

Damas HOUNSOUNON

Centre Béninois de la Recherche Scientifique et de l'Innovation (CBRSI)
Université d'Abomey-Calavi - Email : hounsomas@gmail.com

Les élasticités dans un système quadratique de dépense presque idéal : Théories et évidences empiriques sur données d'enquêtes modulaires au Bénin

Résumé : Dans ce papier, nous analysons comment les ménages réagissent aux variations de prix dans leur comportement de consommation. Pour mener notre analyse, nous avons adopté une démarche micro-économétrique basée sur l'estimation d'un système quadratique de demande presque idéal. Les données utilisées proviennent de la deuxième édition de l'Enquête Modulaire Intégrée sur les Conditions de Vie des ménages (EMICoV) organisée par l'INSAE en 2011. Les résultats montrent que l'élasticité moyenne de la demande par rapport au revenu des béninois est de 1,49 et de 1,64 respectivement dans le cas où nous considérons l'ensemble des biens et dans le cas où nous écartons les biens alimentaires. Les valeurs des élasticités prix directs montrent que la demande des différents biens et services au Bénin est inélastique c'est-à-dire qu'elle réagit faiblement au changement de prix. L'ampleur de cette inélasticité dépend non seulement de la nature du bien mais aussi de la catégorie de ménages considérées.

Mots-clés : Consommation – Système de demande – Elasticités-prix – Elasticités-revenu.

Elasticities in a Quadratic Almost Ideal Demand System: Theories and empirical evidence on data from modular surveys in Benin.

Summary: In this paper, we analyze how households react to price variations in their consumption behavior. To conduct our analysis, we adopted a micro-econometric approach based on the estimation of a Quadratic Almost Ideal Demand System. The data used come from the second edition of the Integrated Modular Survey on Household Living Conditions (EMICoV) organized by INSAE in 2011. The results show that the average elasticity of demand in relation to income of Beninese is 1.49 and 1.64 respectively in the case where we consider all goods and, in the case, where we exclude food goods. The values of direct price elasticities show that the demand for various goods and services in Benin is inelastic, that is to say, it reacts weakly to price changes. The extent of this inelasticity depends not only on the nature of the good but also on the category of households considered.

Keywords: Consumption – Demand system – Price elasticity – Income elasticity

JEL Classification: D12 – D11.

Received for publication: 20210714.

Final revision accepted for publication: 20221215

1. Introduction

En analyse microéconomique, les élasticités, en tant que mesure de la sensibilité des ménages suite à des changements de leur environnement socio-économique, sont des outils par excellence pour décrire les comportements des ménages et surtout pour effectuer des projections par rapport à la structure de la demande des biens et/ou des services suite à des réformes de politiques. Ces élasticités servent donc de base pour l'orientation des politiques publiques. Ainsi, les élasticités sont régulièrement utilisées pour évaluer ou appréhender l'impact ou l'incidence d'une mesure de politique économique devant affecter la structure des prix, sur le bien-être des ménages. Ces élasticités sont estimés à partir des systèmes ou modèles complets de demande à partir des données d'enquêtes Budget des familles comme l'enquête modulaire sur les conditions de vie des ménages au Bénin.

Dans la littérature très vaste consacrée aux modèles complets de demande, un modèle de demande largement utilisé est le modèle QAIDS (*Quadratic Almost Ideal Demand System*) développé par Banks et al. (1997) et qui est une extension du modèle AIDS (*Almost Ideal Demand System*) de Deaton et Muellbauer (1980). Ce modèle a un triple avantage : premièrement, il s'agit d'un modèle structurel dérivé d'une fonction d'utilité indirecte, ce qui permet de donner une interprétation précise à ses paramètres. Deuxièmement, il est suffisamment flexible pour restituer correctement les non-linéarités des courbes d'Engel que l'on peut observer pour certains biens comme la restauration ; autrement dit, un poste de consommation du modèle QAIDS peut être un bien de luxe sur une partie de la distribution des niveaux de consommation (élasticité-revenu supérieure à l'unité), puis un bien inférieur sur le reste de la distribution (élasticité-revenu inférieure à l'unité). Troisièmement, le modèle QAIDS exprime les fonctions de demande marshalliennes sous forme de parts budgétaires ; par conséquent, il n'est pas nécessaire de connaître les prix et les quantités de biens consommés par les ménages pour pouvoir l'estimer. Ce modèle est donc d'un emploi très commode lorsqu'on utilise les enquêtes Budget des Familles dans lesquelles on connaît les dépenses des ménages, mais ni les prix ni les quantités ne sont appréhendées.

Robin (1999) argüe que le système QAIDS accroît encore plus la flexibilité des courbes d'Engel en rajoutant une troisième composante non linéaire et s'approche donc de la limite théorique du rang des systèmes de demande rationnels qui s'écrivent comme des combinaisons linéaires de fonctions de la dépense totale réelle.

C'est pour ces raisons que dans la littérature micro-économétrique des systèmes de demande, l'application des modèles de type QAIDS a pris le pas sur les modèles de type AIDS. Toutefois, le modèle AIDS serait plus adapté à une situation dans laquelle les coefficients du terme quadratique du modèle QAIDS sont tous statistiquement nuls, c'est-à-dire non significatifs au sens statistique du terme.

La théorie des systèmes complets de demande étant une théorie microéconomique, l'utilisation des données micro dans les études empiriques pour calculer des élasticités à partir de l'estimation d'un système complet de demande, a pris naturellement le pas sur les autres types de données.

García-Enríquez et Echevarria (2016) analysent les effets de la réforme de la TVA de 2012 en Espagne sur le bien-être des ménages en mettant l'accent sur deux catégories de biens: les aliments et les boissons non alcoolisées. Les demandes des ménages sont modélisées à partir d'un système Quadratique Quasi-idéal de demande censuré estimé à l'aide de la procédure en deux étapes introduite par Tauchmann (2010). Pour les auteurs, cette procédure a l'avantage d'imposer des restrictions de paramètres traditionnels nécessaires pour la maximisation de l'utilité des ménages dans le cadre d'un modèle censuré. García-Enríquez et Echevarria (2016) montrent entre autres que les dépenses consacrées aux aliments et aux boissons non alcoolisées diminuent proportionnellement au revenu. Par conséquent, les ménages dont le revenu est moins élevé connaissent une perte de bien-être plus importante par rapport à leurs niveaux de revenu.

Lakkakula et al. (2016), estiment les paramètres de dépenses, de prix et d'Engel pour les principaux édulcorants caloriques américains (sucre, sirop de maïs à haute teneur en fructose [HFCS] et glucose) pour la période 1975-2013 en utilisant le système quadratique presque idéal. Les paramètres estimés sont ensuite utilisés pour calculer les élasticités des dépenses et les élasticités-prix non compensées et compensées. Ces auteurs constatent que les dépenses de consommation sont positivement élastiques pour le sucre et le SHTF, mais pas pour le glucose. L'élasticité-prix de la demande pour le sucre est moins élastique que celle du SHTF et du glucose.

