



**AgEcon** SEARCH  
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

*The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library*

**This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.**

**Help ensure our sustainability.**

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

[aesearch@umn.edu](mailto:aesearch@umn.edu)

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

**DEMANDE DU RIZ IMPORTE, DEMANDE DU RIZ  
PRODUIT LOCALEMENT AU TOGO : UNE ESTIMATION À  
PARTIR DU MODÈLE ALMOST IDEAL DEMAND SYSTEM  
(AIDS)**

By

Tchabletienne, Kombate; Koffi-Tessio, E.M.; and Diagne, A.

*Poster presented at the Joint 3<sup>rd</sup> African Association of Agricultural  
Economists (AAAE) and 48<sup>th</sup> Agricultural Economists Association of South Africa*

*(AEASA) Conference, Cape Town, South Africa, September 19-23, 2010*

UNIVERSITE DE LOME  
LABORATOIRE DE RECHERCHE SUR LA PAUVRETE ET LA  
SECURITE ALIMENTAIRE DURABLE (LARPSAD)

*DEMANDE DU RIZ IMPORTE, DEMANDE DU RIZ  
PRODUIT LOCALEMENT AU TOGO : UNE ESTIMATION À  
PARTIR DU MODÈLE ALMOST IDEAL DEMAND SYSTEM  
(AIDS)*

Par

*KOMBATE Tchabletienne*  
E.M. KOFFI-TESSIO

A. DIAGNE

B.P. 1515

Lomé, TOGO (West Africa)

Email: [sadaocel@cafe.tg](mailto:sadaocel@cafe.tg)

## **Résumé :**

L'approximation linéaire du modèle *Almost Ideal Demand System* (LA/AIDS) est utilisée pour estimer la demande du riz (riz local et riz importé) au Togo de 1986 à 2006. Un modèle à correction d'erreur (MCE) a été développé pour tenir compte des relations de court terme entre les variables. Les paramètres de court et de long terme ont été estimés par les MCO. Dans cette étude, le riz local et le riz importé sont supposés être faiblement séparables des autres biens. Cette hypothèse excluant les relations avérées entre le riz importé et le riz local d'une part et entre ces produits, et les autres produits alimentaires d'autre part ; a conduit à estimer la demande du riz au Togo au deuxième stade d'un processus de maximisation de l'utilité. Les paramètres de court terme et de long terme obtenu, ont donc servi à calculer les élasticités conditionnelles marshalliennes de la demande du riz au Togo.

Mots clés : utilité, élasticités conditionnelles marshalliennes, demande.

## **Abstract:**

The linear approximation of the model *Almost Ideal Demand System* (LA/AIDS) is used to estimate rice demand (local rice and imported rice) in the Togo between 1986 and 2006. An error correction model (ECM) was developed to capture the short terms relationships between the variables. The parameters of short and long run were estimated by the MCO. In this study, local rice and imported rice are supposed to be weakly separable from other goods. This assumption, excluding the relations proven between imported rice and local rice on the one hand and between these products, and the other food products on the other hand; resulted in estimating the demand of rice in Togo at the second stage of utility maximization process. The short and long run parameters obtained, were then used to calculate conditional Marshallian demand elasticities of rice in Togo.

Key words: utility, conditional Marshallian elasticities, demand.

## 1 *Introduction*

Le Togo, à l'instar de la plupart des pays de l'Afrique de l'Ouest, est devenu depuis ces dernières années très dépendant des importations de riz. En 2005, ces importations faisaient près du double de la production de riz décortiqué en volume ; et entre 2005 et 2006, l'on a enregistré près de 22,7 % d'augmentation du riz importé en volume. Ces chiffres à la hausse sont observés, alors que la production locale a du mal à suivre, faute d'investissement réel et de soutien à la riziculture locale.

