

Déterminants de la nutrition des ménages en Ouganda: le cas de la diversité alimentaire

M. R. Tankari*

Partant du principe qu'une alimentation diversifiée contribue au renforcement de la santé des individus, cette analyse tente 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, est estimé. Sa mise en œuvre conduit à une distinction de deux classes de ménage, et met en évidence plusieurs résultats. D'abord, on note l'influence significative genre du chef de ménage, de son niveau éducatif et de la situation financière de son ménage sur la diversité avec une intensité variable selon la classe. Ensuite, les ménages dont le chef est âgé ou ceux résidant en milieu rural ont tendance à avoir une demande de diversité alimentaire plus faible. Le statut matrimonial apparaît également comme un déterminant significatif de la demande de diversité alimentaire. Enfin, une proportion plus importante des femmes ou des jeunes et adolescents dans un ménage est aussi un facteur positif de 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.

Introduction

La question de l'alimentation est particulièrement préoccupante en Ouganda. Si la moyenne de la consommation calorique par personne et par jour s'est améliorée au cours de ces dernières décennies, 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 (Uganda Ministry of Health et al., 2012). 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 femmes¹. 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 alimentaire, la protection des ménages des chocs et autres vulnérabilités qui peuvent affecter leur statut nutritionnel², etc.

Largement exploré dans la littérature, le lien entre l'alimentation et le statut nutritionnel peut 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 en termes de quantité de calories ou de la difficulté d'accès aux aliments (Deolalikar,

¹Si 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).

² Par exemple, les épisodes récurrents de sécheresses (1998, 1999, 2002 et 2005) ou d'inondations (1997, 2007).

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 (variété) 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 amélioration de la couverture des besoins en micronutriments et considérée comme un proxy de la qualité diététique et donc de la santé (voir par exemple Ruel, 2003).

Dans ce contexte, et 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 pays¹. 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 ici est exclusivement empirique et mobilise les données de l'enquête Uganda National Household Survey (UNHS) 2005/2006. Elle repose de plus sur l'hypothèse sous-jacente que la demande de diversité alimentaire des ménages dépend essentiellement des caractéristiques inobservées liées à leurs préférences (Tonsor et al., 2009; Ouma et al., 2007)². Pour appréhender cette

¹Peu 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.

²Drescher et Goddard (2011) ont tenté d'approcher cette problématique dans le cas de la demande de diversité

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.

Cette étude se poursuit 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 classes latentes. Les résultats sont présentés en troisième lieu. La dernière section est consacrée à la conclusion.

Les déterminants de la demande de diversité alimentaire dans la littérature

La littérature empirique traitant des questions relatives à la demande³ 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. En effet, la consommation d'une combinaison de biens (en petite quantité chacun) est préférable à celle d'une

alimentaire en recourant aux techniques de régressions quantiles.

³Selon la microéconomie traditionnelle, la demande du consommateur représente l'ensemble de ses intentions d'achats pour un bien. Elle indique la quantité optimale du bien que le consommateur a l'intention d'acheter en fonction de son revenu et des prix. Dans cette étude, nous avons supposé que le marché est en équilibre donc il n'y pas a d'excès de demande. Par conséquent, la dépense alimentaire correspond effectivement à la valeur monétaire de la demande. Le point le plus controversé est l'hypothèse d'interchangeabilité entre demande et consommation. En effet, la demande alimentaire n'est pas forcément égale à la consommation car certains produits dans la consommation des ménages ne passent pas forcément par le marché, d'autres proviennent de dons tandis qu'une partie de la demande peut être destinée à l'activité de production du ménage. Le problème de l'autoconsommation est traité à travers une hypothèse qui suppose que les décisions de consommation et de production sont séparables et les prix du marché sont les réels coûts d'opportunité de la consommation provenant de la production du ménage. En d'autres termes, l'autoconsommation est considérée ici comme une partie de la demande. En ce qui concerne les dons, nous avons supposé qu'ils sont négligeables dans la consommation en Ouganda. Enfin, le problème de l'utilisation d'une partie de la demande est réglé à travers la manière dont les données ont été collectées. En effet, il a été demandé aux ménages de renseigner les quantités des biens qu'ils ont eu à consommer ainsi que leurs sources (achats, autoconsommation et les dons). Voilà ce qui justifie de l'utilisation de façon interchangeable des trois termes comme dans les différents travaux précédents (Theil et Finke, 1983; Thiele et Weiss, 2003).

