

## **DIMENSION ETHIQUE DU COMPORTEMENT MEDICAL ET INTENSITE DE CONSOMMATION DE SOINS AU TOGO**

**Par**

**Kpatchaa SONGHAI**

**Doctorant en Sciences Economiques à l'Université de Lomé- Togo.**

**[songkpatcha@hotmail.fr](mailto:songkpatcha@hotmail.fr)**

**&**

**Kodjo EVLO**

**Maître de Conférences à l'Université de Lomé-Togo.**

**[kodjo.evlo@gmail.com](mailto:kodjo.evlo@gmail.com)**

### **Résumé :**

L'objectif de ce papier est d'analyser l'effet de la gouvernance éthique sur l'intensité de consommation des soins des ménages au Togo, à travers la régression quantile des dépenses de santé. A cette fin, la base de données du Questionnaire Unifié des Indicateurs de Base de Bien-être (QUIBB, 2015) est mise à contribution pour estimer le modèle par méthode quantile. Les résultats des estimations relèvent que l'intensité de consommation de soins des ménages augmente avec la qualité de la gouvernance éthique à un taux décroissant. Les taux de variation sont dans l'ordre de 6,798% pour les dépenses de santé les plus faibles ; 4,506% pour les dépenses du niveau moyen et 3,788% pour les dépenses les plus élevées. Les résultats relèvent également que le niveau de vie des ménages, les difficultés de santé d'un membre de famille, la distance du centre de santé sont entre autres les facteurs déterminants des dépenses de santé des ménages.

**Mots clés:** Gouvernance Éthique, intensité de consommation de soins, dépenses de santé des ménages, méthode quantile.

### **Abstract:**

The objective of this paper is to analyze the effect of ethical governance on the intensity of household care consumption in Togo, through the quantitative regression of health expenditures. To this end, the database of the Unified Questionnaire of Basic Indicators of Well-Being (QUIBB, 2015) is used to estimate a semi-parametric model. The results of the estimates show that the intensity of household care consumption increases with the quality of ethical governance at a decreasing rate. The rates of change are in the order of 6.798% for the lowest level of health expenditure; 4.506% for the average level of expenditure and 3.788% for the highest level of expenditure. The results also show that the standard of living of households, the health difficulties of a family member, and the distance from the health center are, among other things, the determining factors in household health expenditures.

**Keywords:** Ethical governance, intensity of care consumption, household health expenditures, quintile method.

## **Introduction**

L'avènement, en microéconomie de la santé, de la théorie néo-institutionnelle hétérodoxe et de son corollaire en termes de régulation qu'est l'incitation à l'éthique médicale continue d'alimenter de débat sur le marché des soins médicaux (Da Silva, 2012). Sur ce marché, une augmentation de la densité médicale se traduit par une augmentation du prix et de l'intensité de consommation de soins en présence de l'effet d'induction de la demande par l'offre (Evans, 1974 ; Fuchs, 1978 ; Pauly, 1980 ; Cromwell et Mitchell, 1981). Mais ces travaux s'exposent à de nombreuses critiques. Les soins consommés y sont souvent supposés homogènes, sans contrôle d'une éventuelle variation de la qualité (Pauly et Satterthwaite, 1981). Par ailleurs, une augmentation de la densité médicale peut réduire les coûts d'accès aux soins et donc en modifier la demande sans qu'il y ait demande induite. En outre, une augmentation de la densité médicale peut aussi modifier l'accès à l'information sur les compétences des médecins et donc l'élasticité-prix de la demande (Pauly et Satterthwaite, 1981). De ce fait, une augmentation de la densité peut très bien entraîner une élévation de la quantité de soins consommés en l'absence de comportements d'induction. Ainsi, sur le marché de soins médicaux, un choc positif sur la courbe d'offre (par exemple les mécanismes d'incitation au comportement éthique chez le personnel de santé) conduit à un nouvel équilibre caractérisé par des prix plus bas et des échanges plus importants. Si les prix sont fixés, un choc positif sur l'offre peut aussi conduire à une augmentation de la consommation, dans le cas où préexistait une situation de rationnement de la demande caractérisée par des temps de transport ou des files d'attente importants avant de parvenir à la rencontre avec le médecin (Delattre et Dormont, 2000).

Au Togo, le système de santé est caractérisé par une forte prédominance des dépenses de santé pour les ménages alors même que la qualité est en baisse. En effet, la santé occupe près du quart (24,6%) des dépenses moins courantes (QUIBB, 2015). Quel que soit le milieu de résidence, les dépenses de santé restent les plus importants postes de dépenses moins courantes des ménages. Les ménages sont de loin les premiers financeurs du système de santé, sans amélioration significative depuis 2000. Les ménages togolais financent environ 50% des dépenses de santé totales (Rapport du Ministère de la Santé, Togo, 2017). La part des paiements directs dans les dépenses totales de santé au Togo est pratiquement la plus importante parmi les pays de la région. Au Togo le seul mécanisme de paiement pratiqué dans l'achat des prestations est le paiement à l'acte. Ce mode de rémunération des prestataires

comporte des avantages mais surtout des effets pernicioeux (CNPPS, 2015). Il peut inciter à la performance et à l'amélioration de la quantité et de la qualité des soins dispensés lorsque l'offre de soins est faible ou moyen (cas du Togo). Toutefois, le paiement à l'acte incite aussi à la sur-prescription médicale, à une inflation des coûts. Il ne favorise pas l'efficacité et l'efficience du système de financement de la santé en absence de norme du respect des principes éthiques chez les prestataires de services de santé (CNPPS, 2015).

Dans ce contexte, ce papier a pour objectif d'analyser l'effet de la gouvernance éthique sur l'intensité de consommation des soins des ménages au Togo. Du point de vue méthodologique, ce chapitre contribue à la littérature sur les déterminants institutionnels des dépenses de santé des ménages en mettant en exergue à travers la régression quintile, la relation entre l'accroissement des dépenses de santé et l'amélioration de la gouvernance éthique. Une telle analyse est une contribution importante à la littérature empirique car elle permettra d'analyser la sensibilité de consommation de soins lorsque la gouvernance éthique s'améliore. Ainsi, certains groupes d'individus du fait de leurs conditions socioéconomiques peuvent être plus ou moins sensible au comportement éthique du médecin dans l'exercice de sa fonction et peuvent de ce fait ajuster leurs dépenses de consommation de soins suite à une amélioration de la gouvernance éthique. La régression par méthode quantile nous permettra de calculer pour catégorie de ménage (ménages à dépenses faible, moyennement faible et élevé) la sensibilité de la demande de soins par rapport à la gouvernance. Dans la suite de l'article, nous allons présenter la revue de la littérature, l'approche méthodologique utilisé, les résultats et discussions et finir par une conclusion.

