



**HAL**  
open science

# Déterminants de la diversité alimentaire en Ouganda

Mahamadou Roufahi Tankari

► **To cite this version:**

Mahamadou Roufahi Tankari. Déterminants de la diversité alimentaire en Ouganda. 2014. hal-02947972

**HAL Id: hal-02947972**

**<https://univ-pau.hal.science/hal-02947972>**

Preprint submitted on 24 Sep 2020

**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.



**Centre d'Analyse Théorique et de  
Traitement des données économiques**

---

**CATT WP No. 3  
September 2014**

**DETERMINANTS  
DE LA DIVERSITE ALIMENTAIRE  
EN OUGANDA**

**Mahamadou Roufahi TANKARI**

**CATT-UPPA**

UFR Droit, Economie et Gestion  
Avenue du Doyen Poplawski - BP 1633  
64016 PAU Cedex  
Tél. (33) 5 59 40 80 01  
Internet : <http://catt.univ-pau.fr/live/>



# *Déterminants de la diversité alimentaire en Ouganda*

*Mahamadou Roufahi Tankari<sup>1</sup>*

## **RESUME**

Partant du principe qu'une alimentation diversifiée contribue au renforcement de la santé des individus, cette analyse a essayé d'identifier les déterminants de la demande pour la diversité alimentaire en Ouganda. Un modèle économétrique à classes latentes, permettant de prendre en compte les caractéristiques inobservées des individus, a ainsi été utilisé. Sa mise en œuvre révèle plusieurs résultats. On peut par exemple noter que le genre du chef de ménage influence positivement la demande de diversité avec une intensité variable selon la classe. De même, les ménages âgés ont tendance à moins demander une diversité d'aliments. Le fait d'être célibataire agit négativement sur les ménages de la deuxième classe et positivement sur ceux de la première par rapport au fait d'être monogame. Enfin, l'éducation du chef de ménage semble être un facteur déterminant de cette demande de diversité. On note également l'influence positive (mais variable selon la classe considérée) du statut économique du ménage. Le poids des femmes dans le ménage est aussi un facteur positif de la demande de diversité alimentaire. La présence des jeunes et adolescents dans le ménage semble aussi influencer cette demande de diversité dans la première classe. Enfin, il apparaît que vivre en milieu rural impacte négativement la demande de diversité alimentaire. Dès lors, la prise en compte de cette hétérogénéité de la population dans la formulation de politiques nutritionnelles est nécessaire afin de rendre celles-ci plus efficaces.

---

<sup>1</sup> CATT et IFPRI

E-mail: mahamadoutankari@yahoo.fr

## ***INTRODUCTION***

La question de l'alimentation est particulièrement préoccupante en Ouganda. Si la moyenne de la consommation calorifique par personne et par jour s'est améliorée, passant de 1494 kcal en 1992 à 1971 kcal en 2005, elle reste encore inférieure au niveau de 2300 kcal par jour recommandé par l'Organisation Mondiale de la Santé. Compte tenu de la forte croissance de la population, le nombre de personnes en situation d'insécurité alimentaire a augmenté de 12 millions en 1992 à 17,7 millions en 2007. Le problème d'un faible poids à la naissance semble alors endémique dans le pays (plus de 16000 enfants nés avec un poids inférieur à 2,5 kg sont morts en 2009) et l'anémie affecte 49% des femmes<sup>2</sup>. Or la nutrition est un déterminant de l'état de santé des individus (Fogel, 2004; Krebs-Smith et al., 1987). Le gouvernement ougandais a reconnu l'importance de la nutrition pour la santé en mettant en place un Programme de Lutte contre la Malnutrition (*Uganda National Action Plan, 2011-2016*), fixant un certain nombre d'objectifs tels que l'amélioration de l'accès et de l'utilisation des services relatifs à la nutrition maternelle et infantile, la promotion de la diversité de consommation des aliments, la protection des ménages des chocs et autres vulnérabilités qui peuvent affecter leur statut nutritionnel<sup>3</sup>, etc.

Largement exploré dans la littérature, ce lien nutrition-santé peut toutefois être appréhendé dans plusieurs perspectives. A un premier niveau d'analyse, il renvoie à la problématique de la sous-alimentation et aux questions de l'insuffisance de la ration alimentaire ou de la difficulté d'accès aux aliments (Deolalikar, 1988; Strauss et Thomas, 1998; Huffman et Orazem, 2007; Behrman et Rosenzweig, 2004; Ruel et Hoddinott, 2008). A un second niveau d'analyse, il peut également renvoyer à la problématique de la malnutrition en mettant plutôt l'accent sur la dimension qualitative de l'alimentation. Fan et Brzeska (2011) soulignent ainsi que, malgré les efforts significatifs qui ont été accomplis en termes de satisfaction quantitative de la demande alimentaire mondiale, beaucoup de régions en développement continuent de subir un problème de malnutrition. Dans cette perspective, la question de la diversité de la ration alimentaire prend alors une place particulière. Un grand nombre d'études montrent en effet qu'elle peut être associée à une augmentation des éléments

---

<sup>2</sup> Si aucune intervention n'est mise en place, on estime que 15000 mères mourront d'anémie de 2006 à 2015. (Uganda Ministry of Health et al., 2012).

<sup>3</sup> Par exemple, les épisodes récurrents de sécheresses (1998, 1999, 2002 et 2005) ou d'inondations (1997, 2007).

nutritifs et considérée comme un proxy de la qualité diététique et donc de la santé (voir par exemple Ruel, 2003).

Dans ce contexte, compte tenu du fait, qu'en Ouganda, les problématiques alimentaires sont plus de l'ordre de la malnutrition que de la sous-alimentation, c'est dans cette dernière dimension du lien nutrition-santé que nous avons choisi de nous inscrire ici, en nous intéressant plus particulièrement à la question de la diversité alimentaire dans ce pays<sup>4</sup>. En premier lieu, il s'agit d'utiliser ce critère de la diversité pour distinguer différents groupes de ménages ougandais en fonction de leur comportement alimentaire. En second lieu, il s'agit également de déterminer, au niveau de chaque groupe de ménages, les différents facteurs socioéconomiques qui déterminent cette diversité. L'objectif est, au final, de pouvoir identifier les leviers de politiques économiques permettant d'inciter les ménages à consommer une plus grande diversité d'aliments et donc d'accéder à un meilleur état de santé.

