

# Frais d'Utilisation, Accès et Délai d'Attente au Nigeria

*Noah Olasehinde,  
Uche Abamba Osakede  
et  
Abdulfatai Adekunle Adedeji*

*Documents de travail HC-005*

*Apporter de la rigueur et des éléments de preuve à  
l'élaboration des politiques économiques en Afrique*

AFRICAN ECONOMIC RESEARCH CONSORTIUM  
CONSORTIUM POUR LA RECHERCHE ÉCONOMIQUE EN AFRIQUE

# **Frais d'Utilisation, Accès et Délai d'Attente au Nigeria**

Par

Noah Olasehinde  
*Université d'Ibadan  
Ibadan Nigeria*

Uche Abamba Osakede  
*Université Bowen, Iwo  
État d'Osun, Nigeria*

*et*

Abdulfatai Adekunle Adedeji  
*Université d'Ibadan, Nigeria*

**CETTE ÉTUDE DE RECHERCHE** a été rendue possible grâce à une subvention du Consortium pour la Recherche Economique en Afrique. Toutefois, les conclusions, opinions et recommandations sont celles de l'auteur et ne reflètent pas nécessairement les points de vue du Consortium, de ses membres individuels ou du Secrétariat du CREA.

Publié par : Le Consortium pour la Recherche Economique en Afrique  
B.P. 62882 - City Square  
Nairobi 00200, Kenya

© 2022, Consortium pour la Recherche Economique en Afrique.

# Table des matières

Liste des tableaux

Liste des abréviations et acronymes

Résumé

1.	Introduction	1
2.	Contexte et revue de la littérature	4
3	Méthodologie	14
4.	Résultats et discussion	24
5.	Conclusion et recommandation	32
	Remarques	39
	Références	40

# Liste des tableaux

1.	Statistiques descriptives des variables de l'étude (n= 26 176)	25
2.	Estimations par régression logistique des frais d'utilisation et de l'accès aux soins préventifs.	28
3.	Estimations de régression logistique pour les frais d'utilisation et l'accès aux soins curatifs.	31
4.	Estimations de régression binomiale négative sur les frais d'utilisation et le délai d'attente pour le recours aux soins préventifs.	33
5.	Estimations par régression binomiale négative des frais d'utilisation et du délai d'attente pour l'utilisation des soins curatifs.	36

# Liste d'abréviations et d'acronymes

CHAM	Association chrétienne de la santé du Malawi
CS	Césarienne
DID	Différence dans les différences
EAs	Zones d'énumération)
GLM	Modèles linéaires généralisés
GHS	Enquête générale sur les ménages
IRR	Taux de Ratio d'Incidence
LPM	Modèle de probabilité linéaire
MNL	Modèle logit multinomial
NBRM	Modèle de régression binomiale négative
NBS	Bureau national des statistiques
NGN	Naira nigérian
OLS	Moindres carrés ordinaires
OOP	dépenses personnelles
OR	Ratio Odds
PSUs	Unités primaires d'échantillonnage
RD	Discontinuité de la régression
SSA	Afrique sub-saharienne
THE	Dépenses totales de santé
OMS	Organisation mondiale de la santé
ZDHS	Enquête démographique et sanitaire de Zambie

## Résumé

Dans la mesure où la pérennité fiscale de la prestation des soins de santé devient de plus en plus une préoccupation pour la plupart des économies africaines, l'imposition de frais d'utilisation est considérée comme vitale. D'une part, l'imposition empêche l'accès aux soins pour les pauvres. D'autre part, la suppression réduit la qualité des soins en termes de disponibilité des médicaments, des équipements médicaux et du personnel. Elle peut également allonger le temps d'attente en raison de la faiblesse de la main-d'œuvre disponible. Malgré les preuves de plus en plus nombreuses de l'effet des frais d'utilisation sur l'accès aux soins de santé en Afrique, on en sait peu sur le Nigeria. Les résultats de la littérature sont également rares en ce qui concerne son effet sur le temps d'attente. En utilisant les données représentatives au niveau national de l'enquête générale sur les ménages, cette étude a examiné l'effet des frais d'utilisation sur l'accès aux soins de santé et le temps d'attente dans les établissements de santé publique au Nigeria. Dans ce document, nous avons examiné l'effet des frais d'utilisation sur l'accès aux soins de santé et le temps d'attente pour les soins préventifs et curatifs. L'accent mis sur les soins préventifs est important car le gouvernement subventionne les frais de santé pour les soins préventifs liés à la grossesse et à l'accouchement dans les hôpitaux publics. Les résultats fourniraient des preuves de l'effet de l'abolition totale des frais d'utilisation pour les deux types de soins. Ceci est important car une telle politique n'a pas encore été formellement établie dans le pays. Nous modélisons l'accès aux soins de santé à l'aide des données d'utilisation dans un modèle de régression logistique et le temps d'attente à l'aide du modèle de régression binomiale négative (MRBN). Notre analyse a montré que très peu de personnes sont en mesure d'accéder aux soins de santé. Des effets positifs significatifs liés au frais d'utilisation ont été observés sur l'accès aux soins préventifs et curatifs, ainsi que sur le temps d'attente pour utiliser les services de santé. Alors que les résultats précédents montraient généralement que les frais d'utilisation réduisaient la demande de soins de santé, nos résultats montrent l'inverse pour le Nigeria. L'effet non négatif de l'imposition de frais d'utilisation sur le temps d'attente suggère fortement une forte demande de soins de santé par rapport à l'offre de main-d'œuvre dans le secteur de la santé. Le résultat suggère que l'abolition du frais d'utilisation n'empêchera pas l'accès aux soins de santé, en particulier pour les personnes qui ont les moyens de payer pour leur utilisation. Cependant, comme la plupart des personnes ne sont pas en mesure d'accéder aux soins de santé, l'abolition

réduira l'inégalité dans l'utilisation des soins de santé. Conformément à ces résultats, les efforts visant à promouvoir l'accès à l'utilisation des soins de santé au Nigeria ne devraient pas viser l'abolition totale des frais d'utilisation mais fournir une certaine forme de subvention. En effet, une suppression totale peut aggraver l'état actuel des infrastructures de santé en termes de soutien fiscal. Avec des subventions, les gouvernements peuvent mobiliser des fonds pour fournir des infrastructures de soins de santé et améliorer l'accès à l'utilisation des soins. Les efforts du gouvernement pour améliorer l'utilisation et les infrastructures de santé devraient également se concentrer sur d'autres moyens d'augmenter les revenus, comme l'augmentation de l'allocation budgétaire à la santé, en dehors des fonds provenant des frais d'utilisation.

# 1. Introduction

Dans la plupart des économies en développement, le système de soins de santé exige un paiement direct au moment de l'utilisation du service (Organisation mondiale de la santé [OMS], 2019). Le paiement direct des soins de santé dans ces économies constitue une fraction plus importante du total des paiements des soins de santé. Cela s'explique par le fait que les économies en développement sont fortement informelles, ce qui limite la mobilisation des recettes par le gouvernement pour financer les soins de santé et d'autres infrastructures de base (Banque mondiale, 2019). Les paiements à la source effectués par les individus aux prestataires de soins de santé publics au point de prestation des services sont souvent appelés frais d'utilisation (Nanda, 2002 ; Gilson & McIntyre, 2005 ; Lagarde & Palmer, 2008). Ces paiements peuvent prendre la forme de frais d'inscription, de frais d'entrée ou de consultation, de frais de médicaments, de frais de laboratoire médical, ou de frais pour toute utilisation des soins de santé, qu'il s'agisse de soins hospitaliers ou ambulatoires (Lagarde & Palmer, 2008). Tout prépaiement de services de santé, comme les cotisations d'assurance et les remboursements à la personne qui a effectué les paiements, n'est pas considéré comme des frais d'utilisation (OMS, 2019). Dans les milieux à faibles ressources, où les prestataires de soins de santé ne sont pas correctement rémunérés, les frais d'utilisation constituent une source majeure de revenus pour les agents de santé. Ils servent principalement à soutenir la fourniture de services de santé et à améliorer l'efficacité du système de santé et la qualité des services. Toutefois, on craint que les frais d'utilisation dans les économies en développement ne soient associés à des dépenses de santé catastrophiques et appauvrissantes et ne réduisent ainsi la performance du système de santé (OMS, 2019).

