

PARTICIPATION FINANCIERE
DES USAGERS ET DEMANDE DE
SOINS DE SANTE :
UNE MISE EN EVIDENCE AU
CAMEROUN

NKOUMOU NGOA Gaston Brice

Working Paper 048-2026

Bringing Rigour and Evidence to Economic Policy Making in Africa

CONSORTIUM POUR LA RECHERCHE ÉCONOMIQUE EN AFRIQUE

**PARTICIPATION FINANCIERE DES
USAGERS ET DEMANDE DE SOINS DE
SANTE :
UNE MISE EN EVIDENCE AU CAMEROUN**

Par

NKOUMOU NGOA Gaston Brice
Université d'Ebolowa

AERC Research Paper 048-2026
African Economic Research Consortium, Nairobi
February 2026

Disclaimer: The findings, opinions and recommendations are, those of the author, and do not necessarily reflect the views of the Consortium, its individual members or the AERC Secretariat.

Published by: The African Economic Research Consortium

**P.O. Box 62882 - City Square
Nairobi 00200, Kenya**

© 2026, African Economic Research Consortium

Abstract

Cet article utilise les données EDS-MICS collectées en 2011 par l’Institut National de la Statistique pour analyser l’effet de la participation financière des usagers sur le choix du prestataire de soins de santé en estimant un modèle Probit multinomial. Les résultats montrent que le prix des soins est positivement associé à la probabilité de consulter les hôpitaux de référence et les centres de santé publics par rapport aux agents non médicaux. En revanche, l’accroissement du prix des soins diminue la probabilité de visiter un prestataire de soins du secteur privé au bénéfice des agents du secteur non médical. Les pouvoirs publics devraient encourager la consommation des soins de santé dans les structures de santé publiques en rapprochant davantage ces structures des ménages et en soutenant financièrement les charges supportées par les malades dans ces structures. Aussi, ils devraient s’assurer que la hausse des prix des soins chez les prestataires de soins privés s’accompagne d’une amélioration de la qualité des soins afin d’encourager leur consommation plutôt que les soins du secteur non médical.

Mots clés : Prix des soins – choix du prestataire de soins de santé – Modèle Probit multinomial – Cameroun

Introduction

La santé occupe une place centrale dans les programmes internationaux de développement¹. En tant que composante essentielle du capital humain, elle contribue à accroître les capacités des individus en les rendant plus productifs dans leurs activités marchandes et non marchandes. Toutefois, malgré les progrès incontestables réalisés au niveau mondial pour sauver de vies et pour permettre aux populations de vivre en bonne santé, des inégalités persistent. Contrairement aux pays riches, plusieurs pays d'Afrique sub-saharienne (ASS) connaissent encore des problèmes de santé importants conduisant à la mortalité précoce. Les estimations de l'Organisation Mondiale de la Santé situent par exemple l'espérance de vie à la naissance à 60 ans en moyenne en ASS alors qu'elle est établie à 80 ans en moyenne dans les pays à haut revenu (OMS, 2016)

Au Cameroun, malgré des progrès au cours des deux dernières décennies², l'espérance de vie à la naissance est établie à 58 ans, un niveau encore faible et même en deçà de la moyenne en ASS (OMS, 2020b). Cette performance est le résultat d'un profil épidémiologique national dominé par de nombreuses maladies infectieuses, parasitaires et non transmissibles. Le paludisme se positionne par exemple comme la première cause de morbidité et de mortalité (WHO, 2017). Il coexiste avec une prévalence du VIH que l'enquête démographique et de santé établissait à 2,8 % en 2018 (INS et ICF, 2019) ; un niveau 4 fois supérieur à ce qui est observé au niveau mondial³ (OMS, 2020a). Dans l'ensemble, les maladies transmissibles représentent 40,7% du poids de la maladie et sont responsables de 41,1% des décès au Cameroun (MINSANTE, 2016). A côté de ces maladies, la mortalité néonatale et maternelle reste encore élevée et loin des ODD⁴, même si elle a connu des progrès au cours des deux dernières décennies.

Pour faire face à cette situation, plusieurs actions continues sont menées par le gouvernement Camerounais pour faciliter l'accès des populations aux services de santé modernes. Ces actions contenues dans les récentes stratégies sectorielles de la santé passent par l'extension de la couverture nationale en infrastructures de santé et la formation initiale et continue des professionnels de santé. Cette volonté s'est traduite au cours de ces dernières décennies par un accroissement des budgets de l'Etat consacrés à la santé. En effet, entre 2005 et 2015 par exemple, ce budget est passé de 4,9 à 5,5%⁵ (ONSP, 2016). En matière d'offre de service de santé par exemple, le Cameroun comptait en 2010, 2227 formations sanitaires publiques, soit on assiste à la multiplication des hôpitaux régionaux dans chaque région Cameroun, des hôpitaux de district ou des centres médicaux d'arrondissement dans chaque arrondissement ou district de santé. (MINSANTE, 2010). Ceci vient s'ajouter aux hôpitaux généraux et centraux

¹ Après les objectifs du millénaire pour le développement, la santé est restée au cœur des préoccupations du développement au niveau mondial. En 2015, les 195 pays membres des Nations Unies ont convenu de consacrer exclusivement le troisième objectif du développement durable (ODD) à la santé et au bien-être parmi les 17 à atteindre à l'horizon 2030.

² Alors que l'espérance de vie à la naissance était établie à 49 ans à l'an 2000, elle s'est située à 58 ans en 2016 (OMS, 2020b).

³ En 2018, les estimations de l'OMS établissaient la prévalence du VIH à 0,7% à l'échelle mondiale (OMS, 2020a).

⁴ D'ici à 2030, l'objectif est de faire passer le taux mondial de mortalité maternelle au-dessous de 70 pour 100 000 naissances vivantes et la mortalité des enfants de moins de 5 ans à 25 pour 1 000 naissances vivantes au plus. Au Cameroun en effet, le taux de mortalité infantile est passé de 33 décès en 2004 à 28 décès pour 1000 naissances vivantes en 2014 (MINSANTE, 2016). Quant au taux de mortalité maternelle, il a connu régression qui l'a vu baisser de 669 décès maternels en 2004 (INS, 2011) pour s'établir à 596 décès pour 10000 naissances vivantes en 2015 (UNICEF, 2018).

⁵ Ce budget reste loin des préconisations de la déclaration d'Abuja qui recommande que les Etats allouent 15% de leur budget au financement de la santé.

mieux équipés situés dans les grandes métropoles du Cameroun, aux centres spécialisés en santé maternelle et néonatale ainsi qu'aux centres d'urgence et de réanimation.

Par ailleurs, près de 25% des formations sanitaires sont du secteur privé à but lucratif et non lucratif (MINSANTE, 2010). Les formations sanitaires privées à but non lucratif sont dominées par les confessionnels, le secteur associatif étant encore marginal. L'activité des formations sanitaires privées à but lucratif reste restreinte mais continue à se développer. On y retrouve les cabinets médicaux et dentaires, les cliniques et les polycliniques. Du fait de cette diversité des prestataires de soins de santé, l'accessibilité physique aux infrastructures de santé au Cameroun, même s'il existe encore de fortes disparités entre les milieux urbains et ruraux, est devenue moins problématique. Environ 80,4% de ménages en moyenne ont accès à une infrastructure de santé à moins de 5km. Aussi, il faut environ 28 minutes en moyenne au niveau national pour accéder à une infrastructure de santé de base (INS, 2008).

Le paysage sanitaire offre ainsi aux ménages plus de possibilités de choix en matière de soins. Toutefois, depuis 1988 à la faveur de l'Initiative de Bamako, les ménages doivent participer directement pour accéder aux soins de santé. Malgré les stratégies développées par le Gouvernement telles que la promotion des mutuelles de santé, la gratuité de certaines maladies et services et la prise en charge de certaines cibles vulnérables de la population comme les femmes enceintes et les enfants de moins de 5 ans (MINSANTE, 2016), la part des frais à la charge des ménages reste encore élevée. Avec seulement 1% et 2% de la population couverte par les mutuelles de santé et l'assurance maladie privée respectivement (MINSANTE, 2016), l'organisation mondiale de la santé estime à 83% le financement de la santé découlant des contributions directes des ménages au Cameroun (WHO, 2017). Dans ce contexte où plus d'un tiers (37,5%) des ménages vit en dessous du seuil de pauvreté (INS, 2015), cette stratégie de financement des soins a probablement une incidence sur les choix thérapeutiques des ménages face à une offre hétérogène des services de santé.

