

# Le rôle des facteurs socioéconomiques dans le processus des dépenses curatives en Ouganda

Mahamadou Roufahi Tankari

► **To cite this version:**

Mahamadou Roufahi Tankari. Le rôle des facteurs socioéconomiques dans le processus des dépenses curatives en Ouganda. 2014. hal-02947895

**HAL Id: hal-02947895**

**<https://hal-univ-pau.archives-ouvertes.fr/hal-02947895>**

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. 2  
September 2014**

**LE ROLE DES FACTEURS  
SOCIO-ECONOMIQUES  
DANS LE PROCESSUS  
DES DEPENSES CURATIVES  
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/>



# *Le rôle des facteurs socioéconomiques dans le processus des dépenses curatives en Ouganda*

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

## **RESUME**

Dans cet article, l'influence des caractéristiques socioéconomiques et démographiques des individus sur la dépense en santé a été explorée. A cet effet, nous nous sommes intéressés au processus qui conduit aux dépenses curatives des individus. Un modèle multi-équations à processus mixte a été estimé. L'estimation a révélé que la morbidité des ougandais est significativement influencée par leur genre, leurs conditions sanitaires de vie et leur revenu. De même, si le choix du fournisseur de soins ne semble pas fondamentalement être déterminé par les caractéristiques individuelles, il l'est par celles du chef du ménage, par le niveau de revenu par tête du ménage ainsi que par la distance des centres de soins ou le milieu de résidence. Au final, dans ce cadre, nous avons pu montrer que la dépense en santé des ougandais dépendait autant de leur âge et du type de pathologie que d'influences externes telles que le niveau d'éducation et le genre de leur chef de ménage d'appartenance ou encore leur niveau de revenu. Ces résultats confirment la complexité du processus de dépense en santé au niveau individuel qu'il convient de prendre en compte dans la formulation des politiques sanitaires.

---

<sup>1</sup> CATT et IFPRI

E-mail : mahamadoutankari@yahoo.fr

# ***INTRODUCTION***

Classé en 161<sup>ème</sup> position en 2012 sur 186 pays selon l'Indice de Développement Humain de l'ONU (PNUD, 2013), l'Ouganda fait face à une insatisfaction généralisée des besoins essentiels de sa population. Dans le domaine de la santé, il suffit de constater le niveau de l'espérance de vie en Ouganda pour mesurer l'étendue des besoins auxquels le pays fait face. Même si des progrès significatifs ont été accomplis (l'espérance de vie est passée de 45 ans en 2003 à 53 ans en 2011), elle reste inférieure à la moyenne des pays à faible revenu (58 ans). Les maladies transmissibles (paludisme, VIH/Sida<sup>2</sup> et pneumonie) constituent alors les principales causes de la mortalité (*Uganda Ministry of Health et al.*, 2012). Malgré les progrès accomplis, le taux de mortalité infantile reste particulièrement élevé (76‰ en 2010 contre 85‰ en 1995) et le taux de mortalité maternelle<sup>3</sup> demeure toujours supérieur à la cible des OMD (200 contre 131 pour 100000 femmes en 2011).

L'Ouganda est classé 186<sup>ème</sup> sur 191 pays par l'OMS en termes de performance de son système de santé (OMS, 2009) et la question de l'efficacité de sa politique de santé y est particulièrement importante. Son système de santé est composé d'un secteur public (incluant les centres de santé gouvernementaux sous la tutelle du ministère de la santé, les services de santé du ministère de la défense, de l'éducation, des affaires intérieures et le ministère du gouvernement local) et d'un secteur privé (constitué des institutions privées à but non lucratif, des cliniques privés, des guérisseurs traditionnels et des praticiens de médecine complémentaire). Il est organisé en plusieurs niveaux entre les différents districts et sous-districts de l'Ouganda : hôpitaux nationaux de référence, hôpitaux généraux, centre de santé IV, III, II et équipe de santé de village.

En mars 2001, l'Ouganda a mis en place l'abolition universelle des frais de soins primaires dans les centres de soins publics<sup>4</sup>. Cette politique a engendré une augmentation

---

<sup>2</sup> Bien que le pays ait été capable de réduire significativement l'incidence de VIH/SIDA, la pandémie a entraîné le décès de nombreux adultes et fait 1,2 million d'orphelins.

<sup>3</sup> Ces chiffres peuvent toutefois être sous-estimés car ils ne prennent pas en compte les décès ayant eu lieu hors des centres de santé.

<sup>4</sup> Cette abolition des frais de soins a eu lieu conjointement avec d'autres changements dans le secteur de la santé comme la décentralisation de la responsabilité des services de santé aux autorités locales, la restructuration du ministère de la Santé (MOH), l'introduction de l'*Uganda National Minimum Health Care Package (UNMHCP)*, l'autonomisation des magasins médicaux nationaux (SMN), la mise en place de régimes communautaires d'assurance maladie, la contractualisation des travailleurs de la santé et l'autonomie des hôpitaux (voir Pariyo et al., 2009).

substantielle de l'utilisation des centres de soins publics par les plus pauvres. Mais elle a également révélé certaines limites indiquant qu'elle pouvait être améliorée (Rutebemberwa et al., 2009; Xu et al., 2006; Pariyo et al., 2009; *Uganda Ministry of Health* et al., 2012; Ridde et al, 2012). Parmi ces limites, deux méritent une attention particulière. En premier lieu, il semble que la gratuité officielle des soins ne soit finalement que très théorique et que les barrières financières à l'accès à la santé ne soient pas entièrement levées. Certains frais médicaux continuent ainsi à être facturés au sein des hôpitaux publics et il existe des frais informels dans les centres publics de santé (*Uganda ministry of health*, 2010)<sup>5</sup>. D'autre part, l'éloignement géographique des centres de soins constitue également une barrière à l'accès aux soins, notamment pour les populations rurales (Xu et al, 2006).

La dépense curative constitue la plus grande part des dépenses en santé en Ouganda. Il apparaît alors nécessaire de comprendre les déterminants de cette dépense pour pouvoir formuler des politiques de santé efficaces permettant d'améliorer l'accès aux soins en Ouganda. C'est l'objectif principal de cet article. La méthodologie choisie est essentiellement empirique et mobilise les données de l'*Uganda National Household Survey* (UNHS) 2005/2006<sup>6</sup>. Ainsi, en se centrant exclusivement sur les dépenses à vocation curative, nous modélisons le processus qui conduit à ce type de dépenses chez les individus. Celles-ci dépendent alors conjointement de l'état de morbidité des individus et du type de fournisseurs de soins qu'ils privilégient. Dans ce cadre, nous utilisons un modèle économétrique à processus mixte afin de prendre en compte les effets de sélection et d'endogénéité.

Cet article s'organise de la façon suivante. Après une revue de la littérature empirique sur les déterminants de la dépense en santé des ménages, nous explicitons les principes du modèle économétrique retenu. Les résultats sont ensuite présentés dans la dernière section.

---

<sup>5</sup> Ces dépenses en santé s'observent dans les réponses aux questionnaires des enquêtes ménages où 21% des dépenses de santé des ménages s'effectuent dans les Centres Publics (UNHS, 2006).