L'approche développée est exclusivement empirique et mobilise les données de l'enquête UNHS 2005/2006. Elle repose de plus sur l'hypothèse sous-jacente que la demande de diversité alimentaire des ménages dépend essentiellement de caractéristiques inobservées liées à leurs préférences (Tonsor et al, 2009; Ouma et al, 2007)<sup>5</sup>. Pour appréhender cette hétérogénéité inobservée des ménages, nous avons choisi d'utiliser un modèle économétrique à classes latentes permettant de répartir les consommateurs ougandais sur un nombre fini de segments selon la nature de leur fonction d'utilité.

Ce chapitre s'organise de la façon suivante. Après une revue de la littérature empirique sur les déterminants de la demande de diversité en matière d'alimentation, nous explicitons les fondements et les principes des modèles économétriques à classe latentes. Les résultats sont ensuite présentés dans la section suivante.

---

<sup>4</sup> Peu d'attention semble avoir été accordée à cette question de la diversité alimentaire dans les pays en développement. La majorité des analyses ont été menées dans des pays développés : en Allemagne (Thiele et Weiss, 2003), au Canada (Drescher et Goddard, 2011), aux États-Unis (Jackson 1984; Stewart et Harris, 2005), Bulgarie (Moon et al., 2002), etc. Or, une relation positive entre la diversité alimentaire et l'adéquation nutritionnelle semble pourtant pouvoir être également établie dans les pays en développement. Torheim et al. (2004) révèlent par exemple une corrélation positive entre la diversité alimentaire et l'adéquation nutritive au Mali.

<sup>5</sup> Drescher et Goddard (2011) ont tenté d'approcher cette problématique dans le cas de la demande de diversité alimentaire en recourant aux techniques de régressions quantiles.

# **1 LES DETERMINANTS DE LA DEMANDE DE DIVERSITE ALIMENTAIRE DANS LA LITTÉRATURE**

La littérature empirique traitant des questions relatives à la demande de diversité alimentaire trouve son origine dans la théorie microéconomique traditionnelle du consommateur. L'hypothèse de convexité des préférences implique en effet une préférence inhérente pour la diversité (la consommation d'une combinaison de biens est préférable à celle d'une quantité équivalente de chaque bien). Mais, si les différences observées dans les demandes des consommateurs sont expliquées par le fait que les consommateurs n'ont pas les mêmes préférences ou opportunités, la dépendance de ces préférences à la situation sociale de l'individu n'est toutefois pas réellement prise en compte dans la théorie. Pourtant, d'autres déterminants des décisions du consommateur, comme la tradition, les habitudes ou encore la publicité ont probablement des impacts sur la demande en général et sur la demande de la diversité en particulier (Moritz, 1993; Kooreman et Wunderink, 1997).

Certains travaux ont tenté d'étendre la théorie microéconomique traditionnelle du consommateur à cette analyse de la diversité. Reprenant l'hypothèse traditionnelle de préférence pour la diversité, Jackson (1984) développe notamment un modèle hiérarchique de demande du consommateur reposant sur le concept de pyramide des besoins de Maslow et mettant un accent particulier sur le rôle du revenu. Dans ce cadre, l'accroissement du revenu motive la satisfaction successive des besoins physiologiques, de sécurité, d'appartenance, d'estime et d'accomplissement de soi. Ce modèle est alors le plus fréquemment utilisé comme cadre de référence dans les études empiriques (Drescher, 2008). Le rôle prépondérant du revenu y est ainsi unanimement reconnu (Theil et Finke, 1983; Moon et al., 2002; Stewart et Harris, 2005; Lee, 1987; Lee et Brown, 1989) même si, au niveau macroéconomique, il ne semble pas y avoir de consensus. Pour Fan et Brzeska (2011) et Pauw et Thurlow (2011), la croissance économique a souvent été perçue comme le déterminant principal de la situation nutritionnelle d'un pays à travers l'augmentation du revenu et de la dépense alimentaire. Pourtant, elle n'a pas engendré une amélioration de l'état nutritionnel dans bon nombre de pays en développement. Dans ce cas, considérer le revenu comme le seul facteur essentiel de l'amélioration de la situation nutritionnelle des ménages apparaît un peu restrictif.

Dans ce contexte, les analyses empiriques de la demande de diversité alimentaire explorent l'influence effective d'autres caractéristiques sociodémographiques des ménages et font ainsi souvent apparaître des particularismes liés au contexte spécifique des études. Sans prétendre à l'exhaustivité, il est possible d'en exposer ici quelques-uns. Le genre féminin a par exemple un effet déterminant. En général positif (Lee, 1987; Wardle et al., 2004; Westenhoefer, 2005; Shamsul et al., 2012) il peut toutefois parfois se révéler négatif en fonction de certaines spécificités culturelles, comme le montrent par exemple, Rashid et al. (2006) au Bangladesh. L'âge semble également lié par une relation non linéaire à la demande de diversité d'aliments (Lee et brown, 1989; Thiele et Weiss, 2003; Moon et al., 2002; Stewart et Harris, 2005; Shamsul et al., 2012). Plus précisément, cette diversité diminue avec l'âge tandis que le fait d'être jeune l'influence positivement. Là encore, cette relation ne tient pas toujours, comme le montrent par exemple Stewart et Harris (2005) pour certains groupes d'aliments comme les légumes. Le niveau d'éducation, qui approxime le niveau d'informations diététiques du consommateur et sa capacité à les assimiler, semble également agir positivement sur la demande de diversité (Variyam et al., 1998). Cet effet apparaît alors plus élevé chez les femmes que chez les hommes (Lee, 1987; Rashid et al., 2006). La taille du ménage, quant à elle, agit positivement (Lee, 1987; Moon et al., 2002; Thiele et Weiss, 2003 ; Rashid et al., 2006), tout comme agissent la nature de l'emploi (Thiele et Weiss, 2003 ; Stewart et Harris, 2005), la race (Jekanowski et Binley, 2000) ou encore le milieu de résidence (Lee, 1987; Moon et al., 2002 ; Thiele et Weiss, 2003). Thiele et Weiss (2003) trouvent par exemple que les ménages vivant dans les grandes villes ont une plus grande demande pour la diversité.

Dans la plupart de ces analyses empiriques, une hypothèse sous-jacente est faite sur l'homogénéité des préférences des ménages (et donc sur la nature de leur demande pour la diversité alimentaire). Or cette hypothèse peut sembler restrictive car la nature de ces préférences est déterminée par un ensemble de caractéristiques qui agissent sur leur demande pour la diversité mais qui sont inobservées dans les données d'enquête (Tonsor et al, 2009; Ouma et al., 2007). Dans notre analyse des déterminants de la diversité alimentaire en Ouganda, nous avons donc choisi de nous démarquer en prenant en compte cette hétérogénéité inobservée.