Cette dépendance de plus en plus importante vis-à-vis du riz importé est d'autant plus inquiétante, que des changements structurels s'opèrent dans l'environnement mondial du riz. En effet, les stocks mondiaux diminuent, les tendances actuelles des prix sont à la hausse. Ces changements structurels en cours en Asie et sur le marché mondial du riz vont compromettre à court et à long terme l'approvisionnement du riz des pays africains sur le marché mondial. Il y'a donc de graves risques de pénuries de riz dans les villes africaines. Aussi, l'étroitesse du marché international<sup>1</sup> et l'augmentation structurelle de la consommation en riz dans les principaux pays producteurs asiatiques laissent-elles prévoir une tension croissante dans le domaine de l'approvisionnement des pays ouest-africains dont la demande va continuer de croître. Par ailleurs, la faible capacité des pays africains à générer des ressources par les exportations pour financer leurs importations laisse penser qu'à terme une grande crise de sécurité alimentaire menace toute l'Afrique.

Il importe donc de définir une politique rizicole, qui puisse permettre une réelle relance de la filière rizicole en Afrique et au Togo en particulier. Mais la définition d'une telle politique qui tiendra compte de la souveraineté alimentaire et des besoins réels des consommateurs; doit passer par la connaissance des facteurs qui expliquent les comportements de demande de ces derniers. La présente étude s'inscrit dans ce contexte. C'est ainsi que cette étude se propose d'analyser les facteurs quantitatifs et qualitatifs qui déterminent, la demande de riz au Togo, en vue de contribuer à une meilleure formulation de politique rizicole.

---

<sup>1</sup> Le riz n'intervient qu'entre 4 et 5% des échanges sur le marché international (Baris, Zaslavsky et Perrin, 2005)

## 2. Méthodologie de l'étude

### 2.1. Cadre théorique

Dans le cadre usuel de la théorie néoclassique de la demande, les ménages ou consommateurs finaux se procurent le panier de biens de consommation qui maximisent leurs préférences, étant donné leur revenu disponible à la consommation et les prix de ces biens. La structure des préférences peut être représentée par une fonction d'utilité. Dans ce cas, le problème des ménages s'écrit de la façon suivante :

$$\text{Max}U(q), \text{ s/c } pq \leq R, \quad (2.1.1)$$

$U()$  est la fonction d'utilité,  $q$  le vecteur des quantités de biens consommés,  $p$  le vecteur des prix des bien et  $R$  le revenu disponible à la consommation. La résolution d'un tel programme définit alors un système complet de fonctions de demande pour les différents biens de consommation. Les fonctions de demande (marshallienne ou non compensées) des biens de consommation dépendent des prix des biens, du revenu disponible à la consommation et des préférences des ménages :

$$q^* = g(p, R) \quad (2.1.2)$$

La structure des préférences des ménages peut également être représentée par la fonction d'utilité indirecte qui mesure l'utilité maximale en fonction du niveau des prix des biens et du revenu.

La fonction d'utilité  $u$  du consommateur est spécifiée comme suit :

$u = u(q_I, q_{AP})$  (2.1.3), avec  $q_I$  le vecteur de quantités de riz, et  $q_{AP}$  le vecteur des autres produits consommés.

La fonction de demande de riz issue du programme de maximisation de la fonction (2.1.3) sous la contrainte du budget total  $y = y_I + y_{AP}$  est donnée par la relation suivante :

$$q_I = q_I(p_I, p_{AP}, y) \quad (2.1.4)$$

En supposant que le riz est faiblement séparable des autres produits  $AP$  consommés, l'équation (2.1.3) peut s'écrire comme suit :

$$u = u(u_I(q_I), u_{AP}(q_{AP})) \quad (2.1.5)$$

L'hypothèse de séparabilité faible permet d'envisager un second stade de budgétisation selon lequel le consommateur décide d'allouer son revenu  $y$  à la consommation du riz  $I$  et à la consommation des autres produits. La fonction de demande du riz issue de la maximisation de (2.1.5) sous la contrainte de  $y_I$  est alors spécifiée comme suit :  $q_I = q_I(p_I, y_I)$  (2.1.6)

