

Dépenses en santé et appauvrissement des ménages au Bénin.

HOUENINVO Gbodja Hilaire

Faculté des Sciences Economiques et de Gestion, Université d'Abomey Calavi (Bénin).

Adresse de correspondance : **thouenin@yahoo.fr**

Résumé

Cet article a examiné d'une part, l'effet d'appauvrissement des dépenses en santé des ménages au niveau national et d'autre part, les déterminants des dépenses en santé des ménages au niveau micro en vue de l'estimation des moyennes de dépenses en santé selon les caractéristiques socio-économiques des ménages. L'approche de Wagstaff et Doorslaer (2003) a été utilisée pour évaluer l'effet d'appauvrissement des dépenses en santé des ménages. Ensuite, le modèle à deux parties a été utilisé pour dériver les moyennes ajustées des dépenses en santé selon les caractéristiques des ménages. Les principaux résultats ont montré que les groupes les plus riches dépensent plus, en termes absolu dans les services de santé que les groupes correspondant aux plus pauvres. Cependant, les ménages du troisième et quatrième quintile de revenu ont des parts du budget allouées à la santé plus faible que celle des ménages du premier quintile. De plus, les dépenses en santé augmentent l'incidence et l'intensité de la pauvreté au Bénin. Nos résultats ont aussi montré qu'il n'y a pas d'économie d'échelle dans la consommation des soins parce que le niveau des dépenses de santé est positivement et significativement corrélé avec la taille du ménage.

Mots Clés : Pauvreté, dépenses en santé, services de santé, appauvrissement, accès aux soins.

Classification JEL : I12 ; D12 ; D31

I- Introduction

La santé joue un rôle fondamental dans le processus de développement et de réduction de la pauvreté. En effet, la mauvaise santé cause la pauvreté des ménages à travers la réduction de la productivité et les risques financiers y afférents (Commission macroéconomie et santé, 2002). La production de la santé nécessite des inputs notamment des dépenses en santé qui peuvent être relativement élevées par rapport aux niveaux de revenu des ménages. Cette pour cette raison que la Banque Mondiale (2000) a recommandé aux gouvernements de mettre en place des systèmes de santé basés sur un système de financement qui protège la population contre les risques financiers associés à la maladie.

L'une des conséquences désastreuses de la mauvaise santé est l'appauvrissement des ménages causé par les dépenses de santé. L'effet d'appauvrissement d'un ménage est conceptualisé comme étant le fait que les dépenses de santé ont poussé le ménage en dessous de la ligne de pauvreté (Xu, 2005). La part des dépenses en santé effectuées par les ménages d'une région ou d'un pays dépend des modes de financement du système de santé en vigueur. Par exemple, en Afrique le financement privé de la santé y compris les dépenses des paiements directs des soins médicaux sont relativement élevés (Whitehead et al, 2001 ; OMS, 2013). Autrement dit,

les dépenses en santé constituent une charge substantielle pour les ménages notamment pauvres et sans assurance maladie (Narayan, 2000 ; Xu et al., 2003). En conséquence, elles reflètent les barrières financières à l'accès aux services de santé par les ménages et donc ont des effets négatifs sur la demande des services de santé et le niveau de vie des ménages (Garg et Karan, 2009 ; Gertler et al, 1987). De même, les dépenses en santé constituent un facteur de disparité d'état de santé entre les différents groupes socio-économiques (van Doorslaer et al., 2006 ; O'Donnell et al., 2007 ; Garg et Karan, 2009).

En outre, les dépenses en santé couvrent des besoins essentiels qui ne sont pas complètement incorporés dans le calcul des différents seuils de pauvreté, et le Panel de l'Académie Nationale des Sciences des Etats Unies d'Amérique a recommandé que la pauvreté soit évaluée après déduction des dépenses en santé des ménages (Peters et al, 2008). Des dépenses en santé élevées pourraient augmenter la dépense totale de consommation des ménages au-dessus de la ligne de la pauvreté les classant ainsi dans le groupe de ménages non pauvres quand bien même leurs dépenses en alimentation et en habillement, par exemple, les classent en dessous de la ligne de pauvreté. De même pour les ménages qui ayant vendu des actifs ou s'ayant endetté pour payer les soins de santé ne seront pas compter parmi les pauvres si leurs dépenses en santé élevées augmentent leurs dépenses totales au-dessus de la ligne de la pauvreté conventionnelle. Ainsi, les mesures conventionnelles de la pauvreté utilisées dans la plupart des pays y compris le Bénin ont besoin d'être ajustées par les dépenses en santé.

Le système de soins béninois est caractérisé la coexistence des secteurs public et privé. Géré par le Gouvernement, le secteur public joue les rôles conception des politiques sanitaires, de réglementation, de fourniture des services publics de santé, de formation du personnel, Les frais d'hospitalisation et de traitement dans le secteur public sont partagés avec les usagers. Le secteur privé de soins fournit offre des prestations de soins et pratique des prix répondant à une logique de marché. Les consultations nationales sur les priorités de développement dans le cadre du post 2015 ont révélé que la construction d'un système de santé plus efficace et équitable vient au premier rang avec 61,5% (PNUD, 2013). Le Benin a alloué environ 4,3% de son PIB à la santé en 2009 (OMS, 2013), et ne dispose pas d'une assurance sociale maladie¹ effective pour faciliter l'accès aux soins des pauvres. Moins de 10% de la population dispose d'une couverture assurance maladie à travers les mécanismes d'assurance du secteur privé, le paiement direct étant principal moyen de financement de la santé (MSP,

¹ Le Bénin est en train de mettre en place un régime d'assurance maladie universelle. Ce programme n'est pas encore effectif.

2011). Les dépenses de sécurité sociale en matière de santé représentent 0,5% du total des dépenses publiques de santé contre 7,0% pour l'Afrique et, la part des dépenses d'assurance maladie privée dans le total des dépenses privées de santé est de 7,3% contre 29,0% pour l'Afrique. De même, les dépenses de paiement direct de soins en pourcentage des dépenses privées de santé demeurent élevées (92% contre 61,6 % pour l'Afrique) (OMS, 2012). Ainsi, les dépenses en santé effectuées par les ménages constituent une variable de politique économique au Bénin à l'instar des pays à faible revenu caractérisés par des taux de pauvreté de plus en plus élevé.

En dépit de l'importance que revêtent les dépenses en santé des ménages en Afrique et au Bénin en particulier, peu d'études ont abordé la distribution socio-économique des dépenses en santé et leur effet sur l'appauvrissement des ménages. Par conséquent, la compréhension de la distribution socio-économique des dépenses en santé des ménages permet d'identifier les groupes de population sur lesquelles repose le financement de la santé. Si par exemple, ce sont les groupes des individus les plus pauvres qui consacrent une forte proportion de leur revenu aux services de santé, des réponses appropriées peuvent être apportés par les décideurs publics. A ce effet, l'ajustement des mesures standards de la pauvreté au Bénin par les dépenses en santé est utile pour éclairer les réformes de financement de la santé et de réduction de la pauvreté. En effet, si les dépenses en santé poussent les ménages vulnérables dans la pauvreté, il y a nécessité de rendre les services publics de santé accessibles pour les ménages pauvres et de réguler les normes de responsabilité sociale des prestataires privés de soins. Cet article contribue ainsi à la littérature existante par une nouvelle évidence basée sur un contexte spécifique qu'est le contexte béninois. En comblant ce gap, les résultats de l'article fournissent des inputs pour améliorer le financement de la santé et la réduction de la pauvreté qui sont des priorités à l'échelle nationale et internationale.