<sup>6</sup> Cette enquête, entreprise de mai 2005 à avril 2006, couvre 7426 ménages dont tous les membres ont été questionnés. L'échantillonnage des ménages s'est opéré en deux temps. Au premier degré, les districts ougandais ont été tirés avec des probabilités proportionnelles à leur taille. Au second degré, les ménages constituant l'unité finale d'analyse ont été sélectionnés suivant un tirage aléatoire simple. L'enquête comporte cinq modules. C'est celui portant sur les aspects socioéconomiques (et donc de santé) qui a été utilisé ici.

# **1 LES DÉTERMINANTS DE LA DÉPENSE EN SOINS DE SANTE DANS LA LITTERATURE**

Même s'il est communément admis que la dépense privée en santé des ménages constitue la première source de financement des systèmes de santé et représente une large part de la dépense de consommation des ménages dans les pays en développement (Banerjee et al. 2009; Dupas et Robinson, 2009; Banque Mondiale, 2010), la littérature sur les déterminants de cette dépense est relativement peu abondante et apparaît majoritairement axée sur les aspects macroéconomiques. Les analyses à vocation microéconomique sont, pour leur part, essentiellement empiriques. Il est possible d'y distinguer plusieurs groupes de déterminants de la dépense en santé. Certains concernent les caractéristiques des consommateurs eux-mêmes. D'autres s'intéressent à la nature de l'offre de soins proposée. Un dernier groupe insiste enfin sur le caractère atypique de la demande de soins par rapport à la théorie microéconomique traditionnelle du consommateur.

## **1.1 Influence des caractéristiques socioéconomiques et démographiques des individus et/ou du ménage**

L'ensemble des études microéconomiques montrent l'impact positif du statut économique des individus ou des ménages sur la dépense en santé. L'indicateur clef retenu est en général le revenu par tête<sup>7</sup>. L'élasticité de cette dépense par rapport au revenu semble alors dépendre d'autres facteurs secondaires. Parmi ceux-ci, l'appartenance à une classe sociale est souvent mise en avant<sup>8</sup> (Parker et Wong, 1997; Okunade et al., 2010), ainsi que la nature de l'assurance santé (Hjortsberg, 2003; Rubin et Koellin, 1993), la taille des ménages (Okunade et al., 2010; Rous et Hotchkiss, 2003; Rubin et Koellin, 1993) ou encore le caractère urbain ou rural de leur milieu de résidence (Hjortsberg, 2003; Musgrave, 1983; Rous et Hotchkiss, 2003).

---

<sup>7</sup> Même si, récemment, d'autres proxy ont pu être utilisés, comme la dépense de consommation non alimentaire (Malick et Syed, 2012).

<sup>8</sup> Les élasticités-revenu estimées au sein des classes socialement basses varient toutefois considérablement selon les études : de 0,32 pour les ménages qui sont à la fois de taille réduite (moins de 5 membres) et dans le quintile de revenu le plus pauvre en Thaïlande (Okunade et al., 2010) à 1,6 pour les ménages qui sont dans la moitié de l'échantillon le plus pauvre (Parker et Wong, 1997).

Compte tenu de la vulnérabilité des plus jeunes et des plus anciens face à la maladie, la variable « âge » est également souvent mentionnée comme un déterminant potentiel des dépenses individuelles de santé. Elle peut être toutefois introduite selon différentes spécifications en fonction des analyses. Rubin et Koelln (1993) privilégient ainsi l'âge de la personne de référence du ménage; Rous et Hotchkiss (2003) catégorisent l'âge des individus en sept groupes; Okunade et al. (2010) utilisent l'âge médian du ménage et incluent en outre la proximité de la mort dans l'équation de la dépense avec un effet significatif et positif. Facteur important de la dépense en soins de santé du ménage pour Parker and Wong (1997) et Chaze (2005), le genre semble être également un élément important à considérer, confirmé en Inde par Cutler et al. (2009).

Certaines études ont enfin souligné le lien entre la dépense et le type ou la sévérité de la maladie (Hjortsberg, 2003; Su et al., 2006 ; Han, 2011). A cet effet, le niveau de l'état de santé du ménage est également mentionné comme ayant un impact sur la dépense en santé. Gao et al. (2011) l'approximent par exemple à travers une variable *dummy* indiquant si un membre du ménage a été hospitalisé récemment.

Au-delà de ces variables caractérisant l'individu ou le ménage, les caractéristiques du chef de ménage ont également été mises en avant dans la littérature. Parker et Wong (1997) font partie des premiers à explorer ce lien au Mexique et Gao (2009) montre que l'information concernant le chef de ménage est cruciale dans l'allocation des ressources en milieu rural chinois. L'âge, le sexe et le niveau d'éducation du chef de ménage sont également régulièrement signalés comme étant des éléments influençant la dépense en santé. Les individus vivant dans les ménages dirigés par un chef âgé dépensent moins (Rous et Hotchkiss, 2003), tandis que ceux vivant dans un ménage dirigé par une femme (Su et al., 2006) ou dont le chef a un niveau d'éducation élevé (Okunade et al., 2010; Rubin et Koelln, 1993; Su et al., 2006) dépensent plus.

## **1.2 Influence des caractéristiques de l'offre de soins**

Au-delà des caractéristiques des consommateurs eux-mêmes, la nature et le niveau de dépense en soins de santé semblent également être déterminés par la nature de l'offre de soins disponibles. Dans ce cadre, la question des déterminants de la dépense en santé rejoint celle des déterminants du choix du fournisseur de soins. La distinction entre centres de soins

publics ou privés est ainsi généralement mise en avant. Rous et Hotkchiss (2003) considèrent par exemple cinq catégories d'offre de soins disponibles pour les ménages : clinique publique, pharmacie de l'hôpital public, pharmacie privée, soins à la maison et centres privés. La proximité des centres de soins semble également être un élément déterminant. Déjà souligné par Bryant (1972) et Acton (1975), l'impact négatif de la distance géographique d'un centre de santé sur la dépense a été confirmé par Novartis Foundation (2003) au Mali, Malick et Syed, (2012) au Pakistan ou encore Gao et Chen (2007) en milieu rural chinois. Enfin, l'influence du prix des soins semble être admise par de nombreuses études (Glick et al, 2000; Akin et al., 1986). Elles montrent que ce prix détermine non seulement l'accès au traitement des ménages mais également le choix du type de fournisseur de ces soins.

### **1.3 Un processus de dépenses qui s'écarte de la théorie microéconomique traditionnelle du consommateur**

Dans un autre registre, certaines réflexions concernant les spécificités des comportements de consommation de soins sont également présentes dans la littérature économique. Dupas (2011a) montre ainsi que, contrairement au modèle traditionnel de la théorie du consommateur, les ménages des pays en développement ont tendance à dépenser plus dans les soins curatifs que dans les soins préventifs malgré les meilleurs bénéfices potentiels de ces derniers. Plusieurs explications peuvent être apportées à ce paradoxe apparent. Certaines tiennent à l'insuffisance de l'information ou de la capacité à mettre en pratique ces informations (Madajewicz et al. 2007; Jalan et Somanathan, 2008 ; Dupas, 2011b; Cohen et al., 2011). D'autres, concernent la difficulté d'accès au marché du crédit (Tarozzi et al. 2011 ; Devoto et al. 2011). D'autres enfin, justifient la prépondérance des dépenses curatives par la forte préférence pour le présent des consommateurs de soins (Madrian et Shea, 2001; Ashraf et al., 2010) ou par les délais d'accès aux soins appropriés (Dupas, 2011a). Ces délais expliqueraient également, par ailleurs, l'inefficacité des secteurs de santé dans les pays en développement (Herrera et Pang, 2005).