## 2.2. *Choix de la forme fonctionnelle*

Il existe dans la littérature plusieurs formes fonctionnelles pour modéliser les comportements des agents économiques. Ces fonctions vont des simples spécifications linéaire ou log-linéaire, à des spécifications très complexes telles que les fonctions translogarithmiques, les fonctions trinomiales, les systèmes quadratiques, les approximations locales utilisant des développements en séries de Taylor, ou des approximations globales basées sur des transformés de Fourier (Savadogo, 1990). Mais les formes fonctionnelles les mieux indiquées pour modéliser les comportements des agents économiques sont celles qui visent la flexibilité (Yankam, 2004). Parmi ces formes fonctionnelles flexibles, les modèles AIDS et Rotterdam, sont les plus utilisés dans l'analyse de comportement de demande, spécialement dans le domaine de l'économie agricole (Taljaard, Alemu et Van Schalkwyk, 2004°

Le modèle AIDS (*Almost Ideal Demand System*), développé par Angus Deaton et John Meulbauer à la fin des années 1970, est devenu le modèle de référence dans l'analyse de la demande et depuis lors, ce modèle a été largement adopté par les économistes agricoles.

Selon Deaton and Meulbauer (1980), Alston et Chalfant (1993), Eales et Unnevehr (1994), Yankam (2004), la popularité du modèle AIDS vient du fait qu'il possède plusieurs avantages. Parmi celles-ci, on peut noter que l'approximation linéaire de ce modèle (LA/AIDS), est relativement très facile à estimer et à interpréter. Sa flexibilité et sa compatibilité avec l'agrégation sur les consommateurs, permet de l'utiliser pour interpréter les modèles économiques, estimés à partir des données agrégées (macroéconomie) ou désagrégées (enquêtes de ménage) (Glewwe, 2001). Il peut aussi satisfaire à la restriction d'homogénéité de degré zéro des fonctions de demande au niveau du revenu et des prix et à la condition de symétrie de la matrice de Slutsky (Abdelkrim, 2000).



### 2.3 Spécification théorique du modèle AIDS

Le modèle AIDS est spécifié comme suit :

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log\left(\frac{y_i}{P}\right) + u_i, \quad i = 1, \dots, n \quad (2.3.1)$$

Où :

$w_i$  est la part budgétaire consacrée au bien  $i$

$p_j$  est le prix du bien  $j$

$y_i$  est la dépense monétaire de consommateur accordé au riz

$u_i$  est le terme d'erreur

$\alpha_i, \gamma_{ij}$  et  $\beta_i$  sont des paramètres à estimer

$P$  est l'indice de prix translog défini par :

$$\log P = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \log p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_i \log p_j \quad (2.3.2)$$

Cet indice de prix rend le système non linéaire, ce qui normalement complique le processus d'estimation. C'est ainsi que Deaton et Meulbauer (1980), suggère l'utilisation d'un autre indice de prix.

### 2.4 Linéarisation du modèle AIDS

L'approximation non linéaire du modèle AIDS est difficile à estimer; de ce fait, l'indice de prix translog est remplacé par celui de Stone, pour rendre le modèle linéaire, donc plus facile à estimer et à interpréter. Ainsi, la différence entre le modèle AIDS et sa version linéaire, LA/AIDS, vient de la spécification de l'indice de prix. Selon (Taljaard, Alemu et Van Schalkwyk, 2004), bon nombre d'auteurs comme Green and Alston (1991); Pashardes (1993); Alston, Foster et Green (1994) Buse (1994); Hahn (1994); Moschini, Moro et Green (1994); Moschini (1995); Asche et Wessels (1997) ont discuté de la relation entre la spécification linéaire et non linéaire de ce modèle. Ainsi l'indice de prix de Stone, comme l'ont suggéré Deaton et Meulbauer (1980) et qui est utilisé pour remplacer l'indice de prix translog est défini comme suit :

$$\log P^* = \sum_{i=1}^n w_i \log p_i \quad (2.4.1)$$

Les équations (1) et (3) donne :

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log\left(\frac{y_i}{P^*}\right) + u_i \quad (2.4.2)$$

Où  $\frac{y_i}{P^*}$  est le revenu réel des consommateurs du riz

Pour être en adéquation avec la théorie économique, les paramètres estimés du modèle AIDS doivent satisfaire les restrictions ci-après :

Additivité : 
$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1, \sum_{i=1}^n \beta_i = 0, \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0$$

Homogénéité de degré 0 : 
$$\sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0$$

Symétrie : 
$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji}, \quad i \neq j$$

L'avantage du modèle AIDS est que les restrictions d'homogénéité et de symétrie sont généralement imposées et testées (Wadud, 2006).