En estimant un modèle QUAIDS par une procédure cohérente en deux étapes pour prendre en compte notamment le problème de censure de la variable dépendante, Bronnmann et al. (2016) analysent les caractéristiques de la structure de la demande et des préférences pour les fruits de mer sauvages et d'élevage en Allemagne. Les résultats de leurs estimations montrent entre autres que les consommateurs sont sensibles aux prix, particulièrement en ce qui concerne les espèces de fruits de mer et de crevettes à forte valeur marchande.

Guerrero-López et al. (2017) ont utilisé des microdonnées provenant de l'enquête sur le budget familial 2012-2013, qui recueille des informations sur les dépenses effectuées par les ménages urbains chiliens sur des produits tels que les boissons et les aliments. Les auteurs ont adopté la procédure en deux étapes de heckman pour estimer un système de demande quadratique presque idéal pour calculer les élasticités-prix du lait, du café, du thé et autres infusions, de l'eau ordinaire, des boissons gazeuses, d'autres boissons aromatisées, des sucreries, du sucre et du miel. Comme résultats, ils ont trouvé une élasticité-prix direct de -1,37 pour les boissons gazeuses. Ce qui implique qu'une augmentation de prix de 10% entraîne une réduction de la consommation de 13,7%.

Afin d'étudier la demande de services culturels en Corée, Yoon et Heo (2017) ont utilisé un modèle QUAIDS pour estimer la demande des services culturels, SR (Sports et Loisirs), CEP (Cinéma, Exposition et Arts de la scène) et BC (Diffusion et contenu). Selon les résultats de leurs estimations, les demandes de services culturels des ménages coréens étaient plus sensibles aux prix qu'aux revenus. De plus, les résultats ont montré que les SR et les CEP sont mutuellement complémentaires, tandis que les SR et les CEP sont des substituts de la CB.

Pour tester l'hypothèse selon laquelle la flambée de l'inflation alimentaire au cours de la période 2006-2013 en Inde a été causée par une demande croissante de produits alimentaires de grande valeur en raison de l'augmentation du revenu par habitant et de la diversification des régimes alimentaires indiens, Bhattacharya et Gupta (2017) ont calculé les élasticités des dépenses en estimant un système complet de demande à partir des données de l'enquête auprès des ménages menée par la National Sample Survey Organisation (NSSO). Leurs résultats empiriques montrent que la demande estimée a dépassé l'offre de tous les principaux produits alimentaires, à l'exception des fruits.

Yun He et al. (2017) ont étudié le système de demande de carburant pour le transport routier (essence et diesel) en Chine à l'aide des modèles AIDS et QAIDS. Les résultats indiquent que les élasticités-prix pour différentes catégories de véhicules vont de -1,215 à -0,459 (pour le AIDS) et de -1,399 à -0,369 (pour QAIDS). Ces deux modèles présentent donc des résultats très similaires pour l'analyse des systèmes de demande.

Enfin, pour simuler le bien-être et les impacts fiscaux de la récente réduction de la taxe sur la valeur ajoutée (TVA) sur les aliments sélectionnés en Slovaquie, Cupak et Toth (2017) ont estimé un système de demande QAIDS. L'objectif de leur étude est d'évaluer l'efficacité de la réduction d'impôt sur les aliments sélectionnés vis-à-vis de leurs alternatives hypothétiques. Les auteurs trouvent que, les réductions d'impôt tendent à être plus efficaces si la demande d'un bien est élastique par rapport au prix ou si le bien a plusieurs compléments.

L'objectif de ce papier est de contribuer à cette littérature empirique sur l'estimation des élasticités à partir d'un modèle QAIDS, une littérature très enrichissante dans les pays occidentaux mais très pauvre, quasiment inexistante dans les pays africains en général et ceux francophones au Sud du Sahara en particulier. L'étude cherche donc à mettre à la disposition des paramètres empiriquement estimés et scientifiquement éprouvés utiles pour des études de simulation de l'incidence des mesures de politiques prises par les pouvoirs publics au profit des ménages.

La suite de l'article est structurée trois sections. La première (section 2) présente le théorie qui sous-tend le modèle Quadratic Almost Ideal Demand System (QAIDS) et le calcul des élasticités, la deuxième (section 3) aborde la méthodologie et les procédures d'estimation des systèmes de demande et de calcul des élasticités. La quatrième section présente et analyse les résultats et la dernière (section 5) donne les grandes conclusions et les implications de politiques qui en découlent.

2. Modèle QAIDS : éléments théoriques d'analyse

Dans cette section, nous présentons le développement théorique du modèle Quadratic Almost Ideal Demand System (QAIDS) et des élasticités qui en découlent.

2.1. La formulation théorique du modèle

Le modèle *Quadratic Almost Ideal Demand System* (QAIDS) développé par Banks et al. (1997) est une extension (forme quadratique) du système de dépense presque idéal

(AIDS) de Deaton et Muellbauer (1980). Ce système AIDS est issu d'une classe de préférences dites PIGLOG¹ définie par:

$$\ln e(v, p) = (1 - v) \ln a(p) + v \ln b(p) \quad (1)$$

où $a(p)$ et $b(p)$ sont deux agrégats de prix, fonctions linéaires du vecteur de prix p . Formellement, ils sont donnés par:

$$\ln a(p) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad (2)$$

et

$$\ln b(p) = \ln a(p) + \beta_0 \prod_{j=1}^n p_j^{\beta_j} \quad (3)$$

Les paramètres α_i , β_i et γ_i assurent la flexibilité de la fonction de coût. Après différentiation de la fonction de coût par rapport au logarithme des prix, nous obtenons la fonction de demande AIDS comme suit:

$$\frac{p_i C_i}{R} \equiv \psi_i = \alpha_i + \sum \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i (\ln R - \ln a(p)) \quad (4)$$

Dans l'équation (4), $\ln a(p)$ est l'indice des prix *Translog* défini précédemment. Dans l'équation (4), le changement dans les prix est capté par le paramètre γ_{ij} et celui des dépenses réelles par β_i représentant l'effet de la dépense totale sur la part budgétaire. Le paramètre β permet donc de distinguer les biens nécessaires ($\beta < 0$) des biens de luxe ($\beta > 0$).

Comme on le voit, l'indice des prix tel que défini dans l'équation (4) est complexe, difficile à manipuler et ne se comporte pas toujours très bien. Deaton et Muellbauer (1980) proposent alors une approximation de cet indice, connue sous le nom de l'*indice de Stone* facilement manipulable de la forme:

$$\ln P^* = \sum \psi_i \ln p_i \quad (5)$$

Cette nouvelle formulation du système de demande AIDS est généralement retenue sous le nom de *Linear Approximation of the Almost Ideal Demand System* ou tout simplement modèle *LA-AIDS*. Ce modèle *LA-AIDS* est entièrement linéaire dans ses paramètres qui peuvent donc être facilement estimés.

