T ($t_0 > T$)</p> <p>L'âge actuel t_0 de l'individu est supérieur à l'âge légal de départ à la retraite $t_r = 60$ ans ($t_0 > t_r$)</p>	$VHL1b = \omega \sum t_i \int_{t=0}^{t_0} e^{-rt} dt + w t_w \int_{t'}^{t_r} e^{-rt} dt$ $VHL1b = \omega \sum t_i \left(\frac{1}{r} - \frac{1}{r} e^{-rt_0} \right) + wt'_w \left(-\frac{1}{r} e^{-rt_r} + \frac{1}{r} e^{-rt'} \right)$	$VHL2b = \sum t_i \left[\hat{\alpha}_0 \left(\int_{t=0}^{t_0} e^{-rt} dt \right) + \hat{\beta}_1 \left(\int_{t=0}^{t_0} t e^{-rt} dt \right) + \hat{\beta}_2 \left(\int_{t=0}^{t_0} t^2 e^{-rt} dt \right) \right] + w t_w \int_{t'}^{t_r} e^{-rt} dt$ $VHL2b = \sum t_i \left[\hat{\alpha}_0 \left(\frac{1}{r} - \frac{1}{r} e^{-rt_0} \right) + \hat{\beta}_1 \left(\frac{1}{r} \left(-t_0 e^{-rt_0} - \frac{1}{r} e^{-rt_0} + \frac{1}{r} \right) \right) + \hat{\beta}_2 \left(-\frac{t_0^2}{r} e^{-rt_0} + \frac{2}{r^2} (-t_0 e^{-rt_0} - \frac{1}{r} e^{-rt_0} + \frac{1}{r}) \right) \right] + wt'_w \left(-\frac{1}{r} e^{-rt_r} + \frac{1}{r} e^{-rt'} \right)$

Source : Nos calculs

TABLE DES MATIERES

Avertissement.....	i
Engagement de non plagiat.....	ii
Dédicaces.....	iii
Remerciements.....	iv
Liste des sigles et abréviations	vii
Articles à comité de lecture.....	ix
Sommaire	x
Introduction générale.....	1
Chapitre 1 : Valeurs du temps et structures de la consommation en Côte d’Ivoire.....	11
Introduction.....	11
<i>Section 1 : Statistiques descriptives et pseudo-panélisation d’enquêtes.....</i>	<i>13</i>
1.1.1. Enquêtes Budget de Temps (2013) et Budgets de Famille (2008, 2015).....	13
1.1.1.1. Enquête Budget de Temps (2013) en Côte d’Ivoire.....	14
1.1.1.2. Enquêtes Budget de Famille (2008, 2013) en Côte d’Ivoire.....	21
1.1.2. Appariement statistique des enquêtes BdF (2008,2015) et BdT (2013).....	29
1.1.2.1. Pseudo-panélisation de bases de données indépendantes.....	30
1.1.2.2. Application de la pseudo-panélisation d’enquêtes en Côte d’Ivoire.....	32
<i>Section 2 : Estimations de la valeur monétaire du temps domestique en Côte d’Ivoire.....</i>	<i>33</i>
1.2.1. Evaluation et revue de littérature sur les modèles de la production domestique.....	33
1.2.1.1. Evaluations de la production domestique des ménages.....	34
1.2.1.2. Revue de littérature sur les modèles de la production domestique.....	34
1.2.2. Mesures de la valeur monétaire du temps domestique en Côte d’Ivoire.....	37
1.2.2.1. Fonctions de production domestique et valeurs du temps.....	37

1.2.2.2. Applications et discussions des résultats empiriques.....	44
<i>Section 3 : Prix complets et structures de la consommation en Côte d'Ivoire.....</i>	<i>56</i>
1.3.1. Formation des prix complets : Théorie et applications en Côte d'Ivoire.....	56
1.3.1.1. Approche théorique des prix complets.....	57
1.3.1.2. Calculs et analyses des prix complets en Côte d'Ivoire.....	59
1.3.2. Structures de la consommation en Côte d'Ivoire.....	69
1.3.2.1. Avant pseudo-panélistation des enquêtes indépendantes imputées.....	69
1.3.2.2. Après la pseudo-panélistation des enquêtes indépendantes et imputées.....	71
Conclusion.....	78
<u>Chapitre 2 : Substituabilité entre biens et temps et tests de rationalité en Côte d'Ivoire...80</u>	
Introduction.....	80
<i>Section 1 : Intensité relative en biens et substituabilité des inputs en Côte d'Ivoire.....</i>	<i>82</i>
2.1.1. Intensités relatives en biens dans les activités en Côte d'Ivoire.....	82
2.1.1.1. Intensité relative biens : Mesure théorique et revue de littérature.....	82
2.1.1.2. Intensités relatives en biens : Applications au cas de la Côte d'Ivoire.....	84
2.1.2. Elasticités de substitution entre biens et temps en Côte d'Ivoire	91
2.1.2.1. Paramètres de la fonction de production et élasticités de substitution.....	91
2.1.2.2. Elasticités de substitution entre biens et temps en Côte d'Ivoire.....	94
<i>Section 2 : Demande en inputs domestiques et rationalité économique en Côte d'Ivoire.....</i>	<i>103</i>
2.2.1. Modèles théoriques de la demande optimale en inputs domestiques	103
2.2.1.1. Dans le cas d'une complémentarité des inputs domestiques.....	104
2.2.1.2. Dans le cas d'une substituabilité des inputs domestiques.....	105
2.2.2. Allocation du temps et équilibre du consommateur : Applications en Côte d'Ivoire	109
2.2.2.1. Approche méthodologique.....	109
2.2.2.2. Analyse et discussion des résultats empiriques.....	111