Si cette littérature empirique constitue un cadre de référence pour notre analyse, nous nous en écartons toutefois sur deux points. En premier lieu, à la différence des études précédentes, nous nous focalisons explicitement sur le processus qui conduit à la dépense curative. Globalement, cette analyse contribuera à la mise en évidence des facteurs



déterminant la dépense en santé des ménages dans le contexte de l'Ouganda, qui a certainement ces propres réalités socioéconomiques.

## 2 METHODOLOGIE

Cette approche économétrique considère l'individu comme unité d'analyse. Elle repose de plus sur une distinction des différentes catégories de dépenses en fonction de leur caractère préventif ou curatif. Son principal objectif est d'estimer les déterminants des dépenses curatives en soins des ougandais. Certaines précautions préalables sont toutefois à prendre pour effectuer cette estimation compte tenu de l'existence possible de biais de sélection et d'endogénéité liés à la morbidité des individus et au choix du fournisseur des soins.

### 2.1 La nécessité de contrôler les biais de sélection et d'endogénéité

La dépense en soins curatifs des individus est le résultat d'un processus impliquant plusieurs facteurs qui ne peuvent pas être pris en compte au même niveau dans l'analyse (i.e Rous et Hotchkiss, 2003). En premier lieu, comme c'est souvent le cas dans les pays en développement, parce que les individus ne visitent en général un centre de soins ou ne dépensent davantage en santé que si (et seulement si) ils se perçoivent malades ou blessés. Dans ce cadre, l'existence potentielle de facteurs inobservés, corrélés à la morbidité des consommateurs de soins, doit donc être prise en compte. En second lieu, parce que le niveau effectif de la dépense en santé des individus malades est également fonction du type de fournisseur de soins choisi. Cela est particulièrement vrai dans les pays où le secteur public est subventionné, ce qui est le cas en Ouganda. Dès lors, inclure directement une variable indiquant le type de fournisseur de soins dans l'équation de la dépense conduirait inévitablement à un résultat biaisé.

L'existence potentielle de ces effets de sélection et d'endogénéité conditionne l'approche économétrique à utiliser. D'une part, la modélisation des facteurs influençant la dépense curative en santé d'un individu ne peut pas être directe. D'autre part, la méthode des doubles moindres carrés ne convient pas pour la correction des effets d'endogénéité en l'absence de bons instruments et implique le recours à des méthodes alternatives (Greene, 2012). Compte tenu de ces éléments, nous avons choisi d'estimer de façon jointe un système à trois équations dont les variables dépendantes sont la *morbidité*, le *choix du fournisseur des soins* et la *dépense en soins de santé* (Rous et Hochtchiss, 2003).

## 2.2 Spécification économétrique

La première équation concerne la variable dépendante  $M$ , *Morbidité* où  $M = 1$  si l'individu est malade et  $M = 0$  sinon. Nous spécifions la probabilité d'être malade selon un probit simple avec une erreur à structure normale de la façon suivante :

$$(1) \quad P[M = 1] = \Phi(\beta^m X_i^m)$$

Où  $X_i^m$  représente un ensemble de caractéristiques socioéconomiques et démographiques de l'individu, de son chef de ménage et des conditions de vie du ménage,  $\beta^m$  l'ensemble des paramètres de régression à estimer et  $\Phi$  la fonction de répartition d'une loi normale centrée et réduite.

La deuxième équation concerne la variable dépendante  $F$ , *Type de fournisseur de soins choisis*, qui est une variable catégorielle non ordonnée. D'après l'enquête UNHS 2005/2006, ce choix comporte cinq modalités en Ouganda: (1) Soins dans les *Centres de santé publics*, (2) Soins dans les *Centres de santé privés*, (3) Soins dans les *Pharmacies*, (4) Soins dans les *Organisations Non Gouvernementales* et (5) Soins à la maison. En utilisant une spécification de la forme probit multinomial, le choix du fournisseur de soins pour les personnes malades est modélisé de la façon suivante:

$$(2) \quad P[F_i = j | M = 1] = \Phi(\beta_j^f X_{ij}^f)$$

Où  $P$  est la probabilité pour l'individu  $i$  de choisir un fournisseur de type ( $j = 1, \dots, 5$ ).  $X_{ij}^f$  représente l'ensemble des caractéristiques socioéconomiques et démographiques de l'individu et du ménage susceptibles d'affecter son choix de fournisseur de soins.  $\beta^f$  est l'ensemble des paramètres de régression à estimer. Toutes les comparaisons seront faites par rapport à la modalité  $j = 0$  représentant le choix de ne pas se soigner.

La troisième équation concerne la variable dépendante  $D$ , *Montant de la dépense en soins de santé*, effectuée par le ménage pour un de ses membres malade et qui se soigne<sup>9</sup>. Elle est modélisée selon une forme continue linéaire de la façon suivante :

$$(3) \quad (\ln(D_i) | M_i = 1, F_i \neq 0) = \beta^d X_i^d + \gamma^d Y_i^d + \varepsilon_i^d$$

---

<sup>9</sup> Les individus n'ayant pas cherché des soins ne seront pas pris en compte dans l'estimation.

Où  $\ln(D_i)$  est le logarithme de la dépense en santé effectuée pour l'individu malade qui s'est procuré des soins<sup>10</sup>.  $X_i^d$  représente l'ensemble des caractéristiques socioéconomiques et démographiques de l'individu et de son ménage susceptibles de déterminer sa dépense.  $Y_i^d$  est le vecteur des variables binaires indiquant le type de fournisseur de soins choisi.  $\varepsilon_i^d$  est le terme d'erreur qui suit une loi normale.  $\beta^d$  et  $\gamma_i^d$  représentent les ensembles de coefficients à estimer.

La distribution normale ayant une généralisation multidimensionnelle, les trois équations peuvent être combinées en un système multi-équations dans lequel les erreurs ont elles-mêmes une distribution normale multivariée asymptotiquement garantie par la taille de l'échantillon (ici  $n = 30411$ ). Au final, ce système est estimé suivant la méthode de simulation de maximum de vraisemblance<sup>11</sup>. Ce choix nécessite toutefois quelques précautions méthodologiques supplémentaires. En premier lieu, parce que les estimations issues de ce type d'approche dépendent fortement des valeurs initiales, surtout quand il existe plusieurs maximums locaux. De ce fait, nous avons procédé à l'estimation de plusieurs modèles en faisant varier les valeurs initiales et les résultats retenus proviennent du modèle jugé statistiquement le plus acceptable et le plus robuste. C'est également celui qui a pour valeurs initiales les coefficients des équations estimés individuellement. En second lieu, compte tenu du fait que la méthode du maximum de vraisemblance est très sensible à l'hétéroscédasticité (Roodman, 2011), une correction a été effectuée au niveau de la matrice de variance-covariance pour obtenir des écart-types robustes. Globalement le test de Wald par la distance de Khi-deux indique que le modèle est significatif ( $Ch2(28) = 2945,93$ ).