Ce système AIDS que nous venons de décrire implique les conditions suivantes:

$$(i) \quad \sum \alpha_i = 1 ; \quad \sum_i \gamma_{ij} = 0 ; \quad \sum \beta_i = 0 ;$$

¹ Price independent generalized linear log

$$(ii) \quad \sum_j \gamma_{ij} = 0;$$

$$(iii) \quad \gamma_{ij} = \gamma_{ji}.$$

La condition (i) garantit l'additivité de la fonction de demande, la condition (ii) assure son homogénéité et la condition (iii) assure sa symétrie. De la fonction de demande, Deaton et Muellbauer (1980) dérivent les valeurs des élasticités-prix directe et revenu suivantes:

$$\varepsilon_{pd} = -1 + \frac{\gamma_{ij}}{\psi_i} - \beta_i \quad (6)$$

et

$$\varepsilon_R = 1 + \frac{\beta_i}{\psi_i} \quad (7)$$

Cependant, le système de demande presque linéaire (AIDS) repose sur une hypothèse très forte: *les courbes d'Engel sont théoriquement linéaires* difficilement testable. Plusieurs études empiriques, notamment celles de Lewbel (1991) et de Blundell et al. (1993) ont rejeté cette hypothèse dans le cadre d'estimation de modèles à plusieurs biens. Pour contourner cette difficulté, plusieurs auteurs, notamment Banks et al. (1997), ont amélioré le modèle AIDS en y ajoutant un simple terme quadratique. Cette nouvelle spécification appelée *Quadratic Almost Ideal Demand System* procède également d'une fonction de type PIGLOG généralisée afin d'autoriser la non-linéarité des courbes d'Engel sous-jacentes. On obtient ainsi le système d'équations suivantes:

$$\psi_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i (\ln R - \ln a(p)) + \frac{\lambda_i}{b'(p)} (\ln R - \ln a(p))^2 \quad (8)$$

où la fonction $\ln a(p)$ est identique à celle définie dans l'équation (2) et $b'(p) = \prod_{j=1}^n p_j^{\beta_j}$. Posons $\Lambda = \frac{\lambda_i}{b'(p)}$

Comme dans le modèle AIDS, le modèle QAIDS est linéaire conditionnellement aux agrégats de prix. Le coefficient Λ du terme quadratique dans l'équation (8) dépend des prix au travers d'un indice de prix agrégé de type Cobb-Douglas. De même, cette nouvelle forme fonctionnelle a l'avantage de conserver les propriétés de flexibilité et d'intégrabilité tout comme le modèle AIDS.

Le système doit également satisfaire également les conditions de rationalité, d'additivité, d'homogénéité et de symétrie mentionnées plus haut.

2.2. Les élasticités dans un modèle QAIDS

Il existe généralement trois catégories d'élasticités permettant d'analyser la structure de la demande: les élasticités revenu de la demande, les élasticités-prix directes et les élasticités-prix croisés. Nous passons en revue les méthodes de calcul de chacune de ces élasticités dans un modèle QAIDS.

2.2.1. Elasticité-revenu de la demande

La méthodologie de calcul des élasticités est clairement définie par Banks et al. (1997). Nous ne présentons ici que les principaux résultats. Rappelons le modèle QAIDS à estimer:

$$w_i = \alpha_i + \sum \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln\left(\frac{x}{a(p)}\right) + \frac{\lambda_i}{b'(p)} \left[\ln\left(\frac{x}{a(p)}\right) \right]^2 + \eta_i \tag{9}$$

En suivant donc Banks et al. (1997), nous commençons par dériver la fonction (12) par rapport à $\ln(x)$; ce qui donne:

$$\mu_i \equiv \frac{\partial w_i}{\partial \ln(x)} = \beta_i + 2 \frac{\lambda_i}{b(p)} \ln\left(\frac{x}{a(p)}\right) \tag{10}$$

L'application des règles mathématiques élémentaires de dérivation donne:

$$\frac{\partial w_i}{\partial \ln(x)} = \frac{\partial w_i}{\partial x} \frac{\partial x}{\partial \ln(x)} = \frac{\partial w_i}{\partial x} x \tag{11}$$

Et comme $w_i = \frac{p_i q_i}{x}$, on a:

$$\frac{\partial w_i}{\partial x} = \frac{\partial \left[\frac{p_i q_i}{x} \right]}{\partial x} \tag{12}$$

En appliquant également les règles de dérivation, l'expression (15) donne:

$$\frac{\partial w_i}{\partial x} = -\frac{p_i q_i}{x^2} + \frac{p_i}{x} \frac{\partial q_i}{\partial x} = -\frac{w_i}{x} + \frac{w_i}{q_i} \frac{\partial q_i}{\partial x} \tag{13}$$

En combinant les deux équations (14) et (16), on trouve:

$$\frac{\partial w_i}{\partial \ln(x)} = \frac{\partial w_i}{\partial x} x = x \left[-\frac{w_i}{x} + \frac{w_i}{q_i} \frac{\partial q_i}{\partial x} \right] = -w_i + \frac{w_i x}{q_i} \frac{\partial q_i}{\partial x} \tag{14}$$

En réarrangeant l'équation (17), on obtient:

$$\frac{\partial q_i}{\partial x} \frac{x}{q_i} = \frac{\partial w_i}{\partial \ln(x)} \frac{1}{w_i} + 1 \tag{15}$$

Or d'après l'équation (13), $\frac{\partial w_i}{\partial \ln(x)} = \mu_i$, et l'élasticité revenu de la demande du bien i , ϵ_{ix} est donnée par:

$$\varepsilon_{ix} = \frac{\partial q_i}{\partial x} \frac{x}{q_i} \quad (16)$$

On a en définitive:

$$\varepsilon_{ix} = \frac{\mu_i}{w_i} + 1 \quad (17)$$

2.2.2. Elasticité-prix direct

On sait qu'en théorie microéconomique du consommateur et conformément aux résultats théoriques de la section 2, l'élasticité-prix directe de la demande d'un bien i (ε_{ii}) est donnée par:

$$\varepsilon_{ii} = \frac{\partial q_i}{\partial p_i} \frac{p_i}{q_i} \quad (18)$$

Pour obtenir l'expression de cette élasticité-prix direct, nous faisons comme précédemment en dérivant la fonction (12) par rapport à $\ln(p_i)$. On a alors:

$$\mu_{ii} \equiv \frac{\partial w_i}{\partial \ln(p_i)} = \gamma_{ij} - \left[\beta_i + 2 \frac{\lambda_i}{b(p)} \ln \left(\frac{x}{a(p)} \right) \right] \left[\alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln(p_j) \right] - \frac{\lambda_i \beta_i}{b(p)} \left[\ln \left(\frac{x}{a(p)} \right) \right]^2 \quad (19)$$