Pour la plupart des économies en développement, les frais d'utilisation ont été introduits dans les années 1980 et 1990 en réponse au programme d'ajustement structurel de la Banque mondiale (Lagarde & Palmer, 2008 ; Whitehead et al., 2001). La Banque mondiale considérait les frais d'utilisation comme une importante source de revenus permettant d'assurer la pérennité financière des systèmes de santé des pays en développement. Il s'agit principalement de réduire la pression financière sur le gouvernement car ces pays ne disposent pas de ressources fiscales suffisantes pour financer leur système de santé. Conformément à cette position, l'imposition de frais d'utilisation devrait améliorer l'accès aux soins de santé en augmentant le nombre et le fonctionnement des établissements de santé, en particulier lorsque la

pérennité financière est difficile. Le réinvestissement des recettes provenant des frais d'utilisation pourrait également permettre de fournir un large éventail de services de santé et donc d'améliorer la qualité des soins en réduisant le temps d'attente, et d'accroître les infrastructures et les résultats en matière de santé (Holst, 2006). Il a également été considéré comme un moyen de réduire les risques moraux liés à la demande, de limiter l'abus des services de santé et d'accroître l'efficacité de la prestation des soins de santé (Gilson, 1997).

Les preuves de la littérature suggèrent que les revenus générés par les frais d'utilisation peuvent être très faibles et insignifiants pour permettre l'amélioration de la prestation des soins de santé ou réduire la charge des soins de santé sur le gouvernement. Lorsque c'est le cas, il n'est pas possible de soutenir la durabilité fiscale des soins de santé. La viabilité des frais d'utilisation dans la réduction de la charge des dépenses de santé publique pour les économies en développement est également réduite par les inefficacités endémiques dans la procédure de collecte des frais en raison des coûts de gestion et des détournements de fonds. Même si les recettes générées par ces frais peuvent être trop faibles pour avoir un impact significatif sur la qualité des soins de santé, elles peuvent parfois être trop importantes pour les personnes pauvres. Au Nigeria, plus de 67 % de la population vit dans la pauvreté absolue en 2016, ce qui implique que les frais de service peuvent ne pas répondre à l'intention requise d'amélioration de l'accès aux soins de santé. L'incidence d'un indice de corruption élevé dans le pays pourrait également impliquer des soins de faible qualité, même avec l'imposition de frais d'utilisation (voir Ensor & Duran-Moreno, 2005). Malgré ces possibilités, peu d'études ont examiné l'effet des frais d'utilisation sur l'accès et la qualité des soins de santé au Nigeria.

Pour d'autres économies africaines, les conclusions sur l'effet des frais d'utilisation sur les soins de santé, notamment en ce qui concerne l'accès, se multiplient. Les conclusions abondent dans des pays comme l'Afrique du Sud, le Mali, le Kenya, la Tanzanie, le Ghana, Madagascar et l'Ouganda. Les études existantes ont toutefois accordé moins d'attention à l'impact des frais d'utilisation sur la qualité des soins de santé. Les résultats obtenus dans les différents pays concernant l'impact des frais d'utilisation sur l'accès aux soins de santé sont uniformes et indiquent un effet défavorable, à l'exception du défi que représente la pérennité financière des soins de santé lorsque les frais sont supprimés (Johnson et al., 2012 ; Deininger & Mpuga, 2004 ; Koch, 2012 ; Issifou et Kremsner, 2004 ; Abdu et al., 2004 ; Dupas, 2014 ; Ekwempu et al., 1990 ; Haddad & Fournier, 1995 ; Waddington & Enyimayew, 1990 ; Abel-Smith & Rawal, 1992). Il existe peu de données récentes permettant de savoir si les frais d'utilisation ont le même impact au Nigeria que dans d'autres pays. Cette étude a pour but d'examiner l'impact des frais d'utilisation sur l'accès et le temps d'attente dans les établissements de soins de santé au Nigeria. L'accent mis sur l'effet des frais d'utilisation sur le temps d'attente est important étant donné que la littérature se concentre davantage sur les frais d'utilisation et l'accès. Il est possible qu'un temps d'attente plus long puisse être induit par la demande, par exemple, une fréquentation plus importante d'un établissement de santé doté d'une meilleure infrastructure

augmentera le temps d'attente en raison de la surcharge du personnel et, par conséquent, la prestation de services ne sera pas de qualité optimale.

Cependant, une dotation suffisante en établissements de santé dotés d'une bonne infrastructure grâce au paiement de frais d'utilisation, par exemple, réduira inévitablement le temps d'attente pour accéder aux soins et induira donc une meilleure satisfaction et un meilleur rétablissement. Nous avons examiné l'effet des frais d'utilisation sur l'accès aux soins et le temps d'attente dans les établissements de santé publics et pour deux grands types de prestations de soins : préventives et curatives. La justification de ces objectifs découle de deux points de vue. Le premier est que les études existantes ne fournissent pas de résultats abondants sur l'effet des frais d'utilisation sur le temps d'attente dans les établissements de santé, et que l'on s'intéresse plutôt à son impact sur l'accès aux soins (Koch, 2012 ; Dupas, 2014 ; Issifou et Kremsner, 2004). Deuxièmement, le gouvernement nigérian subventionne le coût des soins de santé pour certains soins préventifs, notamment en ce qui concerne la grossesse et l'accouchement dans les hôpitaux publics. Par conséquent, les résultats concernant les soins préventifs fourniraient des preuves récentes de l'effet de l'abolition des frais d'utilisation au Nigéria, puisque cette politique n'a pas encore été clairement établie dans le pays. Cette étude contribue donc à la littérature existante sur l'effet des frais d'utilisation de trois manières. Premièrement, elle fournira des preuves récentes de l'impact des frais d'utilisation sur l'accès aux soins de santé au Nigeria. Deuxièmement, les résultats seront ajoutés à la rare littérature sur l'effet des frais d'utilisation sur le temps d'attente ; et troisièmement, l'étude fournira des preuves de l'impact des frais d'utilisation, non seulement sur les soins curatifs, mais aussi sur les soins préventifs, étant donné le manque d'études sur l'impact des frais d'utilisation sur les soins préventifs.