Le tableau n°1 montre la significativité des coefficients d'interdépendance entre les trois équations. Elle témoigne ainsi de la corrélation inobservée entre les différentes équations dont la non prise en compte conduirait à des estimations biaisées.

---

<sup>10</sup> L'emploi du logarithme s'explique par le souci de pouvoir interpréter les coefficients en termes d'élasticités.

<sup>11</sup> Cette méthode, qui, dans une certaine mesure, est la *full-information maximum likelihood*, correspond à la procédure du *Conditional Mixed Process* (CMP) de STATA développée et implémentée par Roodman (2011). Elle repose sur les travaux de Capellari et Jenkins (2003, 2006) et Gates (2006). Une approche similaire a été appliquée par Akin et al. (1998) au Sri Lanka.

**Tableau n°1 - Coefficients de corrélation entre les termes d'erreurs**

|   |                        | <i>Rho<sub>ij</sub></i> |                        |                        |                        |                    |   |
|---|------------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|--------------------|---|
|   |                        | 1                       | 2                      | 3                      | 4                      | 5                  | 6 |
| 2 | 0,1819<br>(0,1628)     |                         |                        |                        |                        |                    |   |
| 3 | 0,1443***<br>(0,0156)  | -0,5971<br>(0,0904)     |                        |                        |                        |                    |   |
| 4 | 0,1828***<br>(0,1278)  | -0,3155**<br>(0,0122)   | -0,3862***<br>(0,2010) |                        |                        |                    |   |
| 5 | -0,4158***<br>(0,0466) | -0,0676<br>(0,0098)     | -0,1715**<br>(0,0012)  | -0,1218<br>(0,4671)    |                        |                    |   |
| 6 | 0,1729***<br>(0,0113)  | 0,0402*<br>(0, 0045)    | -0,0934**<br>(0,0124)  | -0,1376***<br>(0,0303) | -0,0329***<br>(0,0013) |                    |   |
| 7 | -0,0251**<br>(0,0013)  | -0,0665<br>(0,0012)     | -0,0767***<br>(0,0044) | 0,0448<br>(0,0088)     | -0,02432**<br>(0,0037) | 0,0044<br>(0,0008) |   |

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

### 3 RESULTATS

#### 3.1 Déterminants de la morbidité

Les premiers résultats intermédiaires de notre analyse montrent l'influence des caractéristiques sociodémographiques des individus, de celles de leurs chefs de ménages d'appartenance ou encore des conditions d'existence de leur ménage, sur la probabilité de signaler une maladie. Ils sont présentés dans le tableau n°2

**Tableau n°1 - Résultats des estimations de l'équation de la morbidité (Probit simple)**

| <b>Variabiles indépendantes</b>                                  | <b>Coefficients</b>  |
|--|----------------------|
| <i>Caractéristiques des individus</i>                            |                      |
| Age  | -0,0266 (0,0027) *** |
| Age <sup>2</sup>   | 0,0004 (0,0000) ***  |
| Genre  | -0,2150 (0,0181) *** |
| Education (nombre d'années)                                      | -0,0310 (0,0027) *** |
| Statut matrimonial   |                      |
| Polygame (base Monogame)   | -0,0958 (0,0316) *** |
| Divorcé  | -0,2250 (0,0463) *** |
| Veuf   | -0,1160 (0,0486) **  |
| Célibataire  | -0,7530 (0,0369) *** |
| Membre simple du ménage  | -0,2080 (0,0276) *** |
| <i>Caractéristiques des conditions d'existence des individus</i> |                      |
| Genre du chef de ménage  | -0,2170 (0,0213) *** |
| Age du chef de ménage  | 0,0158 (0,0036) ***  |
| Age <sup>2</sup> du chef de ménage                               | -0,0002 (0,0004) *** |
| Education du chef de ménage                                      |                      |
| Primaire (base aucune)   | 0,1300 (0,0218) ***  |
| Secondaire junior  | 0,0856 (0,0296) ***  |
| Secondaire sénior  | 0,0424 (0,0414)      |
| Universitaire  | -0,1450 (0,0578) **  |
| Log(Revenu/tête)   | 2,4430 (0,2160) ***  |
| Log(Revenu/tête) <sup>2</sup>                                    | -0,0998 (0,0104) *** |
| Taille du ménage   | -0,0120 (0,0030) *** |
| Nombre de membres par chambre                                    | 0,0378 (0,0075) ***  |
| Milieu de résidence (base Urbain)                                | 0,2400 (0,0258) ***  |
| Type de latrine utilisée   |                      |
| Fosse publique couverte (base Privé)                             | 0,0882 (0,0224) ***  |
| Latrine VIP  | -0,4180 (0,0476) *** |
| Latrine à fosse ouverte/Brousse                                  | 0,1900 (0,0243) ***  |
| Type d'accès à l'eau   |                      |
| Puits de forage (base Rivière/pluie)                             | 0,0073 (0,0296)      |
| Puits protégé  | -0,0305 (0,0296)     |
| Puits non protégé  | -0,0198 (0,0302)     |
| Robinet public   | -0,1700 (0,0353) *** |
| Constante  | -14,540 (1,1480) *** |
| Observations   | 30 411               |

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

### *3.1.1 Influences des caractéristiques de l'individu*

L'âge de l'individu et son carré sont significatifs au seuil de 1% et laissent apparaître une relation convexe. Plus précisément, la probabilité de signaler une maladie décroît avec l'âge jusqu'à 33 ans, puis augmente ensuite. En d'autres termes, comme on pouvait s'y attendre, les plus jeunes et les plus âgés ont plus de chances de signaler une maladie.

La variable de genre est également significative et négative au seuil de 1% révélant qu'il est moins probable de signaler une maladie en étant un homme.

Le niveau d'éducation de l'individu impacte également négativement la morbidité avec une significativité au seuil de 1%. En d'autres termes, plus on est éduqué moins on a de chances de signaler une maladie.

La situation matrimoniale influence également la probabilité de signaler une maladie. Le fait d'être polygame, divorcé, veuf ou célibataire impacte négativement sur la probabilité de signaler une maladie comparativement au fait d'être monogame. Les résultats relatifs aux veufs, divorcés ou polygames s'expliquent par le fait que ces groupes d'individus figurent en général parmi les couches les plus pauvres en Ouganda. Or, d'après Akin et al. (1998), les pauvres n'accordent pas la même importance que les non-pauvres à leur état de santé lorsqu'ils sont malades; ce qui influence ainsi négativement la probabilité de signaler une maladie.

Enfin, on a moins de chances de signaler une maladie en étant un membre simple du ménage comparativement au fait d'être chef de ménage (au seuil de 1%). C'est certainement expliqué par le fait, qu'en général, les chefs de ménages sont des individus en moyenne plus âgés que les membres simples du ménage.