grande quantité d'un seul de ces bien. Aussi, selon la théorie du consommateur, les différences observées dans les demandes des consommateurs sont expliquées par le fait qu'ils n'ont pas les mêmes préférences ou opportunités (leurs revenus confrontés à des systèmes d'offres alimentaires différents en termes de disponibilité ou de prix).

La dépendance de ces préférences à la situation sociale de l'individu n'est toutefois pas réellement prise en compte dans la théorie économique. 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 diversité alimentaire 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 socio-démographiques 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), l'origine (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 de 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.

Méthodologie

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 préférences 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.

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.

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) qui prend en compte l'information sur la distribution des quantités d'aliments achetés par le ménage. Plus la consommation alimentaire est diversifiée plus cet indice est élevé. Il est 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 prend aussi en compte l'information sur la distribution des quantités d'aliments achetés par le ménage mais qui majore la pondération des petites consommations. Par conséquent, il 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 les normalisant (ainsi on a $0 \leq EI_i \leq 1$ et $0 \leq BI_i \leq 1$). 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 (Thiles et Weiss, 2003). 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.

Enfin, 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).

Par ailleurs, il est important de noter que l'autoconsommation des ménages a été prise en compte. En effet, il est supposé que les décisions de consommation et de production sont séparables et les prix du marché sont les réels coûts d'opportunité de la consommation provenant de la production du ménage.

Modèle économétrique

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

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 . θ_j avec $j = 1, \dots, C$ représentent les paramètres d'intérêts des différentes classes; π_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 θ_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:

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

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

$$(2) \quad p_{ic} = \frac{\hat{\pi}_c f_c(y_i|x_i, \hat{\theta}_c)}{f(y_i|x_i; \hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_C; \hat{\pi}_1, \hat{\pi}_2, \dots, \hat{\pi}_C)}$$

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 consistant¹.

Source des données

Les données utilisées dans cette analyse proviennent de *Uganda National Household Survey (UNHS) 2005/2006*. Cette enquête a été entreprise de mai 2005 à avril 2006 et couvre 7426 ménages sélectionnés de façon probabiliste à travers le pays et il faut noter que tous les membres des ménages ont été enquêtés. En effet, une technique d'échantillonnage à deux degrés a été utilisée pour tirer l'échantillon. Au premier degré, les districts ont été tirés avec des probabilités proportionnelles à leur taille et au second degré les ménages qui constituent l'unité finale d'analyse ont été sélectionnés suivant un tirage aléatoire simple. L'enquête comporte cinq modules mais c'est celui portant sur les aspects socioéconomiques qui a été utilisé. L'exploitation des données sur la consommation des ménages a permis d'identifier 61 produits conformément au questionnaire² d'UNHS 2005/2006.

Résultats

Analyse descriptive des données

Les informations sur les produits alimentaires consommés concernent une période d'une semaine. Comme indiqué dans l'annexe n°1 certains produits sont similaires mais leurs compositions ou teneurs en nutriments peuvent varier du fait de leurs états (par exemple produit séché ou frais). Par ailleurs, il convient de signaler que la cigarette ne figure pas dans le calcul de l'indicateur de la diversité alimentaire. Les statistiques descriptives des données présentées dans

¹Notons 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).

² Ce questionnaire est disponible au <http://catalog.ihnsn.org/index.php/catalog/2348/download/37259>

l'annexe n°2 révèlent que la valeur moyenne de l'indicateur de Berry est de 0,78 tandis que celle de l'indicateur d'entropie est de 0,62.