## 2. Contexte et revue de la littérature

Au Nigeria, les soins de santé sont financés par des sources publiques et privées. La prestation privée est essentiellement assurée par les paiements à la source, le financement des donateurs et l'assurance maladie. L'assurance maladie est toutefois financée en partie par les paiements directs et par le gouvernement pour les travailleurs du secteur public et les employeurs des organisations privées. Le paiement direct des soins de santé, également appelé frais d'utilisation lorsque le paiement est effectué dans un établissement public, représente généralement la plus grande part des dépenses de santé au Nigeria. Pas moins de 66 % et 68 % des dépenses totales de santé (DTS) ont été attribuées au paiement direct en 2004 et 2005 respectivement (Soyibo et al., 2009). Par la suite, les dépenses personnelles (en pourcentage des dépenses totales de santé) ont encore augmenté, passant d'environ 60 % en 2008 à 75 % en 2016 (OMS, 2017). Tout indique que les ménages supportent la plupart de la charge des dépenses de santé au Nigeria. L'imposition de frais d'utilisation des services de santé au Nigeria peut donc induire une hausse des dépenses de santé des individus et des ménages. La situation est encore aggravée par la forte prévalence de la pauvreté. L'imposition de frais d'utilisation a tendance à compromettre l'amélioration de l'accès aux soins et la qualité des services lorsque les taux de pauvreté sont élevés. Dans ce cas, la pauvreté monétaire peut contraindre les individus à se tourner vers des alternatives de faible qualité, telles que les praticiens privés, les vendeurs de médicaments non autorisés, les guérisseurs traditionnels ou l'auto-traitement (Dupas, 2014). Parfois, cette imposition constitue un obstacle au recours précoce aux soins de santé ou à des doses partielles de médicaments, ce qui entraîne une morbidité et une mortalité accrues (Gilson et McIntyre, 2005).

Dans ce cas, les frais d'utilisation rendent moins sensible à la qualité et plus sensible aux prix. Il existe également des arguments selon lesquels, lorsque des frais d'utilisation sont imposés, la qualité des soins de santé peut ne pas s'améliorer s'il y a une surprescription de médicaments pour augmenter les recettes des ventes (McPake et al., 1993). Au Nigeria, par exemple, un effet défavorable des frais d'utilisation sur la qualité des soins de santé a été observé dans la tarification des médicaments antipaludiques, en particulier les thérapies à base d'artémisinine, qui constituent un traitement efficace contre le parasite *Plasmodium falciparum*. Le parasite est très répandu au Nigeria et a développé une résistance aux générations précédentes de médicaments antipaludiques. La combinaison thérapeutique à base d'artémisinine est plus coûteuse à produire que

la monothérapie. Cependant, la monothérapie a la préférence des consommateurs car elle est moins chère et peut être achetée auprès de vendeurs de médicaments privés. Elle contribue toutefois au développement plus rapide de la résistance à l'Artemisia. Cela signifie que les frais élevés pour les thérapies combinées aujourd'hui peuvent entraîner une baisse de la qualité des médicaments à l'avenir (Dupas, 2014). Malgré l'existence de frais d'utilisation au Nigeria, on observe que le temps d'attente dans les établissements de santé publics est relativement plus élevé que dans les établissements de santé privés. Parfois, un petit niveau de frais d'utilisation peut être catastrophique pour les ménages pauvres, de sorte que la vente d'actifs et/ou l'emprunt deviennent nécessaires pour répondre aux besoins de soins de santé. Ils peuvent également être confrontés à un traitement hostile de la part des prestataires de soins de santé en raison de leur incapacité à payer les soins (Gilson & McIntyre, 2005).

Il a été démontré que les coûts de paiement des soins de santé réduisaient l'utilisation, en particulier pour les personnes pauvres. Au Mali, par exemple, les frais d'utilisation des soins de santé ont diminué l'accès en réduisant l'utilisation des services de santé pour le traitement du paludisme. Cela a également entraîné un retard dans la présentation des soins et des soins incomplets ou inadéquats (Johnson et al., 2012). D'autres preuves de l'effet des frais d'utilisation sont présentées par Issifou et Kreamsner (2004) pour le Gabon, indiquant une baisse des visites de patients externes pour les soins curatifs lorsque les frais de consultation sont augmentés deux fois dans les hôpitaux privés. La preuve de la faible utilisation des services de soins de santé avec l'augmentation des frais d'utilisation est également démontrée au Soudan. Abdu et al. (2004) ont constaté que la diminution des frais d'utilisation de 25 % et 75 % a initié un changement plus que proportionnel dans le nombre de visites de femmes enceintes et d'enfants dans les centres de santé au Soudan.

Dans les zones rurales du Kenya, Dupas (2014) a constaté une réduction de la demande de mesures préventives du paludisme, telles que l'utilisation de moustiquaires, avec l'imposition de frais d'utilisation. Cette réduction atténuée invariablement la volonté future de payer pour les moustiquaires et empêche les ménages de découvrir les avantages incontournables de cette mesure préventive du paludisme. On a également constaté que l'imposition de frais d'utilisation avait une influence négative sur l'adhésion à un traitement coûteux, en particulier pour les maladies de longue durée comme le VIH/SIDA (Gwatkin, 2005 ; OMS, 2005).

Peu après l'introduction des frais d'utilisation au Nigeria, Ekwempu et al. (1990) ont montré que les décès maternels dans la région de Zaria ont augmenté d'environ 56%. On a également enregistré une baisse d'environ 46% du nombre d'accouchements dans l'hôpital principal, ce qui indique des résultats sanitaires médiocres suite à l'introduction de la tarification des soins de santé au Nigeria. Il existe également des preuves empiriques que les frais d'utilisation n'entraînent pas toujours une amélioration de la qualité ou de la disponibilité des médicaments (Haddad & Fournier, 1995 ; Waddington & Enyimayew, 1990 ; Abel-Smith & Rawal, 1992). Les recettes collectées sont le plus souvent peu importantes, ne couvrant qu'environ 5 à 10% des coûts récurrents (Gilson, 1997).

L'effet défavorable des frais d'utilisation sur l'accès et la prestation des soins de santé en Afrique a motivé l'introduction de politiques pour l'abolition des frais d'utilisation sur les soins de santé de base, en particulier dans les centres de soins de santé primaires. Des pays comme l'Afrique du Sud, l'Ouganda, Madagascar, le Ghana et le Kenya ont lancé de telles actions politiques pour améliorer l'utilisation des soins de santé et donc l'état de santé. En Afrique du Sud, les frais d'utilisation ont été supprimés pour les femmes enceintes et les mères qui allaitent en 1994. Et en 1997, la suppression des frais a été étendue à tous les utilisateurs de soins de santé dans les centres de santé primaires. Cette politique a entraîné une augmentation de l'utilisation des services curatifs et une baisse de la demande de soins préventifs (Wilkinson et al., 2001). En Ouganda, l'abolition de tous les frais d'utilisation a été initiée en 2001 suite à des plaintes selon lesquelles les frais d'utilisation exemptaient les pauvres, essentiellement parce qu'ils ne pouvaient pas se permettre de payer les soins de santé (Kivumbi & Kintu, 2002 ; Deininger & Mpuga, 2004). Cette réforme a entraîné une augmentation significative de l'utilisation des soins de santé, en particulier par les personnes pauvres. Un résultat similaire a été observé à Madagascar avec un doublement de l'utilisation des soins de santé en 1997 et 1998 après la suppression des frais. La suppression des frais a toutefois entraîné une pénurie de médicaments et un traitement inadéquat des patients. Les frais ont été réintroduits en 2003 car il n'y avait pas d'autres sources de financement viables (Banque mondiale, 2005 ; Fafchamps & Minten, 2004).

En Ouganda, la suppression des frais d'utilisation a permis d'améliorer considérablement l'accès aux services de santé, en particulier pour les pauvres. Les dépenses de santé des ménages pauvres ont considérablement diminué après l'introduction de la politique de suppression des frais d'utilisation (Deininger & Mpuga, 2004). Koch (2012) fournit également des preuves de l'impact de la suppression des frais d'utilisation en Afrique du Sud. Les frais d'utilisation en Afrique du Sud ont été supprimés en 1994 pour les enfants de moins de six ans et les personnes âgées, ainsi que pour les femmes enceintes et les mères allaitantes. En se concentrant sur les décisions de choix du prestataire pour les traitements curatifs, les résultats ont montré que la demande de soins curatifs dans le secteur public a augmenté d'environ 7% avec une baisse de la demande de soins curatifs dans le secteur privé du même ordre de grandeur. Les résultats fournissent également des preuves d'une amélioration de la santé des jeunes enfants, indiquant de meilleurs résultats sanitaires avec la suppression des frais d'utilisation.