Par analogie,

$$\frac{\partial w_i}{\partial \ln(p_i)} = \frac{\partial w_i}{\partial p_i} p_i \quad (20)$$

Et

$$\frac{\partial w_i}{\partial p_i} = \frac{\partial \left[\frac{p_i q_i}{x} \right]}{\partial p_i} = \left(q_i + \frac{\partial q_i}{\partial p_i} p_i \right) \left(\frac{1}{x} \right) \quad (21)$$

Après arrangement, on trouve:

$$\frac{\partial w_i}{\partial p_i} = \left(1 + \frac{\partial q_i}{\partial p_i} \frac{p_i}{q_i} \right) \frac{q_i}{x} \quad (22)$$

Ce qui donne:

$$\frac{\partial w_i}{\partial p_i} = (1 + \varepsilon_{ii}) \frac{q_i}{x} \quad (23)$$

En combinant les deux équations (20) et (23), on a:

$$\frac{\partial w_i}{\partial \ln(p_i)} = \frac{\partial w_i}{\partial p_i} p_i = (1 + \varepsilon_{ii}) \frac{p_i q_i}{x} \tag{24}$$

Ce qui donne, puisque $w_i = \frac{p_i q_i}{x}$:

$$\mu_{ii} = (1 + \varepsilon_{ii}) w_i \tag{25}$$

On trouve finalement l'expression de l'élasticité-prix directe ε_{ii} :

$$\varepsilon_{ii} = \frac{\mu_{ii}}{w_i} - 1 \tag{26}$$

2.2.2. Elasticité-prix croisés

Les élasticités-prix croisés renseignent sur la variation de la quantité demandée d'un bien suite à une variation du prix d'un autre bien.

En désignant par ε_{ij} l'élasticité-prix croisés, son expression est donnée par:

$$\varepsilon_{ij} = \frac{\partial q_i}{\partial p_j} \frac{p_j}{q_i} \tag{27}$$

Pour obtenir l'expression de cette élasticité-prix croisés, nous faisons toujours comme précédemment en dérivant la fonction (9) par rapport à $\ln(p_k)$. On a alors:

$$\mu_{ik} \equiv \frac{\partial w_i}{\partial \ln(p_k)} = \gamma_{ik} - \left[\beta_i + 2 \frac{\lambda_i}{b(p)} \ln\left(\frac{x}{a(p)}\right) \right] \left[\alpha_k + \sum_j \gamma_{ij} \ln(p_j) \right] - \frac{\lambda_i \beta_i}{b(p)} \left[\ln\left(\frac{x}{a(p)}\right) \right]^2 \tag{28}$$

En suivant les mêmes démarches mathématiques que celles développées ci-dessus pour retrouver l'expression de l'élasticité prix directs, on trouve par analogie,

$$\varepsilon_{ik} = \frac{\mu_{ik}}{w_i} \tag{29}$$

L'équation (29) donne l'expresion de l'élasticité prix croisés de la demande.

3. Méthodologie d'estimation

Nous spécifions dans cette section la forme économétrique du système complet de demande (modèle QAIDS) que nous avons estimé dans ce travail et la procédure de calcul des élasticités après l'estimation des paramètres du système.

3.1. Le modèle économétrique

Conformément aux développements théoriques ci-dessus, le modèle économétrique estimé à partir de la fonction de demande QAIDS est de la forme:

$$\psi_i = \alpha_i + \sum \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i (\ln x - \ln a(p)) + \frac{\lambda_i}{b'(p)} (\ln x - \ln a(p))^2 + \eta_i \quad (30)$$

où x représente ici le revenu R de l'individu.

Les termes $\ln a(p)$ et $b'(p)$ sont identiques à ceux définis dans la section 2.

Le modèle (30) est estimé pour chaque catégorie de biens et pour chaque groupe de ménage. Dans ce modèle, η_i représente le terme stochastique.

En suivant principalement Poi (2012) et Janský (2013), nous avons introduit des variables socio-démographiques (z) dans notre modèle économétrique (30) à travers le terme $\ln a(p)$ tel que:

$$\ln a(p) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \left(\alpha_i + \sum_{k=1}^n \alpha_{ik} z_{ik} \right) \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad (31)$$

où

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1; \sum_{i=1}^n \alpha_{ik} = 0 \quad (32)$$

L'estimation du système complet de demande (31) pose dans la pratique quelques problèmes économétriques qu'il est indispensable de préciser.

3.2. Problèmes économétriques et méthodes d'estimation

Le modèle (30) est estimé pour chacune des huit catégories de biens que nous avons retenues. Il s'agit donc d'estimer un système complet de demande composé de huit équations. Mais l'estimation des systèmes complets de demande est confrontée généralement à trois principales difficultés que nous synthétisons dans le tableau (1) avec les solutions préconisées.

Nous sommes bien conscients que l'estimation du système de demande (30) spécifié pourrait être confronté à tous ces trois différents problèmes mais la méthode des triples moindres carrés ordinaires (3MCO) combinée avec la procédure à deux étapes de Heckman (1979) proposée dans la littérature pour corriger simultanément ces trois problèmes n'est malheureusement pas adaptée aux modèles non linéaires comme le modèle QAIDS. Cependant, en l'absence de dépenses de consommation nulles, ou en ignorant les cas de non-consommation dont l'effet sur les résultats des estimations reste tout de même minime (Ruiz et Trannoy, 2008), nous avons utilisé la méthode NLSUR²

² Nonlinear Seemingly Unrelated Regression

telle que développée par Poi (2012) pour le cas spécifique du modèle QAIDS qui permet de contourner le problème d'auto-corrélation des termes stochastiques et celui du biais d'endogénéité.

Tableau 1 : Problèmes économétriques et leurs solutions

Problème économétrique	Nature du résultat	Solution ³
1- Observations nulles	biaisé	Tobit ou Probit+Heckman
2- Erreurs corrélées à travers les équations	Inefficace	SURE ou 2MCO ou 3MCO
3- Dépenses totales endogènes	biaisé	VI ou 2MCO ou 3MCO
4- Combinaison (2) + (3)	biaisé et inefficace	3MCO ou NLSUR+IFGNLS
5- Combinaison (1) +(2) +(3)	biaisé et inefficace	3MCO+Heckman

Source : L'auteur

3.3. Données de l'étude et choix des variables

Les données utilisées sont tirées des résultats de la deuxième édition disponible de l'Enquête Modulaire Intégrée sur les Conditions de Vie des ménages (EMICoV) organisée par l'INSAE en 2011. L'Enquête Modulaire Intégrée sur les Conditions de Vie des Ménages s'inscrit dans le cadre d'un dispositif de suivi permanent des indicateurs sur les conditions de vie des ménages tel que défini dans la Stratégie Nationale de Développement de la Statistique (SNDS). Elle vise à approfondir la connaissance de la pauvreté et de la dynamique de l'emploi, du chômage, de l'accès au foncier, de la perception de la gouvernance et de la démocratie et du secteur informel au Bénin.