L'âge moyen des chefs de ménage est de 44 ans. Par contre, il varie de 46 ans chez les femmes à 41 ans chez les hommes. En ce qui concerne le niveau éducatif des chefs de ménages, l'échantillon est constitué de 25% de chefs sans aucune éducation formelle, 56% qui ont atteint le niveau primaire, 12% le niveau secondaire junior, 4% le niveau secondaire sénior et 2% le niveau universitaire.

Une analyse selon la situation matrimoniale montre que 30% des ménages sont monogames et 8% polygames. Les divorcés sont minoritaires puisqu'ils représentent 5% des ménages. Le pourcentage des ménages dont le chef est veuf ou veuve est de 6%. Enfin, il faut préciser que les ménages dont le chef est non marié sont les plus nombreux et représentent environ 51% de l'échantillon.

La taille moyenne des ménages est de 7 membres bien que variant de 1 à 33. En moyenne dans chaque ménage les femmes constituent 50% des membres. Les enfants âgés de moins de 5 ans représentent environ 4% des membres des ménages et dans certains cas jusqu'à 50% des membres. Les jeunes âgés de 5 à 10 ans sont plus nombreux que ceux âgés de moins de 5 ans avec une part de 18% et forment souvent 75% des membres dans certaines familles. En outre, la part d'adolescent de 10 à 15 ans est de 15% tandis que celle de ceux âgés de 15 à 20 ans est de 13%. Il faut noter que ces individus représentent entièrement les membres de certains ménages. Enfin, en ce qui concerne le statut économique on note que le revenu mensuel par tête est d'environ 32627 shillings dans les ménages.

Validation statistique du modèle

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.

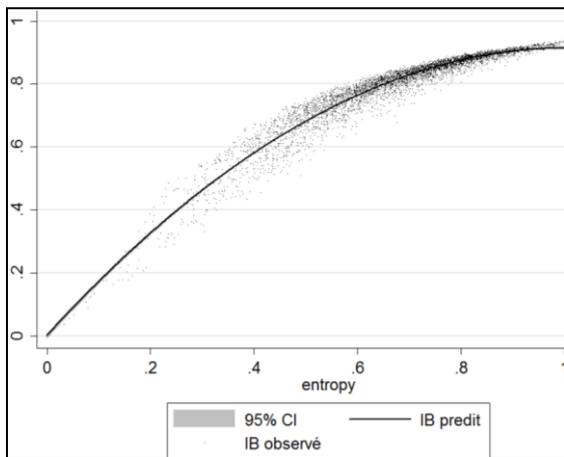
Nombre de classes retenu

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 nombres de classes. Une autre mesure qui permet de savoir si les deux classes sont bien distinctes est également utilisée. Il s'agit de l'entropie.

Toutefois, il convient de signaler que cet indice est différent de celui utilisé précédemment pour la mesure de la diversité. Plus il est élevé, plus les classes sont distinctes. Ainsi, le nombre de classe à retenir est celui qui minimise le critère d'information et qui fournit un indice d'entropie le plus élevé entre les classes. Comme cela apparaît 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.

Figure 1

Indice de Berry en fonction de l'indice d'Entropie



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

Tableau n°1

Calculs des critères d'information et de l'indice d'entropie pour différents nombres de classes

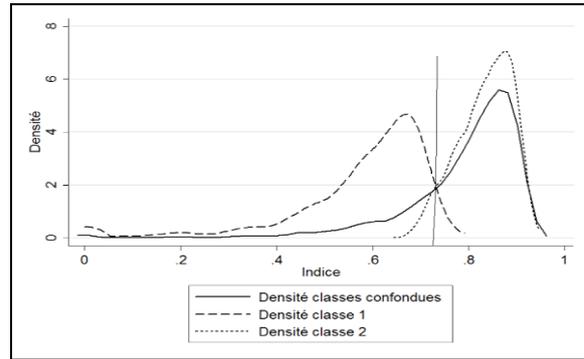
	Nombre de classes latentes			
	1	2	3	4
Critère d'Information				
AIC	9926,8	8791,2	8624,3	8465,2
BIC	10084,6	9126,5	9130,5	9142,3
Indice d'Entropie	0,000	0,572	0,440	0,562

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 en témoigne la Figure 2 qui montre un faible support commun. La classification des observations à partir des probabilités d'appartenance à chaque classe provenant de la loi a posteriori indique que la première classe est constituée de 5972 ménages et la seconde classe de 1428 observations.