L'objectif de cette étude est donc d'analyser le rôle de la participation financière sur la demande de soins de santé et précisément sur le choix du prestataire de soins de santé par les ménages. La contribution de cette étude est double. Primo, elle s'appuie sur une enquête représentative au niveau national et conçue pour recueillir les données sur les dépenses de santé des ménages et le suivi de ceux-ci tout au long de leur parcours thérapeutique. Secundo, cette étude propose une désagrégation plus réaliste des acteurs impliqués dans l'offre de soins de santé en distinguant d'une part les hôpitaux dits de référence relativement mieux équipés, des autres centres de santé publics, et d'autre part, les prestataires de soins de santé du secteur non médical, des prestataires de soins de santé privés portés par les professionnels de santé offrant des soins de santé modernes.

Le reste de cet article est structuré ainsi qu'il suit. La section 1 revient brièvement sur la revue de la littérature, la section 2 décrit la méthodologie de l'étude alors que la section 3 présente les données et les statistiques descriptives. La section 4 discute des résultats et la section 5 conclut.

1 Revue de la littérature

Depuis le travail séminal de Grossman (1972), une abondante littérature s'est développée, sans jamais parvenir à s'accorder, sur l'effet que les prix exercent sur la demande de soins de santé. Plusieurs auteurs ont estimé que la demande de soins de santé est inélastique au prix, c'est-à-dire que l'introduction ou l'augmentation des tarifs des soins de santé n'entraîne pas de diminution de la demande des soins de santé. Cette position a été confortée empiriquement par plusieurs travaux à l'instar de ceux menés initialement par Heller (1982) en Malaisie et confirmés plus tard par Akin et al. (1986), la Banque Mondiale (1987) et Schwartz et al. (1988) aux Philippines, Mariko (2003) au Mali ou Chawla et Ellis (2000) au Niger.

D'autres auteurs montrent que toute diminution de la demande de soins du fait du prix pourrait être compensée par d'autres déterminants comme la qualité des soins reçus, la disponibilité des ressources contribuant aux soins de santé (Voir Lavy et Alderman, 1996 ; Livtack et Bodart, 1993 ; Mwabu et al., 1994 ; Chawla et Ellis, 2000). Les simulations effectuées par Mariko (2003) à Bamako suggèrent par exemple que les autorités publiques pourraient simultanément doubler la tarification des soins et accroître l'utilisation des services de santé si de façon simultanée la qualité de soins dans les structures de santé publiques s'améliore. Un résultat similaire a été obtenu à Pikine au Sénégal par Dieng et al. (2014) où la qualité perçue des soins a positivement affecté le recours aux services de santé privés pour lesquels on a observé une compensation de l'effet du prix par la qualité.

Malgré les travaux ci-dessus, plusieurs autres travaux empiriques soutiennent que toute augmentation des tarifs des soins a un effet négatif sur la demande ou l'utilisation des services de santé (Akin et Hutchinson, 1999). C'est le cas des travaux menés par Mwabu et Wang'ombe (1995) au Kenya, Borah et Sarma (2006) ou Sarma (2009) en Inde, Qian et al. (2009) en Chine rurale, Powell-Jackson et al. (2014) au Ghana ou Hangoma et al. (2018) en Zambie. Au Ghana, Asenso-Okyere et al. (1998) ont étudié le glissement entre les services de santé alternatifs. Ils affirment que l'introduction du recouvrement de coûts a conduit à une augmentation de l'automédication dans ce pays au détriment des soins de santé modernes.

En revanche, la suppression des frais des soins, a conduit en Ouganda à un glissement des patients en faveur des cliniques privées et des centres de santé publics de première ligne (Orem et al., 2011). Dans l'Etat du Delta au Nigéria, Okumagba (2011) montre qu'une large proportion de seniors fréquente les services de santé où les prix des services sont faibles comparés à ceux où les prix sont élevés. Un résultat similaire a été obtenu par Juillet (1999) qui montre que la perception de la « cherté des soins » par les malades est déterminante dans le choix du prestataire de soins de santé. En Tanzanie, Sahn et al. (2002) trouvent que les élasticités-prix de la demande d'un service de santé particulier sont élevées. Autrement dit, il existe une forte substituabilité entre les soins publics et les soins privés lorsque les prix des soins dans un service augmentent.

Cependant, Lagarde et Palmer (2011), à la suite d'une revue systématique, concluent qu'une bonne partie des études réalisées sur cette question souffriraient de faiblesses méthodologiques importantes non seulement du fait des problèmes de conception, mais aussi à cause des biais dus aux échantillons de petites tailles et sur des données quelquefois peu pertinentes. Ces observations renseignent également sur les travaux réalisés au Cameroun et consacrés à l'effet des prix sur le choix du prestataire de soins de santé (Tembon, 1996 ; Ntembe, 2009 ; Nguenda et Yene, 2016 ; Nangué, 2018).

En effet, l'étude de Tembon (1996) montre que les tarifs des soins ont un effet significatif sur le choix du prestataire de soins. Cependant, à cause de la faiblesse de l'élasticité, il conclut que les individus ne sont pas sensibles au prix des soins lorsqu'ils choisissent leur prestataire de soins de santé. La faiblesse de cette étude est qu'elle est basée sur des données limitées à un district de santé rural de la province du Nord-Ouest Cameroun et dont les résultats ne peuvent pas être généralisés sur l'ensemble de la population du pays. Cette limite sera corrigée plus tard avec l'étude de Ntembe (2009) qui utilise une base de données représentative au niveau national pour montrer que l'augmentation des prix est associée à une diminution de la probabilité de recourir aux hôpitaux publics et aux centres de santé privés au bénéfice de l'auto-médication. Toutefois, la faiblesse qu'exhibe cette étude est qu'elle considère les prestataires de soins de santé publics comme homogènes. Et pourtant, les hôpitaux de référence et les autres centres de santé publics, bien qu'appartenant au secteur public, n'offrent pas le même type de services pour les considérer comme un bloc unique et homogène dans l'analyse de la demande des soins de santé.

Plus tard, Nguenda et Yene (2016) montrent que les coûts des soins sont significativement associés à un recours des femmes enceintes. Le hausse de ces coûts conduisant ces femmes à privilégier davantage la médecine traditionnelle plutôt que les services de santé modernes. Cette étude est cependant limitée au choix des traitements d'une catégorie précise de femmes et ne renseigne pas sur l'ensemble de la population. Cette limite est plus tard comblée par Ngangué (2018). D'après lui, le prix de consultation a un effet négatif et significatif sur la probabilité de recourir aux praticiens de la médecine traditionnelle, aux centres de santé publics ou aux structures privées au bénéfice des hôpitaux publics. Toutefois, au moins deux faiblesses coexistent dans cette étude. D'une part, bien que tous les effets marginaux de la variable *prix de la consultation* dans cette étude sont non significatifs et pourtant, les coefficients sont significatifs. Sans fournir d'explications permettant de comprendre un tel résultat, l'auteur conclut quand même que l'effet du prix sur la demande de soins de santé moderne est négatif. D'autre part, les résultats de l'estimation du choix du prestataire de soins de santé sont basés sur un modèle Logit multinomial. Pourtant, il est établi que l'inconvénient majeur de ce modèle est la propriété d'indépendance des alternatives non pertinentes (IIA) qui signifie que le rapport des probabilités de choisir deux alternatives est indépendante des attributs de toute autre alternative dans l'ensemble de choix. Lorsque cette propriété n'est pas vérifiée, le modèle Logit multinomial n'est plus approprié pour expliquer le phénomène étudié. Dans l'étude de Ngangué, cette propriété n'a pas été vérifiée bien que rarement justifiable sur des cas concrets. Pourtant, le modèle Probit multinomial par exemple, plus flexible, offre une spécification alternative pour les modèles à choix discrets puisqu'elle permet de contourner cette propriété.

2 Méthodologie de l'étude

2.1 Cadre théorique et empirique

La demande de soins de santé est développée sous l'hypothèse qu'en situation de morbidité, un patient fait face à un choix entre les agents du secteur non médical et plusieurs prestataires de soins de santé⁶ pour son traitement à savoir : les hôpitaux de référence, les centres de santé publics et les prestataires de soins privés. En cas de morbidité, les individus décident s'ils doivent rechercher des soins et auprès de quel prestataire recourir, sur la base du prix de ces soins, de la qualité perçue du prestataire de soins et d'autres facteurs non financiers (Wellay et al., 2018 ; Lohlein et al., 2002). Ainsi, face à plusieurs alternatives de soins, le patient fera le choix uniquement de celle qui lui permettra de maximiser son utilité.