## **2 METHODOLOGIE**

L'analyse des déterminants de la diversité alimentaire pose deux défis méthodologiques. Le premier tient au choix d'un type de modélisation permettant de prendre en compte l'hétérogénéité des ménages en termes de consommation alimentaire liée à la présence de facteurs inobservés. Le second concerne le choix d'un indicateur statistique pertinent pour exprimer la diversité alimentaire des ménages.

### **2.1 Choix de modélisation**

Pour appréhender l'hétérogénéité inobservée des ménages ougandais, nous avons choisi de développer un modèle économétrique à classes latentes. Largement débattu dans la littérature et appliqué dans de multiples domaines, ce type de modélisation semble en effet être la stratégie la plus appropriée (i.e. McLachlan et Peel, 2000). Sa logique sous-jacente est de considérer que les ménages ayant les mêmes caractéristiques inobservées appartiennent à un même groupe (ou classe latente) possédant une fonction d'utilité spécifique (et donc une fonction de demande pour la diversité spécifique). Deux types de modèles à classes latentes pouvaient être *a priori* potentiellement envisagés (Cameron et Trivedi, 2005) : les modèles à classes latentes continues, qui considèrent la distribution de l'hétérogénéité individuelle inobservée comme une variable aléatoire continue, et les modèles à classes latentes finies qui l'envisagent comme une variable aléatoire discrète. C'est ce deuxième type de modèle qui a finalement été privilégié ici. Il nous permet en effet de capturer l'effet des caractéristiques spécifiques à chaque classe, ce qui semble primordial, par la suite, pour faciliter la conception de politiques alimentaires différenciées.

### **2.2 Choix d'un indicateur de diversité de la consommation alimentaire**

Trois types d'indicateurs sont fréquemment rencontrés dans la littérature pour exprimer la diversité alimentaire des ménages.



Le premier concerne le nombre de types d'aliments achetés (voir par exemple Jackson (1984) ou Lee (1987)). Le second est l'*Indicateur de Berry* (Thiele et Weiss, 2003) défini par :  $BI_i = 1 - H_i = 1 - \sum_{j=1}^n S_{i,j}^2$  où  $H_i$  est l'indice de Herfindahl pour le ménage  $i$  et  $S_{i,j}$  est la part du produit  $j$  dans la dépense totale alimentaire du ménage  $i$ . Le troisième est l'*Indice d'entropie* (Lee et Brown, 1989), qui majore la pondération des petites consommations et, par conséquent, est particulièrement sensible à la différence dans le nombre des denrées minoritaires dans le panier de consommation. Il se définit par :  $EI_i = \sum_{j=1}^n S_{i,j} \log\left(\frac{1}{S_{i,j}}\right)$  Où  $S_{i,j}$  est la part du produit  $j$  dans la dépense totale alimentaire du ménage  $i$ .

Ce sont ces deux derniers indicateurs que nous choisissons de retenir *a priori*. En effet, bien que facile à interpréter, le nombre de types d'aliments achetés présente l'inconvénient de ne pas prendre en compte l'information sur la distribution des quantités alimentaires achetées. L'*Indicateur de Berry* et l'*Indice d'entropie* sont par ailleurs étroitement liés (Thiele et Weiss, 2003). D'une part,  $EI_i = 0$  ou  $BI_i = 0$  expriment que le ménage  $i$  a seulement acheté un seul produit alimentaire dans la période de référence considérée. D'autre part,  $EI_i = 1$  ou  $BI_i = 1$  indiquent une situation où le ménage  $i$  achète des parts égales de chaque produit alimentaire. Cette forte liaison entre les deux indices montre finalement qu'il n'existe pas de critère de choix discriminant de l'un ou de l'autre.

Par ailleurs, comme  $0 \leq EI_i \leq 1$  et  $0 \leq BI_i \leq 1$ , il est important d'avoir des estimateurs qui assurent que les valeurs prédites par les modèles soient comprises dans le même intervalle. La transformation la plus répandue pour résoudre ce problème est alors la transformation logit (Greene, 1997 cité par Thiele et Weiss, 2003) où les indices d'entropie et de Berry deviennent respectivement :

$$TEI_i = \ln \left[ \frac{EI_i}{1-EI_i} \right]$$

et  $TBI_i = \ln \left[ \frac{BI_i}{1-BI_i} \right]$ .

## 2.3 Modèle économétrique

### 2.3.1 Spécifications

Le modèle développé ici est à classes latentes finies dans la mesure où il fournit une représentation de l'hétérogénéité inobservée dans un nombre  $C$  de classes. La fonction de densité du modèle s'exprime par :

$$(1) \quad f(y_i|x_i; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_C; \pi_1, \pi_2 \dots \pi_C) = \sum_{j=1}^C \pi_j f_j(y_i|x_i; \theta_j)$$

Où  $y_i$  est l'indicateur de diversité retenu représentant la variable dépendante et  $x_i$  le vecteur de variables socioéconomiques caractérisant le ménage  $i$ .  $\theta_j$  avec  $j = 1, \dots, C$  représentent les paramètres d'intérêts des différentes classes;  $\pi_j$  vérifiant  $0 < \pi_j < 1$  et  $\sum_{j=1}^C \pi_j = 1$ , désigne les probabilités *a priori* qu'un ménage donné appartienne à la classe  $j$ ;  $f_j(y|x, \theta_j)$  est la fonction de densité de la classe  $j$  qui est supposée, en général, suivre une loi normale, gamma, de poisson ou binomiale négative.