Au regard de ces observations, cet article a pour objectif d'analyser à partir de données sur les ménages béninois la distribution socio-économique des dépenses en santé par quintile de revenu et d'évaluer les effets d'appauvrissement des dépenses en santé sur les ménages en termes de proportion de ménages poussés en dessous de la ligne officielle de pauvreté et d'intensité de la pauvreté. Afin de comprendre au-delà de l'effet d'appauvrissement agrégé au niveau national, l'article a identifié les déterminants important des dépenses de santé au niveau micro avec un intérêt particulier sur le revenu des ménages tout en contrôlant l'effet des autres caractéristiques socio-économiques et démographiques des ménages.

L'analyse est conçue pour tester trois hypothèses de comportement des ménages dans le contexte béninois ; (i) l'hypothèse de progressivité des dépenses en santé des ménage, (ii) L'effet d'appauvrissement des dépenses en santé est plus prononcé en zone rurale, (iii) le niveau absolu du revenu influence différemment le niveau de dépenses en santé des ménages pauvres et non pauvres.

En dehors des caractéristiques des ménages, l'analyse a incorporé le côté offre du système sanitaire béninois en termes de densité des infrastructures sanitaire et éducative dans la recherche des principaux déterminants significatifs de dépenses de santé des ménages. Enfin, le modèle à deux parties utilisé pour ajuster l'estimation des dépenses de santé offre l'avantage statistique de ne pas ignorer les ménages les ménages sans dépenses de santé au cours des six mois de période de référence.

Le reste de l'article est structuré comme suit : la section II présente les données et les méthodes d'analyse utilisées. La section III est consacrée à la présentation et à la discussion des résultats. La section IV conclut avec des implications de politique économique.

II- Données et méthodes d'analyse

IIa- Source de données

Les données proviennent de l'Enquête Modulaire Intégrée sur les Conditions de Vie des Ménages (EMICoV) réalisée en 2009 par l'Institut National de la Statistique et de l'Analyse Economique du Bénin. Les données utilisées porte sur 15.411 ménages composés de 75.850 individus/membres. La base de données contient 17,76% de ménages ayant zéro dépense de santé. EMICoV est nationalement représentative, et a collecté des données sur les dépenses des ménages relatives à plusieurs items y compris les dépenses en santé, les caractéristiques démographiques des membres du ménage, les caractéristiques socio-économiques du ménage. L'enquête a évalué le coût des services de santé effectivement consommés par le ménage au cours des six (6) derniers mois précédant l'enquête. Les dépenses en santé enregistrées incluent les frais de consultation, des services des hôpitaux, des services médicaux, des analyses médicales, des produits pharmaceutiques prescrits ou non et d'appareils et matériels thérapeutiques. EMICoV n'a pas collecté des données sur l'état de santé/besoins en soins médicaux des individus. De plus, les dépenses en santé n'ont pas inclus les dépenses relatives aux soins traditionnels.

Iib- Méthode

Nous avons adopté le ménage comme unité d'analyse pour évaluer l'impact financier des services de santé. En effet, les décisions relatives aux visites médicales ou à l'utilisation des soins médicaux sont basées sur les négociations entre les membres du ménage et les coûts sont supportés par le budget du ménage (Russell, 2004). Afin de comprendre la distribution des dépenses en santé agrégées au niveau ménages, l'échantillon a été divisée en quintiles de revenu par tête approché par les dépenses de consommation car la consommation reflète le revenu permanent et est mesurée avec plus de précision que le revenu (Waters, 1999). La déviation de l'égalité des dépenses en santé (inégalité) a été cernée en comparant à la fois les dépenses en santé par tête et la part du budget allouée aux services de santé parmi les différents socio-économique.

Nous avons utilisé l'approche de Wagstaff et Doorslaer (2003) pour mesurer l'effet d'appauvrissement des dépenses en santé des ménages. Ainsi, nous avons comparé d'une part, l'incidence de la pauvreté avant le paiement des dépenses en santé à celle d'après le paiement et d'autre part, l'intensité de la pauvreté avant le paiement des dépenses en santé à celle d'après le paiement. L'incidence de la pauvreté (H) mesure la proportion d'individus ayant un niveau de consommation par tête inférieure à la ligne de pauvreté (Z) qui est un repère économique défini par le Gouvernement du Bénin à travers l'INSAE (2009). Par contre, l'intensité de la pauvreté (G) est définie comme l'écart relatif moyen au seuil de pauvreté. Le taux de pauvreté avant le paiement des dépenses en santé est calculé en comparant les dépenses de consommation du ménage y compris les dépenses en santé à la ligne de pauvreté. Ce taux de pauvreté (H_{avant}) est calculé à l'aide de l'équation (1) :

$$H_{avant} = \frac{1}{n} \sum 1 (X_i \leq Z) \quad (1)$$

X_i représente le niveau de dépenses totales de consommation par tête (en franc CFA), Z le seuil de pauvreté (en franc CFA) et n le nombre d'individus.

De façon similaire, le taux de pauvreté après paiement des dépenses en santé est calculé en soustrayant les dépenses en santé par tête du ménage des dépenses totales de consommation par tête et en la comparant avec la ligne de pauvreté.

$$H_{après} = \frac{1}{n} \sum 1 ((X_i - deps_i) \leq Z) \quad (2)$$

De façon analogue, le gap de pauvreté (G) est mesuré en calculant la moyenne de l'écart relatif au seuil de pauvreté.

$$G_{avant} = \frac{1}{nZ} \sum P_i(Z - X_i) \quad (3)$$

$$G_{\text{après}} = \frac{1}{nZ} \sum P_i (Z - (X_i - \text{deps}_i)) \quad (4)$$

Avec $P_i = 1$ si $X_i \leq Z$ et 0 sinon, deps_i dépenses en santé par tête du ménage i .

Etant donné que deps_i est positive, l'équation (2) donne un taux de pauvreté élevé et un plus grand nombre d'individu vivant en dessous du seuil de pauvreté comparé à l'équation (1).