Figure 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, les statistiques descriptives, consignées dans l'annexe n°3, des caractéristiques des ménages de chaque classe révèlent 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 de 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 6%. 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 présentent 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 universitaire au niveau de la deuxième classe est environ le double de celui de la première classe.

Des différences non moins importantes dans la structure des ménages sont à noter. Ainsi, il ressort que les ménages de la première classe sont en moyenne plus grands que les ménages de la deuxième classe (8 personnes par rapport à 6 personnes dans la deuxième). Dans les ménages de cette deuxième classe, la proportion d'enfants de 0 à 5 ans est plus faible. 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.

Résultats économétriques

Le tableau 2 présente les résultats du modèle à deux classes latentes. Parallèlement, un modèle sans 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.

Influence des facteurs relatifs au chef du ménage

Le genre du chef du ménage influence la demande de diversité au niveau de la première et de la seconde classe, avec une demande plus élevée pour les ménages dont le chef est un homme, aux seuils de 10% et 5% respectivement. Il convient de souligner que l'effet du genre est plus intense au niveau de la deuxième classe qu'au niveau de la première¹.

Conformément à la littérature, l'âge du chef de ménage impacte négativement la demande de diversité alimentaire dans le ménage. Le coefficient de la variable âge est significativement inférieur à 0 au seuil de 1% dans la première classe. En d'autres termes, les ménages dont le chef est plus âgé ont une plus faible demande de diversité alimentaire que les ménages dont le chef est plus jeune. 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.

Le statut matrimonial décliné ici en cinq catégories (polygame, monogame, divorcé, veuf et célibataire) influence la demande de diversité alimentaire. Il apparaît que le fait d'être célibataire a un effet positif et significatif sur la demande de diversité alimentaire dans la première classe tandis que cet effet est négatif et significatif au seuil de 5% dans la deuxième classe. Cela peut s'expliquer par le fait que ces célibataires de la deuxième classe sont très occupés du fait de leur niveau d'éducation relativement élevé. Les effets des autres statuts matrimoniaux (polygame, veuf ou divorcé) ne sont pas significatifs relativement à l'effet d'être monogame sur la demande de diversité alimentaire. Il ressort ainsi que les célibataires de la deuxième classe doivent être les cibles potentielles des politiques nutritionnelles.

¹La comparaison des ampleurs des coefficients a été faite sur la base des effets marginaux non reportés ici.

Enfin, l'éducation² du chef de ménage est un déterminant de la demande de diversité. En effet, pour la première classe, le fait d'avoir effectué au moins une formation du niveau primaire améliore positivement la demande de la diversité alimentaire par rapport à un niveau d'éducation nul. Ce résultat est similaire à ceux des travaux de Lee (1987) et Rashid et al. (2006). Par contre, pour 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 n'est pas la même pour chacune des deux classes comme l'indique la valeur des coefficients. Ce résultat souligne le rôle de l'éducation dans la capacité des ménages à consommer une plus grande diversité d'aliments ou à mettre en pratique les recommandations pour une bonne nutrition. Ainsi les efforts, en termes de politiques nutritionnelles doivent être tournés en priorité vers les ménages dont les chefs n'ont aucune éducation formelle.

Influence des facteurs relatifs au ménage et au milieu de résidence

A ce niveau, il convient de souligner que du fait que la variable revenu est susceptible d'être endogène, des tests ont été conduits afin de tester son exogénéité. Les instruments retenus sont le nombre de chambres occupées par le ménage et la dépense en matériels agricoles (location ou dépréciation pour les propriétaires). Toutefois, le test d'endogénéité ne rejette pas l'hypothèse nulle d'exogénéité de la variable revenu. Ainsi, cette variable est maintenue en l'état dans le modèle. 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, la demande de diversité alimentaire n'est pas sensible de la même manière aux revenus dans les deux classes. .