L'estimation des paramètres  $\theta_j$  est obtenue en utilisant l'estimateur de maximum de vraisemblance, ce qui, pour une population donnée de  $N$  individus, conduit au programme d'optimisation suivant:

$$(2) \quad \text{Max}_{\pi, \theta} \ln L = \sum_{i=1}^N (\log (\sum_{j=1}^C \pi_j f_j(y_i|x_i, \theta_j)))$$

La probabilité qu'un ménage  $i$  appartienne à une classe  $c$  provient de la loi *a posteriori* ; une fois les paramètres  $\theta_j$  estimés, ces probabilités  $p_{ic}$  peuvent être calculées en utilisant la règle de Bayes :

$$(3) \quad p_{ic} = \frac{\hat{\pi}_c f_c(y_i|x_i, \hat{\theta}_c)}{f(y_i|x_i; \hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_C; \hat{\pi}_1, \hat{\pi}_2 \dots \hat{\pi}_C)}$$

### 2.3.2 Nombre de classes optimales à retenir et validation du modèle

Dans la logique de ce type de modèle, le nombre de classes est inconnu *a priori*. Pour le déterminer il est donc nécessaire d'avoir recours à un critère d'information. Le nombre optimal de classes est alors celui qui provient du modèle minimisant ce critère d'information dont la valeur ( $C_s$ ) s'exprime par :

$$(4) \quad C_s = -2l_s + dn_s$$

Où  $l_s$  est la log-vraisemblance de l'estimation du maximum de vraisemblance et  $n_s$  le nombre de paramètres libres pour le modèle estimé. Pour  $d = 2$  ou  $\log(N)$  nous avons respectivement le critère d'information d'Akaike (AIC) et de Bayes (BIC). Pour chacun de ces critères, une petite valeur indique un modèle plus parcimonieux.

Le choix du type de critère d'information, BIC ou AIC, est déterminant. La littérature montre qu'il n'existe toutefois pas de critère universellement meilleur, et que ce choix dépend de l'objectif de l'analyse et de la connaissance des données (Lebarbier et Mary-Huard, 2004). Chacun d'eux semble ainsi être utilisé indifféremment quel que soit le problème posé, On peut toutefois remarquer que choisir entre l'un ou l'autre de ces critères revient à choisir entre un modèle prédictif et un modèle explicatif (Reschenhoffer, 1996). Quand il s'agit de décrire explicitement la structure de la population étudiée en trouvant le nombre de composantes du mélange qui sera ensuite interprété pour caractériser autant de sous-populations distinctes, McLachlan et Peel (2000) s'accordent à dire que BIC donne de meilleurs résultats qu'AIC. Ce dernier est donc logiquement disqualifié puisqu'il n'est pas consistant<sup>6</sup>.

---

<sup>6</sup> Notons également que dans le cas de modèle de mélange, d'autres critères plus performants que BIC ont été proposés pour la sélection du nombre de composantes du mélange (Biernacki et al., 2000).

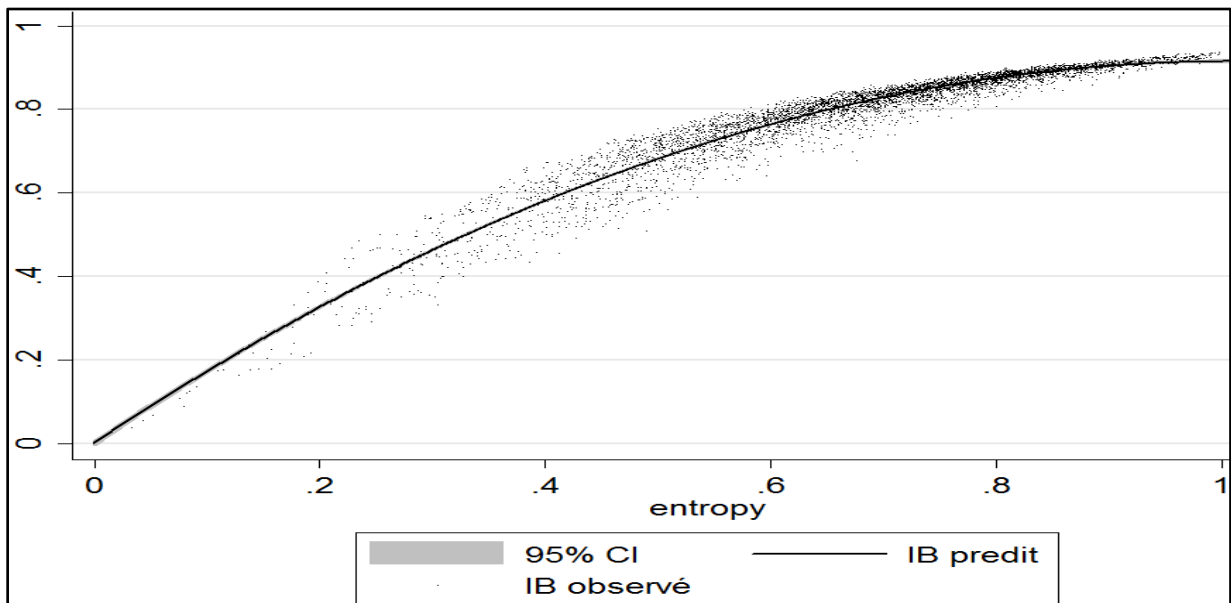
## 3 RESULTATS

### 3.1 Validation statistique du modèle

#### 3.1.1 Indice de Berry ou Indice d'Entropie pour indiquer la diversité?

La première étape préliminaire de mise en œuvre du modèle consiste à choisir l'indicateur de diversité le plus pertinent dans le cadre de l'Ouganda. Dans cet objectif, nous avons donc cherché à révéler le niveau de liaison entre l'indice d'entropie et celui de Berry comme l'indique la figure n°1. Conformément à ce qui est indiqué dans la littérature, les deux indices semblent fortement corrélés. Dans ce cadre, notre choix d'indicateur s'est finalement porté sur celui d'Entropie.

Graphique n°2.1 - Indice de Berry en fonction de l'indice d'Entropie



Source : Calculs propres d'après les données UNSH 2005-2006

#### 3.1.2 Nombre de classes retenu

La seconde étape préliminaire de mise en œuvre du modèle, consiste à déterminer le nombre de classes latentes au sein des ménages ougandais. Les critères d'information d'AIC et BIC ont donc été calculés pour différents nombre de classes. Le nombre retenu est celui qui

minimise le critère d'information et qui fournit un indice d'entropie le plus élevé entre les classes. Comme cela apparait dans le tableau n°1, le critère AIC n'a pas permis de déterminer un modèle répondant au deuxième aspect. En revanche, le critère BIC indique qu'un modèle à 2 classes est le plus approprié.