Le pourcentage d'individus passant du statut de non pauvres au statut de pauvres à cause des dépenses en santé est donné par :

$$H_{\text{impact}} = H_{\text{après}} - H_{\text{avant}} \quad (5)$$

De façon analogue, le gap moyen de pauvreté c'est-à-dire le montant moyen par lequel les individus tombent en dessous du seuil de pauvreté à cause des dépenses en santé est mesuré par :

$$G_{\text{impact}} = G_{\text{après}} - G_{\text{avant}} \quad (6)$$

Des analyses de régression ont été aussi utilisées pour examiner les principaux déterminants de la dépense de santé des ménages. Etant donné que les paramètres de dépenses de santé sont affectées par les valeurs zéro, nous avons adopté la modèle à deux parties (MDP) qui offre l'avantage méthodologique de tenir compte la distribution asymétrique des dépenses de santé en intégrant les ménages ayant zéro dépense au cours de la période de référence (Deb et Trividi, 2002). La première étape² du MDP est un modèle binaire qui décrit la distribution des dépenses de santé entre ménages à dépenses de santé positives et ceux avec zéro, et peut être spécifié comme un probit ou logit (Mullahy, 1998). Afin d'identifier les caractéristiques des ménages qui ont enregistré des dépenses de santé positives nous avons ici recouru au modèle logit pour la première partie.

$$\text{prob}(y_i > 0) = \frac{\exp(\beta x)}{1 + \exp(\beta x)} \quad (7)$$

Où $y_i = 0$ indique que le ménage i n'a pas visité -utiliser- les services de santé modernes durant les six mois précédant l'enquête et 1 sinon.

La seconde partie du modèle prédit le niveau des dépenses de santé, étant donné $y > 0$. Les coefficients des dépenses prédites sont estimés en multipliant les probabilités obtenues à la première étape du MDP par les niveaux espérés de la seconde étape du MDP.

$$E(y_i / x) = \text{prob}(y_i > 0) E(y_i / x_i ; y_i > 0) \quad (8)$$

² Cette première partie du modèle analyse les déterminants de l'utilisation des services modernes de santé : centres de santé, hôpitaux, pharmacie etc. En conséquence, les individus qui ont recouru aux services des guérisseurs traditionnels sont exclus.

Dans le second membre de l'équation (8), nous avons comme variable dépendante le logarithme des dépenses de santé étant donné que le ménage a enregistré de dépenses positive. L'exponentiel des valeurs prédites sont multipliés par le facteur de correction de Duan (1983), ϕ afin d'obtenir des coefficients/paramètres convergents de la dépense de santé à l'échelle original de mesure, FCFA.

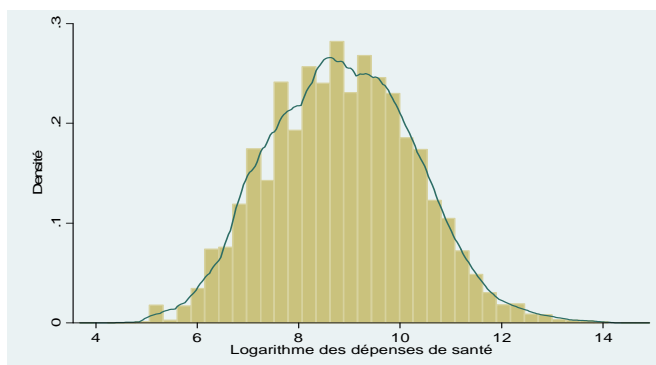
$$\phi = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \exp(\varepsilon_i), \varepsilon_i = \ln y_i - x_i \beta \quad (9)$$

La valeur espérée des dépenses de santé au niveau ménage est donnée par

$$E(y_i / x) = \text{prob}(y_i > 0) E(y_i / x_i ; y_i > 0) \phi \quad (10)$$

La distribution empirique de $\log y_i ; y_i > 0$ étant proche de la distribution normale, la méthode des moindres carrés ordinaires a été utilisée pour estimer la fonction de dépenses en santé. .

Figure n°1 Histogramme et courbe de densité de la transformée logarithmique des dépenses en santé des ménages.



Notre variable dépendante est le logarithme du montant des dépenses totales de santé par tête ($\log(deps)$) pour tenir compte de la distribution asymétrique des dépenses et inclure les ménages avec zéro dépenses en santé durant la période de référence de l'enquête. Les variables indépendantes introduites dans les analyses de régression sont basées sur la littérature théorique et empirique. Théoriquement et empiriquement, l'état de santé est influencé par le niveau absolu de revenu parce qu'un niveau élevé de revenu augmente la capacité à payer des soins de qualité (Subramanian and Kawachi, 2004). Pour tester l'hypothèse de revenu absolu qui stipule que plus le revenu par tête est élevé, mieux est l'état de santé et donc dépenses de santé élevée, nous avons utilisé les quintiles de revenu du ménage comme proxy du revenu absolu. Selon Economou et Theodossion (2011), des études ont montré une association entre le niveau d'éducation de l'individu et la santé. L'augmentation du niveau

d'éducation améliore l'accès aux problèmes de santé et conduit à une meilleure utilisation des services de santé. Nous faisons l'hypothèse les ménage à bas niveau d'éducation font face à des factures de santé élevées à cause manque d'information sanitaire de faiblesse de revenu disponible. En raison de ces considérations le niveau d'éducation du chef du ménage est considéré comme l'une des variables explicative. D'autres variables de contrôle utilisées sont :la taille du ménage, les caractéristiques du chef de ménage, le milieu de résidence. le milieu de résidence du ménage, le niveau. Etant donné que notre base de données n'a pas d'information sur l'état de santé des ménages, conformément à (Pradhan et Prescott, 2002 ; Kim et Yang, 2010), nous l'avons approché par la structure d'âge des membres du ménage. Suivant Deaton et al. (1989) et Parker et Wong (1997), les régressions comportent des variables binaires régionales proxy de la variation régionale des prix de soins dans les différentes régions du pays. Enfin, la disponibilité des infrastructures sanitaires et éducatives peut influencer l'utilisation des services et est incorporée pour tenir compte des facteurs du coté offre des soins de santé.

La dépense moyenne de consommation par tête est 274.451,7 FCFA (tableau n°1). La taille du ménage est d'environ 4,92 avec les ménages pauvres ayant une taille relativement plus élevée les ménages non pauvres (6,48 contre 4,31). La proportion de ménages dirigés par des femmes est de 21,3%. Plus de la moitié des chefs de ménages sont sans niveau d'éducation (68,74%).

Tableau n 1 Principales caractéristiques de l'échantillon.

Variabiles	Ensemble
Nombre de ménages	15411
Moyenne de dépenses de consommation par tête (95% IC)	274451,7 (268180,1 ; 280723,4)
Taille ménage (95% IC)	4,92 (4,87 ; 4,96)
Age chef de ménage (95% IC)	44,68 (44,47 ; 44,89)
% femme chef de ménage	21,64
Niveau éducation chef de ménage (%)	
Aucune éducation	68,74
Primaire	16,61
Secondaire	11,73
Supérieur	2,92
Structure groupe âge	
Membres âgés de moins de 6 ans	1,04 (1,02 ; 1,06)
Membres âgés de 6 ans à 14 ans	1,43 (1,40 ; 1,45)
Membres âgés de 15 ans à 24 ans	0,65 (0,63 ; 0,66)
Membres âgés de 25 ans à 40 ans	1,00 (0,99 ; 1,01)
Membres âgés de 41 ans à 54 ans	0,50 (0,49 ; 0,51)
Membres âgés de 55 ans à 64 ans	0,18 (0,17 ; 0,19)
Membres âgés de 65 ans et plus	0,12 (0,11 ; 0,12)
% Rural	61,04
Disponibilité en infrastructures éducatives et	38,33 (37,55 ; 39,11)

sanitaires,	
-------------	--

Source : Calculs de l'auteur, EMICoV (2009)

V- Résultats et discussion

Nous espérons d'une part entre les ménages pauvres et riches, et d'autre part entre les ménages ruraux et urbains des différences en termes de magnitude de dépenses de santé avec différentes implications économique. Ainsi du point de vue réduction de la pauvreté et du gap d'inégalité de santé, il est important de comprendre de plus près de telles différences à effet préjudiciables.