²Par rapport à l'inclusion simultanée de la variable éducation et du revenu dans le modèle, il a été conduit un test de multicolinéarité (VIF : variance inflation factor) et aucune des valeurs de VIF n'est supérieure à 10 avec une moyenne de 1,45. De ce fait, la multicolinéarité ne semble pas être un problème dans ce modèle entre le niveau d'éducation et le revenu.

Tableau n°2

Résultats des estimations d'un modèle sans classe et de celui à deux classes latentes

Variabiles	Ensemble	Classe 1	Classe 2
<i>Caractéristiques du chef de ménage</i>			
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)
<i>Statut matrimonial</i>			
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)**
<i>Niveau d'éducation</i>			
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)
<i>Caractéristiques du ménage</i>			
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)***
<i>Structure par âge</i>			
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)
Groupement Agricole	-0,0325 (0,0350)	-0,0108 (0,0286)	-0,0696 (0,1320)
<i>Lieu de résidence</i>			
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)
λ (rho)		1,4310 (0,1610)***	
λ (sigma)		-0,9120 (0,0291)***	-0,2860 (0,0395)***
π_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.

En ce qui concerne la structure du ménage, 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). La demande de diversité croit 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 en décroissant car les moins âgés semblent plus influencer cette demande de diversité alimentaire.

Enfin, le milieu de résidence des ménages influe également sur leur demande 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 et 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 a pu être identifiée. Le genre (féminin), l'âge ou l'absence d'éducation du chef du ménage agissent ainsi négativement sur la consommation (estimée par des dépenses) d'un panier de biens alimentaire variés/divers, avec un effet 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, une ampleur différente selon les classes. Enfin, il est apparu que vivre en milieu rural impacte négativement la demande de diversité alimentaire.

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, il semble impératif de créer un cadre permettant aux ménages de s'approvisionner tout en ayant un plus large choix surtout dans les zones rurales.

Références Bibliographiques

Behrman J. R. & M. R. Rosenzweig (2004): The Returns to Birth weight. *Review of Economics and Statistics*, 86: 586-601.

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.

Cameron A. C. & P. K. Trivedi (2005): MICROECONOMETRICS: Methods and Applications. Cambridge University Press, New York.

Deolalikar A. B. (1988): Nutrition and labor productivity in agriculture: estimates for rural south India, *Review of Economics and Statistics*, 70:406-413.

- Dresher 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.
- EPRC (2009):** Gender and Productivity: Analytical Report, Kampala.
- Fan S., & 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.
- FAO (2012):** Uganda: gender information improves food policies and programs in Monitoring food in security using national household survey food consumption data Part I, 67p.
- Fogel R. W. (2004):** Health, nutrition, and economic growth. *Economic Development and Cultural Change* 52:643-658.
- 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.
- Jackson L. F. (1984):** Hierarchic demand and the Engel curve for variety. *The Review of Economics and Statistics*, 66:8-15.
- Jekanowski M. D. & J. K. Binkley (2000):** Food purchase diversity across U.S. markets. *Agribusiness*, 16:417-433.
- Kooreman P. & S. Wunderink (1997):** The economics of household behaviour. Basingstoke, Hampshire: Macmillan.
- 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.
- Lebarbier E. & T. Mary-Huard (2004) :** Le critère BIC : fondement théoriques et interprétation. Rapport de recherche n°5315, INRIA.
- Lee J. (1987):** The demand for varied diet with econometric models for count data. *International Journal of Agricultural Economics*, 687-691.
- Lee J. & M. G. Brown (1989):** Consumer demand for food diversity. *Southern Journal of Agricultural Economics*, 21:47-52.
- Mclachlan G. & D. Peel (2000):** Finite mixture models. *Wiley Series in probability and Statistics*.
- MFPED (2003):** Poverty Status Report, Uganda.
- 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.
- Moritz K. (1993):** Mikroökonomische Theorie des Haushalts. München: Oldenbourg.
- 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.
- 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.
- 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.
- Reschenhoffer E. (1996):** Prediction with vague prior knowledge. *Communication in Statistics theory and methods*, 25:601-608.
- Ruel M. T. & J. Hoddinott (2008):** Investing in early childhood nutrition. Policy briefs N°8, International Food Policy Research Institute (IFPRI).
- Ruel M. T. (2003):** Operationalizing dietary diversity: A review of measurement issues and research priorities. *Journal of Nutrition*, 133:3911S-3926S.