Comme dans toute estimation économétrique, nous avons deux groupes de variables: les variables endogènes et les variables exogènes. Nous avons également discuté du choix des différentes catégories de bien.

3.3.1. La variable endogène

A l'instar d'autres auteurs tels que Goaïed (1991), Boizot (1999), Asano et al. (2003), Tafere et al. (2010), Jansky (2013), Sharma et al. (2014), Wang (2015), Colantuoni et Rojas (2015), García-Enríquez et Echevarria (2016), Khanal et Mishra (2016), la variable endogène que nous avons utilisée pour estimer un système complet de demande est la part de la dépense totale que le ménage h consacre à la consommation du bien i . Il s'agit donc de calculer pour chaque ménage h et pour chaque bien i , le coefficient budgétaire w_i^h .

³ Définition des sigles utilisés

- SURE : Seemingly Unrelated Regression
- 2MCO : Double Moindre Carré
- 3MCO : Triple Moindre Carré
- VI : Variables Instrumentales
- NLSUR : Nonlinear Seemingly Unrelated Regression
- IFGNLS : Iterated Feasible Generalized Nonlinear Least-Squares

3.3.2. Les variables exogènes

Conformément au modèle économétrique spécifié (30), nous distinguons deux groupes de variables: les variables économiques (variables d'intérêt) et les variables socio-démographiques (variables de contrôle).

(i) Les variables exogènes d'intérêt: Notre modèle comporte deux variables exogènes d'intérêt: le revenu du ménage et les prix des biens.

Le revenu: Dans les études économétriques portant sur l'estimation d'une structure de consommation basée sur des données d'enquête dans lesquelles les informations sur les revenus ne sont pas souvent fiables, les auteurs utilisent le plus souvent les dépenses totales que l'individu consacre à l'achat de tels ou tels biens. Pour Ravelosoa et al. (1999), les dépenses de consommation variant moins, sont considérées comme une mesure plus exacte du revenu permanent des ménages et sont souvent utilisées comme mesure agrégée du bien-être des ménages. Nous avons donc, en suivant des auteurs comme Janky (2013), Mitall (2010), Asano et al (2003), Ravelosoa et al. (1999), retenu les dépenses de consommation comme variables proxy du revenu.

Les prix: Dans les enquêtes *Budget des Familles*, les ménages déclarent leurs dépenses de consommation, mais pas les quantités qu'ils ont achetées ni les prix qu'ils ont payés. Il est donc indispensable de compléter les données de consommation par des données sur les prix pour pouvoir estimer le modèle de demande. Nous avons utilisé les indices des prix à la consommation (IPC) produits par l' INSAE pour construire des indice de prix personnalisés pour chaque catégorie de biens et pour chaque ménage par la méthode proposée par Lewbel (1989). En supposant qu' au sein d' un poste agrégé, les ménages ont des préférences hétérogènes de type Cobb-Douglas, on peut écrire que l' indice de prix du poste agrégé i pour le ménage h est :

$$\ln(P_{ih}) = \sum_{l=1}^{N_i} \frac{w_{lh}}{w_{ih}} \ln(P_l) \quad (33)$$

Avec $l \in N_i$, est l'ensemble des autres postes agrégés (catégories) de biens et services.

(ii) Les variables exogènes de contrôle: Comme nous l'avons explicité plus haut, des caractéristiques socio-démographiques des ménages sont aussi déterminantes dans le choix de leur consommation. En suivant García-Enríquez et Echevarria (2016), nous avons introduit quatre variables socio-démographiques dans notre modèle économétrique : la taille du ménage, l'âge du chef de ménage, le niveau d'instruction du chef de ménage et le sexe du chef de ménage.

3.3.3. Le choix des différentes catégories des biens variables

la présence de valeurs aberrantes dans les différentes observations. Ce problème est encore plus criard dans les pays en développement comme le Bénin où les informations collectées par des enquêtes sont très peu fiables. Dans notre cas, la variable qui souffre le plus de ses aberrations reste bien entendu les dépenses de consommation. La base de données que nous considérons comporte douze grandes catégories de biens et/ou services. En prospectant ces différentes catégories de biens et services, on s'aperçoit

qu'il y a de nombreuses observations dont les dépenses présentent des valeurs nulles ou manquantes. Cela pose un problème dans le choix des types de biens qui doivent être considérés. Le tableau (1) présente les douze catégories de biens considérées dans l'enquête EMICoV ainsi que la proportion de valeurs nulles ou manquantes qu'elles contiennent.

Tableau 2 : Les différentes grandes catégories de biens de la base EMICOV

N°	Catégories de biens	Valeurs nulles ou manquantes (en %)
1	Alimentations et boissons non alcoolisées	9,37
2	Boissons alcoolisées et tabacs	72,82
3	Habillements et chaussures	18,70
4	Logement et électricité	10,27
5	Meubles, articles et entretiens courants	20,25
6	Santé	23,10
7	Transports	30,19
8	Communications	80,75
9	Loisir & culture	57,89
10	Education	90,27
11	Hôtel et restauration	14,98
12	Biens et services divers	30,72

Source: Base des données EMICOV 2011

A la lecture de ce tableau, on note que les catégories Education, Communications, Boissons alcoolisées et tabacs et Loisir & culture présentent des valeurs nulles ou manquantes dans l'ordre de 90,27%, 80,75%, 72,82% et 57,89% respectivement. Plus de la moitié des observations de ces quatre catégories de biens présentent donc des valeurs nulles ou manquantes. Nous avons simplement supprimé ces quatre catégories de la liste. Il reste donc huit catégories de biens et/ou de services qui sont considérées dans la suite du travail.

4. Analyse des résultats

Pour permettre une plus grande flexibilité de nos résultats, nous avons considéré différentes couches de la population. En effet, en plus des estimations effectuées au plan national, nous avons réalisé des estimations en distinguant:

- les individus vivant en milieu rural de ceux du milieu urbain;
- les riches des pauvres au plan national⁴;
- les riches ruraux des riches urbains;
- les pauvres ruraux des pauvres urbains.