Distribution socio-économique des dépenses en santé

Le tableau n°2 montre que la moyenne des dépenses en santé était de 4394.90 Fcfa par an et par individu en 2009 avec des différences significatives d'une part, entre ménages pauvres et riches vivant en zone rurale (2016,75 fcfa contre 8110,72 fcfa), et d'autre part entre ménages ruraux et ménages urbains (3436,35 fcfa contre 5896,75 fcfa). De plus, les dépenses en santé représentent 1,60% du total des dépenses de consommation des ménages et correspondent à 3,20% du total des dépenses non alimentaires. Cependant, ces proportions sont plus élevées en zone rurale (1,70% et 3,67%) qu'en zone urbaines (1,47% et 2,69%). Cela indique qu'en fait, les ménages ruraux sont financièrement touchés par les dépenses en santé. Les 20% des ménages les plus riches ont dépensé dans les services de santé plus de 4 fois que les 20% les plus pauvres de la population.

Un examen plus rigoureux de la moyenne des dépenses en santé des ménages par quintile de revenu et milieu de résidence ressort que les dépenses en santé sont progressives indépendamment du statut de résidence parce que la moyenne des dépenses en santé augmente selon le quintile de revenu (2016,75 fcfa pour les 20% des ménages les plus pauvres contre 8110,72 fcfa pour les 20% des ménages les plus riche). Plus important, les parts des dépenses en santé dans le total des dépenses de consommation et des dépenses non alimentaires diminuent avec l'augmentation du quintile de revenu. Cette observation peut s'expliquer de deux manières. Soit l'état de santé des ménages riches est meilleur comparé à celui des ménages les plus pauvres ou bien les ménages pauvres sont sévèrement plus affectés par les dépenses en santé que les ménages riches. La dernière explication est plus pertinente car il est connu vrai que les pauvres ont une capacité financière à payer les services santé faible et que de telles dépenses inespérées et involontaires sont effectuées au détriment de la consommation des autres services de base (Ladusingh et Pandey, 2013 ; Russell et al, 2004). Cela est vérifié à la fois pour les ménages ruraux pauvres et les ménages urbains riches.

Ainsi, les plus riches utilisent plus les services de santé et paient plus pour ces services. Autrement dit, les riches contribuent plus au financement de la santé que les ménages pauvres. Par conséquent, la distribution des revenus des ménages est plus inégalitaire que la distribution des parts des dépenses allouées à la santé. Ainsi, la distribution des dépenses en santé n'a pas augmenté les inégalités de revenus des ménages. Il est important de mentionner que la part de dépenses en santé dans le total des dépenses de consommation des ménages est relativement faible par rapport à celle des pays à revenu moyen et élevé (Garg et Karan, 2008). Cela peut s'expliquer par le bas niveau de vie des ménages béninois, la surévaluation de l'état de santé qui limitent la consommation des soins de santé, et le manque d'informations sur les problèmes de santé. Le fait que les ménages de la classe moyenne c'est-à-dire ceux du troisième et quatrième quintiles de revenu par tête ont des parts de budget allouées à la santé inférieures à celles des ménages les plus pauvres peut s'expliquer par une mauvaise perception de leur état de santé.

Les différences dans les parts du budget affecté aux soins de santé par les différents groupes de revenu reflètent l'effet distributif c'est-à-dire indique comment l'inégalité de revenu est affecté par les dépenses de santé du ménage. Mais elles n'indiquent pas si ces paiements ont poussé les ménages dans la pauvreté.

Tableau n°2 : Moyenne annuelle des dépenses en santé par tête et sa part dans le total des dépenses de consommation par quintile de revenu et résidence au Bénin, 2009..

	Rural			Urbain			Ensemble		
		Part moyenne des dépenses en santé en % de			Part moyenne des dépenses en santé en % de			Part moyenne des dépenses en santé en % de	
Quintile de revenu	Moyenne par tête de dépenses en santé (cfa)	Dépenses totales de consommation	Dépenses de consommation hors alimentation	Moyenne par tête de dépenses en santé (cfa)	Dépenses totales de consommation	Dépenses de consommation hors alimentation	Moyenne par tête de dépenses en santé (cfa)	Dépenses totales de consommation	Dépenses de consommation hors alimentation
Q ₁	2016,75	1,61	3,61	1898,98	1,48	3,00	1990,58	1,58	3,46
Q ₂	2660,68	1,68	3,74	3117,98	1,41	2,80	2798,22	1,60	3,43
Q ₃	2997,59	1,59	3,42	3265,65	1,36	2,48	3098,10	1,50	3,03
Q ₄	3503,85	1,54	3,22	5533,84	1,47	2,61	4416,09	1,51	2,92
Q ₅	8110,72	2,11	4,35	18722,68	1,63	2,60	9670,94	1,80	3,14
Tous les ménages	3436,35	1,70	3,67	5896,75	1,47	2,69	4394,90	1,60	3,20
N observation	9407	9407	9407	6004	6004	6004	15411	15411	15411

Source : Calculs de l'auteur. EMICoV (2009) et

Effet d'appauvrissement des dépenses en santé des ménages

Avant la soustraction des dépenses en santé du total des dépenses de consommation des ménages, le taux de pauvreté était de 34,64%. La soustraction des dépenses en santé du total des ressources du ménage a augmenté le taux de pauvreté de 4,45% avec 4,96% d'augmentation en milieu rural contre 3,42% en milieu urbain. Les ménages ruraux sont plus affectés par l'effet d'appauvrissement des dépenses en santé peut être en raison de la proportion élevée des personnes âgées vivant dans ces ménages et du bas niveau de dépenses alimentaires par tête. Le nombre additionnel de ménages dont le niveau des dépenses de consommation par tête a chuté en dessous du seuil de la pauvreté après paiement des dépenses en santé est de 76.318 ménages dont 47.427 en milieu rural et 28.891 ménages en milieu urbain. Ce qui donne 62,14% d'augmentation des pauvres en zone rural contre 37,85% en zone urbaine. Notons que cette augmentation n'inclue pas les ménages qui vivaient en dessous de la ligne de pauvreté et qui se sont davantage appauvris en raison des dépenses en santé. En ce qui concerne l'intensité de la pauvreté, en moyenne, le déficit ou le gap total de consommation des ménages était de plus de 8% en dessous de la ligne de pauvreté. Ce gap entre ressources et besoins s'est accru de 4,1% lorsque les dépenses en santé ont été soustraites du total des ressources du ménage. Avec la prise en compte des dépenses en santé les pauvres deviennent plus pauvres et certains des individus initialement non pauvres le deviennent.