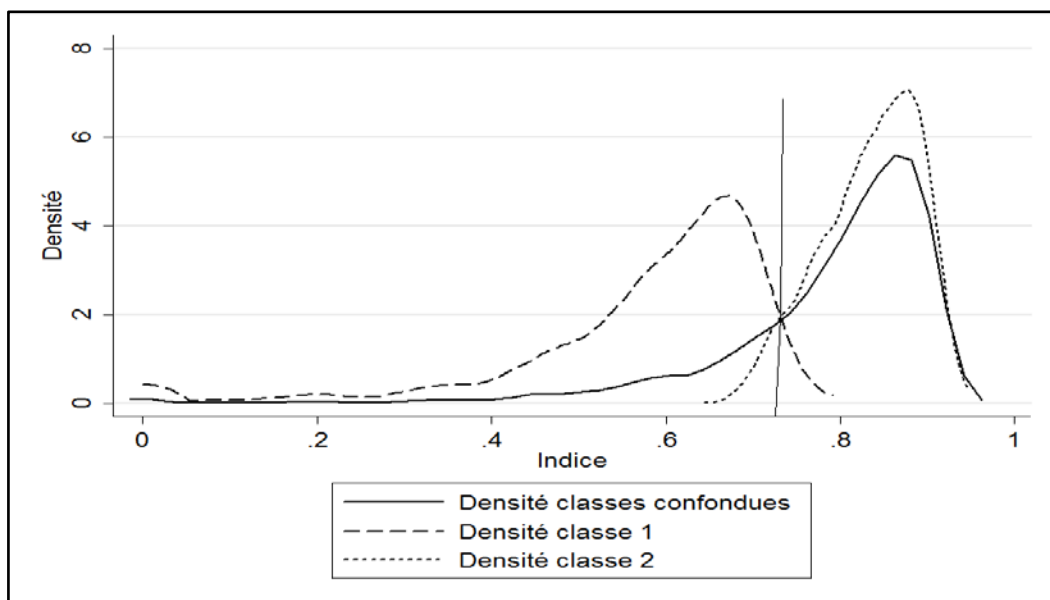
**Tableau n°1 - Calculs des critères d'information et de l'indice d'entropie pour différents nombre de classe**

	Nombre de classes latentes			
	1	2	3	4
<b>Critère d'Information</b>				
<b>AIC</b>	9926,799	8791,188	8624,340	8465,237
<b>BIC</b>	10084,570	9126,450	9130,519	9142,335
<b>Indice d'Entropie</b>	00,000	00,572	00,440	00,562

Source : Calculs propres d'après les données UNSH 2005-2006

Ainsi, au final, la population de consommateurs ougandais peut être répartie en deux classes. La probabilité d'appartenir à la première (respectivement la seconde) est de 81% (respectivement 19%). Ces deux classes sont bien distinctes comme le témoigne le graphique n°2.2 qui montre un faible support en commun.

**Graphique n°2.2 - Fonctions de densités pour chaque classe et pour toute la population.**



Source : Calculs propres d'après les données UNSH 2005-2006

Bien que cette hétérogénéité soit, par hypothèse, inobservable, l'analyse descriptive des caractéristiques des ménages de chaque classe révèle quelques différences ou similitudes significatives entre les deux classes.

On note d'abord une différence d'âge des chefs de ménages entre les classes. L'âge des chefs de ménages de la première classe est en moyenne de 46 ans tandis qu'elle est de 41 ans chez les chefs des ménages de la deuxième classe. En termes de statut matrimonial la proportion des polygames est relativement plus élevée dans la première classe (8%) que dans la deuxième (6%). Cependant, on observe un même taux de veuvage dans les deux classes qui est d'environ 4%. Dans la même lignée, la proportion des femmes chef de ménage semble identique dans les deux classes compte tenu du fait qu'environ 75% des ménages sont dirigés par des hommes dans chacun des groupes.

La différence entre les deux classes apparaît plus nette sur le critère du niveau éducatif. En effet, globalement les ménages de la deuxième classe présente le meilleur niveau éducatif. La moyenne de nombre d'années moyen d'étude par ménage est de 5 ans dans la deuxième classe tandis qu'elle est de 3 ans dans la première. Il apparaît aussi que les chefs des ménages de la deuxième classe semblent être les plus éduqués. Par exemple, le taux des chefs des ménages ayant achevé le cycle primaire au niveau de la deuxième classe est environ le double de celui de la première classe.

Par rapport à la structure des ménages des différences non moins importantes sont à noter. Ainsi, il ressort que les ménages de la première classe (8 personnes) sont en moyenne plus larges que les ménages de la deuxième classe (6 personnes). Cette dernière présente en outre la proportion d'enfants de 0 à 5 ans la plus faible dans les ménages. Toutefois, les ménages de la première classe ont en moyenne une proportion de femmes plus élevée que ceux de la deuxième classe (52% contre 44%).

Enfin, la dernière disparité entre les classes est liée au milieu de résidence et au statut financier du ménage. Le pourcentage des ménages ruraux est plus élevé au niveau de la première classe qu'au niveau de la deuxième tandis que les ménages de la deuxième classe présentent en moyenne une dépense par tête plus élevée que ceux de la première classe.

## 3.2 Résultats économétriques

Le tableau n°2 présente les résultats du modèle à deux classes latentes. Parallèlement, un modèle à une seule classe est également estimé pour pouvoir comparer ces résultats à la littérature empirique qui ne prend pas en compte cette hétérogénéité inobservée entre les individus.