## 2.5. Les élasticités prix et dépenses

Les élasticités compensées (Hicksiennes) et non compensées (Marshalliennes) sont calculées, en utilisant les formules rapportées par Jung (2000).

Les élasticités prix et dépense Marshalliennes sont spécifiées comme suit :

$$\zeta_{ij}^M = -\delta + \left(\frac{\gamma_{ij}}{w_i}\right) - \left(\frac{\beta_i}{w_i}\right) w_j \quad (2.4.3)$$

$$\eta_i = 1 + \left(\frac{\beta_i}{w_i}\right) \quad (2.4.4)$$

Où  $\delta = 1$  pour  $i = j$  et  $\delta = 0$  pour  $i \neq j$ .

Les élasticités Hicksiennes sont exprimées par l'équation suivante :

$$\zeta_{ij}^H = \zeta_{ij}^M + \eta_i w_i = -\delta + \left(\frac{\gamma_{ij}}{w_i}\right) + w_j \quad (2.4.5)$$

## 2.6. *Données utilisées et propriétés statistiques des variables*

Les données utilisées pour calculer les variables du modèle LA/AIDS, sont des données annuelles qui couvrent la période 1986 à 2006. Ces données concernent les quantités de riz importé, la production de riz local décortiqué, les données annuelles des prix du marché correspondants. Les quantités annuelles consommées de riz importé sont calculées en supposant que 10 % des quantités importés sont ensuite réexportés ; il est également supposé que 5 % de la production du riz local constituent la part des exportations et les variations de stock. Ainsi, cette part a été retirée de la production nationale pour obtenir l'approvisionnement domestique de riz.

Disposant des données en séries chronologiques, les variables issues de ces données ont été testées pour juger de leurs stationnarités. En effet, plusieurs données économiques présentées en séries chronologiques sont la plupart non-stationnaire, rendant non valide l'application des techniques conventionnelles de tests statistiques.

Une variable est dite stationnaire si ces caractéristiques stochastiques sont indépendantes du temps. Il existe plusieurs tests de vérification de la stationnarité d'une variable chronologique, mais notre étude retient le test de racine unitaire de Dickey-Fuller Augmenté (ADF). Ce test effectué sur toutes les variables du modèle est reporté dans le tableau 3.1 ci-après.

## 3. *Résultats empiriques*

### 3.1 *Test de stationnarité*

Tableau 3.1 : Test de racine unitaire de Ducker-Fuller Augmenté (modèle avec constante)

Variables	En niveau			En Différence		
	Nombre de retards	ADF	Valeur critique (5%)	Nombre de retards	ADF	Valeur critique (5%)
Log(P <sub>I</sub> )	0	-1.65	-3.02	0	-5.27	-3.0294
Log(P <sub>i</sub> )	2	-2.54	-3.04	0	-4.52	-3.0294
Log(Y/P*)	0	-1.46	-3.02	0	-5.48	-3.0294

Note : le nombre de retard est défini à partir du critère d'information d'AIC.

Les résultats du test montrent que toutes les variables sont non stationnaires en niveau puisque toutes les statistiques ADF sont supérieures aux valeurs critiques correspondantes à 5% ; alors qu'en différence l'on remarque que ces statistiques sont

inférieures aux valeurs critiques correspondant à 5%. En conclusion, toutes les variables sont intégrées d'ordre 1, elles sont donc toutes I(1), ce qui signifie qu'elles sont stationnaires en différence comme le montre le tableau 3.1.

Les variables étant intégrées de même ordre, le test de cointégration sera effectué pour vérifier l'existence ou non d'une relation d'équilibre de long terme entre ces variables.

### 3.2 *Test de cointégration*

L'approche utilisée pour tester la cointégration est celle de Granger et Engle. Cette approche veut que les variables soient d'abord de même niveau d'intégration. Les variables répondent à cette condition, car elles sont toutes intégrées d'ordre 1. L'on peut passer à l'étape suivante qui consiste à régresser, par la méthode des **Moindres Carrés Ordinaires** (MCO), la combinaison linéaire des variables du modèle. L'estimation étant faite, on récupère les résidus du modèle et on teste leurs stationnarités. S'ils sont stationnaires, on conclut qu'il existe une relation stable de long terme entre les variables.