Tableau n° 3 : Augmentation de la pauvreté après la prise en compte des dépenses en santé: incidence de pauvreté et intensité de la pauvreté.

Indicateurs de pauvreté	Rural	Urbain	Ensemble
Incidence de la pauvreté ou ratio de pauvreté (%)			
Incidence de pauvreté avant paiement (H_{avant})	39,25%	33,84%	34,64%
Incidence de pauvreté après paiement ($H_{après}$)	44,21%	37,26%	39,09%
Impact sur l'incidence de la pauvreté (H_{impact})	4,96%	3,42%	4,45%
Nombre additionnel de pauvres	76.318	47.427	28.891
Gap de la pauvreté normalisé			
Intensité avant paiement	0,078	0,014	0,089
Intensité après paiement	0,092	0,019	0,130
Impact de l'intensité	0,014	0,005	0,041

Source : Calculs de l'auteur, EMICoV (2009) et

Les dépenses en santé ont exacerbé la pauvreté au Bénin, et ce résultat est similaire aux ceux de (Van Doorslaer et al, 2006 ; Garg et Karan, 2009 ; Shahrawat et Rao, 2011 ; Berman et al., 2012 ; Landusingh et Pandey, 2013). Cet effet d'appauvrissement est plus sévère pour les ménages ruraux et pauvres. Cet effet différencié reflète en partie les différences de contraintes

et d'opportunités auxquels font face d'une part les pauvres et les non pauvres et d'autre part les ménages ruraux et ruraux. Les effets d'appauvrissement des dépenses en soins des ménages observés traduisent, en quelque sorte les limites du recours excessif au financement privé comme mode dominant du financement de la santé. Les ménages n'ayant pas les ressources pour payer les soins médicaux en cas de maladie sont exposés à la détérioration de leur état de santé parce que le coût des services de santé repose directement sur eux. Ainsi, les dépenses en santé ont conduit beaucoup de ménages dans la pauvreté et a augmenté la pauvreté de ceux qui sont déjà pauvres (Whitehead et al., 2001).

Signalons au passage que la différence entre la mesure standard de la pauvreté et celle basée sur les ressources du ménage diminuées des dépenses en santé est une mesure approximative de l'effet d'appauvrissement de tel paiement (Wagstaff and Van Doorslaer, 2003). Cette interprétation est juste si les dépenses en santé sont complètement non discrétionnaires-involontaires- et que les ressources du ménage sont fixes. Par exemple, un ménage qui décide d'allouer un montant excessif aux soins de santé n'est pas poussé dans la pauvreté par de tel paiement. De même, si un ménage s'endette pour payer les services de santé, ces dépenses totales dépassent ces ressources disponibles dans le long terme. L'on pourrait avancer l'argument que le rétablissement de la santé améliore la productivité du ménage dans le long terme ce qui surévalue l'ampleur de l'effet d'appauvrissement. Notre comparaison est indicative de l'ampleur de l'effet d'appauvrissement des dépenses en santé et révèle l'étendue de la sous-estimation des mesures standards de la pauvreté.

Analyse des résultats des estimations économétriques

Pour comprendre au-delà des effets agrégés d'appauvrissement des dépenses de santé au niveau national, il est important d'examiner au niveau micro les principaux déterminants des dépenses de santé des ménages avec un accent particulier sur les caractéristiques des ménages. Les résultats du modèle logit, qui est une partie intégrale du modèle à deux parties, sont résumés dans le tableau n°4.

La localisation géographique du ménage a une corrélation significative avec l'incidence des dépenses des dépenses de santé. Les ménages urbains ont une probabilité plus élevée d'utiliser les services de santé (dépenses de santé positives) comparés aux ménages ruraux après contrôle des autres caractéristiques du ménage et de la densité des infrastructures sanitaires de la communauté. Cette différence est statistiquement significative au seuil de 5%. De même, le lien occurrence des dépenses de santé et quintiles de consommation du ménage

est significatif au seuil de 1%. Ceci confirme l'hypothèse que les riches, du fait qu'ils disposent plus de revenu, utilisent plus les services de santé que les pauvres. Une différence significative au seuil de 5% est notée entre les chefs de ménage hommes et ceux femmes en termes d'occurrence de dépenses de santé. Le fait que l'incidence des dépenses de santé est plus faible chez les chefs de ménage hommes comparés comparé aux chefs de ménages femmes en dépit de ce que les femmes sont les plus pauvres et vulnérables, peut s'expliquer la priorité que les femmes accordent à la santé de leur membre. Les ménages de taille élevée ont une occurrence plus importante de dépenser dans la santé de leur membre que les ménages à taille réduite ($p < 0,001$). Ceci parce que le risque de maladie augmente avec la taille du ménage et la demande de soins dérive de la demande de santé (Grossman, 1972). La présence d'enfants de moins de cinq(05) ans dans le ménage ainsi que la présence à la fois d'enfants de moins de cinq ans et personnes âgées de plus de 60 ans dans le ménage l'incidence des dépenses de santé par rapport aux ménages sans enfants ni personnes âgées de plus de 60 ans. L'effet de la présence d'enfants dans le ménage sur la probabilité d'utilisation des services de santé est plus robuste en termes de ratio de probabilité la plus élevé (1,2472) et de seuil de significativité ($p = 0,026$). Il y a une différence significative en termes d'occurrence de dépenses de santé entre les chefs de ménages ayant le niveau primaire et leurs compatriotes sans niveau d'éducation formel. Cependant, nous n'avons pas trouvé d'évidence significative de ce que les ménages dirigés par des personnes de niveau d'éducation supérieur ont plus de change d'utiliser les services de santé que les ménages dirigés par des personne sans niveau d'éducation formel. Ceci est en contradiction avec l'idée que les personnes plus éduquées sont probablement plus d'informées du besoin de soins de leur ménage et doivent donc utiliser plus les services de santé que les autres groupes socio-économiques.

Tableau n° 4 : Ratio de probabilité d'utilisation des services modernes de santé selon les caractéristiques des ménages

variables	Odd ratio	P-value
Quintile de consommation		
Quintile 1 [⊕]	1,00	
Quintile 2	1,471	0,000
Quintile 3	1,893	0,000
Quintile 4	2,447	0,000
Quintile 5	3,242	0,000
Caractéristiques du chef de ménage		
Niveau d'éducation		
Aucun [⊕]	1,00	

Primaire	1,191	0,007
Secondaire	0,964	0,638
Supérieur	1,035	0,813
Age		
Moins 25 ans [⊖]	1,00	
25 à 35 ans	1,256	0,097
35 à 45 ans	1,012	0,900
45 à 60 ans	1,170	0,256
Plus de 60 ans	1,139	0,416
Sexe		
Femme [⊖]	1,00	
Homme	0,901	0,059
Composition ménage		
Taille		
Au plus 2 membres [⊖]	1,00	
3 à 5 membres	1,5495	0,000
Plus de 6 membres	2,2106	0,000
Type de ménages		
Pas enfants ni vieux [⊖]	1,00	
Présence d'enfants (- de 5ans)	1,2472	0,026
Présence de vieux (+ 60 ans)	1,0125	0,900
Présence d'enfants et de vieux	1,174	0,132
Milieu résidence		
Rural [⊖]	1,00	
Urbain	1,102	0,056
Dispinfra	0,9981	0,000
R ²	0,2279	
Test de spécification de Pregibon	-7008,3129	