Au Ghana, les frais d'utilisation ont été supprimés spécifiquement pour l'accouchement des enfants en 2003 (Koch, 2012). Asante et al. (2007) ont montré que cette politique a permis de réduire de 12 % la proportion de ménages confrontés à des dépenses de santé catastrophiques en raison de la naissance d'un enfant. Au Kenya, la suppression des frais d'utilisation en 1990 a entraîné une augmentation d'environ 41 % de la fréquentation des établissements de santé publics. Les frais ont toutefois été réintroduits en 2004, mais beaucoup plus bas que les frais initiaux (Mwabu et al., 1995). Au Malawi, les conclusions de Manthalu et al. (2016) ont montré

une augmentation de l'utilisation d'un service de soins de santé avec la suppression des frais d'utilisation ; il a été démontré que la levée des frais d'utilisation a entraîné une augmentation du pourcentage de femmes enceintes ayant effectué au moins une visite de soins prénatals pendant la grossesse, de la moyenne des visites de soins prénatals et des accouchements dans les établissements.

En Zambie, des frais d'utilisation ont été introduits pour les services de santé publique en 1993. Cependant, l'incapacité des pauvres des zones rurales à utiliser les services de santé publique a suscité des inquiétudes, ce qui a conduit à sa suppression en 2006. Masiye et al. (2008) ont montré qu'avec l'abolition des frais d'utilisation en Zambie, l'utilisation totale des services de santé publique a augmenté d'environ 50% dans les zones rurales. Les districts comptant un grand nombre de pauvres utilisent davantage les services de santé publique, ce qui suggère que la suppression du paiement par l'utilisateur permet aux pauvres d'avoir un meilleur accès aux services de santé dans le pays, la consommation de médicaments ayant également augmenté d'environ 40 %. Des résultats similaires ont été obtenus par Masiye et al. (2016). Hangoma et al. (2017) ont également observé les mêmes résultats montrant que la politique a augmenté l'utilisation globale des services de santé à la fois à court et à long terme. Cependant, en termes d'utilisation de services de santé spécifiques tels que les accouchements à l'hôpital, il a été démontré que l'abolition des frais d'utilisation en Zambie n'avait pas d'effet significatif sur le recours aux établissements de santé publics (Chama-Chiliba & Koch, 2016). L'effet non significatif peut être tiré du fait que la période de temps pour examiner l'impact de l'abolition peut être trop courte pour voir un effet. En effet, cette étude a évalué l'impact de la suppression des frais d'utilisation sur les accouchements à l'hôpital en utilisant principalement l'enquête démographique et sanitaire de Zambie (ZDHS) de 2007. Et comme l'abolition des frais d'utilisation a été annoncée en 2006, il est peut-être trop tôt pour détecter tout effet sur les accouchements sur une période d'un an. Il est possible que la politique, bien qu'annoncée, n'ait pas été complètement assimilée par les districts sanitaires ou les futures mères.

Lépine et al. (2017) ont fait des constats similaires, indiquant que la suppression des frais d'utilisation en Zambie n'a pas augmenté l'utilisation des services de soins de santé parmi le groupe de personnes le plus pauvre, mais a plutôt réduit les dépenses personnelles de santé. Il est suggéré que l'efficacité de la suppression des frais d'utilisation sur la demande de soins de santé peut être entravée par des facteurs tels que l'exclusion sociale, la mobilisation des préjugés institutionnels et le manque de capacités (Philipa & Ba, 2017).

Les résultats de Mckinnon et al. (2015) pour le Ghana, le Sénégal et la Sierra Leone suggèrent que l'imposition de frais d'utilisation a amélioré la prestation de services mais n'a pas réduit les inégalités (c'est-à-dire la richesse et l'éducation des ménages). En Éthiopie, les établissements de soins de santé où des frais d'utilisation étaient imposés étaient associés à une meilleure offre de lits d'accouchement, à une augmentation du nombre d'accouchements à l'hôpital, à un nombre élevé de personnel qualifié pour 1 000 accouchements et à davantage de traitements

obstétricaux directs et compliqués par rapport aux établissements sans frais d'utilisation (Pearson et al., 2011). Outre les frais d'utilisation, d'autres déterminants clés influençant l'utilisation des services de soins de santé, notamment en termes de faible utilisation des services de maternité, sont les frais de transport, les frais de nourriture et de logement pour les parents ou les aidants.

Leone et al. (2016) ont également examiné l'impact des frais d'utilisation sur l'accès aux soins de santé en se concentrant sur l'impact des réformes sur la probabilité d'accoucher dans une institution ou de subir une césarienne (CS) dans cinq pays d'Afrique ub-saharienne (ASS) : Ghana, Burkina Faso, Zambie, Cameroun et Nigeria. Les pays examinés présentent des différences caractéristiques, les cas de réformes n'ayant été expérimentés qu'au Ghana et au Burkina Faso. Les résultats montrent que les réformes des frais d'utilisation ont entraîné une augmentation d'environ 27% de l'accès aux accouchements en établissement. Les femmes pauvres et non éduquées, ainsi que celles des zones rurales, ont le plus bénéficié des réformes, ce qui indique un impact positif clair sur l'accès lorsque les frais d'utilisation sont supprimés.

Watson et al. (2016) ont également examiné les effets de l'introduction et de la suppression des frais d'utilisation sur les consultations externes et les nouveaux diagnostics de VIH, de paludisme et de tuberculose dans le district de Neno, au Malawi. Les résultats ont montré que l'introduction de frais d'utilisation était associée à des réductions des consultations externes et pour les nouveaux diagnostics de paludisme et de VIH. L'inverse a été observé lorsque les frais ont été davantage supprimés, ce qui renforce les arguments selon lesquels les frais d'utilisation constituent un obstacle à l'accès aux soins de santé. Un résultat intéressant en ce qui concerne l'impact des frais d'utilisation a été montré au Cambodge, avec la preuve que les fournisseurs de soins de santé du secteur privé ont augmenté les prix de la prestation de soins en même temps qu'une augmentation des frais d'utilisation dans les hôpitaux de référence. Cela a dissuadé davantage les pauvres de recourir aux soins de santé, tant dans le secteur public que privé. C'est une indication que l'imposition de frais d'utilisation peut induire le piège de la pauvreté médicale, empêchant l'accès aux soins de santé publics et privés. Le piège de la pauvreté médicale a des implications significatives sur la santé et les moyens de subsistance de la population en termes de morbidité non traitée et d'appauvrissement à long terme (Jacobs & Price, 2004).

Dao et al. (2008) avaient précédemment appliqué une approche différente pour examiner l'effet des frais d'utilisation sur l'utilisation des services de santé au Vietnam en utilisant l'indice de concentration. Les résultats ont révélé que les frais d'utilisation fournissent des ressources de santé, réduisant ainsi la charge financière du gouvernement ; cependant, ils appauvrissent la population et favorisent les inégalités de revenus et de résultats de santé. En Hongrie, l'imposition de frais d'utilisation est considérée comme une mauvaise option politique. En effet, l'imposition de frais d'utilisation peut être attribuée à des problèmes tels que le manque d'engagement du gouvernement envers le cadre des frais d'utilisation, l'expérience personnelle défavorable de la mise en œuvre des frais d'utilisation et la méfiance générale découlant de la mauvaise gestion des fonds publics (Baji et al., 2011).