## **Revue de la littérature**

### **Revue théorique**

La contribution des facteurs d'offre dans la croissance des dépenses de santé est souvent mise en évidence à travers la densité médicale et les facteurs liés à l'intégrité éthique dans la prestation de services de santé. Dans l'analyse néoclassique, les décisions de consommation de soins sont indépendantes du comportement de l'offre. Cette théorie prédit qu'une augmentation de l'offre de soins, provoque une baisse des niveaux d'horaires, entraînant une plus grande consommation de soins de santé (Darbon Sébastien, Letourmy Alain, 1983 ; Phelps, 1974, Grossman, 1982). Cette théorie a fait l'objet de critiques. La principale critique

formulée à l'égard du modèle néoclassique concerne l'indépendance entre l'offre et la demande sur le marché de soins.

Selon les économistes institutionnels, il existe sur ce marché une asymétrie d'information permettant au médecin d'induire la demande. Ce qui différencie le modèle de demande induite est le fait que le médecin dispose d'un pouvoir discrétionnaire sur la demande de soins lui permettant de tempérer la perte de revenu lié à l'augmentation de la densité médicale (Evans, 1974 ; Batifoulier, 1999, Bardey, 2002). La mise en place des institutions de régulation de l'offre de soins se justifie par deux raisons. Elles s'expliquent dans un premier temps par l'ignorance du consommateur de son avenir sanitaire d'une part, ce qui renvoie à la justification d'une mise sous tutelle de l'assurance maladie (Arrow, 1965), et, d'autre part, de la qualité des soins fournis. L'argument du manque de connaissances médicales, souvent cité, est insuffisant (dans tous les domaines, le consommateur ignore le savoir et le savoir-faire du producteur). Kolm (1970) explique cette ignorance par la particulière non-répétitivité des expériences de consommation de services médicaux, qui empêche le consommateur de se faire une opinion.

### **Les travaux empiriques sur la relation entre éthique médicale et intensité de consommation de soins**

La qualité est définie comme l'aptitude d'un produit ou d'un service à satisfaire les besoins explicites et implicites des consommateurs (Phanuel., 2002). Elle englobe les attitudes et des comportements éthique du personnel vis-à-vis des patients, les informations mises en disposition à ces patients. Bref, la compétence technique du personnel et la qualité de l'accueil réservé aux patients (Coulibaly et al., 2008 ; Phanuel, 2002). Ainsi, pour qu'un service de santé soit satisfaisant pour ses utilisateurs, la qualité de soins serait l'un des éléments cruciaux dont il faudra tenir compte pour son organisation efficace dans un contexte de compétitivité entre différents services offerts à la population, sachant que cette compétitivité outrepasserait actuellement le cadre médical (Beroud et al., 1998 ; Van der Heyden, 2008).

Les recherches menées par Babakus et Mangold, (1992), Mariko, (2003) et Kim et al. (2012) ont montré l'importance de la qualité perçue par les individus sur l'intensité de consommation de soins. Ainsi, avec une perception accrue des services de santé, la probabilité d'utilisation de ces services augmente. Et vice versa. La perception de coût élevé rend les individus moins

susceptibles d'utiliser les services de soins de santé. Ce qui les pousse à chercher ailleurs à d'autres alternatives. Des « cadeaux » non officiels peuvent aussi être donnés au personnel, que ce soit parce que les patientes et leurs familles sont satisfaites des soins reçus (Belli et al. 2004), ou à cause de la corruption. Par exemple, au Bangladesh les ayahs (aides-soignantes) exigent parfois d'être payées pour des services de routine tels que pousser le brancard jusqu'à ou depuis la salle de travail/d'opération, raser la patiente avant l'accouchement/la chirurgie, administrer un lavement ou nettoyer la chambre après l'accouchement (Khan 2005 ; Afsana 2004). Il a aussi été observé que des factures de soins étaient gonflées par le personnel de santé, et que les bénéfices engendrés étaient partagés entre les membres du personnel responsables des soins (Afsana 2004).

Le coût élevé des soins lors de l'accouchement pourrait également affecter la capacité à payer pour les services de prévention, tels que les soins du nouveau-né et la planification familiale pendant le post-partum. Néanmoins, d'autres investigations sont nécessaires pour confirmer ces interactions (Islam & Gerdtham 2006). Paradoxalement, Majumder (2006) a signalé que le coût élevé du traitement intensifie la consommation de soins de santé modernes par les patients qui souffrent de maladie grave. L'auteur explique ce résultat par le fait que les coûts élevés de la maladie indiquent la présence de maladies complexes dépassant la capacité des patients. Aux Etats-Unis, dans un système fortement axé sur le marché et la concurrence, où les prestataires de soins sont libres de définir leur tarif, la hausse des prix des prestations médicales joue un rôle majeur dans l'augmentation des coûts de la santé. En Europe par contre, où les prix des actes médicaux sont régulés, l'augmentation du volume de prestataires par patient serait le principal vecteur de croissance des coûts (Steinmann et al. 2005, Dormont et al. 2006). L'augmentation du volume de soins provient de changements dans la pratique médicale au sens large, c'est-à-dire de modifications qui ont lieu non seulement sous l'impulsion du progrès médical, mais aussi sous l'effet de l'évolution des préférences et attentes des patients ainsi que du comportement des médecins et autres prestataires de soins. Utilisant un modèle de microsimulation, Dormont et al. (2006) estiment que les changements dans la pratique médicale exercent un impact sur les coûts près de quatre fois supérieur à celui du vieillissement de la population (effet du changement de la structure par âge).

La littérature empirique telle que présentée reste limitée sur l'effet des caractéristiques de l'offre notamment l'effet potentiel de la gouvernance éthique sur l'intensité de consommation de soins. Dans un contexte de défaillance du système de soins, la régulation du comportement

opportunisme des prestataires de services de santé peut avoir des effets sur le comportement de consommation de soins et les dépenses en santé des ménages.

## **Méthodologie de l'étude**

### **Méthode de traitement des données**

Les données de l'Enquête Unifiées des Indicateurs de Bases de Bien-être (QUIBB, 2015) sont utilisées dans le cadre de cette étude. Il s'agit d'une enquête auprès des ménages Togolais, initiée par la banque mondiale. Au total 2400 ménages ont été sélectionnés dans les régions Maritime, des Plateaux, Centrale, Kara, des Savanes et dans Lomé Commune. La population présente les caractéristiques d'une population dite jeune. Outre la prépondérance de la population féminine par rapport à celle masculine (48,9% d'hommes pour 51,1% de femmes), la structure par âge met en évidence des poids importants de jeunes et d'adolescents. Les personnes de moins de 15 ans représentent en effet 44,4% de la population avec peu de différence selon le sexe (45,3% d'hommes et 43,5% de femmes). Quant à la population potentielle en âge de travailler (15-64ans), sa proportion s'élève à 51,2% dont 51,6% pour les femmes contre 50,9% pour les hommes. L'objectif principal de cette enquête est l'élaboration des indicateurs pour la formulation, le suivi des politiques, programmes et projets de développement pour l'amélioration des conditions de vie des ménages. La réalisation de l'enquête QUIBB 2015 intervient après la deuxième enquête QUIBB 2011 dont les résultats ont permis d'établir le profil de pauvreté du Togo, et de produire des indicateurs essentiels pour la formulation et l'adoption du DSRP complet et sa mise en œuvre.