### *3.1.2 Influences des caractéristiques des conditions de vie des individus*

Les caractéristiques du ménage dans lequel évoluent les individus semblent également déterminer leur morbidité. C'est notamment le cas des caractéristiques de son chef de ménage. Le fait d'être membre d'un ménage dirigé par un homme réduit la probabilité de signaler une maladie au seuil de 1%. De même, les individus vivant dans un ménage dirigé par un chef âgé de plus de 39,5 ans ont moins de chances de signaler une maladie que les autres (au seuil de 1%). Les individus vivant dans un ménage dirigé par un chef ayant un niveau primaire et secondaire ont plus de chances (au seuil de 5%) de signaler une maladie comparativement à ceux habitant chez celui n'ayant aucune éducation formelle. Ce dernier résultat peut indiquer

la différence de perception de l'état de santé entre les individus dont le chef du ménage est éduqué et ceux où il n'a aucune éducation formelle. Les individus vivant dans un ménage dont le chef a le niveau universitaire ont quant à eux moins de chances de signaler une maladie comparativement à ceux vivant dans un ménage dont le chef n'a aucune éducation formelle. Ces membres sont probablement parmi les mieux nourris et le niveau éducatif du chef de ce ménage peut les amener à privilégier les soins préventifs.

Le revenu par tête a un effet sur la probabilité de signaler une maladie. En effet, le logarithme du revenu par tête et son carré sont significatifs au seuil de 1% avec des signes positif et négatif respectivement. Cela indique qu'un revenu par tête supérieur à 206794 Ush (ou 59 euros) impacte négativement la probabilité de signaler une maladie.

Les conditions de l'assainissement du lieu de vie du ménage semblent également déterminantes. Le fait d'utiliser une latrine à fosse publique couverte, une latrine à fosse ouverte ou de se soulager en brousse impacte ainsi positivement la probabilité de signaler une maladie au seuil de 1% comparativement à l'utilisation de latrine à fosse couverte privée. En revanche, utiliser une latrine VIP, diminue les chances de signaler une maladie par rapport à utiliser une latrine à fosse couverte privée (au seuil de 1%).

En ce qui concerne la source d'approvisionnement en eau, il semble qu'il n'y ait pas de différences en termes de probabilité de signaler une maladie entre les individus s'approvisionnant au niveau d'un puits à forage, un puits protégé et un puits non protégé et ceux buvant l'eau de rivière ou de pluie. En revanche, le fait de boire de l'eau du robinet réduit la probabilité de signaler une maladie au seuil de 1% comparativement au fait de boire de l'eau de la rivière ou de l'eau de pluie. Ces résultats confirment ainsi la thèse de Deaton (2006) concernant le rôle de l'accès à l'eau potable et à l'assainissement dans l'amélioration de la santé des individus.

La densité des chambres dans l'habitat joue également un rôle. En effet, le fait de vivre dans une chambre surpeuplée augmente la probabilité de déclarer avoir été malade (au seuil de 1%).

Enfin, il apparaît que les individus vivant en milieu rural ont plus de chances de signaler une maladie comparativement à ceux vivant en milieu urbain.



## 3.2 Déterminants du choix du fournisseur de soins

Les deuxièmes résultats intermédiaires de notre analyse montrent l'influence, pour un individu malade, de ses propres caractéristiques individuelles et celles de son ménage sur son choix de se soigner auprès de tel ou tel type de fournisseur. Présentés dans le tableau n°3 ces résultats expriment la probabilité de choisir chacun des 5 types de fournisseurs soins à sa disposition (*Centre de santé public, Centre de santé privé, Pharmacie, Organisation Non Gouvernementale, Soins à la maison*) par rapport à ne pas se soigner.

### 3.2.1 Influences des caractéristiques de l'individu

Les caractéristiques individuelles ne sont pas des facteurs déterminants du choix du fournisseur de soins comme l'indiquent les coefficients des variables de genre, de statut matrimonial et de statut dans le ménage. Rous et Hotchkiss (2003) arrivent à des conclusions similaires au Népal. Cela peut traduire le fait que l'individu a un faible pouvoir de décision dans ce choix au sein de son ménage. On note toutefois, quelques effets pour l'âge et l'éducation. L'âge augmente ainsi la probabilité de choisir un centre de santé privé suivant une relation convexe. Le niveau d'éducation influence pour sa part positivement le choix d'une *Organisation Non Gouvernementale* (au seuil de 1%) ou le choix de rester se soigner à *la maison* (au seuil de 5%).

### 3.2.2 Influences des caractéristiques des conditions de vie des individus

Les caractéristiques sociodémographiques du chef de ménage d'appartenance jouent en revanche un rôle décisif dans le choix du fournisseur de soins par les individus malades.

Si le genre du chef du ménage ne semble pas avoir d'influence, son âge est en revanche déterminant. Toutes les relations sont alors de type convexe avec des seuils variables selon le type de fournisseur : 73,5 ans pour les *Centres publics*, 77 ans pour les *Centres privés*, 68 ans pour *la Pharmacie* et 36 ans pour les *Soins à la maison*. Ces différences traduisent que l'effet de l'âge du chef de ménage décroît jusqu'au niveau de leurs seuils respectifs. Plus précisément, le fait d'être membre d'un ménage dirigé par un individu âgé ou jeune augmente les chances de choisir un *Centre de santé public*, un *Centre de santé privé*, une *Pharmacie* ou des *Soins à la maison* par rapport à ne rien faire. Ce résultat est similaire à celui d'Amaghionyeodiwe (2008) qui a révélé que les personnes âgées ont tendance à fréquenter les hôpitaux publics et privés dans le contexte nigérian.

Il apparaît également que vivre dans un ménage dirigé par un chef ayant un niveau d'éducation primaire (respectivement secondaire-sénior) réduit la probabilité de choisir un *Centre public* au seuil de 5% (respectivement 10%). De même, il augmente les chances d'aller se faire soigner dans une *Pharmacie* par rapport au fait d'être membre d'un ménage dont le chef n'a aucune éducation formelle (au seuil de 1%). Enfin, le fait de vivre dans un ménage dirigé par un chef plus éduqué (de niveau secondaire junior et plus) agit positivement sur la probabilité d'aller se faire soigner dans un centre de santé non gouvernemental par rapport au fait d'être membre d'un ménage dirigé par un individu n'ayant aucune éducation formelle. Ce résultat peut s'expliquer par la qualité des soins qui sont prodigués dans les centres des *Organisations non gouvernementales*.

Le revenu par tête apparaît également être un déterminant positif du choix d'un *Centre de santé public*, d'un *Centre de santé privé* et d'une *Organisation non gouvernementale* (au seuil de 1%). La distance géographique des fournisseurs a, de son côté, un effet négatif au (seuil de 1%) sur la décision de se procurer les soins. On retrouve ici un résultat déjà mis en évidence par Amaghionyeodiwe (2008) au Nigeria.

Enfin, la nature du milieu de résidence des individus a un effet négatif et significatif sur le choix d'un *Centre de santé privé* et de la *Pharmacie* (aux seuils respectifs de 5% et 10%). Plus, précisément le fait de vivre en milieu rural exerce un effet négatif sur le choix de ces deux fournisseurs par rapport au fait de résider en milieu urbain.