Considérons qu'un individu i est supposé maximiser son utilité (U_{ij}) conditionnellement à la consommation des soins de santé découlant du prestataire de soins ou du choix de traitement

⁶ Les hôpitaux de référence incluent les hôpitaux généraux, centraux, régionaux et assimilés. Ce sont des hôpitaux de première, deuxième et troisième catégorie du système de santé Camerounais. Ils sont dotés d'un plateau technique amélioré par rapport aux centres de santé appartenant au niveau périphérique du système de santé. Aussi, on y retrouve plusieurs spécialistes dans différents domaines de soins. Ces hôpitaux peuvent être spécialisés (dans la santé de la mère et de l'enfant par exemple), associés à la formation universitaire (Centre Hospitalier Universitaire) ou non universitaire mais accueillant des spécialistes appartenant à divers domaines de spécialité. Les centres de santé publics sont ceux de 4ème, 5ème et 6ème catégories du système de santé sous la tutelle de l'Etat. Ils incluent les hôpitaux de district (HD), les centres médicaux d'arrondissement (CMA), les centres de santé intégrés (CSI) et ambulatoires appartenant aux établissements publics. Ils peuvent fournir des soins de premiers recours définis dans le cadre d'un paquet minimum d'activités. Les prestataires de soins privés incluent les cliniques et cabinets de soins privées, les pharmacies, les professionnels de santé exerçant à domicile ou dans le domicile des malades à titre privé. Les agents du secteur non médical concernent ceux qui recherchent des conseils ou achètent directement les médicaments chez les vendeurs de médicaments informels, les tradipraticiens et les guérisseurs religieux.

« j », sous les contraintes budgétaires et de production de la santé (Wella et al., 2018). Ce problème peut être formulé ainsi qu'il suit :

$$\text{Max } U_{ij} = U(H_{ij}, C_{ij}) + e_{ij} \quad (1)$$

$$\text{Sous contraintes : } m_i = P_j + P_c C_{ij} \quad (\text{Contrainte budgétaire}) \quad (2)$$

$$H_{ij} = H_0 + Q_j(X, Z) \quad (\text{Production de la santé}) \quad (3)$$

où H_{ij} est l'état de santé de l'individu traité après le traitement par le prestataire de soins j . C_{ij} est la consommation d'un bien composite après avoir choisi le prestataire de soins j . e_{ij} est le terme d'erreur aléatoire qui capture la notion que l'efficacité des soins médicaux n'est pas déterministe. m_i est le revenu total du ménage. P_j est le prix supporté auprès du prestataire de soins de santé j . P_c est le prix du bien de consommation composite. H_0 est l'état de santé initial de l'individu. Q_j traduit l'amélioration de l'état de santé de l'individu après le traitement obtenu du prestataire de soins de santé j .

L'amélioration de l'état de santé de l'individu Q_j est une fonction du vecteur des caractéristiques individuelles (X) et des caractéristiques du prestataire de soins (Z) (Wella et al., 2018 ; Lohlein et al, 2002).

L'individu i maximisera donc la fonction d'utilité inconditionnelle U_i^* qui est donnée par :

$$U_i^* = \text{Max} (U_{i1}, U_{i2}, \dots, U_{ij}, U_{ij+1}) \quad (4)$$

Où U_{ij} est la fonction d'utilité des soins du patient i attendue du choix de traitement $j=0, 1, 2, \dots, j$.

La solution à l'équation (4) donne l'alternative traitement qui produit la plus grande utilité, laquelle est choisie par le patient (Wella et al., 2018). En normalisant P_c à l'unité et en substituant les équations (2) et (3) dans l'équation (1), on obtient la fonction d'utilité conditionnelle du prestataire de soins de santé j qui peut être écrite comme suit :

$$U_{ij} = (H_0 + Q_{ij}(X, Z), m_i - P_{ij}) + e_{ij} \quad (5)$$

Aussi longtemps que la fonction d'utilité conditionnelle U_{ij} est quasi-concave en H_{ij} and C_{ij} , and H_{ij} et que H_{ij} et C_{ij} sont positives, alors la fonction d'utilité inconditionnelle indirecte existe (Wella et al., 2018) et est donnée par :

$$V_{ij} = V(P_j, H_0, Q_{ij}(X, Z), m_i) + \varepsilon_{ij} \quad (6)$$

Cette équation est la forme réduite de la fonction d'utilité indirecte du patient i associée à l'alternative de soins j . Elle indique que l'utilité qu'un patient retire d'un prestataire de soins de santé dépend du prix des soins P_{ij} , de l'état de santé, du revenu et des caractéristiques individuelles et du prestataire de soins de santé, lesquels seront contenus dans le vecteur de variables S_{ij} . ε_{ij} est le terme d'erreur, représentant l'influence des facteurs non observés sur l'utilité et le choix individuel. On a donc :

$$V_{ij} = \beta' P_j + \gamma' S_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (7)$$

où β et γ sont les coefficients associés respectivement au prix des soins et au vecteur des autres caractéristiques.

Si un patient i fait le choix de l'alternative de soins j , alors V_{ij} doit procurer le maximum d'utilité parmi les utilités que procurent les alternatives $J+1$. Par conséquent, le modèle statistique est guidé par la probabilité que le choix j soit réalisé, autrement dit :

$$Prob[V_{ij} > V_{ik}] \quad \text{Pour tout } j \text{ différent de } k$$

Appelons Y_i la variable aléatoire indiquant le choix réalisé par le patient i . Il prend une des valeurs 0, 1, 2, ..., J. La probabilité qu'un patient i choisisse un prestataire de soins j est donné par :

$$p_{ij} = Prob(Y_i = j) = Prob[V_{ij} > V_{ik}] \quad (8)$$

L'analyse du choix du type de prestataire de soins de santé est menée par l'estimation d'un modèle Probit multinomial dont les perturbations ε_{ij} sont corrélées entre les alternatives de choix et suivent une distribution normale multivariée. Ce modèle est estimé par la méthode de vraisemblance. Son avantage est qu'il permet de surmonter l'hypothèse d'indépendances des alternatives non pertinentes (Hensher et Greene, 2003). Le modèle prend la forme suivante :

$$Y_{ij} = \alpha + \beta'P_j + \gamma'S_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (9)$$

Où Y_{ij} représente la variable dépendante dont les différentes alternatives de soins sont : les hôpitaux de référence, les centres de santé publics et les prestataires de soins privés et les agents du secteur non médical.

P_j donne le niveau de la charge financière du patient aux soins de santé (prix des soins). Elle est mesurée par les frais de consultation et des soins médicaux du patient au premier recours. Cette variable est utilisée sous sa forme logarithmique. S_{ij} est le vecteur des autres caractéristiques susceptibles d'affecter le choix du prestataire de soins j , parmi lesquelles l'âge, le niveau d'éducation du patient (sans niveau, niveau primaire et le niveau secondaire et plus), le statut matrimonial (en couple, sans partenaire), le sexe (masculin, féminin), le niveau de vie mesuré par la proportion des individus appartenant aux ménages riches par cluster, le lieu de résidence (urbain, rural) et les variables dummy pour chaque région. Les coefficients α , β et γ sont à estimer.

Cette étude considère que le choix d'un prestataire de soins de santé est le résultat d'un processus à plusieurs étapes à savoir, l'exposition à la maladie, la décision de recourir aux soins et le choix à proprement parler d'un prestataire de soins de santé. Les deux premières étapes peuvent être sources de biais de sélection potentielle dans l'estimation de l'effet du prix sur le choix prestataire de soins de santé. Ces biais doivent être contrôlés.

2.2. Le contrôle des biais de sélection potentiels

Nous considérons dans cette étude que le risque maladie n'est pas aléatoire, mais plutôt le fait des caractéristiques propres des individus. De ce fait, si les individus qui déclarent avoir été malades au cours du dernier mois qui précède l'enquête présentent des caractéristiques spécifiques différentes de celles observées en moyenne au sein de la population, alors les coefficients issus de l'estimation du choix du prestataire de soins sont porteurs de biais de sélection qui devrait être au préalable corrigé.

Ainsi, soit D_i^* la variable latente du risque maladie. Elle est une fonction des caractéristiques individuelles et du ménage X_{1i}^* , tel que :

$$D_i^* = \gamma X_{1i} + v_i, \quad D_i = 1 \quad \text{si} \quad D_i^* > 0, \quad \text{sinon} \quad (10)$$

D_i est la variable observée associée à la variable latente D_i^* du risque maladie.