Source : Résultats estimation

Après avoir cerné l'effet des caractéristiques des ménages sur la probabilité de dépenses dans la santé de leur membre, il est impérative d'estimer la moyenne des dépenses de santé des ménages selon certaines caractéristiques pertinentes du point de vue théorique et politique. Les valeurs estimées des paramètres par MCO et les seuils de significativité correspondent sont montrés dans le tableau n°5. Les moyennes estimées des dépenses de santé par tête obtenues par multiplication de la première partie, la seconde partie et du facteur de correction de Duan (1983) sont aussi reportées dans le tableau n°5. En ce qui concerne la magnitude des dépenses de santé par tête, une évidence de différence significative entre ménages ruraux et ménages urbains en termes de magnitude des dépenses de santé par tête (3915,136 fcfa en zone rurale contre 5645,415 fcfa pour la zone urbaine). Bien que les ménages dirigés par des femmes dépensent moins dans la santé que les ménages dirigés par des hommes (3611,745 pour les femmes contre 4873,368 pour les hommes), la différence n'est pas statistiquement significative à 10 %. La non significativité de cette différence est en contradiction avec les normes socio-économiques en vigueur au Bénin en ce sens que les femmes ont un accès limité

au revenu et actifs au Bénin, et que les ménages dirigés par les femmes devraient être économiquement vulnérables. L'économie d'échelle dans la consommation dans la consommation des services de santé n'est pas pertinente ici. En effet, la moyenne des dépenses de santé par tête est de 4473,731 fcfa pour les ménages ayant trois(03) à cinq (05) comparée à 5781,798 fcfa) pour les ménages de plus de six (06) membres contre 2544.013 fcfa pour les ménages d'au plus deux(02) membres. Cette différence est statistiquement significative au seuil de 1%. L'inadéquation du système de soins mesurée en termes du nombre d'infrastructures sanitaire disponible dans la communauté a des effets d'échelle sur les dépenses de santé statistiquement significatifs au seuil de 1%. Plus la communauté dispose d'infrastructure sanitaire, plus ses dépenses de santé sont élevées.

Tableau n°5 : Paramètres estimés par MOC et estimation des dépenses de santé par le modèle à deux étapes.

variables	β	P-value	Dépenses de santé estimées
Quintile de consommation			
Quintile 1 [⊖]			2251.156
Quintile 2	0,3883	0,000	3198.866
Quintile 3	0,7289	0,000	4218.265
Quintile 4	1,0416	0,000	5254.881
Quintile 5	1,6275	0,000	7800.403
Caractéristiques du chef de ménage			
Niveau d'éducation			
Aucun [⊖]			3657.344
Primaire	0,1214	0,000	5546.32
Secondaire	0,2293	0,000	6810.345
Supérieur	0,5040	0,000	11730.83
Age			
Moins 25 ans [⊖]			11730.83
25 à 35 ans	0,1284	0,124	4657.305
35 à 45 ans	0,1176	0,158	5063.28
45 à 60 ans	0,1416	0,093	4723.345
Plus de 60 ans	0,1082	0,256	3605.203
Sexe			
Femme [⊖]			3611.745
Homme	0,0162	0,590	4873.368
Composition ménage			
Taille			
Au plus 2 membres [⊖]			2544.013
3 à 5 membres	0,7490	0,000	4473.731
Plus de 6 membres	1,2305	0,000	5781.798
Type de ménages			

Pas enfants ni vieux [⊖]			3561.803
Présence d'enfants (- de 5ans)	0,2097	0,000	5337.087
Présence de vieux (+ 60 ans)	0,058	0,256	4108.837
Présence d'enfants et de vieux	0,1174	0,040	4948.697
Milieu résidence			
Rural [⊖]			3915.136
Urbain	-0,0885	0,001	5645.415
dispinfra	0,0013	0,000	
Constante	6,862	0,000	
R ² ajusté	0,1717		
Test de spécification de Pregibon	P- value=0,250		

V- Conclusion

Les dépenses de santé constituent une barrière à l'accès aux services de santé étant donné que seulement 10% de la population béninoise dispose d'une couverture maladie –assurance maladie volontaire pour les employés du secteur formel- et les mutuelles de santé des employés du secteur informel couvrent environ 2% de la population. Des dépenses de santé élevée combinées avec le manque d'assurance maladie complète exposent les ménages vulnérables à des risques d'appauvrissement. L'effet d'appauvrissement des dépenses de santé sur les ménages est le reflet des interactions entre le système de santé, la structure économique, les mécanismes de partage de risque, la distribution de revenus et la charge de la maladie.

Le présent article a évalué l'effet d'appauvrissement des dépenses de santé sur les ménages ainsi que les déterminants significatifs des dépenses de santé des ménages avec pour objectif de fournir aux décideurs des inputs pour améliorer la santé publique, l'accès aux services de santé et à la sécurité sociale. Pour ce faire, nous appliqués l'approche de Wagstaff et van Doorslaer (2003) aux données EMICoV(2009) pour quantifier l'effet d'appauvrissement des dépenses de santé sur les ménages. Ensuite, nous avons adopté le modèle à deux parties qui produit des estimations robustes des dépenses de santé pour estimer le niveau de dépenses de santé de certains ménages. Les résultats montrent que les dépenses en santé sont progressives parce que la moyenne des dépenses en santé augmente selon le quintile de revenu. Plus important, les parts des dépenses en santé dans le total des dépenses de consommation et des dépenses non alimentaires diminuent avec l'augmentation du quintile de revenu. Les dépenses en santé ont un effet d'appauvrissement sur les ménages béninois avec un impact plus élevé en milieu rural qu'en milieu urbain. Il y a donc un besoin urgent de rendre les services publics de santé plus accessibles aux ménages pauvres et ruraux, et de

réguler la responsabilité sociale des institutions privées de soins. En ajustant les mesures conventionnelles de la pauvreté par les dépenses en santé, nous avons fourni une nouvelle estimation de la pauvreté pour informer les décideurs publics. Nos résultats confirment l'hypothèse de revenu absolu étant donné les différences significatives à travers les moyennes de dépenses de santé par quintile de revenu des ménages. Nos résultats ont aussi montré qu'il n'y a pas d'économie d'échelle dans la consommation des soins parce que le niveau des dépenses de santé est positivement et significativement corrélé avec la taille du ménage.