Les relations de cointégration qui ont servi au test de l'ADF sont représentées dans le tableau suivant

Tableau 3.2 : Test de stationnarité des résidus de la relation de long terme

Résidu de :	Nombre de retards	ADF stat	Valeur critique (5%)
Wi sur $\log(P_i), \log(P_l), \log(Y/P^*)$	0	-3,27	-3,03
Wl sur $\log(P_i), \log(P_l), \log(Y/P^*)$	0		

Le tableau montre que les statistiques de l'ADF sont toutes inférieures aux valeurs critiques à 5% ; les résidus sont intégrés d'ordre 0, c'est-à-dire stationnaires. Il existe donc une relation stable de long terme entre les variables malgré qu'elles ne soient pas stationnaires. Il n'y a pas relation fallacieuse dans l'estimation du modèle de long terme, autrement dit si le modèle de long terme vérifie les hypothèses classiques des MCO, on aurait estimé le bon modèle.

Les relations cointégrantes qui ont servi au test de l'ADF sont présentées dans le tableau 3.3 suivant.

Tableau 3.3 : Relations cointégrantes (modèle de long terme)

Variables	Riz local		Riz importé	
	Coefficient	Std. Error	Coefficient	Std. Error
C	-0,59 (-1,20)	0,49	1,59* (3,22)	0,49
Log(PL)	0,35* (2,96)	0,12	-0,35* (-2,96)	0,12
log(PI)	0,30* (2,71)	0,11	-0,30* (-2,71)	0,11
log(Y/P*)	-0,14* (-5,11)	0,03	0,14* (5,11)	0,03
R <sup>2</sup> <sub>a</sub>	0,76		0,76	
DW	1,64		1,64	

Les valeurs entre parenthèses sont les t-statistique, \*dénotent la significativité à 5%

Le risque de relation fallacieuse étant écarté, les tests d'hypothèses nécessaires à la validation du modèle estimé par les MCO sont réalisés. Il s'agit du test d'autocorrélation et d' Hétéroscédasticité.

### 3.3. *Test de validation du modèle de long terme estimé par les MCO*

Le test de validation du modèle de long terme par les MCO est reporté dans le tableau 3.4. Ces tests montrent que les p-values de la statistique de White Heteroskedasticity et de la statistique de Breusch-Godfrey sont supérieure à 5% ; dans ce cas les résidus ne sont ni autocorrélés, ni hétéroscédastique.

Toutes les hypothèses nécessaires à la validation des résultats obtenus par les MCO ayant été validées, les estimateurs issus des MCO du modèle de long terme sont sans biais, convergents et efficaces.

Tableau 3.4 : test d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0,568958	Probability	0,577868
Obs*R-squared	1,480752	Probability	<b>0,476935</b>
White Heteroskedasticity			
F-statistic	1,768141	Probability	0,177850
Obs*R-squared	9,053077	Probability	<b>0,170615</b>

### 3.4. *Modèle à correction d'erreur (ECM)*

Une relation de cointégration est une relation d'équilibre de long terme, mais à court terme il peut y avoir des déséquilibres. Le modèle à correction d'erreur permet de voir comment on retourne à l'équilibre.

L'estimation du MCE porte sur des variables calculée en différence. Dans le cas de cette étude  $Y$  suit un processus autorégressif à retard distribué d'ordre 1, donc les variables seront calculées en différence première. Ces variables sont les variables explicatives et la variable d'écart de la relation de long terme (ou erreur de déséquilibre).

Le MCE est formulé de la manière suivante :

$$\Delta y_t = \alpha \Delta x_t + \gamma e_{t-1} \text{ où :}$$

$\alpha$  est l'impact immédiat ou du court terme de  $\Delta x_t$  sur  $\Delta y_t$

$\gamma$  est l'ampleur de l'ajustement de  $\Delta y_t$  par rapport au déséquilibre observé la période antérieure entre  $y$  et  $x$

$e_{t-1}$  est l'erreur de déséquilibre ou l'ampleur de l'écart par rapport à l'équilibre.