**Tableau n°2 - Résultats des estimations d'un modèle à une classe latente et de celui à deux classes latentes**

Variables	Ensemble	Classe 1	Classe 2
<b>Caractéristiques du chef de ménage</b>			
Genre	0,0883 (0,0250)***	0,0366 (0,0216)*	0,2070 (0,0933)**
Age	-0,0026 (0,0007)***	-0,0029 (0,0005)***	-0,0009 (0,0024)
Statut matrimonial			
Polygame	0,0254 (0,0320)	-0,0102 (0,0279)	0,1240 (0,1380)
Divorcé/e	-0,0675 (0,0507)	-0,0222 (0,0345)	-0,2320 (0,1910)
Veuf/ve	0,0078 (0,0420)	-0,0201 (0,0369)	0,0685 (0,1490)
Célibataire	-0,0076 (0,0227)	0,0052 (0,0179)*	-0,0303 (0,0859)**
Niveau d'éducation			
Primaire	0,1340 (0,0225)***	0,1080 (0,0195)***	0,1600 (0,0782)**
Secondaire junior	0,2010 (0,0332)***	0,1810 (0,0262)***	0,2050 (0,1260)
Secondaire senior	0,1840 (0,0489)***	0,1700 (0,0380)***	0,2280 (0,1620)
Universitaire	0,2650 (0,0605)***	0,1170 (0,0637)*	0,8250 (0,2090)***
Années études	0,0231 (0,0058)***	0,0202 (0,0044)***	0,0242 (0,0225)
<b>Caractéristiques du ménage</b>			
Revenu/tête (log)	0,2720 (0,0191)***	0,3300 (0,0146)***	0,1050 (0,0605)*
Taille	0,0228 (0,0036)***	0,0201 (0,0031)***	0,0233 (0,0104)**
Part des femmes	0,2670 (0,0491)***	0,0747 (0,0380)**	0,7840 (0,1640)***
Structure par âge			
0-5 ans	0,2700 (0,1030)***	0,2280 (0,0865)***	0,1330 (0,4180)
6-10 ans	0,2490 (0,0687)***	0,1840 (0,0592)***	0,4080 (0,2320)*
11-15 ans	0,1870 (0,0664)***	0,1590 (0,0568)***	0,2260 (0,2070)
16-20 ans	0,0389 (0,0541)	0,0083 (0,0458)	0,1870 (0,1640)
Group. Agricole	-0,0325 (0,0350)	-0,0108 (0,0286)	-0,0696 (0,1320)
Lieu de résidence			
Rural(urbain)	-0,0431 (0,0137)***	-0,0319 (0,0111)***	-0,0420 (0,0572)
Est(centre)	0,0423 (0,0260)	0,0776 (0,0196)***	-0,0861 (0,1070)
Nord(centre)	0,0077 (0,0281)	-0,0018 (0,0232)	0,1340 (0,1070)
Ouest(centre)	-0,0220 (0,0252)	-0,0264 (0,0207)	0,0601 (0,0975)
Constant(centre)	-1,5930 (0,2220)***	-1,8640 (0,1820)***	-1,0900 (0,6760)
/arct(rho)		1,4310 (0,1610)***	
/lnsigma		-0,9120 (0,0291)***	-0,2860 (0,0395)***
$\pi_i$		0,807	0,193
Observations	7400	7400	

Ecart-types robustes entre parenthèses, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Source : Calculs propres à partir des données de UNHS 2005-2006

## **3.2.1 Influence des facteurs relatifs au chef du ménage**

### *3.2.1.1 Effet du genre*

Le genre du chef du ménage influence positivement la demande de diversité au niveau de la première et de la seconde classe aux seuils de 10% et 5% respectivement. Plus précisément, le fait que le ménage soit dirigé par un homme améliore la diversité de l'alimentation par rapport au fait que le ménage soit dirigé par une femme. En revanche, il convient de souligner que l'effet du genre est plus intense au niveau de la deuxième classe qu'au niveau de la première<sup>7</sup>.

Ce résultat reflète plus la difficulté d'accès aux aliments des ménages dirigés par les femmes en Ouganda que la remise en cause du rôle traditionnellement assignée aux femmes par rapport à la nutrition du ménage. L'analyse sur la sécurité alimentaire de la FAO (2012) sur ces mêmes données de l'UNHS 2005/2006 a révélé que le taux d'insuffisance alimentaire pour les ménages dirigés par des femmes ougandaises était par ailleurs de 41% par rapport à 37% pour les ménages dirigés par des hommes; ce qui indique que les ménages dirigés par les femmes sont plus en situation d'insécurité alimentaire que ceux dirigés par les hommes. Ainsi, une politique à l'égard des ménages dirigés par les femmes consisterait à favoriser leur accès aux aliments.

### *3.2.1.2 Effet de l'âge*

Conformément à la littérature, l'âge du chef de ménage impacte négativement la demande de diversité alimentaire dans le ménage. La variable âge est significative au seuil de 1% dans la première classe. En d'autres termes, les ménages âgés semblent avoir une faible situation nutritionnelle. Ce résultat est d'ailleurs conforme à l'analyse descriptive des classes qui a révélé que la première classe contient les ménages ayant une faible diversification alimentaire et l'âge moyen le plus élevé. L'absence d'effet de l'âge au niveau de la deuxième classe peut s'expliquer ainsi par le fait que les chefs des ménages ne sont pas très âgés.

---

<sup>7</sup> La comparaison des amplitudes des coefficients a été faite sur la base des effets marginaux non reportés ici.



Par ailleurs, il convient de signaler qu'en Ouganda les ménages âgés sont en général constitués des grands parents qui s'occupent essentiellement de leurs petits-fils orphelins et qui n'ont pas souvent accès aux filets de sécurité sociale (MFPED, 2003). Ainsi, ces ménages ne peuvent se procurer une variété d'aliments du fait qu'ils manquent de ressources. Dès lors, toute politique visant à emmener les ménages à consommer une diversité d'aliments se basant sur le critère de l'âge des chefs de ménages doit prioriser les ménages de la première classe.

### *3.2.1.3 Effet du statut matrimonial*

L'effet relatif au statut matrimonial repose ici sur cinq statuts : *polygame, monogame, divorcé, veuf et célibataire*. Il apparaît que l'influence d'être célibataire est positive pour la première classe au seuil de 10% tandis qu'elle est négative au niveau de la deuxième classe au seuil de 5%. Toutefois, l'influence d'être polygame, veuf ou divorcé n'est pas significativement différente de celle d'être monogame sur la demande de diversité alimentaire. Ainsi, les célibataires de la deuxième classe doivent être les cibles potentielles des politiques nutritionnelles.

### *3.2.1.4 Effet de l'éducation*

Conformément à nos attentes, l'éducation du chef de ménage semble être un déterminant effectif de la demande de diversité. En effet, au niveau de la première classe, le fait d'avoir effectué au moins une formation du niveau primaire améliore positivement la demande de la diversité alimentaire. Ce résultat est similaire à ceux des travaux de Lee (1987) et Rashid et al. (2006). Par contre, au niveau de la deuxième classe, c'est le niveau universitaire et primaire qui semble agir positivement au seuil de 1% et 5% respectivement. Il faut également noter que la sensibilité par rapport au niveau éducatif ne sont pas les mêmes au niveau des deux classes comme l'indique la valeur des coefficients. Ce résultat souligne alors le rôle de l'éducation dans la capacité des ménages à consommer une diversité d'aliments ou à mettre en pratique les recommandations pour une bonne nutrition. Ainsi les efforts, en termes de politiques nutritionnelle doivent être tournés vers les ménages dont les chefs n'ont aucune éducation formelle.