**Tableau n°1.2 - Résultats des estimations de l'équation du choix du fournisseur de soins (Probit multinomial)**

| <b>Variabiles indépendantes</b>                                  | <b>Public</b>        | <b>Privé</b>         | <b>Pharmacie</b>     | <b>ONG</b>            | <b>Soins à la maison</b> |
|--|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|--------------------------|
| <i>Caractéristiques des individus</i>                            |                      |                      |                      |                       |                          |
| Age  | -0,0047 (0,00791)    | -0,0290 (0,0078) *** | -0,0110 (0,0095)     | 0,0032 (0,0145)       | 0,0230 (0,0168)          |
| Age <sup>2</sup>   | -0,0002 (0,0001) **  | 0,0002 (0,0001) *    | -0,0001 (0,0001)     | -0,0002 (0,0002)      | -0,0006 (0,0002) ***     |
| Genre  | -0,0404 (0,0562)     | -0,0102 (0,0594)     | 0,0358 (0,0671)      | -0,1520 (0,0974)      | 0,0852 (0,1190)          |
| Education (nombre d'années)                                      | -0,0021 (0,0088)     | 0,0019 (0,0091)      | 0,0049 (0,0106)      | 0,0483 (0,0134) ***   | 0,0391 (0,01770) **      |
| Statut matrimonial   |                      |                      |                      |                       |                          |
| Polygame (base Monogame)   | 0,0984 (0,0833)      | 0,0193 (0,0871)      | 0,0101 (0,0997)      | -0,0313 (0,1280)      | -0,0403 (0,1790)         |
| Divorcé  | 0,0566 (0,1230)      | -0,1060 (0,1270)     | -0,1270 (0,1480)     | -0,0035 (0,2050)      | 0,0926 (0,2340)          |
| Veuf   | -0,0193 (0,1260)     | -0,0752 (0,1250)     | -0,1600 (0,1420)     | -0,0260 (0,2080)      | -0,0038 (0,2590)         |
| Célibataire  | -0,1160 (0,1130)     | -0,1620 (0,1240)     | 0,0738 (0,1500)      | 0,0132 (0,1820)       | 0,1990 (0,2420)          |
| Membre simple du ménage  | 0,0400 (0,0765)      | -0,0661 (0,0813)     | -0,0702 (0,0932)     | -0,0588 (0,1210)      | -0,0631 (0,1780)         |
| <i>Caractéristiques des conditions d'existence des individus</i> |                      |                      |                      |                       |                          |
| Genre du chef de ménage  | -0,0803 (0,0603)     | 0,0771 (0,0643)      | -0,0389 (0,0719)     | 0,1420 (0,1060)       | 0,1060 (0,1240)          |
| Age du chef de ménage  | -0,0294 (0,0101) *** | -0,0464 (0,0098) *** | -0,0412 (0,0111) *** | 0,0195 (0,0204)       | -0,0506 (0,0216) **      |
| Age <sup>2</sup> du chef de ménage                               | 0,0002 (0,0001) *    | 0,0003 (1e-04) ***   | 0,0003 (0,0001) ***  | -0,0005 (0,0002) **   | 0,0007 (0,0002) ***      |
| Education du chef de ménage                                      |                      |                      |                      |                       |                          |
| Primaire (base Aucun)  | -0,1340 (0,0635) **  | 0,0730 (0,0672)      | 0,1110 (0,0779)      | 0,0356 (0,1090)       | -0,0208 (0,1330)         |
| Secondaire junior  | -0,0673 (0,0880)     | 0,0597 (0,0905)      | 0,1800 (0,1010) *    | 0,2610 (0,1460) *     | -0,1040 (0,1860)         |
| Secondaire senior  | -0,2340 (0,1310) *   | 0,0307 (0,1290)      | 0,1650 (0,1450)      | 0,4870 (0,2060) **    | 0,2200 (0,2500)          |
| Universitaire  | -0,0595 (0,2100)     | -0,0931 (0,2020)     | 0,1520 (0,2260)      | 0,4930 (0,2980) *     | 0,0963 (0,3980)          |
| Log(Revenu/tête)   | 0,2640 (0,0425) ***  | 0,4070 (0,0419) ***  | 0,0482 (0,0499)      | 0,2850 (0,0716) ***   | 0,1260 (0,0872)          |
| Distance au centre de santé                                      | -0,5030 (0,0136) *** | -0,4800 (0,0137) *** | -0,4380 (0,0168) *** | -0,5450 (0,01460) *** |                          |
| Milieu de résid. (base Urbain)                                   | -0,0538 (0,0348)     | -0,0758 (0,0345) **  | -0,0724 (0,0398) *   | 0,0547 (0,0566)       | -0,0059 (0,0735)         |
| Constante  | 2,4700 (0,5270) ***  | -3,4780(0,5310) ***  | -0,6210 (0,6430)     | -0,4770(0,8550)       | -2,3870 (1,1130) **      |
| Observations   | 11 595               | 11595                | 11595                | 11595                 | 11595                    |

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

### 3.3 Les déterminants de la dépense en santé

Les troisièmes résultats d'estimation obtenus forment le point crucial de notre analyse compte tenu de la problématique générale que nous avons choisie. Présentés dans le tableau n°4, ils indiquent les déterminants de la dépense en santé des individus malades ayant décidé de se soigner.

**Tableau n°3 - Résultats des estimations de l'équation de la dépense en santé (linéaire continue)**

| <b>Variables indépendantes</b>        | <b>Coefficients</b>  |
|---------------------------------------|----------------------|
| <i>Caractéristiques individuelles</i> |                      |
| Age                                   | 0,0400 (0,0069) ***  |
| Age <sup>2</sup>                      | -0,0004 (0,0001) *** |
| Genre                                 | -0,0795 (0,0797)     |
| Education (nombre d'années)           | -0,0114 (0,0109)     |
| Membre simple dans le ménage          | 0,0344 (0,1060)      |
| Type de maladie déclarée              |                      |
| Digestive (base Malaria)              | 0,2020 (0,0901) **   |
| Respiratoire                          | -0,2550 (0,0774) *** |
| Autres maladies                       | 0,0029 (0,0764)      |
| <i>Caractéristiques du Ménage</i>     |                      |
| Genre du chef de ménage               | 0,3840 (0,0737) ***  |
| Log (Revenu/tête)                     | 1,0660 (0,0552) ***  |
| Education du chef de ménage           |                      |
| Primaire (base Aucun)                 | -0,2960 (0,0857) *** |
| Secondaire junior                     | -0,0316 (0,1100)     |
| Secondaire sénior                     | -0,2730 (0,1600) *   |
| Universitaire                         | -0,4420 (0,2560) *   |
| Milieu de résidence (base Urbain)     | 0,0756 (0,0459) *    |
| <i>Type de fournisseurs de soins</i>  |                      |
| Centre public                         | 0,8470 (0,2950) ***  |
| Centre privé                          | 5,1900 (0,2900) ***  |
| Pharmacie                             | 4,1140 (0,2860) ***  |
| Organisation non gouvernementale      | 4,1730 (0,3310) ***  |
| Constante                             | -9,3970 (0,8160) *** |
| Observations                          | 9724                 |

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

### *3.3.1 Influences des caractéristiques de l'individu*

L'âge des individus est statistiquement significatif au seuil de 1% tout comme son carré. Les signes des coefficients montrent que l'effet de l'âge sur la dépense en santé croît jusqu'à 50 ans et que, au-delà, il redevient décroissant; plus précisément, la relation est de type concave. Ce résultat montre que les individus en âge de travailler dépensent plus en santé que les inactifs. En d'autres termes, ils nécessitent plus d'investissement en santé pour se rétablir une fois malades que les autres. En revanche, le nombre d'année d'étude de l'individu, son genre et le fait qu'il soit membre simple du ménage ne semblent pas influencer le niveau de sa dépense en santé.