A la suite d'une maladie, certains malades décideront de chercher un traitement alors que d'autres ne le feront pas. Ce qui génère un biais de sélection potentiel si les patients qui cherchent effectivement les services de santé présentent des caractéristiques spécifiques et différentes de celles de la population des malades. Ainsi, soit T_i^* , la variable inobservée indiquant la décision de consulter ou de chercher un traitement. Elle est une fonction des caractéristiques individuelles et du ménage tel que,

$$T_i^* = \delta X_{2i} + u_i, \quad T_i = 1 \quad \text{si} \quad T_i^* > 0, \quad \text{sinon} \quad (11)$$

X_{2i} est le vecteur des caractéristiques individuelles et du ménage parmi lesquelles l'âge, l'éducation, le statut matrimonial, le sexe, le niveau de vie, le lieu de résidence, la taille du ménage et la proportion des malades qui recherchent un traitement dans le cluster. T_i^* est la variable observée associée à la variable latente T_i^* du recours aux soins. v_i et u_i sont respectivement les termes d'erreur de l'équation liée à l'exposition à la maladie et celle correspondant à la décision de consulter. Ils sont définis comme suit :

$$\begin{pmatrix} v_i \\ \mu_i \end{pmatrix} | X_1, X_2 \sim N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix} \right]. \quad (12)$$

Les équations (10), (11) et (12) décrivent ainsi un modèle Probit bivarié. Si ρ est différent de zéro alors l'exposition au risque maladie et la décision de consulter aux soins de santé sont simultanées. Dans le cas contraire, elles sont indépendantes.

Le modèle Probit bivarié présenté ci-dessus permet de corriger le biais de sélection potentiel dans l'analyse du choix thérapeutique. Il est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance. Cette estimation permet de récupérer l'inverse du ratio de Mills λ_i , qui est plus tard introduit comme une variable supplémentaire dans le modèle Probit multinomial du choix d'un prestataire de soins de santé. Le modèle Probit multinomial du choix d'un prestataire de soins prendra finalement la forme suivante :

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 P_j + \beta_2 x_{ij} + \tau \lambda_i + \varepsilon_{ij} \quad (13)$$

Le coefficient τ est associé à l'inverse du ratio de Mills (λ_i). Il est à estimer.

Pour des raisons d'identification du modèle, la variable indiquant la proportion des malades qui recourent aux soins dans le cluster est incluse dans l'équation du recours aux soins. Cette variable est exclue de l'équation du modèle Probit multinomial du choix du prestataire de soins de santé. Le choix de cette variable est justifié par le fait qu'appartenir à un environnement favorable à la recherche des soins pour des raisons culturelles ou économiques pourrait positivement stimuler les individus à consulter en cas de maladie, sans que cela n'ait une incidence sur le choix d'un type de prestataire de soins pour un individu donné. Dans la même

manière, la variable indiquant la proportion des malades dans le cluster est incluse dans l'équation associée à l'exposition au risque maladie. Cette variable également est exclue du modèle Probit multinomial du choix du prestataire de soins de santé.

3 Données et statistiques descriptives

Les données utilisées pour la réalisation de cette étude sont issues de l'Enquête Démographique et de Santé couplée avec l'Enquête par grappe à Indicateurs Multiples (EDS-MICS, 2011). Cette enquête représentative sur le plan national a été conduite par l'Institut National de la Statistique (INS) du Cameroun avec l'appui du Ministère de la Santé Publique. Les questionnaires associés à cette enquête fournissent une information exhaustive sur les caractéristiques géographiques et socio-économiques du ménage ainsi que sur les caractéristiques démographiques des membres du ménage (âge, sexe, statut matrimonial, etc.). Ils contiennent également des questions sur l'éducation, les caractéristiques de la maladie, les dépenses de santé des ménages et le type de service de santé recherché au premier recours en cas de maladie.

L'EDS-MICS permet de disposer des informations sur 72622 individus collectées auprès 14214 ménages. Dans l'ensemble de l'échantillon, 3820 individus, soit 5,26%, ont été déclarés malades au cours des 30 derniers jours qui ont précédé l'enquête. Parmi eux 1615 (42,25%) ont décidé de consulter pour un conseil thérapeutique ou un traitement. Tel que présenté sur le tableau 1, 12,32%, 48,54%, 33,37% et 5,76% de patients ayant décidé de consulter ont respectivement visité les hôpitaux de référence, les centres de santé publics, les prestataires de soins du secteur privé et les agents du secteur non-médical.

Tableau 1 : Choix thérapeutiques des patients

Type de prestataire de soins	Fréquences	%
Hôpitaux de référence	199	12,32
Centres de santé publics (HD, CMA, CSI, etc.)	784	48,54
Prestataires de soins privés	539	33,37
Agents du secteur non médical	93	5,76
Total	1615	100

Source : Auteur à partir d'EDS-MICS, 2011

Dans l'échantillon final des patients qui recourent aux soins, plus d'un tiers sont sans niveau d'étude (38,13%) alors que plus d'un quart (28%) ont un niveau d'étude secondaire ou plus. Aussi, si plus de la moitié des patients résident en milieu rural (52,46%), presque autant sont considérés comme pauvres (54,71%) contre 45,29% de riches (Tableau A1).

Le tableau 2 donne le niveau des frais de consultations et soins médicaux. Il décrit également le choix thérapeutique des patients en fonction des caractéristiques individuelles, du ménage et de la maladie. En effet, au cours des 30 jours qui ont précédé l'enquête, les patients ont déboursé en moyenne 3926 FCFA au compte des frais de consultation et de soins médicaux. Alors qu'on s'attendait à ce que le secteur non médical soit financièrement plus accessible pour les patients, cette option s'avère plutôt plus coûteuse en moyenne (5397 FCFA) par rapport aux centres de santé du secteur public (2892 FCFA) et aux prestataires de soins du secteur privé (3789 FCFA). L'automédication reste toutefois, une option moins coûteuse que celle des hôpitaux de référence (7703 FCFA).

Aussi, la proportion des patients qui recourent aux hôpitaux de référence augmente avec l'âge, le niveau d'éducation et le niveau de vie du ménage. Elle augmente aussi pour les patients résidents en zone urbaine (7,87%) et présentant un état de santé jugé grave (7,85%). L'automédication en revanche diminue avec le niveau d'éducation, le niveau de vie du ménage.

Elle est plus élevée en zone rurale (52,43%) et chez les patients dont les cas sont jugés légers (68,98%).

Tableau 2. Statistiques descriptives

Variables	(1)	(2)				Total
	Obs	Choix thérapeutique				
		Hôpitaux de référence	Centres de santé publics	Prestataires de soins privés	Secteur non médical	
<i>Prix des soins (Moyenne en F.CFA)</i>	1615	7703	2892	3789	5397	3926
<i>Age</i>						
Moins de 15 ans	545	5,88	52,48	34,86	2,08	36,05
Entre 15 et 30 ans	376	5,18	20,52	14,11	1,25	21,70
Entre 31 et 45 ans	252	6,24	22,36	12,65	8,68	15,10
Plus de 45 ans	442	8,58	18,03	14,46	1,56	27,15
<i>Education</i>						
Sans niveau	588	3,77	20,53	12,49	2,21	38,15
Primaire	535	4,59	20,56	13,61	1,94	33,66
Secondaire et plus	492	7,80	18,76	16,91	1,62	28,19
<i>Statut matrimonial</i>						
En couple	992	6,27	21,90	15,34	3,54	61,42
Seul(e)	623	4,59	19,76	13,43	2,22	38,57
<i>Sexe</i>						
Homme	687	4,32	19,46	14,07	2,45	42,54
Femme	928	5,87	21,37	14,14	3,32	57,46
<i>% de riches dans le cluster</i>						
	736	5,56	21,98	20,64	2,62	45,29
<i>% de pauvres dans le cluster</i>						
	879	6,71	29,61	24,93	3,15	54,71
<i>Lieu de résidence</i>						
Urbain	788	7,87	15,69	17,34	2,74	47,57
Rural	827	2,75	24,91	11,18	3,02	52,43
Observations	1615	198	784	539	93	100

Source : Auteur, à partir d'EDS-MICS, 2011.

Note : Chaque panel ou groupe de variable donne une proportion totale égale à 100 par colonne.