L'estimation du modèle à correction d'erreur est présentée dans le tableau 3.4 suivant.

Le modèle à correction d'erreur est validé puisque les coefficients de l'erreur du déséquilibre sont significativement différents de 0 et négatifs. Il correspond à la force de rappel.

Le modèle à correction d'erreur stipulante que  $y_t$  doit diminuer pour retourner à sa valeur d'équilibre, il est donc supposé que la demande du riz local et celle du riz importé, baissent à respectivement à la vitesse de 1,01 kg par habitant pour retourner à l'équilibre de long terme.

Tableau 3.5 : Résultat de l'estimation du modèle à correction d'erreur (modèle de court terme)

Variables	Riz local		Riz importé	
	Coefficient	Std. Error	Coefficient	Std. Error
$\Delta\log(PL)$	0.54* (3.04)	0,08	-0.54* (-3.04)	0,08
$\Delta\log(PI)$	0.37* (6.73)	0,12	-0,37* (-6.73)	0,12
$\Delta\log(Y/P^*)$	-0,12* (-3.10)	0,04	0,12* (3.10)	0,04
$e_{t-1}$	-1,01* (-4.52)	0,22	-1.01* (4.52)	0,22
$R^2_a$	0,80		0,80	
DW	2,21		2,21	

\* significativité à 5%, les t-statistiques sont entre parenthèses

### 3.5. *Commentaire des résultats*

Les résultats de l'estimation des tableaux 3.3 et 3.5 montrent que les paramètres du revenu du riz local et du riz importé sont significatifs à 5%. Un bien, est nécessaire quant la valeur du paramètre de son revenu est négative, et de luxe quant ce paramètre est positive. Ainsi, les paramètres de court terme et de long terme du revenu du riz local estimé respectivement de -0,12 et -0,14 montrent que ce type de riz est un bien nécessaire ; alors que le riz importé est un bien de luxe (0,12 et 0,14). Les élasticités-revenu calculées confirment également ces résultats. Les paramètres des prix propres et des prix croisée des deux modèles estimés sont-significatives à 5%.

Les élasticités de court terme et de long terme sont présentées dans le tableau suivant

### 3.2. *Élasticités calculées du modèle de court et long terme*

Les élasticités du modèle de court et de long terme sont des élasticités non compensées ou Marshalliennes. Ces élasticités sont calculées au point moyen des observations à l'aide des équations (2.4.3) et (2.4.4), et sont présentées dans le tableau 3.6.

Tableau 3.6 : Élasticités de long terme et de court terme de la demande de riz au point moyen des observations

Élasticités prix non compensés ou Marshalliennes						
	Riz local		Riz importé		Élasticités-dépenses ( $\eta_i$ )	
	Court terme	Long terme	Court terme	Long terme	Court terme	Long terme
Riz local	0,40	-0.03	1,04	0.91	0,71	0.65
Riz importé	-1,76	-0.70	-1,02	-1.66	1,21	1.25

Les élasticités-dépenses de long terme comme de court terme montrent que, parmi les deux types de riz considéré, le riz importé est un aliment de luxe, alors que le riz local est un bien nécessaire. Une augmentation de 1 % du revenu entraînerait une augmentation de 1,2 % de la dépense accordée à la consommation du riz importé dans le court terme et 1,25% dans le long terme, soit plus que proportionnelle à l'augmentation du revenu.

Toutes les élasticité-prix propres sont négatives, répondant ainsi à la théorie de la demande, sauf l'élasticité-prix propre de court terme du riz local. En effet, le riz local étant un bien nécessaire, une augmentation de son prix dans le court terme n'a pas eu d'incidence majeure sur sa demande ; demande qui a d'ailleurs continué par augmenter. Cette augmentation est tout de même faible puisque l'élasticité est estimée à 0,4.

Par contre, le riz importé est très sensible aux variations de son propre prix dans le court comme dans le long terme, puisque sa demande diminuer fortement quand les prix augmente de 1%. Le prix apparaît alors comme un déterminant majeur de la demande du riz importé au Togo.

Le riz importé et le riz local apparaissent comme deux biens substituables, puisqu'une augmentation de 1% du prix du riz importé entraîne une augmentation de la demande du riz local respectivement de 1,04% et de 0,91% dans le court et long terme.