<i>Section 3 : Prix complets et violations de GARP en Côte d'Ivoire.....</i>	<i>117</i>
2.3.1. Préférence révélée : Axiomes et revue de littérature empirique.....	118
2.3.1.1. Principe et axiomes de la préférence révélée.....	118
2.3.1.2. Revue de littérature empirique.....	120
2.3.2. Applications de la préférence révélée en Côte d'Ivoire en Côte d'Ivoire	122
2.3.2.1. Incidence des violations de GARP en Côte d'Ivoire.....	122
2.3.2.2. Déterminants de la probabilité de violer GARP en Côte d'Ivoire.....	133
Conclusion.....	143
<u>Chapitre 3 : Elasticités de la demande complète en Côte d'Ivoire.....</u>	145
Introduction.....	145
<i>Section 1 : Système linéaire des dépenses et consommation domestique en Côte d'Ivoire.....</i>	<i>147</i>
3.1.1. Système LES: Description générale et résultats théoriques.....	148
3.1.1.1. Description générale du système linéaire des dépenses.....	148
3.1.1.2. Résultats théoriques du système linéaire des dépenses.....	153
3.1.2. Système LES : Applications empiriques en Côte d'Ivoire.....	156
3.1.2.1. Démarche méthodologique.....	157
3.1.2.2. Analyse et discussion des résultats empiriques.....	163
<i>Section 2 : Modèle QUAIDS et consommation domestique en Côte d'Ivoire.....</i>	<i>181</i>
3.2.1. Système de demande QUAIDS : Description générale et résultats théoriques.....	181
3.2.1.1. Description générale du système de demande QUAIDS théorique.....	181
3.2.1.2. Résultats théoriques attendus de l'estimation du QUAIDS.....	185
3.2.2. Système de demande QUAIDS : Applications empiriques en Côte d'Ivoire.....	186
3.2.2.1. Approche méthodologique.....	186
3.2.2.2. Présentation, analyse et discussion des résultats empiriques.....	194
<i>Section 3 : Modèle EASI et consommation domestique en Côte d'Ivoire.....</i>	<i>210</i>

3.3.1. Analyse théorique du système de demande EASI.....	211
3.3.1.1. Description du modèle théorique EASI exact.....	211
3.3.1.2. Estimations du modèle EASI théorique et élasticités de la demande.....	215
3.3.2. Application du modèle EASI à la consommation domestique en Côte d'Ivoire.....	219
3.3.2.1. Approche méthodologique.....	219
3.3.2.2. Analyse et discussions des résultats empiriques.....	229
Conclusion.....	242
<u>Chapitre 4</u> : Valeur du temps, pauvreté et valeur d'une vie humaine en Côte d'Ivoire...245	
Introduction.....	245
<i>Section 1 : Valeurs du temps et profils de pauvreté en Côte d'Ivoire.....</i>	<i>247</i>
4.1.1. Profils de pauvreté urbaine en Côte d'Ivoire : Mesures et analyses statistiques.....	248
4.1.1.1. Pauvreté relative urbaine en Côte d'Ivoire.....	248
4.1.1.2. Pauvreté subjective urbaine en Côte d'Ivoire.....	258
4.1.2. Formes croisées de l'incidence de la pauvreté relative : statistiques descriptives.....	270
4.1.2.1. Pauvreté relative monétaire ou non-monétaire : Un même phénomène ?.....	270
4.1.2.2. Formes croisées de la pauvreté relative urbaine en Côte d'Ivoire.....	277
<i>Section 2 : Déterminants de la pauvreté relative et de ses formes croisées en Côte d'Ivoire....</i>	<i>282</i>
4.2.1. Cadres théorique et méthodologique de l'étude.....	282
4.2.1.1. Cadre théorique de l'étude : essai par revue de littérature.....	283
4.2.1.2. Cadre méthodologique de l'étude.....	284
4.2.2. Analyse économétrique et discussions des résultats empiriques.....	287
4.2.2.1. Déterminants de la pauvreté relative en Côte d'Ivoire.....	287
4.2.2.2. Déterminants des formes croisées de pauvreté relative en Côte d'Ivoire.....	293
<i>Section 3 : Valeurs du temps et évaluation d'une vie humaine en Côte d'Ivoire.....</i>	<i>298</i>
4.3.1. Mesure d'une vie humaine : méthode statistique vs méthode économique.....	299