L'édition de 2015 permet de produire non seulement des indicateurs de référence pour les Objectifs de Développement Durable (ODD), mais aussi de disposer des indicateurs de bien-être des populations pour apprécier leur évolution entre 2011 et 2015 ainsi qu'une évaluation des Objectifs du Millénaire pour le Développement (OMD) dont l'échéance est courant l'année de l'enquête. L'enquête QUIBB 2015 s'est déroulée du 15 Août au 05 Septembre 2015 grâce à l'appui financier et technique du Gouvernement Togolais et des partenaires au développement tels que la Banque Mondiale, l'Union Européenne, le PNUD et l'UNICEF. Elle fournit des données actuelles sur les indicateurs de conditions de vie des ménages et sur les indicateurs d'accès, d'utilisation et de satisfaction par rapport aux principaux services sociaux et économiques ; les principaux indicateurs de base relatifs à

l'alphabétisation des adultes, à l'éducation des jeunes, à la santé, à l'accès à l'eau potable, à l'emploi, à la perception de la situation économique des ménages et aux indicateurs de base sur la pauvreté.

A partir de cette base, nous construirons la variable explicative d'intérêt qui est l'indice de gouvernance éthique de soins de santé. La gouvernance éthique fait référence aux valeurs et aux comportements éthiques, aux processus, aux procédures, à la culture, aux façons de faire et d'être qui garantissent des normes élevées de performance, d'économie, d'efficacité, d'efficience, de qualité et de satisfaction (OMS, 2012). L'éthique médicale, au sens moderne du terme, se réfère à l'application de principes éthiques fondamentaux à des situations générales de la pratique clinique, y compris la recherche médicale. Ces dernières années, différents principes éthiques ont été formulés et adoptés comme base de discussion sur l'éthique des soins de santé. En particulier, les principes d'autonomie, de bienfaisance, de non malfaisance et de justice.

Dans la pratique, les principes éthiques tels que le principe de bienfaisance, de non malfaisance, et de justice ne sont pas directement observables mais peuvent être perçus par le patient. Dans la littérature, le manque d'intégrité éthique est perçu par : les pots-de-vin, les dessous-de-table, piètres performances, refus d'appliquer des politiques institutionnelles, absentéisme, paiements parallèles ou vol de ressources publiques (Shukla et al, 2013). Les variables retenues pour la construction de l'indicateur de gouvernance éthique de soins de santé dans le cadre de cette étude sont : le degré de satisfaction des services de santé, l'appréciation des délais d'attente des patients, la perception du respect de la dignité, l'absentéisme ressentie chez le personnel de santé, victime de paiement des pots de vin, la perception des coûts de soins et de prise en charge efficaces des patients.

Le principe de bienfaisance prend en compte le degré de satisfaction des patients des services rendus par le médecin. Selon ce principe, le médecin doit contribuer au bien-être du patient par une prise en charge efficace. Les files d'attente sont une autre forme de la corruption chez le personnel de santé. Dans certaines conditions, pour amener les patients à déboursier de l'argent, le médecin peut volontairement créer des files d'attente. Ce comportement de malfaisance nuirait au bien-être de ce dernier. La perception du respect de la dignité des patients se résume par les violences verbales parfois même physiques. Ces pratiques vont à l'encontre du principe de non malfaisance. L'absentéisme quant à elle est une pratique



malhonnête constaté chez le personnel de santé qui nuit à la santé des patients et de leur bien-être. Les pots-de-vin versés par les patients pour recevoir de soins de santé de qualité constituent une autre forme de corruption néfaste au système de santé qui va à l'encontre du principe de justice dans la prestation des services de santé. De même, le coût élevé de soins s'explique en partie par les pots de vin et les paiements informels effectués par les patients. Ces pratiques vont également à l'encontre du principe de la justice. Enfin, le traitement inefficace ou inadapté peut être perçu comme une forme d'induction de la demande du médecin pour augmenter ses horaires de consultation. Outre ces variables, deux autres variables ont été incluses dans cette liste pour capter la perception des individus selon le milieu de résidence et le sexe du chef de ménage. L'indicateur composite de gouvernance éthique est conçu à l'aide d'une analyse en correspondance multiple (ACM). Le tableau ci-dessous présente les résultats de l'ACM.

Tableau 1: Présentation des résultats de l'ACM

Récapitulatif des modèles				
Dimension	Alpha de Cronbach	Variance expliquée		
		Total (valeur propre)	Inertie	Pourcentage de variance expliquée
1	0,669	2,468	0,274	27,428
2	0,191	1,205	0,134	13,388
Total		3,673	0,408	
Moyenne	0,512 <sup>a</sup>	1,837	0,204	20,408

a. La valeur Alpha de Cronbach moyenne est basée sur la valeur propre moyenne.

**Source :** Auteur à partir des données de l'enquête QUIBB du Togo (2015).

Avant toute interprétation des résultats d'une ACM, il faut tout d'abord vérifier la fiabilité de la cohérence interne entre les variables en calculant la statistique appelée « alpha de Cronbach ». Elle permet de s'assurer que les variables expliquent dans leur ensemble l'indicateur considéré. Cette statistique est donnée par :

$$\alpha = \frac{k}{k-1} \left[ 1 - \frac{\sum \sigma_i^2}{\sigma_x^2} \right]$$

Où  $k$  est le nombre de variables retenues pour la construction de l'indicateur,  $\sum \sigma_i^2$  la somme des variances des variables,  $\sigma_x^2$  la variance du score total de l'échelle avec  $\sigma_x^2 = \sum \sigma_i^2 + 2 \sum \sigma_{ij}^2$  où  $\sum \sigma_{ij}^2$  est la somme des covariances entre les variables  $i$  et  $j$ . Ce coefficient est directement calculé par le logiciel SPSS. Il varie entre 0 et 1. Un coefficient égal à 0 représente la fiabilité nulle et un coefficient égal à 1 traduit une fiabilité parfaite. Dans la littérature, un coefficient égal à 0,5 ou 0,6 est acceptable (Pichon cité par Hounsounon, 2016).