- 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.
- Stewart, H. & J. M. Harris (2005):** Obstacles to overcome in promoting dietary variety: The case of vegetables. *Review of Agricultural Economics*, 27:21-36.
- Strauss J. & D. Thomas (1998):** Health, nutrition and economic development. *Journal of Economic Literature*, XXXVI:766-817.
- Theil H. & R. Finke (1983):** The consumer's demand for diversity. *European Economic Review*, 23:395-400.
- Thiele S. & Weiss C. (2003):** Consumer demand for food diversity: evidence for Germany. *Food Policy*, 28:99-115.
- 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.
- Torheim L., F. Ouattara, M. M. Diarra, F. D. Thiam, I. Barikmo, A. Hatløy, A. Oshaug (2004):** Nutrient adequacy and dietary diversity in rural Mali: association and determinants. *Eur. J. Clin. Nutr.*, 58(4):594-604.
- 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.*
- 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.
- Werema G. J. (2007):** Spatial differences in food consumption behavior in Uganda, PhD thesis, University of Georgia Theses and Dissertations, 153p.
- Westenhoefer J. (2005):** Age and gender dependent profile of food choice, In: Elmadfa, I. (Ed.): *Diet diversification and health promotion*, 44-51, Basel: Karger.

Annexe n°1 : Statistiques descriptives des consommations alimentaires hebdomadaires

Produits	Moyenne	Ecart-type	Médiane	Minimum	Maximum
Matooke (big)	5532	5931	4000	0	90000
Matooke (medium)	5064	4796	4000	400	42000
Matooke (small)	4991	4909	4000	0	48000
Matooke (heap)	3369	3785	2000	100	30000
sweet potatoes fresh	3222	4011	2000	0	70000
sweet potatoes dry	2936	3232	2000	100	20000
cassava fresh	2307	2933	1500	0	50000
cassava dry/flour	3624	4392	2500	0	73500
irish potatoes	2365	3395	1500	0	60000
Rice	2273	2577	1600	0	65000
maize grains	1534	1862	900	50	10800
maize cobs	2270	3519	1100	100	40000
maize flour	2611	3915	1600	0	168000
Bread	1681	1879	1200	0	18200
Millet	1837	2167	1200	0	18000
Sorghum	1441	1600	1000	50	15000
Beef	3798	2964	2700	0	37500
Pork	2399	1868	2000	0	14000
goat meat	3542	3790	2500	0	52500
other meat	2626	2345	2000	0	13200
Chicken	4964	2876	4000	0	25000
fresh fish	2726	3656	2000	0	80000
dry/smoked fish	1507	1886	1000	0	35000
Eggs	931	987	600	0	10000
fresh milk	2612	3018	1750	0	38400

infant formula foods	4652	5410	2750	0	24000
cooking oil	794	714	700	0	11200
Ghee	1052	1269	750	0	15000
margarine, butter	1103	913	800	85	7500
passion fruits	1169	1377	1000	0	21000
sweet bananas	839	949	500	0	14000
Mangoes	1530	2321	1000	0	35000
Oranges	750	1040	500	10	10000
other fruits	1476	1870	900	50	16000
Onions	256	239	200	0	5600
Tomatoes	606	544	500	0	10000

Source : Calculs propres à partir des données de UNHS 2005-2006
En Unité monétaire locale

Annexe n°1 (suite): Statistiques descriptives des consommations alimentaires hebdomadaires