4.3.1.1. Valeur d'une vie humaine : Résultats des travaux antérieurs.....	299
4.3.1.2. Valeur d'une vie humaine : Applications en Côte d'Ivoire.....	306
4.3.2. Déterminants de la valeur d'une vie humaine en Côte d'Ivoire.....	311
4.3.2.1. Inégalités dans la valeur d'une vie humaine : Statistiques descriptives.....	313
4.3.2.2. Déterminants de la valeur d'une vie humaine en Côte d'Ivoire.....	315
Conclusion.....	324
Conclusion générale.....	327
Références bibliographiques.....	335
Annexes.....	351
Table des matières.....	370
Résumé	
Abstract	

*"L'homme est l'unique animal qui crache dans l'eau qu'il boit.
L'homme est l'unique animal qui tue sans nécessité de manger.
L'homme est l'unique animal qui abat l'arbre qui lui donne de l'ombre et des fruits à manger.
C'est pourquoi, il se condamne lui-même à mort."*

Bruno Luperi (2022) dans la série brésilienne sur Télénovela "Amour Sauvage"

Titre : Analyse de la Structure et des Comportements de Consommation des M nages en C te d'Ivoire par les D penses Mon taires et l'Utilisation du Temps.

Mots cl s : Cout d'opportunit  du temps, Elasticit s de substitution, Choix rationnels, Violations de GARP, Syst mes de demande compl te, Pauvret  relative ou subjective, Valeur d'une vie humaine, C te d'Ivoire.

R sum  : La th se examine la structure et les comportements de consommation en C te d'Ivoire par les d penses mon taires et l'utilisation du temps. Nous avons eu recours au mod le de Becker (1965) avec une valeur endog ne du temps domestique appliqu  sur un pseudo-panel (2008, 2013, 2015) de 12701 m nages urbains. Les r sultats montrent que le cout d'opportunit  du temps est inf rieur au salaire minimum horaire et que le niveau de vie s'am liore dans la double dimension (mon taire et temporelle) par rapport   l'unique dimension mon taire de la d pense agr g e. Les activit s apparaissent relativement plus intensives en biens par rapport au temps sauf dans les loisirs & divers. Les  lasticit s de substitution restent faibles avec des possibilit s de substitution tr s limit es entre biens et temps. Les choix de la consommation domestique v rifient l'hypoth se de la rationalit  n oclassique du

consommateur mais ils ne sont pas tous compatibles avec l'axiome GARP. Les activit s sont astreintes   une consommation minimale et leur demande  volue inversement avec le prix complet. Elles sont g n ralement substituables, de type normal avec *alimentation* et *logement* dans la cat gorie de base et, *activit s domestiques* et *loisirs & divers* dans la cat gorie de luxe. Environ un m nage sur deux est relativement pauvre et l'incidence est plus  lev e dans la double dimension de la d pense agr g e. La pression des besoins de base mesur e par l' lasticit  du seuil subjectif de la pauvret  est plus importante chez le m nage ais . Comparativement aux pays d velopp s, la valeur d'une vie humaine ressort plus faible et elle augmente avec le pouvoir d'achat ou baisse avec l' ge de l'individu.

Title : Analysis of Household Consumption Structure and Behaviors in C te d'Ivoire by Monetary Expenditures and Time Use.

Keywords : Opportunity cost of time, Elasticities of substitution, Rational choices, Violations of GARP, Full demand systems, Relative or subjective poverty, Value of a human life, Cote d'Ivoire.

Abstract: The thesis examines the structure and consumption behaviors in C te d'Ivoire through monetary expenditures and the time use. We used Becker's model (1965) with an endogenous value of domestic time applied to a pseudo-panel (2008, 2013, 2015) of 12701 urban households. The results show that the opportunity cost of time is lower than the hourly minimum wage and that the standard of living improves in both dimensions (monetary and time) compared to the single monetary dimension of aggregate expenditure. Activities appear to be relatively more intensive in goods compared to time, except in leisure & miscellaneous. Elasticities of substitution remain low with very limited possibilities of substitution between goods and time. Domestic consumption choices verify the hypothesis

of neoclassical consumer rationality but they are not all compatible with the GARP axiom. The activities are constrained to a minimum consumption and their demand evolves inversely with the full price. They are generally substitutable, normal type with food and lodging in the basic category and, domestic activities and leisure & miscellaneous in the luxury category. Approximately, half of households is relatively poor and the impact is greater in the double dimension of aggregate expenditure. The pressure of basic needs measured by the elasticity of the subjective poverty line is higher among wealthy households. Compared to developed countries, the value of a human life is lower and increases with purchasing power or decreases with the age of the individual.