En se référant à nos résultats, « alpha de Cronbach » est égal à 0,512 permet de conclure qu'il y a une cohérence entre les variables utilisées pour la construction de l'indicateur de gouvernance éthique. La contribution de chaque variable à la formation des axes est présentée dans le tableau suivant.

Tableau 2: Contribution de chaque variable à la formation des axes de l'ACM

Mesures de discrimination			
	Dimension		Moyenne
	1	2	
Satisfait de la qualité	0,880	0,050	0,465
Perception de coût de soins	0,337	0,258	0,297
Absentéisme	0,027	0,005	0,016
Traitement inefficace	0,105	0,226	0,166
Pots de vin	0,044	0,224	0,134
Mauvais accueil	0,423	0,236	0,329
Temps d'attente	0,622	0,073	0,348
sexe CM	0,016	0,025	0,021
milieu de résidence	0,014	0,108	0,061
Total actif	2,468	1,205	1,837
Pourcentage de variance expliquée	27,428	13,388	20,408

**Source** : Auteur à partir des données de l'enquête QUIBB du Togo (2015).

En analysant la contribution de chaque variable aux axes, on peut interpréter les résultats selon chaque dimension. On retient pour l'analyse le premier axe, car contribuant plus à l'inertie totale du nuage. Ainsi, le premier axe donne une appréciation de la gouvernance

éthique selon la satisfaction de la prestation de services de santé, variable contribuant plus à la formation de l'axe.

En comparant les positions relatives des modalités de variables, on constate que le respect de la dignité des patients, la perception du coût de soins, le temps d'attente sont les indicateurs contribuent plus la formation des axes. La perception de la gouvernance éthique est invariable selon le milieu de résidence. Elle est relativement négative chez les personnes dont le chef de ménage est une femme comparativement aux ménages dirigés par un homme.

L'indicateur de gouvernance peut être calculé comme suit :

$$Q_i = \frac{\sum_{k=1}^k \sum_{m=1}^{m_k} \varpi_{m_k}^k g_{m_k}^k}{\lambda_1 \cdot k}$$

Où k est le nombre de variables utilisé pour la construction de l'indicateur

$m_k$  Le nombre de modalités de la variable k

$\lambda_1$  La valeur propre du premier axe

$\varpi_{m_k}^k$  La coordonnée sur le premier axe de la modalité  $m_k$  de la variable k

$g_{m_k}^k$  Est une variable binaire prenant la valeur 1 si le répondant a choisi la modalité  $m_k$  de la variable k et 0 sinon.

Au final, l'indicateur composite de gouvernance inspiré des travaux de Hounsounon (2016) et Asselin (2002) est donné par la formule :

$$Gouv = \frac{Q_i - \min Q_i}{\max Q_i - \min Q_i}$$

Après la construction de l'indicateur, il faut passer à la validation de celui-ci. La fiabilité est le principal critère de validation d'un indicateur composite. Il ressort de nos calculs que les individus ayant obtenu des scores faibles sont ceux qui ont une perception assez négative de la qualité de la gouvernance éthique contrairement aux individus ayant enregistré des scores élevés. L'amélioration de la gouvernance éthique dans la prestation de service de santé augmente le score de l'indicateur de gouvernance ce qui atteste sa fiabilité.

## Modèle

### Aspect théorique

Cette formulation se repose sur le cadre théorique néoclassique et néo institutionnelles appliqué à l'économie de la santé. Nous partons de l'hypothèse que le pouvoir discrétionnaire du médecin à induire la demande peut occasionner des coûts supplémentaires aux patients affectant ainsi leurs décisions de consommation de soins. On peut, dans ce cas distinguer deux groupes d'individus : les individus qui sont moins sensible à l'induction de la demande par l'offre et ceux qui sont plus sensible.

Dans le cadre néoclassique appliqué à l'économie de la santé, l'individu consomme deux biens : les services de santé  $H$  et un bien composite  $C$  autre que la santé (Grossman, 1972). On considère un consommateur représentatif dont la fonction d'utilité directe est :

$$U(C_i, H_i) \quad (2.1)$$

Sa fonction d'utilité indirecte définie par :

$$V(P, m) \quad (2.2)$$

Où  $P$  est le prix des biens et  $m$  le revenu. On note  $t_h$  les coûts de transactions supportés par le consommateur de soins sur les services rendus par le prestataire en absence de l'intégrité éthique. La théorie de coût de transaction (Williamson, 1975) stipule que la faiblesse des institutions engendre des coûts de transaction pour les acteurs et considère que les coûts du fonctionnement du système économique ne peuvent se réduire à ceux de l'échange marchand. Il les étend aux coûts liés à l'échange organisationnel. Le contrat et les coûts afférents à son établissement sont centraux dans l'analyse qu'il s'agisse des contrats de marché ou de ceux La prise en compte des coûts de transaction supporté par le consommateur de soins suit au comportement opportuniste du prestataire de services de santé nous permet de réécrire la fonction d'utilité indirecte. Ainsi, la fonction d'utilité prenant en compte le coût supplémentaire supporté par le patient est donnée par :

$$V(P + t_h, m) \quad (2.3).$$

L'hypothèse du revenu-cible (Levy, 1988) postule que le médecin cherche à atteindre un certain niveau de revenu et n'utilisera son pouvoir discrétionnaire qu'à cette fin ; celle de l'intégration d'une désutilité lors de l'utilisation de son pouvoir et enfin l'hypothèse du respect

d'une éthique professionnelle comme argument de satisfaction pour le médecin. Dans ce cas, le revenu supplémentaire reçu par le prestataire de soins suite à son pouvoir de création de la demande est donné par la relation suivante :

$$R_s(t_h) = t_h d_i(P + t_h, m) \quad (2.4)$$

Où  $d_i$  est la quantité de soins consommée,  $t_h$  le coût de transaction supporté par le patient par quantité de soins consommés. Le consommateur maximise son utilité indirecte tout en tenant compte des disfonctionnements du marché de soins matérialisé par les coûts de transaction que le consommateur supporte.

$$\max V(P + t_h, m) \quad (2.5)$$

$$s/c \ t_h d_i(P + t_h, m) = R_s(t_h)$$

Le Lagrangien associé au programme de maximisation est donné par :

$$L = V(P + t_h, m) - \mu [t_h d_i(P + t_h, m) - R_s(t_h)] \quad (2.6)$$

Le vecteur  $P$  est composé de prix de bien composite autre que la santé et le prix de soins noté  $P_h$ . Les coûts de transactions  $t_h$  sont incorporés directement dans le prix de soins  $P_h$ . Il est question de voir comment varie la demande de soins suite à la modification du prix. En différenciant la relation (1.6) par rapport à  $t_h$ , on a :

$$\frac{\partial V(P + t_h, m)}{\partial P_h} - \mu \left[ d_i + t_h \frac{\partial d_i(P + t_h, m)}{\partial P_h} \right] = 0 \quad (2.7)$$