L'accès aux soins de santé est examiné dans la littérature avec de nombreuses définitions. Il peut parfois être considéré comme un potentiel d'utilisation des soins de santé et parfois comme l'utilisation réelle des soins de santé. Il englobe à la fois la capacité à obtenir des soins, le fait de rechercher des soins et la prestation effective des soins de santé (Guagliardo, 2004). La définition adoptée dépend parfois du contexte dans lequel elle est appliquée. Dans les économies développées comme les États-Unis, l'accès aux soins de santé fait simplement référence au fait que l'individu est assuré ou non. Dans des endroits comme l'Europe, où la quasi-totalité des citoyens sont en principe assurés, l'accès fait généralement référence à la capacité d'obtenir une gamme spécifiée de services, à un niveau de qualité spécifié, sous réserve d'un niveau maximal spécifié d'inconvénients et de coûts personnels, tout en étant en possession d'un niveau d'information spécifié (Goddard & Smith, 2001 ; Berk & Schur, 2018). Cette définition considère la qualité des soins de santé comme un élément intrinsèque de l'accès et rend complexe l'examen des éléments suivants.

Les indicateurs spécifiques d'accès sont généralement définis en termes de facteurs pouvant induire toute forme d'obstacle aux soins. Ces facteurs définissent la mesure dans laquelle un individu peut accéder aux soins de santé, et comprennent généralement la disponibilité des services, la connaissance des services de soins de santé disponibles, la disponibilité des ressources, le temps d'attente, les frais d'utilisation et la distance entre le lieu de résidence et l'établissement de soins de santé (Goddard & Smith, 2001 ; Ganesh, 2015). L'accès peut également varier en termes de qualité des services disponibles pour les groupes de population.

Pour définir l'accès aux soins de santé, Levesque et al. (2013) considèrent qu'il s'agit de la possibilité d'identifier les besoins en matière de soins de santé, de rechercher des services de soins de santé, d'utiliser des services de soins de santé et de voir effectivement un besoin de services satisfait. Cette description de l'accès est également complexe et ne peut être observée directement. En pratique, ce qui est observé et utilisé le plus souvent est l'utilisation ou la demande de santé. Aday et Andersen (1981) avaient déjà considéré la demande de santé avec l'utilisation comme une meilleure saisie de l'accès aux soins de santé. En effet, l'utilisation reflète la mesure dans laquelle l'accès potentiel est converti en accès réel. Les études qui ont couramment utilisé l'utilisation comme mesure de l'accès aux soins de santé sont nombreuses dans la littérature. Par exemple, Leone et al. (2016) ont mesuré l'accès financier aux soins en utilisant le nombre de personnel qualifié pour les accouchements dans un établissement de santé pour différents quintiles de revenus. Watson et al. (2016) ont également considéré l'accès comme le nombre de présences dans un établissement de soins de santé. Les preuves documentaires considérant l'accès comme l'utilisation des soins de santé sont aussi nombreuses dans les études fournies par McPake et al. (1993) et Newbrander et al. (2000). D'autres études en Afrique, comme celle de Deininger et Mpuga (2004), ont également considéré la mesure de l'accès aux soins de santé à partir de l'utilisation. L'argument est que l'utilisation n'est pas satisfaisante, sauf si la personne qui a reçu le service en avait vraiment besoin. Par conséquent, un ajustement pour le besoin de soins médicaux est nécessaire lors du recours au taux d'utilisation (Xu et al., 2010).

Pour examiner l'accès à la santé, les études ont fait appel à des modèles de régression linéaire où la variable dépendante est continue (Watson et al., 2016 ; Xu et al., 2010). Les types de données utilisés sont parfois transversaux ou qualitatifs en utilisant des entretiens approfondis et des discussions en groupe, les résultats étant présentés à l'aide de statistiques descriptives. Baji et al. (2011), par exemple, ont utilisé des données qualitatives et quantitatives robustes provenant de discussions en groupe et d'entretiens approfondis en Hongrie pour déterminer si l'imposition de frais d'utilisation est une meilleure option politique pour l'utilisation des soins de santé en Hongrie. Johnson et al. (2012) ont également eu recours à des entretiens semi-structurés pour obtenir des informations sur les antécédents médicaux des participants, leur statut socio-économique, leurs antécédents sociaux et familiaux et leur accès aux soins de santé au Mali. Les conclusions ont été tirées sur la base d'une description qualitative des données.

Manthalu et al. (2016) ont utilisé des données de panel annuelles pour examiner l'impact de l'exemption des frais d'utilisation par le gouvernement sur le recours aux soins de santé maternelle dans les établissements de santé de l'Association chrétienne de la santé du Malawi (CHAM). Compte tenu de l'orientation de l'étude et de la nature des données utilisées, le modèle à effets fixes, l'appariement des scores de propension et les techniques d'estimation de la différence des différences ont été adoptés. Dans l'examen de l'accès aux soins de santé, il est important de recourir au modèle à effets fixes afin de tenir compte de l'hétérogénéité non observée dans les sections transversales, mais cette approche est limitée aux études de données de panel.

Koch (2012) a utilisé des données transversales rétrospectives pour réévaluer l'impact de l'abolition des frais d'utilisation sur la demande de soins de santé. Sur la base des arguments selon lesquels la technique du DR est mieux appliquée aux études rétrospectives, la méthode appliquée était l'estimation de la différence simple enfouie dans un modèle logit. C'est-à-dire le RD dans le logit. Cette technique avait été utilisée dans une étude similaire par Xu et al. (2006), mais dans ce cas, l'estimation de la différence simple était enfouie dans un modèle logit multinomial. C'est le RD au sein de MNL. Deininger et Mpuga (2004) avaient déjà utilisé une approche différente pour examiner les impacts économiques et de bien-être de l'abolition des frais d'utilisation en Ouganda. Dans ce cas, le modèle de rationnement a été appliqué pour tenir compte des individus qui avaient besoin de soins mais ne pouvaient y accéder en raison du coût élevé de ces soins. Le modèle de rationnement a permis de déterminer si le changement de politique affectait la probabilité d'être rationné. Le modèle probit a ensuite été appliqué pour identifier les facteurs ayant un impact significatif sur ce rationnement. Dans ce cas, la variable dépendante est binaire en supposant un indicateur fictif. L'étude a également utilisé la régression MCO pour examiner si le changement de politique a eu un effet sur les changements dans l'offre de services dans les établissements de santé publique. Dans ce cas, la variable dépendante (nombre de traitements dispensés) est continue. Pour examiner les effets des frais d'utilisation sur l'accès aux soins de santé, certaines études ont utilisé le modèle de

la différence des différences (DID). Souvent, le modèle DID est utilisé lorsque les frais de service ont été supprimés. La DID permet d'évaluer l'impact de la politique sur l'utilisation des soins de santé avant la suppression et après la suppression (Chama-Chiliba et Koch, 2016 ; Hangoma et al., 2017).