⁴ La base de données que nous utilisons contient un ensemble de variables qui renseignent sur l'état de pauvreté des ménages de l'échantillon. L'incidence de la pauvreté globale (P0) est l'une de ces variables. Elle mesure le pourcentage de la population (ou de ménages) qui n'arrive pas à couvrir ses besoins alimentaires et non alimentaires représentés par le seuil de pauvreté. Dans la base de données, tous ces ménages sont classés comme pauvres et le reste comme riche ou aisé

Mais comme développé plus haut, le calcul des élasticités nécessite l'estimation du système complet de demande QAIDS. Nous avons donc estimé au total neuf (09) différents systèmes de demande. Il faut tout d'abord signaler que dans chacun des neuf (09) modèles estimés, la plupart des coefficients sont significativement différents de zéro au sens de Student. En considérant les différentes couches de population dont nous avons parlé plus haut, nous avons estimé au total huit (09) modèles composés chacun d'un système de huit (08) équations. Les résultats des estimations du système QAIDS obtenus sont non seulement conformes aux résultats théoriques mais ils corroborent également avec des résultats empiriques tels que ceux obtenus par Goaiéd (1991), Boizot (1999), Asano et al. (2003), Mittal (2010), Tafere et al. (2010) et Jansky (2013), Colantuoni et Rojas (2015), García-Enríquez et Echevarria (2016), Khanal et Mishra (2016).

Les élasticités sont calculées ici au niveau de la moyenne de l'échantillon étudié, comme dans la plupart des études du genre. Ce qui permet d'obtenir une mesure d'élasticité globale pour l'ensemble de l'échantillon sur lequel porte l'analyse. L'avantage de cette approche est qu'elle permet de synthétiser les résultats et facilite par ricochet leur interprétation et leur usage à d'autres fins notamment dans le cadre de réalisation de différentes simulations d'impact. L'analyse faite ici a porté uniquement sur les élasticités revenu et prix directs. Pour les biens retenus dans ce travail, l'analyse de la substitutivité entre ces biens ne présente aucun intérêt pratique de politiques économiques. Le calcul des élasticités prix croisés n'est donc pas indispensable.

4.1. Les élasticités-revenu de la demande

Les élasticités-revenu mesurent la variation de la quantité demandée d'un bien donné suite à une variation donnée du revenu. Dans ce travail, la dépense totale étant utilisée comme *proxy* du revenu, les élasticités-revenu peuvent s'interpréter comme des élasticités-dépenses. Les élasticités calculées à partir des paramètres estimés sont consignés dans le tableau 3.

Au plan national, l'élasticité moyenne de la demande par rapport au revenu des béninois est de 1,49 et de 1,64 respectivement dans le cas où nous considérerons l'ensemble des biens et dans le cas où nous écartons les biens alimentaires. Ce qui laisse présager que la variation de la demande suite à un changement du niveau du revenu est plus que proportionnelle à la variation de ce revenu. Autrement dit, lorsque le revenu des béninois augmente en moyenne de 10% par exemple, la quantité totale de biens et services qu'ils demandent augmenterait, toutes choses étant égales par ailleurs, en moyenne d'environ 15%. Comme on le voit dans le tableau (2), toutes les élasticités-revenu sont positives et conformes à celles couramment obtenues dans la littérature (Tafere et al., 2010; Mittal, 2010 et Jansky, 2013).

Toutes les élasticités sont supérieures à l'unité sauf celle des biens alimentaires et boissons non alcoolisées. Ce qui signifie qu'au Bénin et de façon générale, les ménages dépensent plus dans les biens non alimentaires que dans les biens alimentaires et boissons non alcoolisées. En d'autres termes, une augmentation du revenu de 10% entraînerait un accroissement moyen de la quantité demandée de biens alimentaires de 0,4% alors qu'une variation du revenu dans la même proportion engendrerait une augmentation des quantités de biens non alimentaires demandées de plus de 1%. On voit

donc bien que l'alimentation (biens alimentaires et boissons non alcoolisées) constitue des biens de nécessité⁵ pour les béninois. Ils doivent en conséquence consommer une quantité incompressible de ce bien quel que soit leur pouvoir d'achat.

Tableau 3: Les élasticités-revenu de la demande

	National	Résidence		Statut social		Urbain		Rural	
		Urbain	Rural	Riche	Pauvre	Riche	Pauvre	Riche	Pauvre
Alimentation	0,4064	0,3453	0,5364	0,3602	0,9182	0,936	0,241	0,859	0,311
Habillement	1,5831	1,4899	1,3167	1,4938	0,8559	0,966	1,962	0,701	1,541
Logement	1,0609	1,1780	0,7255	1,0934	0,9158	0,891	0,577	0,854	1,249
MAM ⁶	1,0218	1,3187	0,6356	0,9172	0,8754	1,043	0,773	0,705	1,023
Santé	1,9909	7,0191	0,8045	2,0751	0,9288	0,966	4,751	0,842	0,818
Transport	1,3318	1,7084	0,5203	1,3185	0,9008	0,982	1,486	0,842	1,444
Hôtel et Rest. ⁷	1,3687	1,4094	0,8471	1,4783	1,5283	1,349	1,434	1,947	1,520
ABS divers ⁸	3,1393	3,8466	1,2256	3,2794	0,8214	0,895	2,015	0,728	4,494
Moyenne globale	1,49	2,29	0,83	1,5020	0,9681	1,0035	1,6549	0,9348	1,5500
Moyenne sans Alimentation	1,64	2,57	0,87	1,6651	0,9752	1,0131	1,8569	0,9456	1,7270

En considérant le milieu de résidence, les résultats obtenus ici sont encore conformes à ceux généralement trouvés dans la littérature empirique. Ici également, les élasticités sont toutes positives et on observe approximativement la même structuration des élasticités entre d'une part, ces résultats et ceux obtenus lorsque l'on considère toute la population, et d'autre part, entre la population urbaine et les ménages ruraux. Il faut toutefois remarquer que les ménages urbains ont des élasticités-revenu de la demande plus fortes que celles des ménages ruraux, sauf pour les biens alimentaires. Les élasticités-revenu de la demande en biens alimentaires sont toujours inférieures à l'unité dans les deux milieux, témoignant le fait que l'alimentation reste un bien de nécessité aussi bien en zone rurale qu'urbaine. De façon globale et en considérant toutes les huit (08) catégories de biens, les ménages urbains consommeraient en moyenne, à variations égales du revenu de 10% par exemple et toutes choses étant égales par ailleurs, 14,6% de plus que les ménages ruraux. Sans les biens alimentaires, les urbains consommeraient 17% de plus que les ruraux dans les mêmes conditions. De même, le fait que les ménages ruraux ont une élasticité-revenu de la demande en biens alimentaires plus forte que celle des urbains est un résultat à prendre avec précepte. En effet, un tel résultat peut provenir, non pas d'une variation réelle de la quantité de biens alimentaires suite à une variation du revenu, mais d'une augmentation du niveau global de la consommation due à l'autoconsommation puisque, dans les zones rurales, la consommation dépend

⁵ Tous les autres types de biens sont donc, selon les résultats de l'estimation, des biens de luxe.

⁶ Meubles et Articles de Ménage

⁷ Hôtel et Restauration

⁸ Autres Biens et Services divers

généralement très peu du niveau de revenu du ménage. Une grande proportion de la production (le plus souvent alimentaire) se trouve en effet transformée en autoconsommation rapide dans les milieux ruraux.