En appliquant la loi de Roy, on obtient :

$$-\lambda d_i - \mu \left[ d_i + t_h \frac{\partial d_i(P + t_h, m)}{\partial P_h} \right] = 0 \quad (2.8)$$

$$\Rightarrow d_i = -\frac{\mu}{\mu + \lambda} t_h \frac{\partial d_i(P + t_h, m)}{\partial P_h} \quad (2.9)$$

En appliquant l'équation de Slutsky du côté droit de cette relation, on obtient :

$$d_i = -\frac{\mu}{\mu + \lambda} t_h \left[ \frac{\partial h_i(P, u)}{\partial P_h} - \frac{\partial d_i(P + t_h, m)}{\partial m} \right] \quad (2.10) \text{ où } h_i \text{ est la demande Hicksienne.}$$

$$\Leftrightarrow \omega d_i = t_h \frac{\partial h(P, u)}{\partial P_h} \quad (2.11)$$

$$\Rightarrow \omega = \frac{\partial h}{\partial P_h} \frac{P_h}{d_i} \frac{t_h}{P_h} = e_h \frac{t_h}{P_h} \quad (2.12) \text{ où } e_h \text{ désigne l'élasticité prix directe de Hicks,}$$

On peut donc écrire :

$$\frac{t_h}{P_h} = \frac{\omega}{e_h} \quad (2.13)$$

Cette dernière relation est la règle de l'élasticité inverse. Elle montre comment le comportement du médecin peut provoquer des distorsions dans les décisions du consommateur de soins. En effet, lorsque la demande de soins est relativement élastique au prix et en absence de contrôle du comportement du médecin, l'induction de la demande par la création d'une taxe supplémentaire entraîne toute chose égale par ailleurs, une diminution de l'intensité de consommation de soins et inversement.

### Modèle économétrique

La démarche économétrique menée cherche à analyser l'effet de la gouvernance éthique sur l'intensité de consommation de soins, à travers les dépenses de santé des ménages. La régression quantile (Koenker et Bassett, 2005) est dans ce cas appropriée. En effet, elle permet l'exploration de la distribution conditionnelle de la variable endogène eu égard aux variables exogènes. Cette méthode offre l'avantage de donner une image plus complète de la relation entre les variables tout en restant flexible. En effet elle ne suppose ni normalité ni homoscédasticité. Avant d'introduire cette méthode, il convient de définir formellement les quantiles :

Soit  $Y$  une variable aléatoire,  $Y \in \mathbb{R}$ , de fonction de répartition  $\tau$  définie par :

$F(y) = \text{prob}(Y \leq y)$ . Le quantile de répartition d'ordre  $\tau$  est défini par :

$$Q_\tau = \inf \{y : F(y) \geq \tau\} \text{ avec } 0 < \tau < 1$$

Si  $F_Y$  est continue, on a :  $p(T \prec q_\tau(Y)) = \tau$ . Les quantiles utilisés dans le cadre de cette étude sont la médiane ( $\tau = 0,5$ ), les premier et dernier quartiles ( $\tau = 0,25$  et  $\tau = 0,75$ ).

Les régressions quantiles permettent de déterminer comment les quantiles de la distribution conditionnelle  $F_{Y/X}$  varient en fonction de  $X$ . Dans la régression quantile, on suppose que ces quantiles de la distribution conditionnelle ont une forme linéaire :

$q_\tau(Y/X) = X' \beta_\tau(1)$  où à chaque  $\tau$  correspond donc un vecteur de coefficients  $\beta_{i\tau} = (\beta_{1\tau}, \dots, \beta_{p,\tau})'$  correspondant à  $p$  variables explicatives. La distribution conditionnelle sous forme linéaire peut être réécrite de manière équivalente comme suit :

$$Y = X' \beta_\tau + \varepsilon_\tau \text{ avec } q_\tau(\varepsilon_\tau / X) = 0 \quad (2)$$

La condition (1) est à rapprocher de celle qu'on postule dans la régression linéaire standard, dans laquelle on modélise la moyenne conditionnelle de la variable d'intérêt  $Y$  comme une expression linéaire des variables explicatives  $X$  :  $E(Y/X) = X' \beta$ . Une différence importante est qu'ici, on autorise les coefficients à différer d'un quantile à l'autre. Cette méthode d'estimation permet de calculer les taux de variation des dépenses de santé des ménages par quantile de dépense effectué. L'intérêt d'une telle méthode c'est d'analyser la sensibilité de consommation de soins lorsque la gouvernance éthique s'améliore. Ainsi, certains groupes d'individus du fait de leurs conditions socioéconomiques peuvent être plus ou moins sensible au comportement éthique du médecin dans l'exercice de sa fonction et peuvent de ce fait ajuster leurs dépenses de consommation de soins suite à une amélioration de la gouvernance éthique. La régression par méthode quantile nous permettra de calculer pour catégorie de ménage (ménages à dépenses faible, moyennement faible et élevé) la sensibilité de la demande de soins par rapport à la gouvernance éthique.

La variable dépendante  $Y$  représente le montant total des dépenses effectuées par un ménage pour les soins de santé durant une année. Le vecteur  $X$  représente l'ensemble des caractéristiques socioéconomiques et démographiques de l'individu et de son ménage ainsi que les caractéristiques de l'offre de soins susceptibles de déterminer sa dépense.

### Définition des variables

#### Les dépenses de santé des ménages

Selon la définition de la Banque Mondiale, le total des dépenses de santé est la somme des dépenses de santé publiques et privées. Ils englobent la prestation de services de santé (préventifs et curatifs), les activités de planification familiale, les activités ayant trait à la nutrition et l'aide d'urgence réservée à la santé, mais il exclut la prestation d'eau et de services d'hygiène. Les dépenses de santé, retracées dans les comptes de la santé, recouvrent différents types de prestations : les frais d'hospitalisation, les frais de "soins ambulatoires", les dépenses de médicament, les dépenses d'optique, de prothèses et de petits matériels médicaux, les frais de transports sanitaires (IRDES, 2013). Dans le cadre de cette étude, les dépenses de santé des ménages, comprennent les dépenses liées aux soins et biens médicaux (soins hospitaliers, les soins ambulatoires, les transports sanitaires et les biens médicaux), ainsi que les soins préventifs.