La plupart des études dans la littérature fournissent généralement des résultats concernant l'effet des frais d'utilisation sur l'accès aux soins de santé, en mettant moins l'accent sur la qualité des soins fournis. En termes de mesure de la qualité des soins de santé, Donabedian (1980) présente trois groupes, à savoir les mesures de la structure, du processus et des résultats. Les mesures structurelles de la qualité des soins de santé consistent à déterminer si l'organisme de soins de santé utilise des dossiers médicaux électroniques ou des systèmes de saisie des ordonnances, le nombre ou la proportion de médecins certifiés par un conseil d'administration et le rapport entre les prestataires et les patients. Les mesures de processus reflètent de manière caractéristique les recommandations généralement acceptées pour la pratique clinique. Les mesures des résultats décrivent l'impact du service ou de l'intervention de soins de santé sur l'état de santé des patients. En d'autres termes, les soins de santé fournis apportent une certaine satisfaction aux utilisateurs des soins. En général, les études portant sur la qualité de la santé se sont concentrées sur les mesures de processus et sur la façon dont elles influencent la satisfaction des patients (Simbar et al., 2006 ; Mosadeghrad, 2014). Simbar et al. (2006) ont toutefois examiné les trois mesures de la qualité, à savoir la structure, le processus et le résultat, en utilisant la satisfaction des patients comme mesure du résultat. En grande partie, la mesure de la qualité des soins de santé utilisée dans la plupart des études est largement définie par la disponibilité des données. Par exemple, Porter (2008) fournit une mesure intéressante de la qualité des soins de santé en utilisant le temps d'attente. L'argument en faveur de l'utilisation du temps d'attente pour saisir la qualité suit l'intuition que là où il y a moins de temps d'attente avant de recevoir des soins de santé, il y aura moins de complications, un rétablissement plus rapide et de meilleurs résultats de santé. Dans ce cas, les patients qui reçoivent une attention rapide à leur arrivée au centre de santé tirent une certaine satisfaction de cette action et sont plus susceptibles de se rétablir plus rapidement, en particulier lorsque l'état de santé présenté nécessite une attention médicale rapide. Dans d'autres cas, le temps d'attente est considéré comme un coût indirect de la recherche de soins de santé, de sorte que lorsque plus de temps est consacré à la recherche de soins, moins de temps sera disponible pour l'individu pour d'autres activités (Grossman, 2000 ; Ganesh, 2015). Les types de données utilisés pour examiner la qualité des soins de santé sont le plus souvent transversaux. Les méthodes appliquées sont parfois des analyses descriptives pour des sections transversales de mesures de la structure, du processus et des résultats de la qualité des soins de santé ou parfois des entretiens approfondis (Simbar et al., 2006, Simbar et al., 2012 ; Mosadeghrad, 2014).

En examinant le temps d'attente comme mesure de la qualité, Al-Harajin et al. (2019) ont associé le temps d'attente des patients aux scores de satisfaction dans un hôpital tertiaire en Arabie saoudite. Les résultats ont associé une faible satisfaction

à un temps d'attente plus élevé, indiquant une prestation de services de faible qualité. En plus de la prise en compte du temps d'attente comme une mesure de la qualité des soins de santé, il peut également avoir une incidence sur l'utilisation des soins, car les personnes insatisfaites en raison d'un long temps d'attente peuvent ne pas vouloir retourner dans l'établissement de soins de santé (Rao et al., 2011). Les résultats concernant les facteurs qui influencent le temps d'attente varient dans la littérature, les études fournissant des résultats pour les variables socio-économiques telles que l'âge, le niveau d'éducation, le revenu, le sexe, et selon l'établissement de santé. Par exemple, à l'aide d'une analyse de régression logistique, Sriram et al. (2018) ont montré qu'en Inde, le temps d'attente est plus court pour les patients âgés par rapport aux patients plus jeunes. Cela indique que les établissements de santé sont sensibles aux besoins des personnes âgées en termes d'initiation plus rapide des soins. Le temps d'attente est également plus court pour les hommes que pour les femmes. D'autres variables affectant le temps d'attente sont l'ethnicité et le type d'établissement de santé, les autochtones ayant un temps d'attente plus court et les centres de santé publics étant associés à un temps d'attente plus long. Dans le nord du Nigéria, les résultats de Umar et al. (2011) ont montré des effets significatifs des personnes éduquées sur le temps d'attente, avec des preuves de moins de temps passé dans l'établissement de santé. En examinant l'effet du sexe et du statut socio-économique sur le temps d'attente, Arnesen et al. (2002) ont utilisé le modèle de risque proportionnel de Cox et n'ont montré aucune différence entre les sexes. Le statut professionnel n'a pas non plus eu d'effet significatif. La variation des résultats peut être due à des différences dans l'échantillon utilisé et dans la méthodologie appliquée pour examiner le temps d'attente.

Les résultats de Roll et al. (2012) montrent que l'augmentation du revenu a un effet négatif sur le temps d'attente. Cela indique que les personnes riches passeront moins de temps au centre de santé et auront donc une meilleure qualité de santé. Un résultat similaire a été obtenu par Laudicella et al. (2012) et Monstad et al. (2014) montrant que les personnes plus instruites et celles ayant un revenu plus élevé attendent moins pour accéder aux soins de santé. La question de savoir s'il faut imposer ou supprimer les frais d'utilisation continue de dominer les considérations politiques tant au niveau mondial que national. Cela fait suite à de solides indications selon lesquelles, d'une part, l'imposition a la capacité d'améliorer la qualité et l'offre de soins de santé ainsi que de réduire les contraintes financières liées à la baisse des recettes publiques, en particulier en Afrique. D'autre part, la suppression des frais d'utilisation améliore l'accès aux soins de santé et les résultats sanitaires de la population, en particulier des pauvres.

Au Nigeria cependant, la suppression pure et simple des frais n'a pas encore été mise en œuvre. Il y a également un manque de preuves récentes sur l'effet des frais sur les soins de santé au Nigeria. Cette étude contribue à la littérature émergente sur l'effet des frais d'utilisation en se concentrant sur les impacts sur l'accès et le temps d'attente pour l'utilisation des soins de santé au Nigeria. Alors que la plupart des études ont examiné l'impact des frais d'utilisation sur le recours aux soins, nous

cherchons à savoir s'ils ont un effet sur l'accès aux soins et le temps d'attente pour y avoir recours. Les résultats de cette étude peuvent être extrapolés pour déterminer l'étendue de l'amélioration de l'accès aux soins de santé avec l'abolition des frais, même si une telle politique n'a pas encore été promulguée au Nigeria. Ce faisant, nous développons la littérature disponible sur l'impact des frais d'utilisation et l'effet de la suppression.

### 3. Méthodologie

#### Cadre théorique

Nous présentons le cadre de l'accès et de l'attente en matière de santé en utilisant l'application de la théorie du consommateur de Grossman dans le modèle du capital humain (Grossman, 2000). Grossman (2000) a montré que l'individu tire une certaine satisfaction d'être en bonne santé, de sorte que la consommation de biens de santé pour générer une bonne santé peut être introduite dans la fonction d'utilité. Plutôt que la contrainte temporelle montrée par Grossman (2000), nous présentons la contrainte budgétaire de l'individu définie par les variables de la fonction d'utilité afin de permettre la dérivation du modèle pour l'accès aux soins de santé et le temps d'attente des services de santé reçus.

En suivant Grossman<sup>1</sup>, nous supposons que l'individu maximise une fonction d'utilité bienveillante donnée comme suit:

$$U_c = U(H, NH, W) \tag{1}$$

Où,  $H$  est la consommation de services de santé,  $NH$  est la consommation de biens non liés à la santé et  $W$  est le temps d'attente pour les soins de santé.

Sous réserve d'une contrainte budgétaire :

$$Y = P_h H + P_{nh} N + P_w W \tag{2}$$

Où,  $Y$ , représente le revenu des consommateurs,  $P_h$ , est le prix du bien de santé, et  $P_{nh}$  le prix du bien non sanitaire et  $P_w$  est le prix implicite du temps d'attente. Dans ce cas, nous faisons une hypothèse forte selon laquelle un paiement plus élevé pour les soins de santé sera associé à un temps d'attente plus court en raison d'une fourniture

de ressources de santé meilleure et bien répartie grâce aux revenus générés par le paiement de l'utilisation des soins de santé. Cela concerne toutefois les personnes qui peuvent se permettre de tels paiements et qui sont donc en mesure d'accéder aux soins de santé.