4 Résultats économétriques

4.1. Les déterminants de la santé et de la décision de consulter.

Le tableau 3 donne les résultats de l'exposition à la maladie et de la décision de consulter. La probabilité associée au test de Wald est nulle. Ce résultat indique que l'hypothèse nulle d'indépendance entre les deux modèles Probit associés à l'exposition à la maladie et à la décision de consulter est rejetée. L'estimation du modèle Probit bivariée convient de ce fait aux données et aux comportements analysés que l'estimation de deux modèles Probit indépendants.

De plus, contrairement à l'éducation, la probabilité jointe de s'exposer à la maladie et de consulter est positivement associée à l'âge. En effet, toute augmentation de l'âge d'une année accroît de 0,01 point de pourcentage la probabilité jointe de s'exposer à la maladie et de consulter un personnel de santé. Cependant, lorsqu'un individu sans niveau d'éducation accède au niveau primaire ou secondaire et plus, la probabilité jointe de s'exposer à la maladie et de consulter un professionnel de santé diminue respectivement de 0,3 et 0,2 points de pourcentage. Ce qui représente en moyenne une diminution de 49,29% et 39,03% par rapport à un individu moyen. Relativement aux femmes, les individus de sexe masculin diminuent de 0,15 points de pourcentage la probabilité jointe de s'exposer à la maladie et de recourir aux soins. Par ailleurs, plus la proportion de malades qui consultent dans le cluster augmente, plus la probabilité de

s'exposer à la maladie et de consulter croit Cette augmentation est de 0,78 et 2,71 points de pourcentage lorsque ces taux augmentent d'une unité respectivement.

Table 3. Résultats du modèle Probit binomial (équations de sélection)

Variabiles	Dy/dx	Ecart-types
Age	0,0001***	0,000
Education (réf : Pas d'éducation)		
Primaire	-0,0035***	0,0006
Secondaire	-0,0027***	0,0006
Sexe (Homme=1)	-0,0015***	0,0005
Statut Matrimonial (En couple =1)	0,0009	00006
Résidence (Urbain =1)	-0,0002	0,0008
% cas de malades par cluster	0,0078***	0,0001
% de ménages riches par cluster	0,0017	0,0012
% malades qui consultent par cluster	0,0271***	0,0008
Régions (réf. : Adamaoua)		
Centre	-0,0032***	0,0009
Est	-0,0000	0,0011
Extrême-Nord	-0,0026**	0,0010
Littoral	-0,0019*	0,0010
Nord	0,0007	0,0012
Nord-Ouest	-0,0035***	0,0009
Ouest	-0,0027***	0,0009
Sud	0,0007	0,0012
Sud-Ouest	-0,0005	0,0012
Predict (Sick=1 ; Consultation=1)		0,0071
Wald test of $\rho=0$; (prob > chi2)		0,0000
Observations		72622
Prob > chi2		0,0000

Source : Auteur, à partir d'EDS-MICS, 2011.

4.2. Déterminants du choix du prestataire de soins de santé

Le tableau 4 donne les résultats des effets marginaux des déterminants du choix du prestataire de soins au Cameroun. Les prix des soins apparaissent comme un facteur important du choix thérapeutique. En effet, le prix de la consultation a un effet positif sur la probabilité de consulter les hôpitaux de référence et les centres de santé publics par rapport aux agents non médicaux. Un accroissement d'une unité du logarithme du prix des soins accroît respectivement de 1,8 et 1,45 point de pourcentage la probabilité de visiter un hôpital de référence ou tout autre centre de santé public plutôt qu'un agent du secteur non médical. En revanche, l'accroissement du prix des soins diminue la probabilité de visiter un prestataire de soins du secteur privé au bénéfice des agents du secteur non médical.

Si l'effet négatif du prix sur la probabilité de recourir aux prestataires de soins privés par rapport aux agents du secteur non médical est consistant avec les travaux antérieurs, l'effet positif du prix sur la probabilité de recourir aux hôpitaux de référence et les centres de santé publics plutôt que dans le secteur non médical était quelque peu inattendue. Cet effet peut toutefois s'expliquer par le fait que les patients perçoivent l'augmentation des prix dans les hôpitaux références et les centres de santé publics comme un signe d'amélioration de la qualité des soins offerts et/ou de la disponibilité des médicaments, des ressources et d'autres services de santé essentiels pour les soins de santé (Chawla et Ellis, 2000). Au Cameroun, la qualité perçue des soins par les malades est apparue comme un facteur pertinent du choix du prestataire de soins de santé (Ntembe, 2009). Ce résultat est proche des simulations effectuées par Maricko (2003)

au Mali, lesquelles indiquent que si un prestataire de soins augmente les frais de consultation en même temps que l'approvisionnement en services désirables, alors la demande de soins pour ce type de prestataire de soins de santé sera soutenue ou même accrue par rapport aux prestataires de soins du secteur non médical. Dans le cas contraire, les individus vont se détourner de ce type de prestataire de soins. Ce qui pourrait être le cas avec les prestataires du secteur privé puisque les résultats du Tableau 4 rapportent un effet marginal négatif et significatif.

Pour ce qui est des caractéristiques sociodémographiques, l'âge, l'éducation, le niveau de vie et la région sont des variables déterminantes du choix thérapeutique. En effet, l'accroissement de l'âge d'une unité accroît (respectivement réduit) de 0,19 (0,17) point de pourcentage la probabilité de visiter les hôpitaux de référence (les centres de santé publics) plutôt que les agents du secteur non médical. Aussi, les malades ayant atteint au moins le niveau d'étude supérieur recourent davantage aux hôpitaux de référence plutôt que de visiter les agents du secteur non médical. Par ailleurs, lorsque la proportion d'individus appartenant aux ménages riches augmente d'une unité supplémentaire dans le cluster, la probabilité de visiter les hôpitaux de référence ou les prestataires de soins de santé du secteur privé augmente respectivement de 8,18 et 1,79 points de pourcentage par rapport à la probabilité de consulter les agents du secteur non médical.

L'analyse ci-dessus couvre l'ensemble de la population. Ces résultats peuvent occulter des hétérogénéités comportementales des patients relatives à la sévérité de la maladie. En effet, le choix du prestataire de soins peut différer selon que le patient ou son chef de famille juge ou perçoit la sévérité de sa maladie légère ou grave. Une des raisons étant que les individus en cas de maladie, tendent à attendre quelques jours avant de recourir aux soins, espérant que la maladie disparaîtra d'elle-même (Li, 1996). Autrement, ils décident de visiter un prestataire de soins de santé, le libre choix de ce dernier pouvant être fonction de son état sanitaire. La figure 1 donne la distribution des effets marginaux du prix des soins sur le choix thérapeutique selon la sévérité de la maladie. Ces résultats montrent que quel que soit l'état de gravité de la maladie, la probabilité de choisir les hôpitaux de référence ou les centres de santé publics augmentent avec les prix des soins, comme dans l'ensemble de l'échantillon. Toutefois, la probabilité de visiter les centres de santé publics au détriment des agents du secteur non médical diminue au fur et à mesure que les prix des soins augmentent.

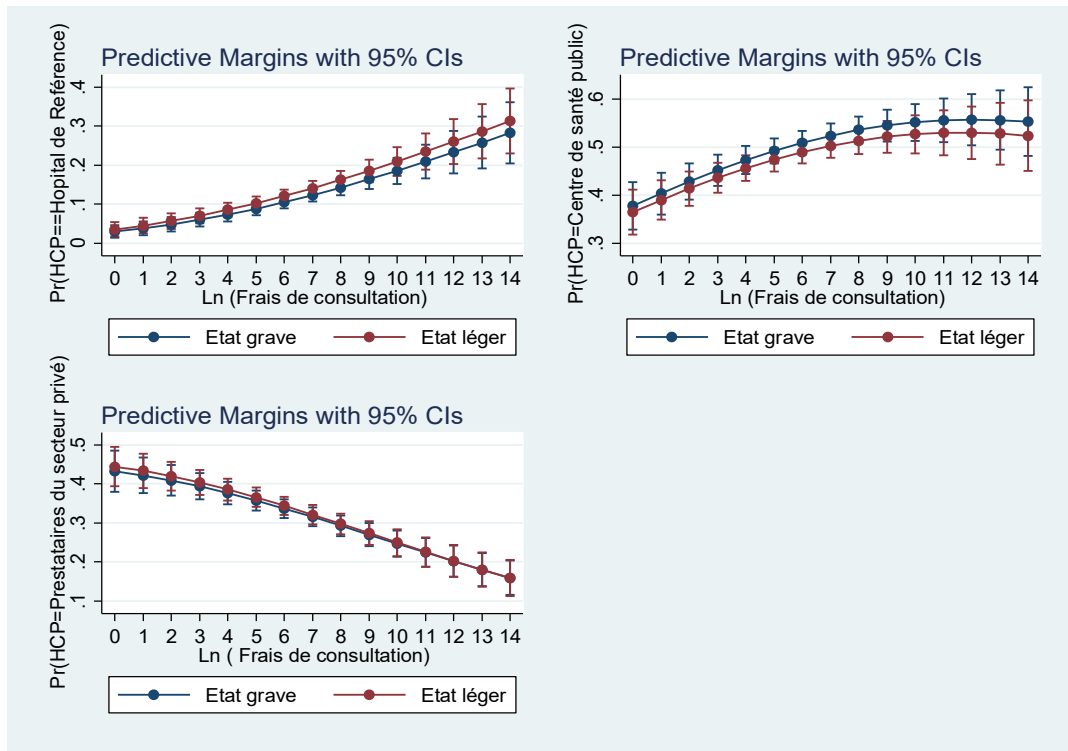
En revanche, la probabilité de choisir les prestataires de soins du secteur privé par rapport aux agents du secteur non médical diminue fortement avec le niveau des prix quelle que soit la gravité de la maladie.