## **3.2.2 Influence des facteurs relatifs au ménage et au milieu de résidence**

### *3.2.2.1 Effet du revenu*

Conformément à la littérature nous retrouvons, dans le contexte Ougandais, l'influence positive du statut économique du ménage. La variable revenu par tête est en effet significative au seuil de 1% et 10% pour la première et la deuxième classe respectivement. De ce fait, le revenu semble être un facteur déterminant de la demande de diversité d'aliments des ménages en Ouganda. Ce résultat est d'une importance cruciale car il révèle que la pauvreté monétaire est l'une des causes principales de la consommation d'une faible diversité d'aliments. Toutefois, il convient de remarquer que l'influence du statut économique est environ trois fois plus élevée dans la première classe que dans la deuxième. En d'autres termes, les ménages des deux classes n'ont pas la même sensibilité à la consommation d'une variété d'aliments à la suite de la variation du revenu. Ce constat peut s'expliquer en partie par le fait que les ménages des différentes classes n'ont pas les mêmes ressources financières initiales comme indiqué par la description des classes. Ainsi, en cas de mise en place de politique de transfert, les ménages ayant un niveau de revenu initialement faible doivent être la cible à privilégier. Dans une autre perspective, ce résultat montre également qu'il existe des canaux indirects par lesquels le gouvernement ougandais peut agir pour améliorer la situation nutritionnelle des membres des ménages dirigés par des femmes. Par exemple, la réduction de l'écart salarial peut permettre aux ménages dirigés par des femmes de disposer de plus de ressources financières et contribuer à l'amélioration de l'état nutritionnel du ménage.

### *3.2.2.2 Effet de la structure du ménage*

Dans un premier temps, on peut noter que le poids des femmes dans le ménage est un facteur positif de la demande de diversité alimentaire. Cette variable est statistiquement positive et significative au seuil de 5% pour la première classe et 1% pour la deuxième. Toutefois, l'influence des femmes semble être limitée dans la réalité par le manque de revenu propre. En effet, 42% des femmes qui travaillent en Ouganda ne sont pas rémunérées. Ce taux n'est que de 16% chez les hommes (EPRC, 2009). Ce résultat montre également l'importance de la réduction des inégalités entre les hommes et les femmes en termes de pouvoir de décision. Il apparaît également que l'influence du poids des femmes est plus élevée dans la

deuxième classe que dans la première. Cela s'explique par le fait que les femmes de la deuxième classe sont probablement mieux éduquées et donc ont plus de pouvoir de décision ou connaissent mieux l'importance de la nutrition.

La demande de diversité croît avec la taille du ménage comme signalé dans la littérature.

Enfin, la présence des jeunes et adolescents dans un ménage semble également influencer positivement et significativement la demande de diversité dans la première classe. En revanche, seul le groupe d'âge 6-10 ans détermine cette demande au niveau de la deuxième classe (au seuil de 10%). L'effet du poids des jeunes va alors décroissant car les moins âgés semblent plus influencer cette demande de diversité alimentaire.

### *3.2.2.3 Effet du milieu de résidence*

La nature du milieu de résidence des ménages détermine également leur niveau de consommation d'aliments variés. Même si cet effet n'est observé qu'au niveau de la première classe, il apparaît que vivre en milieu rural impacte négativement la demande de diversité. Précédemment, Werema (2007) a également montré qu'en Ouganda les ménages urbains valorisent plus le choix de qualité des produits tels que le lait, le poisson, l'alcool et les boissons gazeuses que leurs homologues du milieu rural. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que les ménages ruraux sont en majeure partie des agriculteurs de subsistance et ayant des difficultés d'accès aux marchés. De ce fait, il convient de leur faciliter cet accès pour qu'ils puissent vendre leur production et se procurer d'autres produits. En outre, l'amélioration de leur état nutritionnel peut également passer par la production d'une alimentation diversifiée au niveau de chaque ménage. Enfin, on observe également une différence significative en termes de diversité de consommation alimentaire au niveau régional notamment entre les ménages résidant à l'Est du pays ceux résidant au Centre.

## ***CONCLUSION***

Cet article s'est focalisé sur la seconde composante essentielle de la santé des ménages ougandais, la nutrition, à travers l'une de ses dimensions qualitatives : la diversité alimentaire. Il est en premier lieu ressorti qu'il existe une hétérogénéité inobservée entre les ménages ougandais en fonction de la nature de leur demande alimentaire. Deux classes latentes ont ainsi pu être identifiées au sein de la population. En second lieu, dans ce contexte, l'influence des caractéristiques du chef de ménage, du ménage lui-même ou de son milieu de résidence sur la demande de diversité alimentaire ont pu être identifiées. Le genre (féminin), l'âge ou l'absence d'éducation du chef du ménage agissent ainsi négativement sur la demande de diversité alimentaire, avec un effet pouvant être d'ampleur variable selon la classe envisagée. Le niveau de revenu, la part des femmes dans le ménage, ou celle des individus jeunes agissent pour leur part positivement avec, là encore, des amplitudes différentes entre les classes. Enfin, il est apparu que vivre en milieu rural impacte négativement cette demande de diversité alimentaire.

Globalement, ces résultats témoignent de la nécessité de formuler des politiques nutritionnelles différenciées en Ouganda afin d'optimiser les ressources budgétaires dédiées à ce type d'action. En effet, élaborer une politique nutritionnelle commune à tous les ménages risque de ne pas conduire aux résultats escomptés du fait de l'hétérogénéité de la population. A cet effet, pour chaque classe, les actions pourraient consister à cibler les ménages présentant les facteurs qui influencent négativement leurs demandes de diversité alimentaire. Par exemple, les actions de sensibilisation devraient cibler les ménages dont les chefs n'ont aucune éducation formelle et qui se trouvent en majorité dans la première classe. De même, des politiques de transferts de revenu ou de création d'opportunités pour que les ménages aient un revenu amélioré semblent importantes. En outre, la dimension genre devrait être intégrée à la conception des politiques alimentaires en favorisant l'accès à l'alimentation aux ménages dirigés par les femmes et en accroissant le pouvoir de décision des femmes par rapport à la gestion de leurs ressources au sein des ménages. Enfin, le gouvernement pourrait, par exemple, créer un cadre permettant aux ménages de s'approvisionner tout en ayant un plus large choix surtout dans les zones rurales où concentrent majoritairement les ménages de la première classe.

