

## Impact des paiements directs de santé sur la pauvreté des ménages au Congo

### Impact of direct health payments on household poverty in Congo

Auteur 1 : OUADIKA Séverin Aimé Blanchard

**OUADIKA Séverin Aimé Blanchard** (ORCID 0000-0003-4676-6370, PhD.), Docteur en sciences économiques  
Université Marien Ngouabi-Brazzaville-Congo / Faculté des sciences économiques / Laboratoire de recherche et d'études économiques et sociales (LARES)  
E-Mail [aime.ouadika@unmg.cg](mailto:aime.ouadika@unmg.cg)/[ouadika@yahoo.fr](mailto:ouadika@yahoo.fr)

**Déclaration de divulgation** : L'auteur n'a pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude.

**Conflit d'intérêts** : L'auteur ne signale aucun conflit d'intérêts.

**Pour citer cet article** : OUADIKA .S .(2021) « Impact des paiements directs de santé sur la pauvreté des ménages au Congo », African Scientific Journal « Volume 03, Numéro 9 » pp: 281-303.

Date de soumission : Novembre 2021

Date de publication : Décembre 2021

DOI : 10.5281/zenodo.5807512

Copyright © 2021 – ASJ



## Résumé

La présente recherche a pour objectif d'analyser l'impact des paiements directs de santé sur la pauvreté. Une base de données de 8043 ménages issue de la deuxième enquête congolaise auprès des ménages pour l'évaluation de la pauvreté a été utilisée. La méthode de Wagstaff et Doorslaer a permis de mesurer l'impact des paiements directs de santé. Pour identifier les déterminants de paiements directs de santé, le modèle à deux parties (MDP) est utilisé avec une spécification binaire. Les résultats montrent que les paiements directs de santé accentuent la pauvreté des ménages. Les ménages riches dépensent plus que les ménages pauvres. Les paiements directs de santé varient selon les caractéristiques de chaque ménage. En termes de politique économique, il est suggéré la réduction de la part des paiements directs dans les dépenses totales de santé en instaurant par exemple l'assurance maladie universelle.

**Mots clés** : Santé, paiements directs, pauvreté

## Abstract

The objective of this research is to analyse the impact of direct health payments on poverty. A database of 8043 households from the second Congolese household survey for poverty assessment was used. The Wagstaff and Doorslaer method was used to measure the impact of direct health payments. To identify the determinants of direct health payments, the two-part model (CDM) is used with a binary specification. The results show that out-of-pocket health payments increase household poverty and richer households spend more than poorer households. Out-of-pocket health payments vary according to the characteristics of each household. In terms of economic policy, it is suggested that the share of out-of-pocket payments in total health expenditure be reduced, for example by introducing universal health insurance.

**Keywords** : Health, direct payments, poverty

## Introduction

En matière de santé, les pays pauvres tendent à réaliser de moins bons résultats que les pays plus riches et, à l'intérieur d'un même pays, les pauvres se portent moins bien que les riches (Wagstaff, 2002). Cette affirmation traduit la double causalité entre la pauvreté et la santé. En effet, la pauvreté par le manque de revenu ne permet pas la prise en charge des personnes malades dans les ménages et de l'autre côté, la mauvaise santé des membres du ménage réduit leur productivité et par conséquent leur revenu. Les pauvres se trouvent ainsi piégés dans un cercle vicieux où la pauvreté engendre la mauvaise santé et la mauvaise santé entretient à son tour la pauvreté. Cette question de pauvreté et de santé a fait l'objet de plusieurs travaux scientifiques. Ces travaux mettent en exergue plusieurs problématiques. Parmi lesquelles l'accès limités aux soins de santé du fait de la pauvreté. Castro-Leal et al. (1999) affirme, dans les pays en développement, toutes choses égales par ailleurs, les revenus plus élevés sont associés à une utilisation plus fréquente et plus intensive des services de santé.

L'accès aux services de santé constitue un autre maillon important dans la dualité santé-pauvreté. L'offre de service de santé détermine aussi les catégories de ménages qui peuvent exprimer leur demande de soins de santé. Selon Perkins et al. (2008), la qualité des soins est au centre du cercle des quatre dimensions de l'accès aux services de santé. La pauvreté peut être examinée comme un déterminant de la maladie ou des besoins de santé (Perkins et al, 2008). Ainsi, l'accès aux services de santé est fortement influencé par les caractéristiques socioéconomiques des ménages (Berthélemy et Séban, 2009). Les facteurs associés à la demande tout comme ceux associés à l'offre de santé ont un impact sur la pauvreté des ménages. Il peut être compris à ce niveau que la mauvaise santé est aussi une manifestation de la pauvreté tout comme l'insuffisance de l'offre de service impacte le niveau de vie des ménages (Ouadika, 2020). De même, du côté de la demande il est noté aussi que les différences de revenus ou de façon générale la pauvreté explique la faiblesse de la demande des soins de santé pour plusieurs ménages.

En dépit de l'importance que revêtent les paiements directs de santé en Afrique et au Congo en particulier, peu d'études ont examiné la distribution socio-économique de ces dépenses et leur impact sur la pauvreté des ménages. Les paiements directs pour la santé comprennent tous les types de dépenses réglées par l'utilisateur lors de la fourniture de soins ou services. Les paiements directs de santé incluent les dépenses en médicaments modernes, en médicaments traditionnels,

en produits médicaux divers, en appareils thérapeutiques, en services médicaux, en services dentaires, en services de radiologie, en service auxiliaires médicaux et en services hospitaliers. Ainsi, la compréhension de la distribution socio-économique des paiements directs de santé des ménages permettra d'identifier les groupes de population sur lesquels reposent le financement de la santé et éventuellement leurs déterminants. En conséquence, il apparaît nécessaire d'étudier dans le cas du Congo l'impact des paiements directs de santé sur la pauvreté des ménages.

Ce travail contribuera à la littérature existante par une nouvelle évidence basée sur un contexte spécifique celui du Congo. En comblant ce gap, les résultats de ce travail fourniront des éléments pour améliorer le financement de la santé et la réduction de la pauvreté compatible avec les agendas national (Plan national de développement) et international (Objectifs de développement durable). Ainsi, ce travail a pour objectif d'analyser l'impact des paiements directs de santé sur la pauvreté des ménages. Le sujet d'étude étant très vaste, les données disponibles pour le traiter ne couvrent pas l'ensemble du sujet, la recherche se limite au niveau des dépenses de santé effectuée par les ménages. Cette recherche permet de vérifier l'hypothèse selon laquelle la situation de pauvreté dans laquelle vit la majorité des ménages réduit leurs possibilités d'accéder aux soins de santé. Elle s'inscrit dans un paradigme interprétativiste dans la mesure où la réalité est expliquée à travers une connaissance du monde matérialisée par les données à notre disposition.