En ce concerne la pathologie des individus, il apparaît que les types de maladies constituent des facteurs explicatifs des dépenses en santé des individus mais avec des effets différenciés (Han, 2011). Plus précisément, les maladies digestives accroissent plus les dépenses en santé ou sont plus coûteuses à traiter que la malaria (au seuil de 5%) tandis que les soins des maladies respiratoires coutent moins chers aux individus durant les traitements que les soins de la malaria (au seuil de 1%). On peut noter certainement ici le fait, qu'en général, les soins des maladies respiratoires comme la tuberculose sont offerts gratuitement dans les différents programmes de santé en Ouganda (*National Tuberculosis and Leprosy Program*). Ce résultat indique alors toute la nécessité d'accroître la disponibilité des traitements pour les ménages plus particulièrement de la malaria qui est pérenne toute l'année dans ce pays.

### *3.3.2 Influences des caractéristiques des conditions de vie des individus*

Les caractéristiques du ménage d'appartenance des individus influence également leur niveau de dépenses en soins. Le genre de son chef de ménage est ainsi statistiquement significatif et positif (au seuil de 1%). Les individus vivant dans un ménage dirigé par un homme ont ainsi plus tendance à dépenser en santé que ceux vivant dans un ménage dirigé par une femme. En comparant, ce résultat à celui du tableau 1.2, qui montrait que les individus appartenant aux ménages dirigés par les femmes ont plus de chances de signaler une maladie, on peut en déduire que les femmes, ou les membres des ménages dirigés par des femmes, ne parviennent pas à s'offrir les soins appropriés. De même, le niveau éducatif du chef de ménage influence négativement la dépense en santé comme le reflète la significativité et le signe négatif des modalités primaire, secondaire, sénior et universitaire (au seuil de 1% pour

la première et de 10% pour les dernières). Ce résultat peut s'expliquer par le fait que, comme il est souvent souligné dans la littérature, le niveau éducatif augmente l'efficacité de la production de la santé et confirme également l'idée selon laquelle la décision de cette production appartient au chef de ménage.

Le revenu par tête du ménage a également un effet significatif et positif (au seuil de 1%). L'élasticité dépense-revenu en santé montre alors qu'une augmentation de 1% du revenu par tête entraîne une hausse de 1,07% de la dépense curative en Ouganda<sup>12</sup>.

Enfin, il apparaît que vivre en milieu rural fait augmenter la dépense en santé par rapport au fait de vivre en milieu urbain même si la significativité des coefficients n'est valable qu'au seuil de 10%.

### *3.3.3 Influence du type de fournisseur de soins*

Le choix d'un *Centre de santé public*, d'un *Centre de santé privé* et d'une *Organisation Non Gouvernementale* impacte positivement la dépense en santé relativement aux soins à la maison (au seuil de 1%). En outre, les effets marginaux montrent que les individus dépensent en moyenne plus dans un *Centre privé*, puis dans un Centre d'une *Organisation Non Gouvernementale* puis dans les *Pharmacies*. Les *Centres publics* semblent être les moins chers relativement aux soins à la maison. Cela peut s'expliquer par le fait que ces types d'établissement sont fortement subventionnés en Ouganda. Enfin, il convient de souligner que la fréquentation d'une *Organisation Non Gouvernementale* n'engendre pas des coûts aussi élevés que celle des *Centres privés*.

---

<sup>12</sup> Cette valeur de l'élasticité dépense-revenu en santé est proche de celle trouvée par Rous et Hotchkiss (2003) au Népal.

## ***CONCLUSION***

Dans cet article, nous avons procédé à l'étude des facteurs socioéconomiques qui influencent la dépense microéconomique en santé en Ouganda. L'analyse, menée au niveau individuel, a essayé de comprendre les différents facteurs socioéconomiques qui influencent le processus de dépense curative, en prenant en compte, notamment, la complexité des relations entre la morbidité et le choix du type de fournisseurs de soins privilégié.

L'analyse des facteurs de la morbidité a permis de montrer, par exemple, que les femmes (et les membres des ménages dirigés par des femmes) ont plus de chance de signaler une maladie. D'autre part, les conditions d'existence des individus telles que le type de sanitaires utilisés, la source d'approvisionnement en eau ou encore le niveau de revenu s'avèrent également être des déterminants effectifs de leur morbidité. L'analyse du choix du fournisseur de soins par les individus malades, a permis de souligner que les caractéristiques individuelles ne semblent finalement pas des facteurs déterminants de ce choix. En revanche, les caractéristiques sociodémographiques du chef de ménage d'appartenance jouent un rôle décisif (notamment son âge et son niveau d'éducation) comme jouent également la distance géographique des centres de santé et le revenu par tête du ménage. Au final, une fois pris en compte les effets de sélection et d'endogénéité liés à ce processus de dépense en soins curatifs, les estimations de l'équation de la dépense en santé des individus ougandais malades et ayant décidé de se soigner, montrent que cette dépense est déterminée par l'âge des individus et le type de maladie qu'ils déclarent, par le genre et le niveau d'éducation de leur chef de ménage, le revenu par tête, ou encore par le type de fournisseurs qu'ils ont choisi.

Globalement, cette étude montre que l'amélioration des conditions d'hygiène en Ouganda doit être une des priorités pour réduire les risques de morbidité de même que la facilitation de l'accès aux différents centres de santé. Elle peut passer par des campagnes de sensibilisation sur l'importance de l'utilisation de sanitaires modernes ou par un meilleur accès des populations à l'eau potable. D'autre part, les politiques de subvention ou de mise en place de système d'assurance santé sont certainement à encourager du fait que le revenu est un facteur déterminant du choix de traitement. Dans le même ordre d'idée, le partenariat public-privé devrait être renforcé davantage afin de faciliter l'accès au centre de soins à tous les ménages en éliminant ainsi les barrières financières et géographiques.