## ***BIBLIOGRAPHIE***

- [1]. Behrman J. R. & M. R. Rosenzweig (2004): The Returns to Birthweight. *Review of Economics and Statistics* 86: 586–601.
- [2]. Biernacki C. G. & G. Govaert (2000): Assessing mixture model for clustering with the integrated completed likelihood. *IEEE transactions on pattern analysis and machine intelligence*, 719-725.
- [3]. Cameron A. C. & P. K. Trivedi (2005): *MICROECONOMETRICS: Methods and Applications*. Cambridge University Press, New York.
- [4]. Deolalikar A. B. (1988): Nutrition and labor productivity in agriculture: estimates for rural south India, *Review of Economics and Statistics*, 70:406-413.
- [5]. Drescher L. S. & E. Goddard (2008): Observing changes in canadian demand for food diversity over time. Selected paper prepared for presentation at the American agricultural economics association annual meeting, Orlando, july 27-29, 2008.
- [6]. EPRC (2009): *Gender and Productivity: Analytical Report*, Kampala.
- [7]. Fan S., and J. Brzeska. (2011): *The Nexus between Agriculture and Nutrition: Do Growth Patterns and Conditional Factors Matter?* Paper presented at 2020 Conference: Leveraging Agriculture for Improving Nutrition and Health, New Delhi, India, February 10–12, 2011.
- [8]. FAO (2012): Uganda: gender information improves food policies and programs in Monitoring food insecurity using national household survey food consumption data Part I, 67p.
- [9]. Fogel R. W. (2004): Health, nutrition, and economic growth. *Economic Development and Cultural Change* 52:643-658.
- [10]. Huffman W.E. & P. F. Orazem (2007): Agriculture and human capital in economic growth: farmers, schooling and nutrition. In: R. Evenson, P. Pingali (Eds), *Handbook of Agricultural Economics*, vol3, Elsevier/North Holland, Chapter 43.
- [11]. Jackson L. F. (1984): Hierarchic demand and the Engel curve for variety. *The Review of Economics and Statistics*, 66:8-15.
- [12]. Jekanowski M. D. & J. K. Binkley (2000): Food purchase diversity across U.S. markets. *Agribusiness*, 16:417-433.
- [13]. Kooreman P. & S. Wunderink (1997): *The economics of household behaviour*. Basingstoke, Hampshire: Macmillan.
- [14]. Krebs-Smith S. M., H. Smiciklas-Wright, H. A. Guthrie, & J. Krebs-Smith (1987): The effect of variety in food choices on dietary quality. *Journal of the American Dietetic Association*, 87:897–902.
- [15]. Lebarbier E. & T. Mary-Huard (2004) : le critère BIC : fondement théoriques et interprétation. Rapport de recherche n°5315, INRIA.
- [16]. Lee J. (1987): The demand for varied diet with econometric models for count data. *International Journal of Agricultural Economics*, 687-691.
- [17]. Lee J. & M. G. Brown (1989): Consumer demand for food diversity. *Southern Journal of Agricultural Economics*, 21:47-52.
- [18]. McLachlan G. & D. Peel (2000): *finite mixture models*. Wiley Series in probability and Statistics.
- [19]. MFPED (2003): *Poverty Status Report*, Uganda.

- [20]. Moon W., W. J. Florkowski, L. R. Beuchat, A. V. Resurreccion, P. Paraskova, J. Jordanov & M. S. Chinnan (2002): Demand for food variety in an emerging market economy. *Applied Economics*, 34:573-58.
- [21]. Moritz K. (1993): *Mikroökonomische Theorie des Haushalts*. München: Oldenbourg.
- [22]. Ouma, E., A. Abdulai & A. Drucker (2007): Measuring Heterogeneous Preferences for Cattle Traits among Cattle-Keeping Households in East Africa. *American Journal of Agricultural Economics*, 89(4):1005-1019.
- [23]. Pauw, K. & J. Thurlow (2011): The Role of Agricultural Growth in Reducing Poverty and Hunger: The Case of Tanzania. Paper presented at 2020 Conference: Leveraging Agriculture for Improving Nutrition and Health, New Delhi, India, February 10–12, 2011.
- [24]. Rashid D. A., L. Smith & T. Rahman (2006): Determinants of dietary quality: Evidence from Bangladesh. Contributed Paper, American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Long Beach, California, July 23-26, 2006.
- [25]. Reschenhoffer E. (1996): Prediction with vague prior knowledge. *Communication in Statistics theory and methods*, 25:601-608.
- [26]. Ruel M. T. & J. Hoddinott (2008): Investing in early childhood nutrition. Policy briefs N°8, International Food Policy Research Institute (IFPRI).
- [27]. Ruel M. T. (2003): Operationalizing dietary diversity: A review of measurement issues and research priorities. *Journal of Nutrition*, 133:3911S-3926S.
- [28]. Shamsul A. Z. B., J. Arcot, S. A. Haron, L. Paim, N. Sulaiman & J. Masud (2012): Food Variety and Dietary Diversity Scores to Understand the Food-Intake Pattern among Selected Malaysian Households. *Ecology of Food and Nutrition*, 51:(4)265-299.
- [29]. Stewart, H. & J. M. Harris(2005): Obstacles to overcome in promoting dietary variety: The case of vegetables. *Review of Agricultural Economics*, 27:21-36.
- [30]. Strauss J. & D. Thomas (1998): Health, nutrition and economic development. *Journal of Economic Literature*, XXXVI:766-817.
- [31]. Theil H. and R. Finke (1983): The consumer's demand for diversity. *European Economic Review*, 23:395-400.
- [32]. Thiele S. & Weiss C. (2003): Consumer demand for food diversity: evidence for Germany. *Food Policy*, 28:99-115.
- [33]. Tonsor, G. T., N. Olynk & C. Wolf(2009): Consumer Preferences for Animal Welfare Attributes: The Case of Gestation Crates. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 41(03):713–730.
- [34]. Torheim L., F. Ouattara, M. M. Diarra, F. D. Thiam, I. Barikmo, A. Hatloy, A. Oshaug (2004): Nutrient adequacy and dietary diversity in rural Mali: association and determinants. *Eur. J. Clin. Nutr.*, 58(4):594-604.
- [35]. Variyam J. N., J. Blaylock, D. Smallwood & P. P. Basiotis (1998): USDA's Healthy Eating Index and nutrition information. Economic Research Service/USDA, Technical Bulletin, N°1866, Washington, D.C.
- [36]. Wardle J., A. M. Haase, A. Steptoe, M. Nillapun, K. Jonwutiwes & F. Bellisle (2004): Gender differences in food choice: the contribution of health beliefs and dieting. *Annals of behavioral medicine*, 27:107-116.
- [37]. Werema G. J. (2007): Spatial differences in food consumption behavior in Uganda, PhD thesis, University of Georgia Theses and Dissertations, 153p.
- [38]. Westenhoefer J. (2005): Age and gender dependent profile of food choice, In: Elmadfa, I. (Ed.): *Diet diversification and health promotion*, 44-51, Basel: Karger.