Cet article est organisé en cinq (5) sections. Outre l'introduction, il comprend la revue de littérature dans la deuxième section. Une présentation de la méthodologie est faite dans la troisième section. La quatrième section est consacrée aux résultats et à la discussion. Enfin, la conclusion et les implications de politique économique sont exposées dans la cinquième section.

## 1. Revue de littérature

Le débat sur la réduction de la pauvreté s'appuie sur un corpus théorique riche et varié. On distingue deux grands courants : le courant monétaire et non-monétaire. La pauvreté monétaire considère que la situation d'un individu est appréciée par rapport à un indicateur de bien-être et pour un seuil critique, appelé seuil de pauvreté. La personne dont la dotation en bien-être est inférieure à ce seuil sera considérée comme pauvre. Un consensus semble se dégager dans la communauté scientifique pour soulever les limites de cette approche de pauvreté monétaire.

Les principaux arguments portent sur le fait que la privation individuelle n'est pas seulement liée au manque ou à la faiblesse des moyens financiers, mais aussi à l'incapacité de satisfaire un certain nombre de besoins fondamentaux (nutrition, logement, santé par exemple). Chacun de ces besoins reflète un aspect particulier de la privation individuelle et pris ensemble, ils illustrent la multi-dimensionnalité du phénomène pauvreté. Du point de vue de l'analyse, traiter la pauvreté en considérant qu'une seule dimension constitue en soi une limite.

En s'appuyant sur cette limite, la pauvreté non monétaire a émergé pour tenter d'expliquer la pauvreté autrement. C'est le cas de l'approche de Sen (1993) avec la notion de *capabilités* au sens de « capacités à être ou à faire ». Les pauvres étant ceux qui ne possèdent pas ces capacités à être ou à faire. Selon cette définition, la pauvreté est perçue comme un phénomène multidimensionnel et non à réduire à la seule dimension monétaire. C'est dans son approche multidimensionnelle que la santé des individus se trouve au cœur de la problématique de la pauvreté. A ce sujet, la littérature s'appuie sur plusieurs théories.

Il est présenté les principales théories qui fixent le cadre de la réflexion de la pauvreté en relation avec la santé. La pauvreté monétaire avec son aspect statique et parfois très éloigné de la réalité de la situation des populations pauvres et la pauvreté en termes de capacités de (Sen, 1993) se rapproche plutôt d'une définition dynamique liée aux ressources et aux caractéristiques de l'individu ainsi qu'à son environnement. Ainsi, chaque champ idéologique auquel se rattache les différentes définitions participe d'une vision et d'un éclairage nouveaux des conditions des populations pauvres (Bisiaux, 2011). En conséquence, les politiques économiques associées à l'amélioration de l'état de santé des pauvres empruntent plusieurs pistes théoriques, c'est le cas du premier théorème de bien-être de Rawls (1971) qui écarte l'équité. En effet, le premier théorème du bien-être qui affirme « tout équilibre concurrentiel entraîne une allocation efficace, de sorte qu'un individu ne peut améliorer sa situation sans qu'un autre ne voit la sienne se

détériorer ». La problématique de la santé en relation avec la pauvreté peut être analysée sous l'angle macroéconomique et microéconomique.

La théorie du capital humain de Becker (1976) est l'une des principales théories expliquant la relation entre les capacités humaines et la productivité. Elle se définit comme un ensemble des capacités productives qu'un individu acquiert par accumulation de connaissances générales ou spécifiques de savoir-faire. C'est un choix individuel, un investissement personnel. La santé constitue elle-même une composante du capital humain : *des individus en meilleure santé sont de fait plus productifs, s'adaptent mieux aux innovations technologiques et plus largement aux situations changeantes.*

Le cœur de la théorie néoclassique du capital humain affirme à cet effet que l'éducation est un investissement qui accroît la productivité de ceux qui la reçoivent et crée, par-là, une élévation de leur rémunération. Toujours dans un paradigme néoclassique, l'état de santé des individus influence leurs capacités productives. A cet effet, les individus ayant une plus longue espérance de vie épargnent davantage, cet accroissement de l'épargne favorise l'accumulation du capital et par conséquent la croissance économique. Dans une optique purement keynésienne, l'accroissement de l'épargne peut se traduire par une baisse de l'activité économique entraînant celle de la demande globale. Il est compris que l'état de santé exerce une influence sur les performances économiques au niveau microéconomique tout comme au niveau macroéconomique. En s'appuyant sur la théorie du capital humain, Peters et al. (2008) concluent qu'une meilleure santé et une espérance de vie plus longue sont autant d'incitations à investir dans l'éducation, dont les rendements sont mécaniquement plus élevés.

Du point de vue empirique, la relation entre la pauvreté et la santé fait l'objet de plusieurs controverses chez les économistes et le sens de causalité ne fait pas consensus. A partir d'un corpus théorique riche, plusieurs auteurs ont proposé des travaux traitant de la problématique de santé et de pauvreté. La nature bidirectionnelle de cette relation a été aussi évoquée dans tous ces travaux. Au Bénin, Houeninvo (2014) étudie d'un côté, l'effet d'appauvrissement des dépenses en santé des ménages au niveau national et de l'autre côté, les déterminants des dépenses en santé des ménages au niveau micro économique. En s'inspirant de l'approche de Wagstaff et Doorslaer (2003), l'auteur met en évidence le rôle négatif des dépenses de santé pour les plus pauvres. En effet, il a abouti aux résultats selon lesquels les groupes les plus riches dépensent plus, en termes absolu dans les services de santé que les groupes correspondant aux

plus pauvres. De plus, l'auteur en conclut que les paiements directs augmentent l'incidence et l'intensité de la pauvreté au Bénin avec un impact plus important en milieu rural. Cette relation entre pauvreté et santé a aussi fait l'objet d'une étude en Afrique du Sud où Davoodi et al. (2003) montrent qu'il y a une très forte corrélation entre le ratio dépenses bénéficiant au *quintile le plus pauvre/dépenses bénéficiant au quintile le plus riche* et la *part de la population urbaine*. 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 et Kawachi, 2004).