### **Les variables explicatives**

Sur le plan théorique, deux grands facteurs expliquent les dépenses de consommation de soins : les facteurs de la demande et les facteurs d'offre. Du côté de la demande, le niveau de vie est la variable la plus évoquée (Murillo, 1993 ; Newhouse, 1977 ; Kleiman, 1974). Les dépenses de consommation de soins dépendent de la présence d'une maladie dans le ménage et de l'âge et des facteurs socioculturels (Duru, 1997). Du côté de l'offre, l'accroissement des dépenses de santé des ménages dépend de la demande induite (Evans, 1974 ; Rice, 1983). D'autres estiment que le comportement de consommation de soins résulte à la fois des conditions de l'offre (distance, qualité de l'accueil et des soins, etc.) et des conditions de la demande, puisqu'il est influencé par le comportement des malades vis-à-vis de la médecine moderne, et par le nombre moyen d'affections par personne reçue une ou plusieurs fois (Audibert, 1981).

Dans la littérature empirique, les variables susceptibles d'influencer les dépenses de santé des ménages sont : l'âge, le sexe, le milieu de résidence, la distance du centre de santé, le type de fournisseur de soins. 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. 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. 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). 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). 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). 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 Koellin, 1993; Su et al., 2006) dépensent plus.

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 Hotchkiss (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. 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 (2003) au Mali, Malick et yed, (2012) au Pakistan ou encore Gao et Chen (2007) en milieu rural chinois. Le tableau ci-dessous montre les statistiques descriptives des variables utilisées.

Tableau 2-1: Définition des variables du modèle

Variables	Définition
Ethique/gouv	Indice de gouvernance éthique

Typatho	Le type de pathologie
Palu	1 si c'est le paludisme 0 sinon
Diarrhée	1 si c'est une maladie diarrhéique 0 sinon
Autre	1 si c'est autre maladie 0 sinon
Typrecours	Type de recours aux soins de santé
Auto	1 si c'est Automédication 0 sinon
Public	1 si c'est un centre de santé public 0 sinon
Privé	1 si c'est un centre de santé privé 0 sinon
Distance	Accès aux services de santé (distance par rapport au centre de santé le plus proche)
Moins de 100m	1 si moins de 100m 0 sinon
100m à 1Km	1 si 100m à 1Km 0 sinon
1Km à 3Km	1 si 3Km à 5km 0 sinon
3Km à 5Km	1 si 3Km à 5Km 0 sinon
Plus de 5Km	1 si plus de 5Km
Tai/ge	Taille du ménage
AGE/CM	Age du chef de ménage
Gse/CM	Groupe socioéconomique du chef de ménage
Salpub	Salarié du public
Salpri	Salarié du privé
Argi	Agriculteur
indé	Indépendant
Q	Quintiles de niveau de vie
Q1	Quintile1
Q2	Quintile2
Q3	Quintile3
Q4	Quintile4
Q5	Quintile5

**Source** : Auteur à partir des données de l'enquête QUIBB, Togo (2015).

Sur l'ensemble des ménages enquêtés, les dépenses en santé sont en moyenne égales à 89881.94 FCFA en 2015 avec un maximum de 1270000 FCFA. La dispersion moyenne des dépenses d'un ménage à un autre est de 117599.3 FCFA.

## Résultats et discussions

Les résultats des différentes estimations économétriques sont consignés dans le tableau 2.4 ci-dessous.

Tableau 2-2: Estimations économétrique de l'effet de gouvernance éthique sur intensité de consommation de soins.

Variables indépendantes	Régression Quantile			
	MCO	Q 0.25	Q 0.50	Q 0.75
	Coefficients	Coefficients	Coefficients	Coefficients
<b>Indice de gouvernance éthique de soins</b>	0,5293*** (0,042)	0,6798*** (0,037)	0,5406*** (0,043)	0,3788*** (0,041)
<b>Difficultés de santé d'un membre de famille</b>				
Autres maladies (référence)				
Paludisme	-0,0848** (0,040)	-0,0366 (0,059)	-0,0993*** (0,047)	-0,0996*** (0,043)
Maladies diarrhéiques	0,0161 (0,202)	-0,1017 (0,229)	-0,2292 (0,337)	0,4746 (0,375)
<b>Caractéristiques du chef de ménage</b>				
Age du CM	0,0078* (0,004)	0,0082** (0,004)	0,0144 (0,051)	0,0154** (0,006)
Age2	-0,00004 (0,000)	-0,00007** (0,000)	0,0001 (0,000)	-0,00008 (0,000)
Salarié du public	0,1839*** (0,045)	0,1857** (0,051)	0,1186*** (0,043)	0,1154 (0,094)
Salarié du privé	-0,0278 (0,033)	-0,0382 (0,044)	-0,0502 (0,037)	-0,1432*** (0,043)
Agriculteur	-0,1987*** (0,041)	-0,2627*** (0,042)	-0,2485*** (0,057)	-0,1606*** (0,055)
Indépendant	0,0047 (0,030)	-0,0095 (0,056)	-0,0283 (0,034)	-0,0341 (0,029)
<b>Taille du ménage</b>	0,1372*** (0,003)	0,1542*** (0,006)	0,1289*** (0,003)	0,0969*** (0,002)
<b>Quintiles de niveau de vie</b>				
Quintile 2(référence)				
Quintile1	-0,6751*** (0,035)	-0,6678*** (0,057)	-0,7390*** (0,044)	-0,7318*** (0,039)
Quintile3	0,4220*** (0,031)	0,4274*** (0,045)	0,3465*** (0,044)	0,3704*** (0,047)
Quintile4	0,6996*** (0,032)	0,7850*** (0,052)	0,6645*** (0,041)	0,6144*** (0,049)
<b>Niveau d'instruction</b>				
Niveau secondaire (référence)				
Sans niveau	-0,2009*** (0,034)	-0,2295*** (0,046)	-0,1593*** (0,033)	-0,1093** (0,041)
Ecole primaire	-0,0827*** (0,026)	0,6146 (0,038)	-0,0769*** (0,034)	-0,0614** (0,033)
Enseignement supérieur	0,4375***	0,6146***	0,2276	0,2691

	(0,170)	(0,259)	(0,271)	(0,278)
<b>Distance du centre de santé le plus proche</b>				
100m-1Km (reference)	-0,2360***	-0,1739	-0,1989***	-0,1700
Less than 100m	(0,066)	(0,082)	(0,072)	(0,079)
3Km-5Km	0,1050***	0,0940***	0,0195	0,0474**
	(0,030)	(0,046)	(0,033)	(0,039)
More than 5Km	-0,1495***	-0,1590***	-0,1299**	0,0969
	(0,036)	(0,052)	(0,042)	(0,039)
Constante	9,5434***	8,8279***	9,9014***	10,3171***
	(0,114)	(0,145)	(0,125)	(0,1521)
Number of obs.	= 8934	Number of obs.	= 8934	
F (19, 8914)	= 161.32	0.25 Pseudo R2	= 0,1634	
Prob.> F	= 0.0000	0.50 Pseudo R2	= 0,1407	
R-squared	= 0.2449	0.75 Pseudo R2	= 0,1375	
Root MSE	= 1.0956			