Table 4. Déterminants du choix thérapeutique (Effets marginaux)

	(1)	(2)	(3)
	Dy/dx	Dy/dx	Dy/dx
Modalité de référence : Secteur non médical	Hôpitaux de référence	Centres de santé public	Prestateurs de soins privés
Ln (Prix des soins)	0,0180***	0,0145***	-0,0202***
	0,0029	0,0037	0,0034
Age	0,0019***	-0,0017**	0,0002
	0,0000	0,0006	0,0006
Education (Ref. Sans niveau)			
Primaire	0,0227	-0,0163	-0,0236
	0,0210	0,0302	0,0297
Secondaire et plus	0,0542**	-0,0036	-0,0437
	0,0228	0,0340	0,0323
Statut matrimonial (En couple=1)	-0,0232	-0,0327	0,0467*
	0,0170	0,0277	0,0268
Sexe (Homme=1)	-0,0051	-0,0259	0,0179
	0,0157	0,0236	0,0230
% de ménages riches par cluster	0,0818**	-0,0259***	0,0179***
	0,0375	0,0236	0,0230
Milieu de résidence (Rural=1)	0,0419	-0,0462	0,0147
	0,0262	0,0406	0,0395
Inverse du ratio de Mills	0,1000	0,0698	-0,2164
	0,1083	0,1700	0,1647
Region (Ref. Adamaoua)			
Centre	0,1349***	0,0941	-0,2383***
	0,0438	0,0695	0,0704
Est	0,0062	0,0890*	-0,0828*
	0,0366	0,0525	0,0492
Extrême-Nord	0,0554	0,0822***	-0,0742*
	0,0454	0,0663	0,0637
Littoral	0,0225	0,1210**	-0,1554***
	0,0457	0,0600	0,0585
Nord	0,0482	0,0211	-0,0170
	0,0370	0,0552	0,0510
Nord-Ouest	0,1240	0,3205***	-0,4373***
	0,0480	0,0731	0,0800
Ouest	-0,0270	-0,0956	0,1183*
	0,0450	0,0663	0,0623
Sud	-0,0093	0,0597	-0,0337
	0,0414	0,0574	0,0538
Sud-Ouest	0,0453	0,0583	-0,0723
	0,0417	0,0599	0,0557
Observations		1615	

Source : Auteur, à partir d'EDS-MICS, 2011.

Figure 3. Choix thérapeutiques selon la sévérité de la maladie (Effets marginaux)



Source : Auteur, à partir d'EDS-MICS, 2011.

Note : Le terme HCP signifie "health care provider" ou Prestataire de soins de santé.

Conclusion

Cet article estime un modèle Probit multinomial pour analyser l'effet de la participation financière des usagers sur la demande de soins de santé en faisant usage des données de l'Enquête Démographique et de Santé couplée avec l'Enquête par grappe à Indicateurs Multiples réalisée par l'Institut National de la Statistique du Cameroun. Les résultats montrent que le prix des soins est positivement associé à la probabilité de consulter les hôpitaux de référence et les centres de santé publics par rapport aux agents non médicaux. En revanche, l'accroissement du prix des soins diminue la probabilité de visiter un prestataire de soins du secteur privé au bénéfice des agents du secteur non médical. Les pouvoirs publics devraient encourager la consommation des soins de santé dans les structures de santé publiques en rapprochant davantage ces structures des ménages et en soutenant financièrement les charges supportées par les malades dans ces structures. Ils devraient également s'assurer que la hausse des prix de soins chez les prestataires de soins privés est associée à l'amélioration de la qualité des soins afin d'encourager leur consommation plutôt que les soins du secteur non médical.

Références

- Akin J. S. et Hutchinson P., 1999, "Health care facility choice and the phenomenon of bypassing", *Health Planning and Policy*, vol. 14, n°2, p.135-151.
- Akin J., Griffin C., Guilky B. M. et Popkin B. M., 1986, "The demand for primary care in the Bicol Region of the Philippines", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 34, n°4, p.755-782.
- Asenso-Okyere W. K., Anum, A, Osei-Akoto I. et Adukonu A.,1998 "Cost recovery in Ghana: are there any changes in health care seeking behaviour?", *Health Policy and Planning*, vol.13, n°2, p.181-188.
- Banque Mondiale, 1987, "Financing health services in Development countries; an agenda for reform", *World Bank Policy Study*, Washington D.C.
- Biglaiser G. et Ma C. T. A., 2007, "Moonlighting: public service and private practice", *Rand Journal of Economics*, Vol. 38, N°4, p.1113-1133
- Chawla M. et Ellis R., 2000, "The impact of financing and quality changes on health care demand in Niger", *Health Policy and Planning*, vol.15, n°1, p.76-84.
- Dieng M., Audibert M., Le Hesran J. Y. et Ta Dial A., 2014, "Déterminants de la demande de soins en Milieu péri-urbain dans un context de subvention à Pikine, Sénégal", Centre d'Etudes et de Recherches sur le Développement International, Etudes et Documents, n°15.
- Grossman M., 1972, "The demand for health: a theoretical and empirical investigation", *NBER Occasional Paper 119*, Columbia University Press.
- Hangoma P., Robberstad B. et Aakvik A., 2018, "Does free public health care increase utilization and reduce spending? Heterogeneity and long-term effects", *World Development*, vol.101, p.334-350.
- Heller P., 1982, "A model of demand for medical and health services in Peninsular Malaysia", *Social Science and Medicine*, vol.16, p.267-284.
- Hensher D. et Greene W., 2003, "The mixed logit practice: the state of the practice", *Transportation*, vol.30, n°2, p.133-176.
- Institut National de la Statistique (INS) et ICF, 2019, Enquête Démographique et de Santé du Cameroun 2018, Indicateurs Clés. Yaoundé, Cameroun, et Rockville, Maryland, USA: INS et ICF.
- Institut National de la Statistique (INS), 2005, *Enquête Démographique et de Santé, Cameroun 2004*, Calverton, Maryland, USA, INS et ORC Macro
- Institut National de la Statistique (INS), 2006, *Enquête par grappes à Indicateurs Multiples, 2006 (MICS 2006)*, Yaoundé, Cameroun
- Institut National de la Statistique (INS), 2008, *Conditions de vie des populations et profil de pauvreté au Cameroun en 2007*, Rapport Principal de L'ECAM 3, Yaoundé, Cameroun.
- Institut National de la Statistique (INS), 2012, Enquête Démographique et de Santé et à Indicateurs Multiples du Cameroun 2011, Institut National de la Statistique et ICF International, Calverton, Maryland, USA.
- Institut National de la Statistique (INS), 2013, Annuaire statistique du Cameroun.
- Institut National de la Statistique (INS), 2015, Tendances, Profil et déterminants de la pauvreté au Cameroun entre 2001 et 2014 Institut National de la Statistique, Décembre, Yaoundé.

Juillet A., 1999, "L'impact des tarifs des services de santé et des revenus sur les décisions de recours aux soins des malades à Bamako", *Revue d'Economie du Développement*, n°4, p.69-89.

Lagarde M. et Palmer N., 2011, "The impact of user fees on access to health services in low- and middle-income countries (Review)", *The Cochrane Database of Systematic Reviews*, Issue 4.

Lavy V. et Alderman H., 1996, "Household responses to public health services: cost and quality tradeoffs", *The World Bank Research observer*, vol.11, n°1, p.3-22.