Le rôle des dépenses de ménage a été aussi mis en exergue par Russell (2004) où l'auteur montre que les visites médicales sont basées sur les négociations entre les membres du ménage, ainsi que les coûts budgétaires des dépenses de santé sont supportés par des ménages, il s'agit évidemment des paiements directs. Au Vietnam, Vuang et al. (2018) ont évalué la sensibilité des consommateurs de soins de santé selon certaines caractéristiques sociodémographiques. Les auteurs montrent que les personnes non assurées, mariées et salariées sont moins sensibles aux coûts que leurs homologues n'ayant pas ces caractéristiques. L'analyse des chocs sanitaires faite dans d'autres pays en développement ont mis en exergue le rôle des facteurs sociodémographiques des ménages. En Afrique du sud, Ataguba et al. (2011) ont montré que les pauvres souffrent plus de la maladie que les riches. Les auteurs associent les inégalités de santé à la pauvreté et à certaines caractéristiques socioéconomiques du ménage.

De même, en Tanzanie, Somi et al. (2009) ont trouvé que les ménages réduisent leur consommation de biens de luxe face à un choc sanitaire. Ils se comportent de manière stratégique lorsqu'ils font face à un choc lié à une maladie, de manière à minimiser son impact sur les dépenses de première nécessité. La situation de vulnérabilité à la pauvreté est plus prononcée pour certaines catégories de personnes. C'est le cas des travailleurs du secteur informel.

Ahmad et Aggarwal (2017) ont mis en exergue qu'en Inde les travailleurs du secteur informel sont plus vulnérables aux chocs sanitaires et à la charge économique due aux coûts élevés de traitement et à une faible couverture de l'assurance maladie. Le rapport sur la santé du monde de l'organisation mondiale de la santé (OMS, 2003) aboutit à la conclusion selon laquelle les pays les plus pauvres du monde, la majorité de personnes et notamment les plus démunies, doivent payer les soins de santé de leur propre poche. Ces paiements directs de santé accentuent leur paupérisation. Ladusingh et Pandey (2013) étudient la protection des ménages contre les

paiements élevés pour les soins de santé en Inde en utilisant l'approche absolue de (Sen, 1992). Les auteurs arrivent à la conclusion selon laquelle, sur des données représentatives à l'échelle nationale, 3,5 % de la population tombe en dessous du seuil de pauvreté et que 5 % des ménages supportent de dépenses de santé catastrophiques. Les médicaments constituent la principale dépense (72 %) des paiements directs.

Ces travaux empiriques s'appuyant sur un corpus théorique et présentent une diversité d'approches et des résultats selon le champ, la méthode et la base théorique utilisée. Les résultats sont parfois contradictoires et des points de vue parfois opposés. Ils permettent néanmoins d'avoir une idée sur les approches théoriques et empiriques relatives à l'impact des paiements directs de santé sur la pauvreté des ménages avant une vérification dans le contexte congolais.

## **2. Méthodologie**

L'analyse de l'impact des paiements directs sur la pauvreté s'appuie sur un corpus théorique dense alliant les considérations macroéconomiques et microéconomiques. En rapport avec l'objectif de recherche poursuivi, ne sera abordé dans ce travail que le volet microéconomique et cette section est donc consacré à la présentation des aspects méthodologiques. Le choix de la méthodologie est motivé d'une part, par l'objectif de recherche et d'autre part, par la nature des données disponibles.

### **2.1. Source de données**

Les données utilisées pour cette recherche proviennent de l'Enquête congolaise auprès des ménages pour l'évaluation de la pauvreté (Ecom-2) dans son module « consommation des ménages », réalisé en 2011 par l'Institut national de la statistique (INS). L'échantillon de travail compte 8043 ménages ayant effectué des paiements directs les trois derniers mois précédents l'enquête.

### **2.2. Méthodes**

Deux méthodes d'analyse statistique sont utilisées dans cet article. La première purement descriptive permet d'évaluer l'impact des paiements directs de santé sur la pauvreté. La deuxième méthode est explicative, elle permet d'identifier et d'expliquer les déterminants des paiements directs de santé.

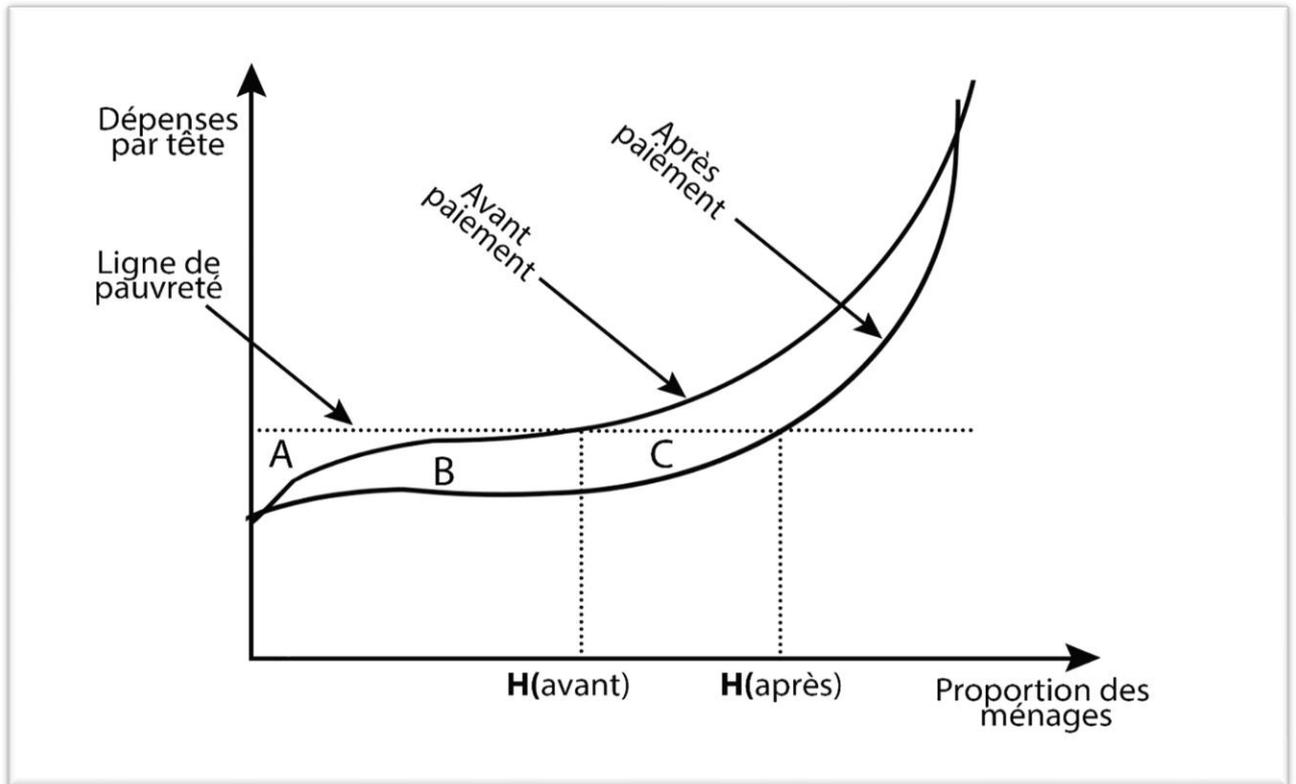
#### **2.2.1. Impact des paiements directs de santé sur la pauvreté**