Il faut enfin remarquer la très forte valeur moyenne de l'élasticité-revenu des ménages urbains en biens sanitaires qui est de 7,02 alors qu'elle est seulement de 0,8 en milieu rural. Ce résultat ne signifie pour autant pas que la santé est considérée comme un bien de luxe en milieu urbain, mais pourrait s'expliquer par la pratique de l'automédication (médecine traditionnelle surtout) dans les zones rurales (faible élasticité-revenu) et par la prise de conscience au niveau de la population urbaine par rapport aux conséquences de l'automédication et qui s'adonne à la médecine moderne (forte élasticité-revenu) surtout en cette ère où l'on assiste à une plus grande floraison des cabinets privés de santé dans les zones urbaines.

On note également que les ménages riches consommeraient en moyenne, à variations égales du revenu de 10% par exemple et toutes choses étant égales par ailleurs, 5,3% de plus que les ménages pauvres. Sans les biens alimentaires, les riches consommeraient 6,9% de plus que les pauvres dans les mêmes conditions. On retrouve ainsi la même structure de consommation que dans le cas de la configuration rural-urbain, ce qui n'est pas étonnant puisque la pauvreté est beaucoup plus accentuée en milieu rural. Cependant, en matière d'alimentation, les pauvres consacrent une proportion plus importante de leur revenu à la consommation des biens alimentaires plus que les riches. En effet, l'élasticité-revenu de la demande de biens alimentaires est estimée à 0,91 pour les pauvres contre seulement 0,36 pour les riches. Ce qui veut dire qu'à variations égales de 10% du revenu, les pauvres dépenseraient environ 5,6% dans la consommation des biens alimentaires plus que les riches.

Enfin, on observe que le pauvre urbain a des élasticités plus fortes (à quelques exceptions près) que le riche rural. Ce qui signifie qu'en moyenne et à variation égale de revenu, la consommation totale du pauvre urbain variera dans des proportions supérieures à celles du riche rural. Un résultat qui corrobore bien les faits puisque la pauvreté n'est pas vécue de la même façon dans les deux milieux de résidence (rural et urbain).

4.2. Les élasticités-prix directs

Le tableau 4 présente les résultats des estimations des élasticités-prix directs pour les huit catégories de biens et pour chaque niveau d'analyse.

Au plan national, les biens les plus sensibles aux variations de prix sont les *biens et services divers*, *hôtel et restauration*, *meubles et articles de ménages*, les *transports* et les *habillements* dans une moindre mesure avec respectivement des élasticités de -0,36 ; -0,33 ; -0,32 ; -0,24 et -0,22.

On observe que, de manière générale, les élasticités-prix directs sont légèrement plus élevées en valeur absolue en milieu urbain qu'en milieu rural. La faible valeur des élasticités des biens comme l'alimentation (-0,07), le logement (-0,09), le transport (-0,21) et hôtel & restauration (-0,21) en milieu rural par rapport aux valeurs obtenues en milieu urbain, pourrait s'expliquer par le fait que ces biens et services sont très faiblement demandés dans les zones rurales. Les ménages ruraux sont donc très peu

sensibles aux variations des prix de ces biens et services. Par contre, la faible valeur de l'élasticité-prix direct de la demande en biens alimentaires obtenue en milieu rural, peut s'expliquer ici encore par l'autoconsommation tel que nous l'avons déjà expliqué plus haut. Il faut tout de même remarquer que la très forte valeur (en valeur absolue) de l'élasticité-prix directe de la demande en santé obtenue en milieu rural va de soi. En effet, conformément à ce que nous avons dit plus haut dans le cadre de l'analyse des élasticités-revenu, une population déjà hostile à la médecine moderne, ne peut rien faire d'autre que de réduire considérablement sa demande en santé moderne (quantité de médicaments achetés, fréquentation des centres de santé et hôpitaux) quand les prix de ces biens sanitaires augmenteront. On comprend donc que les ménages ruraux doivent être très sensibles à la variation des prix des différents produits de santé.

Tableau 4: Les élasticités-revenu de la demande

	National	Résidence		Statut social		Urbain		Rural	
		Urbain	Rural	Riche	Pauvre	Riche	Pauvre	Riche	Pauvre
Alimentation	-0,115	-0,124	-0,073	-0,121	-0,140	-0,149	-0,126	-0,118	-0,127
Habillement	-0,220	-0,235	-0,210	-0,213	-0,280	-0,329	-0,184	-0,230	-0,239
Logement	-0,188	-0,248	-0,090	-0,186	-0,204	-0,196	-0,056	-0,209	-0,256
MAM	-0,320	-0,329	-0,307	-0,303	-0,376	-0,328	-0,310	-0,400	-0,303
Santé	-0,151	-0,091	-1,353	-0,098	-0,322	-0,355	-0,283	-0,284	-0,037
Transport	-0,238	-0,262	-0,208	-0,190	-0,393	-0,414	-0,169	-0,371	-0,207
Hôtel et Rest.	-0,328	-0,366	-0,280	-0,291	-0,423	-0,415	-0,232	-0,212	-0,336
ABS divers	-0,361	-0,281	-0,511	-0,374	-0,434	-0,493	-0,512	-0,382	-0,245
Moyenne globale	-0,115	-0,124	-0,073	-0,121	-0,140	-0,149	-0,126	-0,118	-0,127
Moyenne sans Alimentation	-0,220	-0,235	-0,210	-0,213	-0,280	-0,329	-0,184	-0,230	-0,239

On observe enfin que les pauvres sont plus sensibles aux variations des prix, quel que soit le bien, que les riches. Ce résultat n'a rien d'étonnant puisque, étant donné que nous raisonnons ici en terme monétaire (revenu), l'augmentation du prix des biens dégradera le pouvoir d'achat des ménages. Cette dégradation affectera beaucoup les ménages pauvres qui seront très sensibles à un accroissement des prix des biens. Toute transformation de la structure des prix dans l'économie affectera donc plus sévèrement les ménages pauvres plus que les riches. Cette structure est respectée aussi bien en milieu rural qu'urbain.

Ces différents résultats, conformes à ceux de la littérature empirique, ne font que confirmer les faits en matière de consommation dans les pays en voie de développement tout comme le Bénin.

5. Conclusion

Dans ce travail, nous avons tenté d'analyser comment les ménages réagissent aux variations de prix dans leur comportement de consommation aussi bien, d'une part, en milieu rural qu'urbain et d'autre part, au niveau de la population pauvre qu'au niveau des riches.

Pour mener notre analyse, nous avons adopté une démarche micro-économétrique basée sur l'estimation d'un système de demande. Les données utilisées dans cette analyse proviennent de la deuxième édition de l'Enquête Modulaire Intégrée sur les Conditions de Vie des ménages (EMICoV) organisée par l'INSAE en 2011. Un important travail statistique préalable d'apurement des données a été réalisé avant de procéder aux estimations économétriques. En outre, les ménages ont été regroupés en neuf strates.⁹ Après traitement et apurement des données, huit (08) différentes catégories de biens ont été retenus. Nous avons donc estimé pour chaque strate, un système complet de demande composé de huit (08) équations.