Les méthodes utilisées sont relativement simple et donc, nos conclusions constituent à la fois un cadre de référence et un point de départ pour des analyses plus détaillées et approfondies, notamment en ce qui concerne l'équité ou l'inégalité dans l'utilisation des services de santé, l'impact des dépenses en santé sur la quantité et la qualité des soins consommés. Cependant, nous pensons que notre contribution a été de deux (02) ordres: l'effet d'appauvrissement des dépenses en santé sur les ménages est analysé dans un contexte spécifique, contexte béninois caractérisé par une augmentation de la pauvreté et une proportion relativement élevée des dépenses en santé à la charge des ménages. Deuxièmement, nos résultats constituent une nouvelle évidence et peuvent être des inputs pour la politique d'amélioration de la performance du système de santé béninois à travers l'amélioration de l'accès aux services de santé. Ces résultats peuvent aussi compenser le problème de la rareté d'information en Afrique subsaharienne en général et au Bénin en particulier. Les politiques de réduction de la pauvreté doivent inclure des mesures de réduction des dépenses de paiements directs. Par exemple, pour minimiser l'effet d'appauvrissement des ménages l'effectivité des mécanismes d'exemption pour les pauvres dans le secteur public de la santé doit être renforcée avec un meilleur ciblage des pauvres. Les mécanismes de d'assurance maladie doivent être aussi promus.

Référence Bibliographique

- Arora, S. (2001). "Health, human productivity, and long-term economic growth". *The Journal of Economic History* 61(3), 699-749.
- Becker, G. S. (1964), "Human capital," Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research, New York.
- Bloom D, and Sachs J.(1998), Geography, demography and economic growth in Africa. *Brookings Papers on Economic Activity* 1998;2:207-95.
- Berman, P., R. Ahuja and L. Bhandari (2010). The impoverishing effect of health care payments in india: New methodology and findings. *Economic & Political Weekly XLV* (16): 65–71.

- CAE (2010) Rapport sur l'état de l'économie Béninoise, Présidence de la République du Bénin
- Carson RT, Yixiao S. (2007) The Tobit model with a non-zero threshold. *Econometrics Journal* :488–502.
- Deaton, A., Ruiz-Castillo, J., et Thomas, D., (1989), ‘‘The influence of household composition on household expenditure patterns: Theory and Spanish evidence’’, *The Journal of Political Economy*, Vol. 97 (1), pp: 179-200
- Van Doorslaer, E., O'Donnell, O., et al, (2006), Effect of payments for health care on poverty estimates in 11 countries in Asia: an analysis of household survey data, *Lancet*368:1357-64.
- Eastwood R, and Lipton M. (1999) The impact of changes in human fertility on poverty. *Journal of Development Studies* 1999;36:1-30.
- Evans T, Whitehead M, Diderichsen F, Bhuiya A, and Wirth M (2001). Introduction. In EvansT,Whitehead M,Diderichsen F,Bhuiya A,Wirth M, editors. *Challenging inequities In health: from ethics to action* . Oxford: Oxford University Press 2001.
- Farag et al. (2012), The income elasticity of health care spending in developing and developed countries. *International Journal of Health Care Finance and Economics*, , 12, 145–162.
- Garg C. C. et Karan A. K. (2009), Reducing out-of-pocket expenditures to reduce poverty : a disaggregated analysis at rural-urban and state level in India. *Health Policy and Planning*, 24: 116-128.
- Gertler, P et Gaag, J. (1990) *The willingness to pay for medical care*. Baltimore, MD, Johns Hopkins University press
- Goodwin, B.K., Offenbach, L., Cable, T.T., Cook, P.S., (1993). Discrete/continuous contingent valuation of private hunting access in Kansas. *J. Environ. Manage.* 39, 1–12.
- Green W.H (1981), ‘‘ On the asymptotic bias of the ordinary least squares estimator of the Tobit model,’’ *Econometrica*, Vol. 49, pp. 505-513.
- Gertler, P. Locay, L. And Sanderson, W. (1987), ‘‘Are users fees regressive? The welfare implications of health care financing proposals in Peru’’ *Journal of Econometrics*, 36: 67-88.
- Grossman, M. (1972), ‘‘On the concept of health capital and the demand for health’’, *The Journal of Political Economy*, 80 (2); 223-255.
- Hartley D, Quam L, Lurie N. (1994) Urban and rural differences in health insurance and access to care. *The Journal of Rural Health*;10:98-108.
- Hjortsberg, C. (2003). Why do the sick not utilize health care? The case of Zambia. *Health Econ*.9: 755–770.
- INSAE (2009), *Enquête Modulaire Intégrée Sur les Conditions de Vie des ménages*, Rapport préliminaire, Cotonou.
- INSAE (2009), *Enquête Démographique et de Santé au Bénin*, Rapport de synthèse, Cotonou.
- INSAE (2012) *Tableau de board social*, édition 2012
- Jones, A.M. 2000. Health econometrics. In A. Culyer and J. Newhouse (eds.) *Handbook of Health Economics Vol 1*, Elsevier. 265-344.
- Ladusingh, L., and Pandey, A (2013) ‘‘Health expenditure and impoverishment in India’’, *Journal of Health Management* 15(1): 57-74
- Manning, W.G., Newhouse, J.P., and J.E. Ware (1980). *The Status of Health in Demand Estimation*. Rand Corporation, Santa Monica, CA.

- Manning, W. G., Newhouse, J. P., Duan, N., Keeler, B. E. And Leibowitz (1987), "Health Insurance and the demand for medical care: evidence from a randomized experiment", *American Economic Review*, 77 (3): 251-257.
- McGuire, A Henderson, J. Mooney G. (1988) *The economics of health care: An introductory text*. London: Routledge.
- Meessen, B., Van Damme, W., Tashobya, C. K., and Tibouti, A. (2006), *Poverty and user fees for public health care in low-income countries: Lessons from Uganda and Cambodia*, *Lancet*, 368: 2253–57
- Matsaganis, M., et Miltrakos, T. (2009), "Modelling health expenditure at the household level in Greece", *European Journal of Health Economics*, 10 : 3296336
- Mukherjee, S., Haddad, S., Narayana, D. (2011) *Social class related inequalities in household health expenditures and economics burden: evidence from Karala South India*, *International Journal of equity in Health* 10:1-13
- Mwabu, G., Ainsworth, M. And Nyamete, A. (1993), "Quality of medical care and choice of medical treatment in Kenya: An empirical analysis," *The Journal of Human Resources*, Vol. 28, n^o 4 pp. 838-862.
- Mwabu, G., (2008) "Health economics for low-income countries" *Handbook of Development Economics*, Volume (4)
- Narayan D, Patel R, Schafft K, Rademacher A, and Koch-Schulte S (2000). *Voices of the poor: can anyone hear us?* New York: Oxford University Press; 2000.
- Nguyen TH, Le Thi TH, Rifkin SB, et al: *The pursuit of equity: a health sector case study from Vietnam*. *Health Policy* 1995, 33:191-204.
- Okunade, A., A., Murthy, R., N., et Vasudeva, N., R. (2009), "The core determinants of health expenditure in Africa context : Somme econometric evidence for policy", *Health Policy*, 91: pp: 57-62
- Okunade, A., A., (2005), "Analysis and implication of the determinants of health care expenditure in African countries", *Health Care Management Sciences*, 8: 267-276
- OMS (2013), *Statistiques sanitaires Mondiales 2010*
- Paphassarang, C., Tomson G, Choprapawon C, Weerasuriya K (1995), *The Lao national drug policy: Lessons along the journey*, *Lancet*, 345:433-35
- Parker, W., S., et Wong, R., (1997), "Household income and health care expenditure in Mexico", *Health Policy*, 40: 237-255.
- Peters, D. H, Garg, A, Bloom, G., Walker, G., Brieger, W., Rahman A H (2008), *Poverty and Access to Health Care in Developing Countries*, *Ann. N.Y. Acad. Sci.* 1136: 161–171
- Pokhrel S, Sauerborn R (2004) *Household decision making on child health care in developing countries: the case of Nepal*. *Health Policy Plan* 19: 218–233
- Pokhrel S, Hidayat B, Flessa S, Sauerborn R (2005) *Modelling the effectiveness of financing policies in addressing underutilization of child health care in Nepal*. *Bull World Health Organ* 83: 338–344.
- Pritchett L, and Summers LH.(1996) *Wealthier is healthier*. *Journal of Human Resources* 1996;31:841-68.
- Russell S, Gilson L (1997) *User fees policies to promote health services access for the poor: a wolf in sheep's clothing?* *International Journal of Health Services* 27:359-79.
- Russell, S. (2004), *The economic burden of illness for households in developing countries: A review of studies focusing on malaria, tuberculosis, and human immunodeficiency virus/acquired immunodeficiency syndrome*, *American Journal of Tropical Medicine & Hygiene*, 71(suppl. 2),147–55.
- Smith, J (1999). *Healthy bodies and thick wallets: the dual relation between health and*