A la lumière de la revue, est utilisée l'approche de Wagstaff et Doorslaer (2003) pour analyser l'impact de paiements directs de santé sur la pauvreté. La méthodologie consiste à comparer les principales mesures (incidence et intensité) de la pauvreté avant et après la prise en compte des paiements directs de santé. En effet, il s'agit, de comparer d'une part, l'incidence de la pauvreté avant et après le paiement direct de santé et d'autre part, l'intensité de la pauvreté avant et après paiements directs de santé. Rappelons que l'incidence de la pauvreté notée  $H$  mesure la proportion d'individus ayant un niveau de consommation par tête inférieure à la ligne de pauvreté notée  $Z$ . La ligne de pauvreté est un seuil au-dessous duquel un individu est considéré comme pauvre. Quant à l'intensité de la pauvreté ou Gap notée  $G$ , est définie comme l'écart relatif moyen au seuil de pauvreté.

Il s'agit de noter que les dépenses de santé ont une particularité par le fait que toute hausse ne signifie pas amélioration du bien-être. En conséquence, la non déduction de l'ensemble des

dépenses de santé des dépenses totales du ménage avant la mesure de la pauvreté conduit à une sous-estimation de la ligne de pauvreté.

**Graphique 1: Représentation de l'impact des paiements directs sur les indicateurs de**



**pauvreté**

**Source : Wagstaff et Doorslaer, (2003)**

Le graphique 1 présente l'évolution des dépenses par tête en fonction des proportions de ménages vivant au-dessous de la ligne de pauvreté. Ainsi, en ordonnées sont portées les niveaux de dépenses totales de consommations (avant paiement) et le niveau des dépenses totales de consommations moins les dépenses de santé (après paiement). En abscisse, est représenté le cumul de la proportion d'individus rangée par niveau de dépenses totales.

L'analyse du graphique 1 montre que la projection du point d'intersection de la ligne de pauvreté et de la courbe de dépenses sur l'axe des abscisses correspond à la proportion de ménages en dessous de la ligne de pauvreté (H). Avant paiement de soins de santé, le gap de pauvreté est égal à l'aire A. Ainsi, après soustraction des dépenses de santé du total des dépenses du ménage, le gap de pauvreté est égal à l'aire A+B+C. Le taux de pauvreté et le gap de pauvreté

ont respectivement augmenté de  $H_{après} - H_{avant}$  et B+C. Cette augmentation de l'incidence de la pauvreté correspond à la proportion des ménages non classés pauvres en dépit de leurs dépenses de santé se trouvant en dessous de la ligne de pauvreté. Le gap de la pauvreté a augmenté parce que les ménages qui étaient classés pauvres sont devenus plus pauvres après soustraction de dépenses de santé (aire B). De plus, certains parmi ceux qui n'étaient pas comptés comme pauvres sur la base des dépenses totales le sont devenus après soustraction des dépenses de santé.

Le taux de pauvreté (incidence) avant le paiement direct de santé est calculé en comparant les dépenses du ménage y compris celles de santé à la ligne de pauvreté. Ce taux de pauvreté ( $H_{avant}$ ) est calculé à partir de l'équation (1)

$$H_{avant} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N P_i^{avant} = \mu_{P_{avant}} \quad (1)$$

où N est la taille de l'échantillon,  $P_i^{avant} = 1$  si  $X_i \leq z$

$X_i$  représente le niveau de dépenses totales de consommation par tête en FCFA.

Z est le seuil de pauvreté en FCFA

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

$$H_{après} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N P_i^{après} = \mu_{P_{après}} \text{ si } X_i - \text{deps}_i \leq z \quad (2)$$

avec  $\text{deps}_i$  dépenses de santé par tête du ménage i.

Il est calculé aussi l'intensité de la pauvreté ou Gap de pauvreté (G) de façon analogue. Rappelons que G est mesuré en calculant la moyenne de l'écart relatif au seuil de pauvreté.

$$G_{avant} = \frac{1}{Nz} \sum_{i=1}^N g_i(Z - X_i) = \mu_{g_{avant}} \quad (3)$$

$$G_{après} = \frac{1}{Nz} \sum_{i=1}^N g_i(Z - (X_i - \text{deps}_i)) = \mu_{g_{après}} \quad (4)$$

Avec  $g_i = 1$  si  $X_i \leq z$  et 0 si non

L'analyse de l'équation (2) montre que ce taux de pauvreté est plus élevé et un grand nombre d'individus vivant en dessous du seuil de pauvreté par rapport à l'équation (1). Ceci s'explique par la déduction des dépenses de santé (deps) qui par définition est une quantité positive. Ainsi, le pourcentage d'individus passant de la non pauvreté à la pauvreté à cause des dépenses de santé est mesuré par :

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

Par analogie, on définit 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 de santé est mesuré par :

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

### 2.2.2. Déterminants des paiements directs de santé des ménages

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 et Kawachi, 2004).

L'approche de Wagstaff et Doorslaer (2003) a permis de mesurer l'impact des paiements directs de santé sur la pauvreté. Pour identifier les déterminants de paiements directs de santé, le modèle à deux parties (MDP) est utilisé. Ce modèle avait déjà été utilisé, entre autre, par Zaslavsky (2004), Matsaganis (2014) et Houeninvo (2014). Il a l'avantage de prendre en compte les distributions asymétriques. En effet, la distribution comporte des ménages qui n'ont pas effectué de dépenses de santé pendant la période de référence (Deb et Trividi, 2002 ; Buntin et Zaslavsky, 2004 ; Matsaganis et al. 2014). Le MDP est une alternative aux moindres carrés ordinaires en présence des valeurs nulles dans la distribution. La première étape du MDP est une spécification binaire qui peut être un probit ou un logit. Dans le cadre de cette recherche, il est adopté le modèle logit pour la première partie :

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

où  $y_i = 0$  indique que le ménage  $i$  n'a pas effectué les dépenses de santé pendant la période de référence c'est-à-dire les trois mois précédents l'enquête.