En considérant tous les ménages dans leur ensemble, nos résultats montrent que l'élasticité moyenne de la demande par rapport au revenu des béninois est de 1,49 et de 1,64 respectivement dans le cas où nous considérons l'ensemble des biens et dans le cas où nous écartons les biens alimentaires. Ce qui laisse présager que la variation de la demande suite à un changement du niveau du revenu est plus que proportionnelle à la variation de ce revenu. Autrement dit, lorsque le revenu des béninois augmente en moyenne de 10% par exemple, la quantité totale de biens et services qu'ils demandent augmentera, toutes choses étant égales par ailleurs, en moyenne d'environ 15%.

Les estimations faites au niveau de chaque sous groupe révèlent que toutes nos élasticités prix directs sont négatives conformément à la théorie micro-économique. Par ailleurs, comme on le rencontre couramment dans la littérature, ces élasticités sont toutes inférieures en valeur absolue à l'unité (dans tous les sous groupes). Ce qui traduit le fait que globalement, la demande des différents biens et services au Bénin est inélastique c'est-à-dire qu'elle réagit faiblement au changement de prix. L'ampleur de cette inélasticité dépend non seulement de la nature du bien mais aussi de la catégorie de ménages considérés.

Somme toute, l'analyse de la structure de consommation des ménages a révélé qu'ils sont vraiment sensibles aux variations de leur revenu ou des prix des biens et services. Cette sensibilité est beaucoup plus poussée au niveau des pauvres qu'au niveau des riches. Toute modification de prix (variation du taux de la TVA par exemple) ou de revenu changera alors profondément la structure de consommation des ménages, surtout dans le rang des pauvres.

⁹ Les riches, les pauvres, les urbains, les ruraux, les riches ruraux, les riches urbains, les pauvres ruraux, les pauvres urbains et bien entendu l'ensemble de la population.

6. Références bibliographiques

- Asano S., Barbosa A.L.N.H. et Fiuza E. P. S. (2004). Optimal commodity taxes for Brazil based on AIDS preferences, *Revista Brasileira de Economia* 58, pp.5–21.
- Banks J., Blundell R. et Lewbell (1997). Quadratic Engel curves and consumer demand, *Review of Economics and Statistics*, 79 (4), 527-539.
- Bhattacharya R., Gupta A. 8). Food Subsidies and Poverty Alleviation, *The Economic Journal*, 98(392), 701-719.
- Blundell R. W., Pashardes P. et Weber G. (1993). What do we Learn About Consumer Demand Patterns from Micro Data?, *American Economic Review*, 83(3), 570-597.
- Boizot C. (1999). La demande de boissons des ménages : une estimation de la consommation à domicile, *Economie et Statistique*, N°324-32, 4/5.
- Bronnmann J., Loy J. P. et Karen J. Schroeder K. J. (2016). Characteristics of Demand Structure and Preferences for Wild and Farmed Seafood in Germany : An Application of QUAIDS, *Marine Resource Economics*, Volume 31, Number 3.
- Colantuoni F. et Rojas C. (2015). The impact of soda sales taxes on consumption: Evidence from scanner data, *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, Vol. 33, Issue 4, pp. 714–734.
- Cupak A. et Toth P. (2017). Measuring the Efficiency of VAT reforms: Evidence from Slovakia, *National Bank of Slovakia Working paper*, NBS, 6/2017.
- Deaton A. et Muellbauer J. (1980). An Almost Ideal Demand System, *The American Economic Review*, Vol. 70 (3), 312-326.
- García-Enríquez García-Enríquez J. et Echevarria C. A. (2016). Consistent Estimation of a Censored Demand System and Welfare Analysis: The 2012 VAT Reform in Spain », *Journal of Agricultural Economics*, Volume 67, Issue 2.
- Goaïed M. (1991). Estimation d'un système de demande des ménages à partir de données groupées d'enquêtes budgétaires en Tunisie, *Économie & Prévision*, Vol. 97, N°1, pp. 11-19.
- Guerrero-López C. M., Unar-Munguía M. et Colchero M. A. (2017). Price elasticity of the demand for soft drinks, other sugar-sweetened beverages and energy dense food in Chile, *BMC Public Health*, Vol. 17: 180.
- Jansky P. (2013). Consumer Demand System Estimation and Value Added Tax Reforms in the Czech Republic, *IFS Working Papers*, W13/20.
- Khanal, A. R. et Mishra A. K. (2016). Heterogeneity in Food Demand among Rural Indian, *Revue Canadienne d'Agroéconomie*, Vol. 64, Issue 3, PP 517-544
- Lakkakula P., Schmitz A., et Ripplinger D. (2016). U.S. Sweetener Demand Analysis: A QUAIDS Model Application, *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 41 (3): 533–548.
- Lewbel A. (1989). Identification and Estimation of Equivalence Scales under Weak Separability, *Review of Economic Studies*, N°56.
- Lewbel A. (1991). The Rank of Demand Systems: Theory and Nonparametric Estimation, *Econometrica*, Vol.59, 711 -730.
- Mittal S. (2010). Application to the quaid model of the food sector in India, *Journal of Quantitative Economics*, Vol. 8 No.1.

- Poi, B. P. (2012). Easy demand system estimation with quads, *Stata Journal* 12: 433-446.
- Robin J. M. (1999). Économétrie des systèmes de demande, *Economie et Statistique*, 324(1) : 135-142.
- Ruiz N. et Trannoy A. (2008). Le caractère régressif des taxes indirectes : les enseignements d'un modèle de microsimulation, *Economie et statistique*, 413, pp. 21– 46.
- Sharma A., Hauck K., Hollingsworth B. et Siciliani L. (2014). The effects of taxing sugar sweetened beverages across different income groups authors, *Health Econ* 23(9):1159-84.
- Tafere K., Taffesse A. S., et Tamiru S. (2010). Food Demand Elasticities in Ethiopia: Estimates Using Household Income Consumption Expenditure (HICE) Survey Data, *Ethiopia Strategy Support Programm II Working paper* (011).
- Tauchmann H. (2010). Consistency of Heckman-type two-step estimators for the multivariate sample-selection model, *Applied Economics*, vol. 42, issue 30, 3895-3902.
- Yoon S. et Heo S. (2017). The demand for cultural services in Korea using the QUAIDS model, *International Journal of Business and Society*, Vol. 18 No. 1, 95 - 112.
- Yun He L., Yang S. et Chang D. (2017). Oil Price Uncertainty, Transport Fuel Demand and Public Health, *International Journal of Environmental Research and Public Health*, Vol.14(3):245.