Li M., 1993, "The demand for medical care: evidence from Areas in Bolivia", LSMS Working Paper, N°123.

Livtack J. I et Bodart C., 1993, "User fees plus quality equals improved access to health care: results of a field experiment in Cameroon", *Social Science and Medicine*, vol. 37, p.369-383.

Lohlien D, Jütting J, Wahrheim P., 2002, "Provision of public goods in transition process:empirical evidence on access to health care in rural regions of Russia", University of Maryland: IRIS.

Macq J, Ferrinho P, De Brouwere V, Van Lerberghe W., (2001), Managing health services in developing countries: between ethics of the civil servant and the need for moonlighting: managing and moonlighting, *Human Resources for Health Development Journal*, vol.5, 17-24

Mariko M., 2003, "Quality of care and the demand for health services in Bamako, Mali: the specific roles of structural, process and outcome components", *Social Science and Medicine*, vol.53, p.1183-1196.

MINSANTE, 2016, Profil sanitaire analytique Cameroun, Ministère de la Santé Publique, Yaoundé

Mwabu G. M. et Wang'Ombe J., 1994, Health services pricing reforms in Kenya, 1989-1993, Washington D.C., *International Health Policy Program*, the World Bank.

Mwabu G. M., Ainsworth M. et Nyamete A., 1994, "Quality of medical care and choice of medical treatment in Kenya: an empirical analysis", *Journal of Human Resources*, vol.28, n°4, p.838-862.

Ngangué N., 2018, "Effets des prix et du revenu sur le recours aux soins au Cameroun", *Mondes en Développement*, Vol.46, n° 183, 29-48.

Nguenda Anya S. B. et Yene A., 2016, « The determinants of the choice of treatment of pregnant women in Cameroon", *Health Economic Review*, vol.6, n°48, 2-9.

Ntembe A. N., 2009, "User charge and health care provider choice in Cameroon", *International review of business research papers*, vol. 5, n°6, p.33-49.

Okumagba P. O., 2011, "Choice of health care service utilization by the elderly in Delta State of Nigeria", *Journal of Sociology. Soc. Anth.*, vol.2, n°2, p.131-138.

Olivier de Sardan J. P. et Ridde V., 2012, L'exemption de paiement des soins au Burkina Faso, mali et Niger. Les contradictions des politiques publiques", *Afrique Contemporaine*, 2012/3, n°243, p.13-32

OMS, 2016, L'espérance de vie a progressé de 5 ans depuis 2000, mais les inégalités sanitaires persistent, Organisation Mondiale de la Santé, Centre des médias, Communiqué de presse du 19 mai 2016, Genève.

OMS, 2020, Global Health Observatory data repository, World Health Organization, <https://apps.who.int/gho/data/view.main.22500WHOREG?lang=en>

OMS, 2020, The global health observatory. Explore a world of health data, [https://www.who.int/data/gho/data/indicators/indicator-details/GHO/life-expectancy-at-birth-\(years\)](https://www.who.int/data/gho/data/indicators/indicator-details/GHO/life-expectancy-at-birth-(years))

Orem N. J., Mugisha F., Kirunza C., Macq J. et Criel B., 2011, “Abolition of user fees; the Uganda paradox”, *Health Policy and Planning*, vol. 26, ii41-ii51.

Qian D., Pong R. W., Yin A., Nagarajan K. V. et Meng Q., 2009, “Determinants of health care demand in poor, rural China: the case of Gansu Province”, *Health Policy and Planning*, vol.24, p.324-334.

Sahn D. E., Younger S. D. et Genicot G., 2003, “The Demand for health care services in rural Tanzania”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 65, n°2, p.241-259.

Schwartz J. B., Akin J. S. et Popkin B. M., 1988, “Price and Income Elasticities of demand for modern health care: the case of infant delivery in the Philippines”, *The World Bank Economic Review*, vol.2, n°1, p.49-76.

Tembon A. C., 1996, “Health care provider choice: The Northwest province of Cameroon”, *International Journal of Health Planning and Management*, vol.11, p.53-67.

UNICEF (2018), Maternal and Newborn health disparities, Cameroon.

Wellay T., Gebreslassie M., Mesele M., Gebretinsae H., Ayele B., Tewelde A. et Zewedie, 2018, «Demand for health care service and associated factors among patients in the community of Tsegedie District, Northern Ethiopia”, *BMC Health Services Research*, vol. 18, 2-9.

WHO, 2017, Cooperation Strategy of WHO and the Republic of Cameroon, 2017-2020, World Health Organization, Geneva.

Wilkinson D., Gouws E., Sach M. et Karim S. S., 2001, “Effect of removing user fees on attendance for curative and preventive primary health care services in rural South Africa”, *Bulletin of the World health Organization*, vol.79, n°1, p.665-671.

Annexes

Tableau A1. Description des variables

Variable	Observations	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
<i>Pris consultation et soins</i>	1615	3926	14785,91	0	200000
<i>Ln (Prix consultation et soins)</i>	1615	5,9140	3,1390	0	12206
<i>Age</i>	1615	29,96	23,705	0	95
<i>Education</i>					
Sans niveau	1615	0,3640	0,4813	0	1
Primaire	1615	0,3312	0,4708	0	1
Secondaire et plus	1615	0,3046	0,4603	0	1
<i>Statut matrimonial (En couple)</i>	1615	0,3857	0,4785	0	1
<i>Sexe (Homme)</i>	1615	0,4253	0,4945	0	1
% de Riches dans le cluster	1615	0,4529	0,4042	0	1
<i>Milieu de résidence (Urbain)</i>	1615	0,4873	0,4999	0	1

Source : Auteur, à partir des données EDS-MICS, 2011

Table A2 : Résultats du modèle Probit multinomial du choix thérapeutiques (Coefficients)

Ref. : secteur non médical	(1) Hôpitaux de reference	(2) Centres de santé public	(3) Prestataires de soins privés
Ln (Prix des soins)	0.2595*** (0.0305)	0.1737*** (0.0235)	0.0918*** (0.0234)
Age	0.01845*** (0.0048)	-0.0023 (0.0043)	0.0066 (0.0043)
Education (Ref. Sans niveau)			
Primaire	-0.0457 (0.2182)	-0.2180 (0.1826)	-0.2425 (0.1869)
Secondaire et plus	0.4341* (0.2446)	0.0853 (0.2108)	-0.0177 (0.2108)
Statut matrimonial (En couple=1)	-0.2591 (0.1995)	-0.1800 (0.1779)	0.0066 (0.1807)
Sexe (Homme=1)	-0.1844** (0.1677)	-0.2030 (0.1438)	-0.1028 (0.1454)
Niveau de vie (Réf. Pauvre)			
Riche	0.1362 (0.434)	-0.9531** (0.3789)	0.0504 (0.3872)
Milieu de résidence (Rural=1)	0.3917 (0.2937)	0.0299 (0.2562)	0.1632 (0.2639)
Inverse du ratio de Mills	0.1336 (1.0782)	-0.3343 (0.9243)	-1.0229 (0.9339)
REGION (Adamaoua)			
Centre	0.7863* (0.431)	0-1412 (0.3635)	-0.6551* (0.3866)
Est	0.1871 (0.3562)	0.3308 (0.2932)	-0.0644 (0.2913)
Extreme-Nord	1.0882** (0.5384)	0.8966 (0.4656)	0.5349 (0.4719)
Littoral	-0.678*** (0.0213)	0.1358 (0.3362)	-0.5078 (0.3452)
Nord	0.9109** (0.3851)	0.6397* (0.3327)	-0.5499** (0.3278)
Nord-Ouest	0.9156* (0.5116)	0.8069* (0.4293)	0.9644** (0.4714)
Ouest	-0.2310 (0.4493)	-0.2606 (0.3766)	0.2372 (0.3775)
Sud	0.1302 (0.4169)	0.3091 (0.3366)	0.0983 (0.3358)
Sud-Ouest	0.6569 (0.4351)	0.4867 (0.3705)	0.1810 (0.3657)
Constante	-2.3277*** (0.4807)	0.8750** (0.3814)	0.8311** (0.3881)
Observations		1615	
Prob > Ch2		0,0000	

Source : Auteur, à partir d'EDS-MICS, 2011.
Les écart-types sont entre parenthèses.