$y_i = 1$  signifie que le ménage a effectué des dépenses de santé durant la période de référence. La seconde partie du modèle prédit le niveau de dépenses en santé sous réserve qu'elles soient non nulles. Plusieurs spécifications de cette deuxième partie sont possibles. Dans le cadre de cette recherche, il est retenu la spécification qui consiste à multiplier les probabilités de la première partie des niveaux espérés de la seconde étape du MDP.

$$E(y_i/x) = prob(y_i > 0)E(y_i/x; y_i > 0) \quad (8)$$

Une option courante pour la deuxième partie d'un modèle en deux parties est d'utiliser un MCO avec une variable dépendante log-transformée (Duan et al, 1983 ; Matsaganis et al. 2014). Le problème avec cette option est que les prévisions doivent alors être retransformées à l'échelle originale (dans notre cas, en FCFA) pour en tirer des conclusions. L'exponentiel des valeurs

prédites est multiplié par le facteur de correction de Duan, (1983),  $\varphi$  afin d'obtenir des coefficients convergents de la dépense de santé et sa moyenne espérée.

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

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

$$E(y_i/x) = \text{prob}(y_i > 0) * \exp(x\hat{\beta}) * \varphi \text{ avec } E(y_i/x; y_i > 0) = \exp(x\hat{\beta}) \quad (10)$$

La variable dépendante est le logarithme du montant des dépenses totales de santé par tête. Il tient compte de la nature de la distribution asymétrique et inclus les ménages sans dépenses en santé. Les variables explicatives retenues sont celles qui reviennent le plus dans la littérature en tenant compte de leur disponibilité dans la base de données.

### 3. Résultats et discussion

#### 3.1. Mesure de l'impact de paiements directs de santé sur la pauvreté

La dépense de consommation totale des ménages avec le seuil définit par l'INS de 362 705 FCFA par individu et par an donne un taux d'incidence de la pauvreté de 49,1% (Tableau 1). Ce taux est plus élevé en milieu rural (33,2%) qu'en milieu urbain (15,9%). En soustrayant les paiements directs aux dépenses totales, l'incidence de la pauvreté augmente de 3,3% au niveau national, soit de 1,4% en milieu rural et de 1,9% en milieu urbain.

**Tableau 1: Impact de paiements directs de santé sur la pauvreté**

Indicateurs de pauvreté	Rural	Urbain	Ensemble
<b>Incidence de la pauvreté(%)</b>			
Incidence de la pauvreté avant paiement ( $H_{av}$ )	33,2	15,9	49,1
Incidence de la pauvreté après paiement ( $H_{ap}$ )	34,6	17,9	52,5
Impact sur l'incidence de la pauvreté ( $H_{impact}$ )	1,4	1,9	3,3
Ménages additionnels pauvre	144	204	348
<b>Intensité de la pauvreté</b>			
Intensité de la pauvreté avant paiement ( $G_{av}$ )	0,131	0,049	0,180
Intensité de la pauvreté après paiement ( $G_{ap}$ )	0,144	0,062	0,206
Impact de l'intensité de la pauvreté ( $G_{impact}$ )	0,013	0,013	0,026

Source : calcul de l'auteur à partir des données de l'ECOM2

Ces résultats montrent que les ménages urbains, bien qu'ayant une faible incidence de la pauvreté par rapport à ceux du milieu rural, sont plus affectés par la pauvreté occasionnée par les paiements directs de santé que ceux du milieu rural. Ce résultat peut s'expliquer par l'accès aux centres de santé dans le milieu urbain. Plusieurs études et rapports d'enquête ont montré que les ménages ruraux ont moins accès aux services de santé que ceux du milieu urbain. A cet effet, les ménages urbains dépenseraient plus en santé que leurs homologues ruraux. En considérant l'échantillon de données utilisé, il y a eu au niveau national 348 ménages pauvres qui se sont ajoutés à cause des paiements directs. Autrement, les paiements directs de santé ont appauvri 348 ménages de plus soit 144 en milieu rural et 104 en milieu urbain. Cette transition vers la pauvreté induite par les paiements directs n'intègre pas les ménages qui vivaient déjà au-dessous du seuil de pauvreté et qui naturellement sont devenus plus pauvres à cause des paiements directs de santé. Ces résultats montrent que les paiements directs de santé

appauvrissent les ménages congolais. Des résultats similaires ont été obtenus par Subramanian et Kawachi (2004), Doorslaer et al.(2006), Landusingh et Pandey (2013) et Houeninvo (2014). En analysant le gap de la pauvreté, le déficit de consommation des ménages était de 18% en dessous de la ligne de pauvreté. Avant la prise en compte des dépenses de santé ce gap est de 13,1% en milieu rural et de 5% en milieu urbain. Au niveau national, il s'est accru de 2,6% avec la prise en compte des paiements directs de santé et 1,3% dans chacun de milieu (rural et urbain). Ce résultat traduit le fait que les dépenses de santé appauvrissent les ménages non pauvres et ceux qui étaient déjà pauvres tombent dans l'extrême pauvreté. L'accroissement du gap de pauvreté traduit l'impact négatif des paiements directs de santé sur le niveau de pauvreté des ménages. Résultat confirmant notre hypothèse de recherche sur les effets négatifs des paiements directs de santé sur la pauvreté. D'autres travaux ont aussi trouvé des résultats similaires, c'est le cas de Matsaganis et al., (2014), Shahrawat et Rao(2011) , Landusingh et Pandey (2013) et Houeninvo (2014).

### **3.2. Analyse des résultats des estimations économétriques**

Les données sur les paiements directs de santé sont généralement affectées par une asymétrie du fait que tous les ménages ne les réalisent pas au cours de la période de référence (Matsaganis et al., 2014). La littérature propose plusieurs méthodes pour pallier ce problème. En appliquant le modèle à deux parties (MDP), il a été obtenu les résultats contenus dans les tableaux 2 et 3. Le tableau 2 donne les résultats issus de l'estimation de la première partie du modèle (logit). Globalement, le modèle logit estimé par la méthode de maximum de vraisemblance avec la statistique du Ratio de Vraisemblance (LR) est significatif à 1%. La plupart des variables sont significatives au seuil de 1 ou 5%.