En utilisant la procédure d'optimisation classique, le consommateur individuel maximise la fonction d'utilité (équation 1) sous réserve de la contrainte budgétaire (équation 2), de sorte que le problème du consommateur s'énonce comme suit :

$$L = U(H, NH) + \lambda(Y - P_h H - P_{nh} NH - P_w W) \quad (3)$$

En solutionnant les équations des conditions de premier ordre pour la décision de l'individu, la spécification de la demande optimale des variables de la contrainte peut être dérivée en fonction du revenu du consommateur.  $Y$ , prix du bien de santé  $P_h$  saisissant les frais d'utilisation, le prix des biens non médicaux  $P_{nh}$  et le paiement d'un temps d'attente plus court. Nous avons l'intention d'utiliser le modèle de demande de santé pour capturer l'accès. En effet, les individus ne peuvent demander des services de santé que s'ils ont accès à l'offre de soins. Nous avons ajusté le besoin de soins médicaux dans le modèle d'accès en considérant uniquement les personnes qui ont cherché à obtenir des soins de santé en rapport avec la déclaration d'un besoin de santé particulier.

## Spécification du modèle empirique et technique d'estimation

Pour le modèle empirique de l'étude, nous avons omis le prix du bien non médical et le paiement du prix pour la qualité en raison de la limitation des données. Nous incluons des contrôles supplémentaires dans le modèle pour saisir les caractéristiques démographiques et individuelles telles que la distance à l'hôpital (HD), l'âge (AGE) et le vieillissement (AGE2) saisis en utilisant le carré de l'âge, le sexe (GE), l'état civil (MS), le niveau d'éducation (EA), le type d'emploi (EMP), le revenu (Y) et la taille du ménage (HHZ).

La spécification empirique du modèle pour l'accès à la santé est donc énoncée comme suit:

$$D_{Hi} = D_{Hi}(HD_i, P_{hi}, AGE_i, AGE_i^2, GE_i, MS_i, EA_i, EMP_i, Y_i, HHZ_i) \quad (6)$$

Où,  $D_{Hi}$  saisit l'accès aux soins de santé comme une variable binaire pour un individu  $_i$ , et les autres variables sont telles que définies précédemment. Nous supposons que la fonction de demande suit les attentes normales, de sorte que :

$$\frac{\partial D_{Hi}}{\partial HD_i} < 0, \frac{\partial D_{Hi}}{\partial P_{hi}} < 0, 0 < \frac{\partial D_{Hi}}{\partial AGE_i} < 0, 0 < \frac{\partial D_{Hi}}{\partial AGE_i^2} < 0, 0 < 0 < \frac{\partial D_{Hi}}{\partial GE_i} < 0,$$

$$0 < \frac{\partial D_{Hi}}{\partial MS_i} < 0, < 0, \frac{\partial D_{Hi}}{\partial EA_i} > 0, 0 < \frac{\partial D_{Hi}}{\partial EMP_i} < 0, \frac{\partial D_{Hi}}{\partial Y_i} > 0, 0 < \frac{\partial D_{Hi}}{\partial HHZ_i} < 0$$

En d'autres termes, on s'attend à ce que les personnes dont le lieu de résidence est éloigné de l'emplacement de l'établissement de santé aient moins accès aux soins de santé. On s'attend également à ce que les personnes qui peuvent se permettre de payer pour la santé aient un meilleur accès aux soins de santé. Le stock de capital santé s'épuise avec l'âge, de sorte que les personnes âgées demanderont souvent davantage de soins de santé. Mais nous ne pouvons pas prédire si les personnes âgées ont un meilleur accès aux soins de santé ou non. Le rôle du genre sur la demande de soins de santé ne peut être défini avec certitude. Il dépend du stock de capital santé et des préférences individuelles ou parfois de demandes naturelles telles que l'accouchement. Les effets attendus de l'état matrimonial ne peuvent pas non plus être affirmés avec certitude. Les personnes mariées peuvent être en mesure de tirer des ressources et d'exiger davantage de soins de santé lorsqu'ils sont nécessaires. D'un autre côté, le soutien émotionnel du conjoint assure un équilibre mental et réduit le risque de maladie et, par conséquent, la demande de soins de santé. Les personnes plus instruites sont susceptibles de gagner plus de revenus et donc d'avoir un meilleur accès aux soins de santé. On s'attend à ce que les personnes qui gagnent un revenu plus élevé aient un meilleur accès aux soins, car elles peuvent facilement se les offrir. Pour les personnes ayant un emploi, le recours aux soins de santé devrait être positif parce qu'elles sont financièrement autonomes ; toutefois, selon le type d'emploi, la probabilité de recours ne peut pas être déterminée de façon catégorique. L'effet attendu de la taille du ménage ne peut pas non plus être déchiffré. Quelle que soit la taille du ménage, le recours aux soins de santé sera basé sur l'accessibilité financière. Cependant, les personnes issues de grands ménages sont vulnérables aux maladies, en particulier lorsqu'elles sont transmissibles.

Afin de déterminer si le temps d'attente est influencé d'une manière ou d'une autre par les frais d'utilisation, nous allons estimer

$$W_i^h = D_{Q_i^h}(HD_i, P_{hi}, AGE_i, AGE_i^2, GE_i, MS_i, EA_i, EMP_i, Y_i, HHZ_i) \quad (7)$$

Où,  $W_i^h$ , est le temps d'attente en minutes pour le recours aux soins de santé par un individu  $i$ , Les attentes a priori dans ce cas sont telles que  $\frac{\partial Q_i^h}{\partial DH_i} > 0$ ,  $\frac{\partial Q_i^h}{\partial P_{hi}} < 0$ ,  $0 < \frac{\partial Q_i^h}{\partial AGE_i} < 0$ ,  $AGE_i^2 < 0$ ,  $0 < \frac{\partial Q_i^h}{\partial GE_i} < 0$ ,  $0 < \frac{\partial Q_i^h}{\partial MS_i} < 0$ ,

$$0 < \frac{\partial Q_i^h}{\partial EA_i} > 0, 0 < \frac{\partial Q_i^h}{\partial EMP_i} < 0, \frac{\partial Q_i^h}{\partial Y_i} < 0, 0 < \frac{\partial Q_i^h}{\partial HNZ_i} < 0$$

En d'autres termes, nous nous attendons à ce que les individus dont le lieu de résidence est éloigné de l'emplacement de l'établissement de santé arrivent très probablement en retard au centre de santé et connaissent donc un temps d'attente plus long. Plus le prix des soins de santé est élevé, plus le temps d'attente est court. Nous nous attendons à ce que les personnes âgées bénéficient d'une attention rapide en raison de leur âge, de sorte qu'elles passent moins de temps à attendre avant de voir le praticien de santé. Le rôle du sexe sur le temps d'attente des soins reçus ne peut être défini avec des attentes spécifiques. De même, l'effet attendu de la situation matrimoniale ne peut être défini avec précision, de même que l'effet du niveau d'éducation et de l'emploi. Les personnes qui gagnent plus d'argent sont plus susceptibles de passer moins de temps car les agents de santé peuvent parfois leur accorder un traitement préférentiel. L'effet attendu de la taille du ménage ne peut pas être déterminé directement. Les équations 6 et 7 sont estimées séparément pour les personnes qui demandent des soins préventifs comprenant les soins préventifs non liés à la grossesse, la grossesse et les soins prénataux, l'accouchement et les soins curatifs pour une maladie ou une blessure. Les résultats sont présentés aux niveaux national, urbain et rural.