- socioeconomic status. *Journal of Economic Perspectives* 1999;13:145-66.
- Sauerborn R, Ibrango I, Nougara A, Borchert M, Hien M, Benzler J, Koob E, Diesfeld HJ (1995) The economic costs of illness for rural households in Burkina Faso. *Trop Med Parasitol* 46: 54–60.
- Sen, A. (1992). *Inequality Reexamined*. Oxford University Press. Oxford.
- Sen, A. (1999). *Development as Freedom*. Knopf. New York.
- Sharon, L., L. Aand Fleishman (2003), Rural-urban differences in usual source of care and ambulatory service use: analyses of national data using urban influence codes, *Medical Care* 41 (7):III65-III74.
- Shahrawat, R. and K.D. Rao (2011). Insured yet vulnerable: Out-of-Pocket payments and India's poor. *Health Policy and Planning*, 1–9; DOI: 10.1093/heapol/czr029.
- Sommerfeld J, Sanon M, Kouyate BA, Sauerborn R (2002) Perceptions of risk, vulnerability, and disease prevention in rural Burkina Faso: implication for community-based health care and insurance. *Human Organ* 61: 139–146
- Sommerfeld J, Sanon M, Kouyate BA, Sauerborn R (2002) Perceptions of risk, vulnerability, and disease prevention in rural Burkina Faso: implication for community-based health care and insurance. *Human Organ* 61: 139–146
- Stearns SC, Slifkin RT, Edin HM. (2000), Access to care for rural Medicare beneficiaries. *The Journal of Rural Health*, 16:31-42
- Su, T., Pokhrel, S., Gbangou, A., et Flessa, Steffen (2006), Determinants of household health expenditure on Western institutional health care, *European Journal Health Economics*, 7 pp199-207
- Tobin, J. (1958), ‘‘ Estimation of relationship for limited dependent variables’’, *Econometrica*, 26: pp: 24-36.
- Victoria, C.G. et al. Co-coverage of preventive interventions and implications for child-survival strategies:evidence from national surveys. *Lancet* 9495: 1460–1466.
- Wagstaff A, van Doorslaer E. (2003) Catastrophe and impoverishment in paying for health care: with applications to Vietnam 1993–1998. *Health Economics*;12:921–34.
- Wagstaff A. (2007) The economic consequences of health shocks: evidence from Vietnam. *Journal of Health Economics*;26:82–100.
- Wagstaff A, Van Doorslaer E, Paci P (1989): Equity in the finance and delivery of health care: some tentative cross-country comparisons. *Oxford Review of Economics*, 5(1):89-112.
- Wagstaff A, Van Doorslaer E, Paci P (1991) On the measurement of inequalities in health. *Social Science and Medicine*, 33:545-557.
- Wagstaff A, van Doorslaer E, Watanabe N (2001) On decomposing the causes of health sector inequalities, with an application to malnutrition inequalities in Viet Nam. *Policy Research Working Paper No 2714* Washington (DC): World Bank .
- Wagstaff A (2002) Poverty and health sector inequalities. *Bulletin of World Health Organisation*, 80(2):97-105.
- Wagstaff A, Van Doorslaer, E. (2003), Catastrophe and impoverishment in paying for health care: with applications to Vietnam 1993–98. *Health Econ* 12: 921–34.
- Wang H, Zhang L, Hsiao W. (2006) Ill health and its potential influence on household consumptions in rural China. *Health Policy (Amsterdam, Netherlands)*;78:167–77.
- Whitehead, M., Ahlgren, G., and Evan, T, (2001), Equity and health sector reforms: can low-income countries escape the medical poverty trap?, *Lancet* 358:8336-36

- Wooldridge, J. M. (2002), *Econometrics analysis of cross section and panel data*, MIT Press, Massachusetts.
- World Bank (2002). *What is the World Bank?* Washington (DC): World Bank. Available from: URL: www.worldbank.org/about/whatis/ (accessed on 3 January 2002).
- World Bank (1999) *Confronting AIDS:public priorities in a global epidemic*. Oxford: Oxford University Press; 1999.
- Wyszewianski L. (1986) Families with catastrophic health care expenditures. *Health Services Research*;21:617–34.
- Xu, Ke., Evans, D., Kwabata, K., Zeamdini, D., Klavus, T., et Murray, C. (2003), ‘‘Household catastrophic health expenditure: a multicountry analysis’’, *Lancet*, 362: 111-17
- Xu, K., Evans, D., B., Kadama, P., Nabyonga, J., Ogwang Ogwal, P., Nabukhonzo, P. Aguilar, M., A (2005) Understanding the impact of eliminating user fees: Utilization and catastrophic health expenditures in Uganda, *Social Science & Medicine* 62 (2006) 866–876
- Yavuz, N.C., Yilanci, V. and Ozturk, Z.A. (2013), *Is health care a luxury or a necessity or both? Evidence from Turkey*. *The European Journal of Health Economics*, 14, 5-10
- Commission on Macroeconomics and Health. *Macroeconomics and health: investing in health for economic development*. Geneva: World Health Organization, 2002:26-45.
- Xu K. *Distribution of health payments and catastrophic expenditures methodology*. Geneva: Department of Health System Financing, World Health Organization; 2005.
- Deb, P. and P.K. Trivedi (2002). The structure of demand for health care: Latent class versus two-part models.*Journal of Health Economics* 21, 601–625.
- Economou, A. and I. Theodossiou (2011). Poor and sick: Estimating the relationship between household income and health. *Review of Income and Wealth*, 57(3), 395–402.
- Subramanian, S.V. and I. Kawachi, (2004). Income inequality and health: What have we learned so far?’’ *Epidemiological Review* 26,78–91.