## ***BIBLIOGRAPHIE***

- [1]. Acton J. P. (1975): Nonmonetary factors in the demand for medical services: Some empirical evidence. *Journal of Political Economics*, 83(3): 595-614.
- [2]. Akin J.S., D.K. Guilkey, P.L. Hutchinson & M.T. McIntosh (1998): price elasticities of demand for curative health care with control for sample selectivity on endogenous illness: an analysis for Sri Lanka. *Health Economics*, 7:509–531.
- [3]. Akin J. S., C. Griffin, D. K. Guilkey & B. M. Popkin (1986): the demand for primary health care service in the Bicol region of Philippines. *Economic Development and Cultural Change*, 34(4):755-782.
- [4]. Amaghionyeodiwe LA (2008): Determinants of the choice of health care provider in Nigeria. *Health Care Manag. Sci.*, 11(3):215-27.
- [5]. Ashraf N., J. Berry & J. Shapiro (2010): Can Higher Prices Stimulate Product Use? Evidence from a Field Experiment in Zambia. *American Economic Review*, 100(5): 2383-2413.
- [6]. Banerjee A., E. Duflo, R. Glennerster, & C. Kinnan (2009): The Miracle of Microfinance? Evidence from a Randomized Evaluation. mimeo, MIT.
- [7]. Bryant J. (1972) : Santé publique et développement. Agence de santé publique. Canada.
- [8]. Chaze J. P. (2005): Assessing household health expenditure with Box-Cox censoring models. *Health Economics*, 14:893-907.
- [9]. Cohen J., P. Dupas, & S. Schaner (2011): Price Subsidies, Diagnostic Tests and Targeting of Malaria Treatment: Evidence from a Randomized Controlled Trial. Unpublished Manuscript.
- [10]. Cutler D., W. Fung, M. Kremer, M. Singhal & T. Vogl (2007): Mosquitoes: The Long-term Effects of Malaria Eradication in India. Working Paper N°13539, National Bureau of Economic Research October. (Revised on August 17, 2009.).
- [11]. Devoto F., E. Duflo, P. Dupas, W. Pariente & V. Pons (2011): Happiness on Tap: Piped Water Adoption in Urban Morocco. Mimeo, UCLA.
- [12]. association annual meeting, Orlando, july 27-29, 2008.
- [13]. Dupas P. (2011a): Health Behavior in Developing Countries. Paper Prepared for the Annual Review of Economics, 3:425-449.
- [14]. Dupas P. (2011b): Do Teenagers respond to HIV Risk Information? Evidence from a field experiment in Kenya. *American Economic Journal: Applied Economics*, 3(1):1-34.
- [15]. Dupas P. & J. Robinson (2009): Savings Constraints and Microenterprise Development: Evidence from a field experiment in Kenya. Working Paper N°14693, NBER.
- [16]. Gao J. & G. Chen (2007): Evaluation of the effectiveness of Rural Mutual Health Care in improving health service access. *Chinese Health Economics*, 26(10): 34-38.
- [17]. Gao Y. (2009): School educational investment, intra-household externality of literacy and Return on Peasant's Family Income (in Chinese). *South China Journal of Economy*, 9:13-26.
- [18]. Gao Y., G. Chen & S. Tu (2011): Modeling Household Health Care Expenditure in Rural China. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1856954>.
- [19]. George W., G. W. Pariyo, E. Ekirapa-Kiracho, O. Okui, M. H. Rahman, S. Peterson, D. M. Bishai, H. Lucas & D. H. Peters (2009): Changes in utilization of health services among poor and rural residents in Uganda: are reforms benefitting the poor? *International Journal for Equity in Health*, 8(39).



- [20]. Glick P., J. Razafindravonona, & I. Randretsa (2000): Education and Health services: utilization in Madagascar: Utilisation Patterns and Demand determinants. Cornell University Working Paper N°107, June 2000.
- [21]. Greene (2012): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*
- [22]. Han M. (2011): Health Returns to Medical Expenditures and Medical Expenditure Components across Age Groups, Dissertation of Doctor of Philosophy in Economics, Stony Brook University.
- [23]. Herrera S. & G. Pang (2005): Efficiency of spending in developing countries: an efficiency frontier approach. World Bank Policy Research Working Paper 3645, Washington DC, World Bank.
- [24]. Hjortsberg C. (2003): Why do the sick not utilize health care? The case of Zambia. *Health Economics*, 12:755-70.
- [25]. Jalan J. & E. Somanathan (2008): The importance of being informed: Experimental evidence on demand for environmental quality. *Journal of Development Economics*, 87(1):14-28.
- [26]. Madajewicz M., A. Pfaff, A. van Geen, J. Graziano, I. Hussein, H. Momotaj, R. Sylvi & H. Ahsan (2007): Can information alone change behavior? Response to arsenic contamination of groundwater in Bangladesh. *Journal of Development Economics*, 84 (2):731-754.
- [27]. Madrian, B., & D. Shea (2001): The Power of Suggestion: Inertia in 401(k) Participation and Savings Behavior. *Quarterly Journal of Economics*, 116:1149-1187.
- [28]. Malick A. M. & S. I. A. Syed (2012): Socio-economic determinants of household out-of-pocket payments on healthcare in Pakistan. *International Journal for Equity in Health*, 11:51.
- [29]. Ministry of Health, Health Systems 20/20 & Makerere University School of Public Health (2012): Uganda Health System Assessment 2011. Kampala, Uganda and Bethesda, MD: Health Systems 20/20 project, Abt Associates Inc.
- [30]. Uganda Ministry of Health (2010) : Health sector strategic and investment plan 2010/11-2014
- [31]. Musgrave P. (1983): Family health care spending in latin America. *Journal of Health Economics*, 12:245-57.
- [32]. Novartis foundation (2003): *Projet intégré de santé et d'activités mutualistes (PISAM)*. Project document. Ministère de la santé, Ministère du développement social et des personnes âgées (Ministry of Health, Ministry of Social Development and the Elderly), Mali.
- [33]. Okunade A. A., C. Suraratdecha & D. A. Benson (2010): Determinants of Thailand household healthcare expenditure: the relevance of permanent resources and other correlates. *Health Economic*, 19: 365–376.
- [34]. Parker S. W., & R. Wong (1997): Household income and health expenditure in Mexico. *Health Policy*, 40: 237-55.
- [35]. PNUD (2013): *L'essor du Sud : le progrès dans le monde diversifié. Rapport sur le développement humain*.
- [36]. Ridde V., E. Robert & B. Meessen (2012): A literature review of the disruptive effects of user fee exemption policies on health systems. *BMC Public Health Review*, 12:289.
- [37]. Roodman D. (2011): Fitting fully observed recursive mixed-process models with `cmp`. *Stata Journal*, Volume 11 N°2.
- [38]. Rous J. J. & D. R. Hotchkiss (2003): Estimation of the determinants of households health care expenditures in Nepal with controls for endogenous illness and provider choice. *Health Economics*, 12:431-51.

- [39]. Rubin R. M. & K. Koellin (1993): Determinants of household out-of-pocket Health expenditures. *Social Science Quarterly*, 74:721-35.
- [40]. Rutebemberwa E., G. Pariyo, S. Peterson, G. Tomson, & K. Kallander (2009): Utilization of public or private health care providers by febrile children after user fee removal in Uganda. *Malaria journal*, 8:45-45.
- [41]. Su T. T., B. Kouyaté & S. Flessa (2006): Catastrophic household expenditure for health care in a low-income society: a study from Nouna District, Burkina Faso. *Bulletin of the World health Organisation*, January, 84(1).
- [42]. Tarozzi A., A. Mahajan, B. Blackburn, D. Kopf, L. Krishnan, & J. Young (2011): Micro-loans, Insecticide-Treated Bednets and Malaria: Evidence from a Randomized Controlled Trial in Orissa (India). Working Paper N°104, Economic Research Initiatives at Duke (ERID).
- [43]. World Bank.(2010): Uganda - Country Assistance strategy for the period FY2011-2015. Washington D.C. <http://documents.worldbank.org/curated/en/2010/04/12187862/uganda-country-assistance-strategy-period-fy2011-2015>.
- [44]. Xu K., D. B. Evans, P. Kadama, J. Nabyonga, P. O. Ogwal, P. Nabukhonzo & A. M. Aguilar(2006): Understanding the impact of eliminating user fees: utilization and catastrophic health expenditures in Uganda. *Soc Sci Med* , 62(4):866-876.