Cabbages	674	559	500	0	5000
Dodo	626	831	400	0	20000
other vegetables	641	780	400	0	14000
beans fresh	1964	2105	1400	0	19600
beans dry	1860	2071	1400	0	49000
ground nuts in shell	1100	1280	700	0	10000
ground nuts shelled	1319	1555	900	50	22000
ground nuts pounded	1111	1030	800	0	9100
Peas	1093	1125	800	0	12000
Sim sim	858	795	600	0	10500
Sugar	1878	1790	1500	0	52500
Coffee	260	552	100	0	5400
Tea	178	173	100	0	4000
Salt	146	179	100	0	10500
Soda	1989	1938	1500	0	15000
Beer	7287	9025	4000	0	56000
other alcoholic drinks	2072	2293	1400	0	28000
other drinks	2034	2725	1000	0	22400
Cigarettes	1908	3763	1050	0	75000
Other tobacco	405	534	200	12	7000
in restaurants on food	8168	15332	4800	0	280000
in restaurants on soda	2238	3064	1500	0	45000
in restaurants on beer	8491	10609	4000	100	45000
other juice	1421	1870	1000	0	25000
other foods	2653	4282	1000	0	42000

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

Annexe n°2 : Statistiques descriptives de l'échantillon

Variable	Mean	Std. Dev.	Min	Max
berry	0,779	0,174	0	0,95
entropy	0,621	0,195	0	1
Genre	0,752	0,437	0	1
Age	44,022	15,731	15	99
Polygame	0,084	0,277	0	1
Divorcé/e	0,053	0,224	0	1
Veuf/ve	0,058	0,234	0	1
Célibataire	0,506	0,500	0	1
Primaire	0,559	0,494	0	1
Secondaire junior	0,116	0,319	0	1
Secondaire senior	0,037	0,188	0	1
Universitaire	0,018	0,120	0	1
Années études	3,216	2,330	0	16
Revenu/tête (log)	10,021	0,640	7,975	13,586
Taille	6,757	3,151	1	33
Groupement Agricole	1,946	0,226	1	2
Part des femmes	0,504	0,222	0	1
0-5 ans	0,042	0,092	0	0,5
6-10 ans	0,176	0,175	0	0,75
11-15 ans	0,147	0,165	0	1
16-20 ans	0,126	0,185	0	1
Rural (urbain)	0,881	0,324	0	1
Est (centre)	0,287	0,452	0	1
Nord (centre)	0,212	0,409	0	1
Ouest (centre)	0,264	0,441	0	1

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

Annexe n°3 : Statistiques descriptives des classes

Variables	Classe 1	Classe 2
Genre	0,754(0,437)	0,749(0,440)
Age	46,238(15,686)	41,377(14,994)
Polygame	0,086(0,281)	0,058(0,234)
Divorcé/e	0,050(0,219)	0,073(0,260)
Veuf/ve	0,059(0,236)	0,056(0,202)
Célibataire	0,502(0,500)	0,526(0,500)
Primaire	0,542(0,494)	0,578(0,495)
Secondaire junior	0,114(0,318)	0,131(0,338)
Secondaire senior	0,035(0,190)	0,044(0,163)
Universitaire	0,014(0,119)	0,022(0,145)
Années études	3,157(2,281)	4,843(2,727)
Revenu/tête (log)	9,990(0,620)	10,458(0,737)
Taille	8,104(3,100)	5,857(3,674)
Groupement Agricole	1,947(0,225)	1,945(0,228)
Part des femmes	0,516(0,216)	0,443(0,259)
0-5 ans	0,043(0,092)	0,035(0,081)
6-10 ans	0,177(0,175)	0,149(0,171)
11-15 ans	0,149(0,165)	0,142(0,168)
16-20 ans	0,125(0,180)	0,130 (0,182)
Rural(urbain)	0,884(0,321)	0,842(0,365)
Est(centre)	0,286(0,452)	0,195 (0,463)
Nord(centre)	0,216(0,412)	0,195 (0,324)
Ouest(centre)	0,262(0,440)	0,272 (0,454)

Ecart-types entre parenthèses

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