Tableau A2 : Estimation du recours aux soins (Coefficients)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	URBAN			RURAL			SEVERE			LEGER		
	Hôpitaux de référence	Centres de santé publics	Prestataires de soins privés	Hôpitaux de référence	Centres de santé publics	Prestataires de soins privés	Hôpitaux de référence	Centres de santé publics	Prestataires de soins privés	Hôpitaux de référence	Centres de santé publics	Prestataires de soins privés
Ln (Prix des soins)	0.1988*** (0.0357)	0.1575*** (0.0317)	0.0607** (0.0305)	0.5610*** (0.0748)	0.2320*** (0.0372)	0.1609*** (0.0383)	0.2400*** (0.0453)	0.1381*** (0.0369)	0.1292*** (0.0374)	0.2808*** (0.0368)	0.2068*** (0.0285)	-0.0967*** (0.0282)
Age	0.0054*** (0.0063)	-0.0077 (0.0061)	-0.0071 (0.0060)	0.0369** (0.0074)	0.0143*** (0.0059)	-0.0223*** (0.0062)	0.0347*** (0.008)	-0.0153** (0.0079)	0.0160** (0.0079)	0.0045 (0.3012)	-0.0098* (0.0064)	-0.0023 (0.2560)
Education (Sans niveau)												
Primaire	0.0695 (0.2891)	-0.0571 (0.2612)	-0.0963 (0.2590)	-0.1637 (0.3676)	-0.2445 (0.2715)	-0.2445 (0.2715)	-0.1405 (0.3623)	-0.6805** (0.3110)	-0.5108 (0.3146)	0.0453 (0.3012)	0.1002 (0.2516)	-0.0255 (0.2560)
Secondaire et plus	0.5022* (0.2837)	-0.3569 (0.2581)	0.1324 (0.2543)	0.2620** (0.4613)	-0.2910 (0.3492)	-0.2910 (0.3492)	0.6463* (0.3988)	-0.0540 (0.3590)	-0.0159 (0.3646)	0.2083 (0.3287)	0.1282 (0.2858)	-0.0315 (0.2867)
Statut matrimonial (En couple=1)	-0.0276 (0.2675)	0.0312 (0.2581)	0.3282 (0.2559)	-0.6505** (0.3052)	-0.4802** (0.2360)	-0.4802* (0.2360)	-0.8462** (0.3324)	-0.6801** (0.3063)	0.3497 (0.3110)	0.1979 (0.2786)	0.1897 (0.2462)	0.2775 (0.2485)
Sexe (Homme=1)	-0.2315 (0.2161)	-0.2272 (0.2013)	-0.1459 (0.2009)	-0.2492 (0.2147)	-0.1585 (0.2147)	-0.1585 (0.2147)	-0.4413 (0.2792)	-0.6441** (0.2486)	0.5383** (0.2532)	-0.0671 (0.2369)	0.0906 (0.2026)	0.1596 (0.2038)
% de riches dans le cluster	0.6973 (0.6089)	-1.2001** (0.2013)	0.2212 (0.5634)	0.0358 (0.8939)	-0.1693 (0.4945)	-0.1693 (0.4945)	-1.0418 (0.7260)	-1.4778 (0.6325)	-1.1568* (0.6332)	0.2841 (0.3910)	-0.7696* (0.4505)	0.5867 (0.4494)
Residence (Urbain=1)												
Inverse du ratio de Mills	1.3154 (1.34259)	0.4087 (1.2699)	0.7792 (1.2503)	-0.8537 (1.9577)	-0.4530 (1.4237)	-0.4530 (1.4237)	-1.6085 (1.8252)	-3.7652 (1.6579)	-3.1443* (1.6544)	1.9308 (0.1764)	2.9553*** (1.5550)	1.4309 (1.5541)
Region (Adamaoua)												
Centre	0.2724 (0.7148)	-0.8249** (0.6840)	-1.5033 (0.6899)	0.5801 (0.9025)	-0.1693 (0.4945)	-0.9807* (0.5181)	-0.3807 (0.8967)	-0.1706 (0.825)	-1.1568 (0.8599)	1.3310** (0.6898)	-0.2189 (0.0282)	-0.1867 (0.5614)
Est	-0.4115 (0.6619)	-0.2394 (0.6165)	-0.6649 (0.6004)	0.6016** (0.5734)	0.9807* (0.5181)	0.5698 (0.3719)	0.2728 (0.5067)	0.9419 (0.4492)	0.0448 (0.4478)	0.5081 (0.5961)	-0.1403 (0.4517)	0.0953 (0.4575)
Extrême-Nord	0.2822 (0.9028)	0.2394 (0.8194)	0.0022 (0.8123)	1.9718 (0.7257)	1.4723** (0.5782)	1.4723** (0.5782)	0.6831 (0.7515)	0.7219 (0.6922)	-0.3194 (0.7008)	1.7000** (0.8931)	1.0307 (0.7442)	1.4722** (0.7446)
Littoral	0.2457 (0.8572)	-0.2148 (0.7632)	-0.3919 (0.7673)	0.3583 (0.5995)	-0.4527 (0.3878)	0.4527 (0.3878)	-1.1681 (0.5948)	0.1837 (0.5027)	-1.0085* (0.5150)	0.0483 (0.7403)	-0.0859 (0.5137)	-0.0278 (0.5284)
Nord	0.5067 (0.6712)	0.1318 (0.6309)	0.2813 (0.6138)	0.8606 (0.6522)	0.5297*** (0.4453)	0.5297 (0.4453)	0.8234 (0.5739)	0.8662 (0.5239)	0.4537 (0.5188)	1.2227** (0.6183)	0.2944 (0.4821)	0.6971 (0.4864)
Nord-Ouest	0.4028 (0.9614)	-0.0834 (0.8953)	-0.8455 (0.9042)	1.7064 (0.7348)	1.4409*** (0.5342)	1.4409*** (0.5342)	0.1524 (0.7345)	0.0584 (0.6491)	-1.9089 (0.7371)	1.7143** (0.7934)	1.2664** (0.6369)	-0.0573 (0.6869)
Ouest	-0.7196 (0.7817)	-0.8658 (0.7294)	0.9660 (0.7278)	-0.3368 (0.6655)	0.0709 (0.4756)	0.7095 (0.4756)	-0.8497 (0.6779)	-0.3520 (0.5661)	-0.1206 (0.5577)	0.7961 (0.8108)	-0.0770 (0.6713)	0.8400 (0.6693)
Sud	-1.0806 (0.7410)	0.3806 (0.6683)	0.7452 (0.6510)	1.5342 (0.6027)	1.1083 (0.4313)	1.1083** (0.4313)	-0.1997 (0.6076)	0.1186 (0.5310)	-0.0887 (0.5257)	0.5440 (0.6320)	0.9707 (0.4815)	0.2560 (0.4911)
Sud-Ouest	-0.3295 (0.7304)	-0.4542 (0.6804)	-0.7083 (0.6559)	1.1801 (0.6870)	1.0370** (0.5102)	1.0370** (0.5102)	0.3766 (0.6074)	-0.5243 (0.5610)	-0.1858 (0.5589)	1.1700* (0.6669)	0.4783 (0.5186)	0.5957 (0.5236)
Constante	-1.4967* (0.7920)	1.6448** (0.7182)	-1.2662* (0.7185)	-4.8664*** (0.9358)	0.0872** (0.5395)	0.0872*** (0.5395)	-1.3907* (0.7872)	2.3871*** (0.6808)	1.9264*** (0.6790)	-3.2324*** (0.7749)	-0.0709 (0.6052)	-0.2952 (0.6077)
Observations		787			827			674			940	
Prob>Ch2		0,0000			0,0000			0,0000			0,0000	

Source : Auteur, à partir d'EDS-MICS, 2011 ; Les écart-types sont entre parenthèses ; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1



Mission

To strengthen local capacity for conducting independent, rigorous inquiry into the problems facing the management of economies in sub-Saharan Africa.

The mission rests on two basic premises: that development is more likely to occur where there is sustained sound management of the economy, and that such management is more likely to happen where there is an active, well-informed group of locally based professional economists to conduct policy-relevant research.

Bringing Rigour and Evidence to Economic Policy Making in Africa

- Improve quality.
- Ensure Sustainability.
- Expand influence.

www.aercafrica.org

Learn More



www.facebook.com/aercafrica



www.instagram.com/aercafrica_official/



twitter.com/aercafrica



www.linkedin.com/school/aercafrica/

Contact Us

African Economic Research Consortium
Consortium pour la Recherche Economique en Afrique
Middle East Bank Towers,
3rd Floor, Jakaya Kikwete Road
Nairobi 00200, Kenya
Tel: +254 (0) 20 273 4150
communications@aercafrica.org