Du point de vue de la pauvreté, mesurée par les quintiles de dépenses de consommation totale des ménages, les ménages non pauvres ont plus de chance d'effectuer des paiements directs de santé que les ménages pauvres. En effet, par rapport aux ménages avec une pauvreté moyenne, les très pauvres ont 30% de moins de chance de dépenser pour leur santé contre 13% pour les pauvres (tableau 2). Par contre, toujours par rapport aux ménages à pauvreté moyenne, les ménages riches ont 18% plus de chance de dépenser pour leur santé et cette proportion est de 72% pour les ménages très riches. Ce résultat confirme l'hypothèse que les ménages riches utilisent plus les services de santé que ceux des pauvres. Un résultat similaire a été obtenu pour le Bénin par Houeninvo (2014). De même, en Inde, Ladusingh et Pandey (2013) ont montré

que près de 4% des ménages tombent dans la pauvreté à cause des dépenses de santé. (Ataguba et al. (2011), sont arrivés aussi à la conclusion que les pauvres tombent facilement malade que les riches.

La taille du ménage joue aussi un rôle important dans la demande des services de santé. Les résultats montrent que plus la taille du ménage augmente plus le ménage a plus de chance de dépenser pour la santé. Ce résultat intuitif se justifie par la présence de plus de membres dans le ménage susceptible de tomber malade. (Grossman, 1972) a mis en évidence la relation entre le risque de maladie avec la taille du ménage et la demande de soins de santé. Le type de ménages tout comme la taille du ménage obéit à la même logique que celle-ci. La famille élargie a plus de chance de dépenser pour la santé qu'un ménage unipersonnel. Certaines caractéristiques sociodémographiques du chef de ménage agissent sur la demande de soins de santé. En effet, les variables âge du chef de ménage (CM), son niveau d'instruction, son sexe et son statut matrimonial sont statistiquement significatifs. Par rapport aux CM de moins de 25 ans, les chances de dépenser pour la santé sont nettement plus faibles surtout pour les CM de plus 60 ans (OR=0,76).

L'âge agit négativement sur la demande de soins de santé. Le niveau d'instruction baisse avec les chances de recourir aux services de santé. Par rapport aux CM sans niveau d'instruction, ceux ayant atteint un niveau primaire et secondaire ont plus de chance de dépenser pour la santé de leurs ménages. Les CM femmes ont 1,4 fois plus de chance de dépenser pour la santé que les CM hommes. Ce résultat peut se comprendre dans la société congolaise où la femme occupe une place importante dans l'éducation des enfants. Le plus souvent, elles sont les premières à solliciter les services de santé, le plus souvent pour leurs enfants. Par rapport aux CM célibataires, les marié(e)s et les veuf(ve)s ont plus de chance de dépenser pour la santé. Certains travaux comme ceux de Davoodi et al.(2003) ; Vuang et al. (2018) et Ouadika, (2020) effectués sur les pays en développement ont montré une influence considérable des caractéristiques sociodémographiques sur la demande de services de santé. Il a été analysé aussi le facteur de localisation des ménages. Il ressort que les ménages vivant en milieu urbain ont plus de chance d'effectuer des paiements directs de santé que ceux du milieu rural. Ce résultat est compris dans un contexte où le milieu urbain est mieux doté en infrastructures sanitaires que le milieu rural (Ouadika, 2021).

La première partie du modèle nous a permis d'analyser les déterminants des dépenses de santé des ménages. La seconde partie va aider à estimer les dépenses moyennes selon certaines

caractéristiques sociodémographiques. Le tableau 3 présente les résultats issus de l'estimation de la seconde partie du modèle à deux parties.

**Tableau 2 : Paiements directs de santé selon les caractéristiques des ménages**

	<b>Odds ratio</b>	<b>95% CI</b>
<b>Constante</b>	1,76	[0,05-0,14]*
<b>Age CM (réf.= moins de 25 ans)</b>		
25-34	0,75	[,57-0,98]**
35-59	0,66	[0,51-0,85]**
60 et plus	0,76	[0,57-1,00]***
<b>Niveau d'instruction (réf.=aucun niveau)</b>		
Primaire	1,43	[1,19-1,73]*
Secondaire	1,13	[0,99-1,26]***
Supérieur	0,96	[0,78-1,18]
<b>Sexe CM (ref.=homme)</b>		
Femme	1,44	[1,22-1,70]*
<b>Statut matrimonial CM (ref.=célibataire)</b>		
Marié ( e )	1,44	[1,16-1,79]*
Veuf(ve)	1,23	[1,01-1,48]*
<b>Quintile de pauvreté (réf.= moyen)</b>		
Très pauvre	0,70	[0,60-0,81]*
Pauvre	0,83	[0,71-0,96]**
Riche	1,18	[1,01-1,38]**
Très riche	1,72	[1,44-2,04]*
<b>Type de ménage (réf.=ménage unipersonnel)</b>		
Couple sans enfants	1,17	[0,89-1,52]
couple avec enfants	1,52	[1,21-1,91]*
Ménage monoparental nucléaire	1,43	[1,16-1,17]*
Ménage monoparental élargi	1,90	[1,46-2,47]*
Famille élargie	1,57	[1,27-1,94]*
<b>Taille ménage (réf.=moins de 4)</b>		
4-6	1,49	*[1,30-1,71]*
Plus de 7	2,20	[1,82-2,65]*
<b>Milieu de résidence (réf.=rural)</b>		
Urbain	0,801	[0,71-0,89]*
N	10299	
Pseudo R2	0,0358	
LR Chi2(21)	396,03	

p < 0,001 \*, P < 0,05\*\*, p < 0,01\*\*\*

Source : calcul de l'auteur à partir des données de l'Ecom2

La seconde partie du modèle est estimée par les moindres carrés ordinaires (MCO) et l'espérance des dépenses de santé a été obtenu conformément à la méthodologie avec le coefficient de correction de Duan (1983). Le modèle est globalement significatif et les différents coefficients de variables les sont aussi au seuil de 1 et 5%. (Tableau 3)

Les ménages congolais dépensent en moyenne par an un peu plus de 12 000 FCFA pour la santé (tableau 3). Cette dépense n'est pas uniforme selon les caractéristiques de chaque ménage. L'analyse en termes de pauvreté mesurée par les quintiles de consommation confirme l'hypothèse selon laquelle les riches dépensent plus pour la santé que les pauvres. Les dépenses moyennes des très riches sont de 13819 FCFA contre 11086,7 FCFA pour les très pauvres. Des résultats similaires ont été obtenus par Houeninvo, (2014) au Bénin, Ladusingh et Pandey (2013) en Inde et Wegstaff et Doorslaer (2003) au Vietnam et Ataguba et al. (2011) en Afrique du Sud. De plus, ce résultat confirme notre hypothèse de recherche sur l'impact de paiements directs de santé sur la pauvreté des ménages.