NB : \*, \*\*, \*\*\* désigne respectivement la significativité à 10%, 5%, et 10% ; les écarts-types entre parenthèses

Variables dépendantes : dépenses de santé des ménages

**Source** : Auteur, à partir des données de l'enquête QUIBB du Togo (2015).

Les résultats de test de Fisher présentées en annexes montrent qu'il y a une différence significative entre les coefficients interquartiles au seuil de 5%. Donc l'estimateur quantile donne de meilleurs résultats que les MCO. Par définition les dépenses de santé des ménages du premier quartile sont notées niveau1, ceux du deuxième quartile niveau2 et troisième quartile niveau3. Les résultats montrent que l'indice de gouvernance éthique, l'accessibilité géographique, les caractéristiques des individus et du chef de ménages déterminent l'intensité de consommation de soins.

#### *Influence de la gouvernance éthique sur l'intensité de consommation de soins*

Les résultats relèvent que l'amélioration de la gouvernance éthique affecte positivement les dépenses de santé des ménages. Toutefois, ce résultat est nuancé eu égard aux caractéristiques du marché de soins. En effet, l'amélioration de la gouvernance éthique produit deux effets. D'une part, une amélioration de la gouvernance éthique incite les gens à consommer plus les soins de santé donc une augmentation des dépenses de santé. Les travaux réalisés par Delattre (2000) montrent qu'un choc positif sur l'offre de soins peut aussi conduire à une augmentation de la consommation, dans le cas où préexistait une situation de rationnement de la demande caractérisée par des temps de transport ou des files d'attente importants avant de parvenir à la rencontre avec le médecin. D'autre part, une amélioration

de la gouvernance éthique réduit les coûts de transactions que les ménages supportaient dans la consommation de soins, ce qui réduit leurs dépenses de soins. Ainsi, l'asymétrie d'information entre le patient et le médecin permet au médecin d'augmenter son revenu médical grâce à son pouvoir discrétionnaire à induire la demande (Evans, 1974). Ce qui engendre des coûts de transaction pour le consommateur. La mise en place des mécanismes pour améliorer la gouvernance éthique permet de minimiser les coûts de transactions pour le consommateur de soins (Levy, 1988).

Il ressort donc que l'effet positif de l'amélioration de la gouvernance éthique sur dépenses de santé des ménages est suffisamment important pour compenser l'effet négatif dû à la réduction de coût de transaction. Ainsi, les dépenses de soins des ménages sont composées des coûts de transaction engendrés par le comportement opportuniste de médecin, les coûts du transport ; les frais de médicaments et autres frais dans la structure. Donc il est évident qu'une amélioration de la gouvernance éthique incite les gens à consommer plus les soins, ce qui augmenterait les coûts du transport ; les frais de médicaments et autres frais dans la structure, au même moment l'amélioration de la gouvernance éthique réduction des coûts de transactions mais moins proportionnelle à l'augmentation des autres dépenses de soins étant donné que les coût de transactions ont des coûts supplémentaires supportés par le consommateur de soins lorsque les institutions de régulation de l'offre de soins ont faibles. Ce qui justifierait l'effet positif de la gouvernance éthique sur les dépenses de santé des ménages. Comme le souligne Pauly et Satterthwaite (1981), sur un marché concurrentiel standard, l'amélioration de la gouvernance éthique par la mise en place des institutions de régulations de l'offre de soins conduit à un nouvel équilibre caractérisé par des prix plus bas et des échanges plus importants.

En se référant aux quantiles des dépenses de santé, il ressort que les dépenses de santé des ménages augmentent avec la qualité de la gouvernance éthique à un taux décroissant. L'amélioration de la gouvernance éthique d'un point augmente l'intensité de consommation de soins dans l'ordre de 6,798% pour les ménages du niveau1 ; 5,406% pour les ménages du niveau2 et 3,788% pour les ménages du niveau3. Ces résultats laissent apercevoir un effet de seuil de la gouvernance éthique sur les dépenses de santé des ménages au Togo : Par exemple, 6,798% désigne le taux de variation des dépenses de santé en dessous duquel 25% des ménages se situe. Ce qui signifie que l'intensité de consommation de soins est proportionnellement plus élevée chez les ménages du niveau1 que dans le reste de la

population. Etant donné une corrélation forte entre le revenu et les dépenses, le résultat trouvé se justifie en partie par le fait que le ménage du niveau 1 sont ceux qui, pour la plupart qui éprouvent des difficultés dans le financement de leurs dépenses de santé et de ce fait, sont plus sensibles aux défaillances des institutions de régulation du marché de soins comparativement aux autres groupes. Ce résultat corrobore avec une étude réalisée par Litvack et al. (1993) au Cameroun. Ils trouvent que l'amélioration de la qualité de soins augmente la consommation de soins des ménages les plus démunis (quintile le plus bas) à un taux proportionnellement plus élevé que les moins pauvres.

### *Influence des caractéristiques individuelles*

Il apparaît également que la présence d'une maladie dans le ménage constitue un facteur explicatif des dépenses de santé. Les ménages dont l'un des membres souffre du paludisme dépensent moins pour la santé contrairement aux ménages dont un membre souffre d'une autre maladie spécifique tels que les problèmes d'yeux, les infections respiratoires aiguës, les maux de ventre, etc. Cela s'explique par le fait que dans le contexte togolais que le traitement du paludisme nécessite l'intervention d'un médecin généraliste et donc relativement moins coûteux que les autres types de pathologie qui nécessite la consultation d'un spécialiste. Ce résultat corrobore avec certaines études qui révèlent que les types de maladies constituent des facteurs explicatifs des dépenses en santé des individus mais avec des effets différenciés (Han, 2011). Cet auteur trouve que, les maladies digestives accroissent plus les dépenses en santé ou sont plus coûteuses à traiter que la malaria en Ouganda. 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.

Le niveau éducatif des membres du ménage influence positivement les dépenses en santé. Les ménages dont les membres ont un niveau primaire ou sans niveau dépensent moins pour la santé comparativement aux ménages dont les membres ont un niveau secondaire. Par contre, ceux qui ont un niveau supérieur dépensent plus pour leur santé. Ce qui montre l'importance du niveau d'éducation dans les décisions d'investissement dans la santé des ménages

(Grossman, 1972). La lutte contre l'analphabétisme au Togo constitue donc un facteur important d'augmenter l'efficacité de la production de la santé.