#### **4. Conclusion**

Il ressort de cette étude que la demande du riz importé est essentiellement déterminée par le revenu et les prix (prix du riz local et prix du riz importé). Sa demande évoluant fortement suite à la variation du le revenu du consommateur ou de son propre prix. Ce qui fait de ce type de riz, un bien de luxe parmi les deux types de riz considéré dans l'étude. Le riz local s'est montré être un bien de consommation



courante, ainsi dans le court terme une évolution de son propre prix n'a pratiquement pas d'influence sur sa demande. Aussi, le riz importé et le riz local sont-ils deux biens substituables. C'est ainsi qu'une augmentation de 1 % du prix du riz importé sur le marché togolais permettrait une augmentation de la demande du riz local. Mais pour que cette substitution soit soutenue dans le long terme (seulement 0,91% d'augmentation dans le long terme contre 1,04% dans le court terme), des mesures doivent être prises pour améliorer la qualité intrinsèque du riz local et développer autour de ce type de riz un système de marketing efficace.

## **REFERENCES**

Abdelkrim, A., 2000. *La modélisation des préférences et le bien-être des ménages en Pologne*. Département d'Économique et CREFA. Université Laval Mars 2000 No 00-05.

Alston, J.M., T.K., Foster, & R.D., Green, 1994. Estimating Elasticity with the Linear Approximate Almost Ideal Demand System: Some Monte Carlo Results, *The Review of Economics and Statistics* 76(2):351-356.

Asche, F., & C.R., Wessels, 1997. On Price Indices in the Almost Ideal Demand System, *American Journal of Agricultural Economics* 79:1182-1185.

Buse, A., 1994. Evaluating the Linearized Almost Ideal Demand System, *American Journal of Agricultural Economics* 74:781-793.

Eales, J.S., & L.J., Unnevehr, 1994. The Inverse Almost Ideal Demand System, *European Economic Review* 38:101-115.

Glewwe, P., 2001. *Consumption Economics*, - APEC 8401. Lecture note. University of Minnesota, St Paul.

Grenn R & J.M. Alston, 1991. Elasticities in AIDS Models: A Clarification and Extensions. *American Journal of Agricultural Economics* 73:874-875.

Hahn, W., 1994. Elasticities in the AIDS models Comment, *American Journal of Agricultural Economics* 76:972-977.

Jung, J., (2000). *Econometric Estimation of Demand for Meat and Fish products in Korea*. Unpublished MS thesis, Fargo: North Dakota State University.

Lançon, F., E., Olaf, A., Touré & G., Akpokodje, 2004. Qualité et compétitivité des riz locaux et importés sur les marchés urbains ouest-africains, *Cahiers d'études et de*

*recherches francophones/Agricultures, l'alimentation des villes*, Volume 13, Numéros 1, 110-5.

Moschini, G., 1995. Units of Measurement and the Stone Index in Demand System Estimation, *American Journal of Agricultural Economics* 77:63-68.

Moschini, G., D., Moro & R., Green, 1994. Maintaining and Testing Separability in Demand Systems, *American Journal of Agricultural Economics* 76:61-73.

Pashardes P., 1993. Bias in Estimating the Almost Ideal Demand System with the Stone Index Approximation, *Economic Journal* 103:908-915.

Savadogo, K., 1990. Consommation urbaine et politique alimentaire au Libéria : une approche en termes de systèmes complets de demande, *Revue Economique et Sociale Burkinabè*, n°XXXI.

Taljaard, Alemu & Van Schalkwyk, 2004. The Demand for Meat in South Africa: An Almost Ideal Demand System Estimation, *Agrekon*, Vol 43, No 4 (December 2004).

Wadud, Md. A., 2006. An Analysis of Meat Demand in Bangladesh Using the Almost Ideal Demand System, *The Empirical Economics Letters*, 5(1): (January 2006), ISSN 1681 8997.

Yankam, R. N., 2004. *Analyse économique de la réponse du marché du blé différencié aux instruments de l'organisation commune des marchés du secteur des céréales : le cas de la France*. Thèse de doctorat de l'Université Catholique de Louvain.