Le lien établi entre certaines inégalités de pauvreté et les caractéristiques du ménage amène à vérifier aussi les différences de dépenses associées à chaque caractéristique. A cet effet, les résultats du tableau 3 montrent que les chefs de ménages de moins de 25 ans dépensent moins que ceux de plus de 35 ans. Cette différence apparaît aussi au niveau du statut matrimonial du chef de ménage où les célibataires ont une dépense moyenne de 10 925,7 FCFA contre 12 627,2 FCFA pour les chefs de ménages mariés. Par contre il n'y a pas une différence statistiquement significative entre les chefs de ménages hommes et femmes. La taille et le type de ménages introduit aussi une différence dans les paiements de santé. La dépense moyenne croit avec la taille du ménage. Un ménage unipersonnel dépense moins qu'une famille élargie. La taille du ménage suit aussi cette évolution où les ménages de moins de quatre (4) personnes dépensent en moyenne 11053,8 FCFA contre 13 710,8 FCFA pour les ménages de plus de sept (7) personnes. Au regard du lien déjà mis en exergue entre la taille du ménage et la pauvreté, ce résultat traduit l'accroissement de la pauvreté des ménages de grande taille et par conséquent leurs dépenses. Contrairement à certaines théories, il n'y a pas d'économie d'échelle dans les paiements directs de santé avec la taille du ménage. En effet, en théorie on s'attend à ce que l'augmentation de la taille du ménage s'accompagne d'une baisse des dépenses par le mécanisme d'économie d'échelle.

**Tableau 3: Estimation des dépenses moyennes de santé des ménages par le modèle à deux parties**

	Coeff	IC	Paievements moyens
<b>Constante</b>	7,98	[0,05-0,14]*	
<b>Age CM (ref.=Moins de 25 ans)</b>			
Moins de 25 ans			11548,03
25-34	0,15	[-0,02-0,31]	12132,08
35-59	0,29	[0,04-0,19]*	12378,19
60 et plus	0,60	[0,42-0,77]*	12184,44
<b>Niveau d'instruction (réf.=aucun niveau)</b>			
Aucun			11245,51
Primaire	-0,01	[-0,12-0,10]*	12370,18
Secondaire	0,12	[0,99-1,26]*	12547,16
Supérieur	0,22	[0,09-0,35]	13677,50
<b>Sexe CM (ref.=homme)</b>			
Homme			12384,49
Femme	0,11	[-0,00-0,21]***	12217,81
<b>Statut matrimonial CM (ref.=célibataire)</b>			
Célibataire			10925,69
Marié ( e )	0,05	[-0,09-0,19]	12627,15
Veuf(ve)	-0,08	[-0,21-0,045]	11805,51
<b>Quintile de pauvreté (réf.= moyen)</b>			
Très pauvre	-0,85	[-0,94-0,75]*	11086,09
Pauvre	-0,34	[-0,43-0,24]*	11719,58
Moyen			12308,52
Riche	0,28	[0,18-0,38]*	12624,83
Très riche	0,92	[0,82-1,02]*	13819,99
<b>Type de ménage (réf.=ménage unipersonnel)</b>			
Ménage unipersonnel			9983,84
Couple sans enfant	0,45	[0,89-1,52]*	10886,16
couple avec enfants	0,73	[1,21-1,91]*	12545,39
Ménage monoparental nucléaire	0,64	[1,16-1,17]*	12688,22
Ménage monoparental élargi	0,76	[1,46-2,47]*	9983,84
Famille élargie	0,81	[1,27-1,94]*	13040,85
<b>Taille ménage (réf.=moins de 4)</b>			
Moins de 4 pers			11053,84
4-6	0,48	*[0,39-0,57]*	12833,65
Plus de 7	0,85	[0,73-0,96]*	13710,83
<b>Milieu de résidence (réf.=rural)</b>			
<b>Rural</b>			13356,64
Urbain	-0,13	[-0,20-0,06]	11248,20
N	7954		
Pseudo R2	0,1925		
F(21,7932)	90,02		

p <0,001 \*, P <0,05\*\*, p<0,01\*\*\*

Source : calcul de l'auteur à partir des données de l'Ecom2

#### **4. Conclusion et implications de politique économique**

Le présent travail avait pour objectif d'analyser l'impact des paiements directs de santé sur la pauvreté des ménages. Pour atteindre cet objectif, les données issues de la deuxième enquête de ménages pour l'évaluation de la pauvreté ont été utilisées. L'approche de Wagstaff et Doorslaer (2003) a été utilisée pour mesurer l'impact des paiements directs de santé sur la pauvreté. De plus, pour affiner la compréhension du processus de paupérisation induite par les paiements directs de santé, un modèle à deux parties a été utilisé afin d'identifier les déterminants associés aux paiements directs de santé des ménages. Ce modèle nous a permis à estimer les dépenses moyennes de santé pour chacune des caractéristiques du ménage.

Les résultats issus de ces estimations montrent que les paiements directs de santé accentuent la pauvreté des ménages. L'analyse de l'intensité de la pauvreté révèlent que les paiements directs de santé poussent les ménages pauvres dans l'extrême pauvreté.

L'analyse de la première partie du modèle à deux parties montre que les ménages congolais riches ont une forte probabilité à dépenser pour leur santé que les ménages pauvres. La deuxième partie du modèle a confirmé la progression des dépenses de santé selon les quintiles de consommation mesurant la pauvreté. Les résultats montrent aussi que plus la taille du ménage augmente plus le ménage a de forte chance de dépenser pour la santé. Ce résultat pose le problème de la taille optimale pour un ménage pour ne pas basculer dans la pauvreté.

De plus, les dépenses moyennes varient selon les caractéristiques sociodémographiques des ménages. Les ménages de taille importante dépensent plus en santé, il n'a pas été constaté une économie d'échelle à ce niveau. Tout comme les célibataires dépensent moins que les mariés.

Ce travail comporte des limites, les principales sont liées à la vétusté des données utilisées, elles remontent de 2011. Une autre limite est la non prise en compte dans le modèle, le volet infrastructure de santé et les aspects liés à la politique de santé. Enfin, cette recherche se limite qu'aux dépenses effectuées directement par les ménages, il n'a pas été pris en compte les dépenses publiques et celles effectuées par les organisations internationales. Dans le contexte congolais, il arrive souvent que les charges liées à la santé soient aussi supportées par un autre ménage (parents, amis, collègues, une mutuelle d'entraide, etc.).