### *Influence des conditions de vie du ménage*

Le niveau de vie des ménages a un effet sur leurs dépenses de santé. En effet, les ménages les plus pauvres (quintile de niveau de vie le plus bas) dépensent moins pour les soins de santé comparativement aux riches. Dans le contexte Togolais, les plus pauvres ont tendance à pratiquer l'automédication ou à utiliser les services de santé qui coûtent moins cher comparativement au plus riche.

La littérature montre une relation positive entre le revenu par tête du ménage et les dépenses de santé ; avec des élasticités dépense-revenu positifs (Rous et Hotchkiss, 2003). Les travaux réalisés par Gertler et al. (1990) révélèrent aussi que les ménages à revenu élevé ont une probabilité plus élevée de se faire soigner que ceux des ménages défavorisés. Les études relèvent également que 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).

Le groupe socioprofessionnel du chef de ménage a une influence sur les dépenses en santé. Les agriculteurs et les travailleurs du secteur privé dépensent moins pour la santé comparativement aux ménages dont le chef de ménage est un salarié du public. Au Togo, les agriculteurs et la plupart des travailleurs du secteur privé ne bénéficient pas d'une assurance maladie pour eux-mêmes et pour leur famille. Les dépenses de santé effectuées par ces deux types de ménages sous forme de paiements directs restés élevés, ce qui constituerait un obstacle à l'utilisation des services de santé. Ce résultat montre l'importance d'extension de couverture maladie pour les couches les plus vulnérables notamment les agriculteurs et les privés exerçant dans le secteur informel.

L'accessibilité géographique aux soins de santé explique les dépenses de santé des ménages. En effet, les ménages se situant à proximité ou très loin d'un centre de santé dépensent moins pour la santé contrairement aux autres. Cela s'explique par le fait que lorsque le ménage se trouve à proximité du centre de santé, certaines dépenses liées aux consommations de soins



sont réduites et lorsque le ménage est très loin du centre de santé peut être un facteur de non utilisation du service de santé. Dans ce cas, l'accessibilité géographique des services de santé au Togo augmente leur utilisation. Les travaux de Bryant (1972) et Acton (1975), montrant l'effet négatif de la distance géographique d'un centre de santé sur les dépenses 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 et de Kankeu et al. (2016) au Burkina.

## Conclusion

Nous avons analysé dans ce chapitre la relation entre gouvernance éthique et intensité de consommation de soins, à travers les quantiles des dépenses de santé des ménages. Les résultats économétriques montrent une relation positive et statistiquement significative au seuil de 1% entre gouvernance éthique et de dépenses de santé des ménages. Les taux de variations sont de l'ordre de 6,798% pour les ménages du premier quartile ; 5,406% pour les ménages du deuxième quartile et 3,788% pour les ménages du troisième quartile. Les résultats relèvent également que le niveau de vie des ménages, les difficultés de santé d'un membre de famille, la distance du centre de santé sont entre autres les facteurs déterminants les dépenses de santé des ménages.

## Références Bibliographiques

- Acton. (1975). Nonmonetary factors in the demand for medical services: Some empirical. *Journal of Political Economics*, 83(3): 595-614.
- 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.
- Amaghionyeodiwe. (2008). Determinants of the choice of health care provider in Nigeria. *Health Care Manag Sci.*, 11(3):215-27.
- 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.
- Banerjee A., E. Duflo, R. Glennerster, & C. Kinnan. (2009). The Miracle of Microfinance? Evidence from a Randomized Evaluation. *mimeo, MIT*.
- Batifoulier, P. (2019). Développer le marché de l'assurance pour le "bien" du patient. Les dangers d'un paternalisme marchand. *Revue de droit sanitaire et social, Sirey, Dalloz*, 2019. {hal-02424724}, 5pages.
- Beauchamp-Childress. (2001). Principles of biomedical ethics.
- Bryant. (s.d.). Santé publique et développement. Agence de santé publique. *canada*.



- Chaze. (2005). Assessing household health expenditure with Box-Cox censoring models. *Health Economics*, 14:893-907.
- Cohen J., P. Dupas, & S. Schaner. (2011). Price Subsidies, Diagnostic Tests and Targeting of Malaria Treatment: Evidence from a Randomized Controlled Trial. *Unpublished Manuscript*.
- 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.)*.
- Devoto F., E. Duflo, P. Dupas, W. Pariente & V. Pons. (2011). Happiness on Tap: Piped Water Adoption in Urban Morocco. *Mimeo, UCLA*.
- Dupas. (2011). Do Teenagers respond to HIV Risk Information? Evidence from a field experiment in Kenya. *American Economic Journal: Applied Economics*, 3(1):1-34.
- Dupas. (2011). Health Behavior in Developing Countries. *Paper Prepared for the Annual Review of Economics*, 3:425-449.
- Dupas P. & J. Robinson . (2011). avings Constraints and Microenterprise Development: Evidence from a field experiment in Kenya. *Working Paper N°14693, NBER*.
- Gao. (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.
- 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.
- Gao Y., G. Chen & S. Tu. (2011). Modeling Household Health Care Expenditure in Rural China. *Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1856954>*.
- George W., G. W. Pariyo, E. Ekirapa-Kiracho, O. Okui, M. H. Rahman, S. Peterson, D. M. (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).
- Glick P., J. Razafindravonona, & I. Randretsa. (2000). Education and Health services: utilization in Madagascar: Utilisation Patterns and Demand determinants. *N°107, June 2000*.
- Han. (2011). Health Returns to Medical Expenditures and Medical Expenditure Components across Age Groups, Dissertation of Doctor of Philosophy in Economics, Stony Brook University.
- 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*.
- Hjortsberg. (2003). Why do the sick not utilize health care? The case of Zambia . *Health Economics*, 12:755-70.

- kin 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.
- LEFF. (1964). Economic Development through Bureaucratic Corruption. *The American Behavioural Scientist* 8(2): 8-14.
- 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.
- Meyohas. (2019). Ethique et Santé: les grands principes. *Conférence 05-04-2019 DES-C Pathologie Infectieuse et Tropicale* (p. 40). Université de Sorbone: Centre de Recherche des Cordeliers.
- Musgrave. (1983). Family health care spending in latin America. *Journal of Health Economics*, 12:245-57.
- 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.
- Parker S. W., & R. Wong . (1997). Household income and health expenditure in Mexico. *Health Policy*, 40: 237-55.
- 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.
- 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.
- Rubin R. M. & K. Koellin. (1993). Determinants of household out-of-pocket Health expenditures. *Social Science Quarterly*, 74:721-35.
- 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.
- Saidou. (2018). Recours thérapeutiques en cas de paludisme : impact d'une réforme de l'offre de soins de santé au Cameroun. *STATECO N°112*, 2018, 18pages.
- 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.