En dépit de ces limites, que les prochains travaux pourront lever, les résultats obtenus peuvent servir à l'amélioration des conditions de vie des ménages. A cet effet, les résultats de cette

recherche permettent de suggérer quelques implications de politique économique. La mise en évidence de l'impact d'appauvrissement associée aux paiements directs de santé implique des politiques ciblées de réduction de la pauvreté des ménages. Les politiques de lutte contre la pauvreté doivent prendre en compte la réduction des dépenses de santé supportées par les ménages. Il est aussi important de faire accompagner toute politique de lutte contre la pauvreté d'une composante planification familiale afin de réduire à terme la taille des ménages congolais. De plus, les résultats ont mis aussi en exergue la nécessité d'avoir un système de santé s'appuyant sur l'assurance santé universelle afin de limiter le recours excessif aux financements privés directs. A défaut d'une assurance maladie universelle, les pouvoirs publics peuvent instaurer un système communautaire de prise en charge des malades pauvres avec une participation communautaire minimale.

## Bibliographie

- Ahmad, N. , Aggarwal, K. (2017). Health shock, catastrophic expenditure and its consequences on welfare of the household engaged in informal sector. *J Public Health* 25:611–624
- Ataguba, J.E., Akazili, J., McIntyre, D. (2011). Socioeconomic-related health inequality in South Africa : evidence from General Household Surveys. *Int J Equity Health* 10:48–48
- Houeninvo, H.G. (2014). Dépenses en santé et appauvrissement des ménages au Benin. *Revue d'Economie Théorique et Appliquée*, Volume 4 – Numéro 1 – Juin 2014 pp. 21-42
- Bisiaux, R. (2011). « Comment définir la pauvreté : Ravallion, Sen ou Rawls ? » *Alternatives économiques* n°49, 6-23 [www.cairn.info/revue-l-economie-politique-2011-1-page-6.htm](http://www.cairn.info/revue-l-economie-politique-2011-1-page-6.htm)
- Becker, G. S. (1976). *Human Capital*. New York: National Bureau of Economic Research.
- Berthélemy, J.C., Seban, J. ( 2009). Dépenses de santé et équité dans l'accès aux services de santé dans les pays en développement. *Revue d'économie du développement* »2009/1 Vol. 17 | pages 33 à 71.
- Buntin, M., B., & Zaslavsky, A., M., (2004). Too much ado about two-part models and transformation? Comparing methods of modeling Medicare expenditures, *Journal of Health Economics* 23, 525–542
- Castro-Leal, F., Dayton, J., Demery, L., & Mehra, K. (1999). Public social spending in Africa : do the poor benefit? *World Bank Res Obs* 14:49–72
- Davoodi, H.R., Tiongson, E.R., & Asawanuchit, S.S. (2003). How Useful Are Benefit Incidence Analyses of Public Education and Health Spending? *International Monetary Fund Working Paper* 03/227.
- Deb, P., & Trivedi, P., K., (2002), « The structure of demand for health care: Latent class versus two- part models », *Journal of Health Economics*, 21, 601–625.
- Duan, N., (1983), « Smearing estimate: a nonparametric retransformation method », *Journal of American Statistical Association* 78, 605–10.
- Duan, N., Manning, W.G., Morris C. N. & Newhouse J.P. (1983). A Comparison of Alternative Models for the Demand for Medical Care, *Journal of Business & Economic Statistics*, 1:2, 115-126, DOI: [10.1080/07350015.1983.10509330](https://doi.org/10.1080/07350015.1983.10509330)
- Doorslaer V.E., Wagstaff, A., & Rutten,F. (1993). *Equity in the finance and delivery of health care: an international perspective*. Oxford : Oxford University Press.

- Doorslaer, V. E., & O'Donnell, O. (2006). Effect of payments for health care on poverty estimates in 11 countries in Asia: an analysis of household survey data », *Lancet* 368, 1357-1364.
- Grossman, M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health, *Journal of Political Economy* 80 (2), 223-255.
- Institut national de la statistique, (2011). Enquête congolaise auprès des ménages pour l'évaluation de la pauvreté. Brazzaville : INS
- Ladusingh, L. & Pandey, A. (2013). Health expenditure and impoverishment in India, *Journal of Health Management* 15(1), 57-74.
- Matsaganis, M., Mitrakos, T.&Tsakloglou, P. (2014). Modeling household expenditure on health care in Greece. Working paper.
- Perkins D.H., Radelet S.,& Lindauer D.L. (2008). *Economie du Développement*. Editions De Boeck : 985p.
- 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
- Organisation mondiale de la santé (OMS), (2003). *Pauvreté et santé: une stratégie pour la region africaine*. Bureau regional pour l'Afrique. Brazzaville :OMS
- Ouadika, A.B.S. (2020). Health shocks and vulnerability of poverty in Congo. *Humanities and social sciences communications*. Springer Nature <https://doi.org/10.1057/s41599-020-00674rg/>
- Ouadika, S. A. B. (2021). Local Development: An Analysis of Spatial Disparities in Congo. *Modern Economy*,12, 1366-1385.<https://doi.org/10.4236/me.2021.1290710.1>
- Rawls, J. (1971).A theory of justice. *Unversity of Pennsylvania law review*,vol.121, N°5, pp-1070-1078. R <https://doi.org/10.2307/3311281s41592074>
- 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), 147-155.
- Sen, A. K. (1992). *Inequality Re-examined*, Harvard, Harvard University Press. P.66.
- Sen, A. K. (1993) *Capability and well-being*. In Nussbaum, M. C. and Sen, A. K. 1993. *The Quality of Life*. Clarendon Press, Oxford, Edition 2001: 30-53.

- 
- Shahrawat, R., & Rao, K., D., (2011). Insured yet vulnerable: Out-of-Pocket payments and India's poor, *Health Policy and Planning*, Volume 27, Issue 3, May 2012, Pages 213–221, <https://doi.org/10.1093/heapol/czr029>.
- Somi M.F, Butler J.R.G., Vahid F, Njau J.D., & Abdulla, S. (2009). Household responses to health risks and shocks: a study from rural Tanzania raises some methodological issues. *J Int Dev* 21:200–211
- Subramanian, S.V., et. Kawachi, I., (2004). Income inequality and health: What have we learned so far?, *Epidemiological Review* 26, 78-91.
- Vuong, Q.H, Ho, T.M., Nguyen, H.K., Vuong, T.T (2018.) Healthcare consumers' sensitivity to costs: a reflection on behavioural economics from an emerging market. *Palgrave Commun* 4:70
- Wagstaff, A., & van Doorslaer, E., (2003). Catastrophe et appauvrissement du paiement des soins de santé: avec applications à Vietnam 1993–1998, *Health Economics* 12, 921-934.
- Wagstaff A. (2002) Pauvreté et inégalités dans le secteur de la santé. *Bulletin of the world health organisation* 80(2) : 97-105
- World Health Organization (1946) Constitution of the World Health Organization. World Health Organization, Geneva : WHO