La variable dépendante dans l'équation 6 est une variable de réponse binaire et donc examinée séparément en utilisant le modèle de variable dépendante limitée. Les modèles à variable dépendante limitée ont généralement des variables dépendantes continues, qui sont limitées dans les valeurs qu'elles peuvent prendre (Eakins, 2013). En général, l'application du modèle à variable dépendante limitée nécessite l'utilisation de l'une des trois approches suivantes lorsque l'ensemble de données n'est pas censuré<sup>2</sup>: le modèle de probabilité linéaire (LPM), le modèle logit et le modèle probit (Gujarati, 2004 ; Sichei, 2008). Le MPL suit la distribution de probabilité de Bernoulli. Dans ce cas, la probabilité conditionnelle qu'un événement  $Y$  se produise étant donné  $X$  doit être comprise entre zéro et un (Gujarati, 2004). La non-existence de l'hypothèse de normalité dans le MPL n'est pas considérée comme un obstacle majeur à l'utilisation de la technique d'estimation des moindres carrés ordinaires (MCO). En effet, les estimations ponctuelles des MCO resteront non biaisées (Gujarati, 2004). Cependant, l'utilisation des MCO dans la MPL ne garantit pas que la probabilité qu'un événement se produise des résultats compris entre zéro et un. L'utilisation des modèles logit et probit résout le problème de l'estimation des MCO pour le MPL. Les modèles logit et probit fournissent une certaine assurance que les probabilités estimées se situeront entre les limites logiques de zéro et de un (Gujarati, 2004, p. 3).  $Y_i X_i$

La spécification du résultat binaire  $Y_i$  comme une fonction linéaire de  $X_i$  suppose l'existence d'un indice latent sous-jacent  $Y_i^*$  lié à  $X_i$  via :

$$Y_i^* = \beta X_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

Où,  $\varepsilon_i$  est généralement distribué indépendamment et identiquement (iid). L'indice  $Y_i^*$  n'est pas observée, mais on suppose qu'elle est générée par  $Y_i = 1$  iff  $Y_i^* > 0$  et  $Y_i = 0$  iff  $Y_i^* < 0$ . Une telle formulation permet à  $X$  d'avoir un effet linéaire sur  $Y^*$ . Les valeurs de  $X$  peuvent aller de moins à plus l'infini tandis que la variable de résultat ne prend que deux valeurs 0 et 1. Cette structure se prête naturellement à la technique d'estimation par maximum de vraisemblance (ML) (Greene, 2003).

Le modèle probit suppose une distribution normale avec  $f(\varepsilon_i)$  ayant une moyenne nulle et une variation constante. Ainsi, dans un modèle probit, si une observation a  $Y_i=1$ , il doit être vrai que  $\varepsilon_i > -\beta X_i$ . La probabilité que cela se produise est :

$$L_i = (1 - \varphi(-\beta X_i)) \quad (9)$$

Où,  $\varphi$  est la fonction de densité cumulative d'une distribution normale standard.

Par le même raisonnement pour une observation avec  $Y=0$  sa vraisemblance doit être juste  $\varphi(-\beta X_i)$ . Par conséquent, la vraisemblance d'une observation individuelle est exprimée comme suit :

$$L_i = (1 - \varphi(-\beta X_i))^{Y_i} (\varphi(-\beta X_i))^{1-Y_i} \quad (10)$$

La vraisemblance logarithmique d'une observation individuelle est donc :

$$\text{Log}(L_i) = Y_i \text{Log}(1 - \varphi(-\beta X_i)) + (1 - Y_i) \text{Log}(\varphi(-\beta X_i)) \quad (11)$$

Pour une régression logit, la vraisemblance d'une observation individuelle est donnée par :

$$L_i = (1 - F(-\beta X_i))^{Y_i} (F(-\beta X_i))^{1-Y_i} \quad (12)$$

Où,  $F$  est la fonction de densité cumulative de la distribution logistique. Le modèle probit repose sur l'hypothèse que les données ont une fonction de densité cumulative normale standard, tandis que le modèle logit repose sur l'hypothèse de la fonction logistique cumulative. Le choix de l'hypothèse sous-jacente de la distribution des données utilisée dans toute étude dépend de la facilité d'utilisation. La différence entre les estimations des deux types de régression est apparemment assez minime (Gujarati, 2004). Dans cette étude, nous proposons l'utilisation du modèle logit, qui se prête naturellement à la technique d'estimation du maximum de vraisemblance. Les estimations sont fournies à l'aide de la régression logistique qui fournit des coefficients sous forme de ratio odds de sorte que nous modélisons le résultat

$$\text{logit}(p) = \log(p/(1-p)) \quad (13)$$

Où  $p$  est la proportion d'observations avec un résultat de 1, et  $1-p$  est la probabilité d'un résultat de 0. Le ratio  $\frac{P}{1-P}$  est appelé odds et le logit est le logarithme des odds, le modèle logistique quantifie l'effet d'un prédicteur en termes de log-odds ratio en utilisant l'estimation du maximum de vraisemblance (MLE) (Hailpern & Visintainer, 2003). Elle traduit les coefficients logit originaux en ratio odds de sorte que la valeur du paramètre soit l'exponentielle du coefficient logit. L'odds ratio est couramment appliqué dans la plupart des études, notamment en raison de son adéquation à tous les plans d'étude et de sa facilité d'interprétation. La probabilité de l'occurrence d'un événement peut également être déterminée à l'aide du ratio odds (Eckel, 2008). Dans ce cas, où:

$$\text{odds} = \text{probabilité} / (1 - \text{probabilité}) \quad (14)$$

$$\text{probabilité} = \text{odds} / (1 + \text{odds}) \quad (15)$$

Les modèles appliqués pour examiner le temps d'attente varient considérablement dans la littérature. Cette variation est principalement due au fait que la distribution du temps d'attente présente des points zéro en masse et que les données sont souvent asymétriques (Sinko et al., 2008). Certaines études ont utilisé les MCO transformés en logarithme et parfois les modèles linéaires généralisés (MLG) pour traiter l'asymétrie des données (Veazie et al., 2003 ; Buntin & Zaslavsky, 2004 ; Tinghög et al., 2014 ; Monstad et al., 2010 ; Johar et al., 2011, Laudicella et al., 2012 ; Janulevicuite et al., 2013). L'asymétrie des données relatives au temps d'attente a également été traitée à l'aide de la technique de régression quantile. Mais cette approche est très limitée dans la littérature (Sharma et al., 2013). Plutôt que de dériver les estimations du paramètre moyen après avoir minimisé la somme des résidus au carré pour une régression MCO, la régression quantile estime la médiane en minimisant la somme des résidus absolus

pondérés de manière asymétrique. Cette méthode présente un avantage par rapport à la régression MCO, car l'estimation des effets moyens ne donne pas une image suffisante de la manière dont les temps d'attente sont déterminés. Cependant, elle présente également des avantages pour traiter les questions de distribution associées aux temps d'attente. Dans le cas de la régression quantile, l'estimation consiste à minimiser les résidus absolus plutôt que les résidus au carré et, par conséquent, on accorde moins de poids aux valeurs extrêmes, ce qui rend les paramètres estimés moins sensibles aux fortes extrémités droites (Sinko et coll., 2008). Le modèle de risque proportionnel de Cox a été appliqué par Arnesen et al. (2002) pour vérifier si un temps d'attente plus élevé est influencé par le sexe et le statut socio-économique pour la chirurgie hospitalière en Norvège. Cette méthode est toutefois discréditée car elle ne tient pas compte des problèmes d'hétéroscédasticité (Sinko et al., 2009).

Souvent, le temps d'attente a été considéré en utilisant des modèles de données de comptage. Cela s'explique par le fait que le temps d'attente est généralement un nombre entier non négatif. Le modèle de référence pour les modèles de données de comptage est le modèle de Poisson. Les cas de dispersion excessive dans de tels modèles nécessitent des variantes du modèle de Poisson telles que le modèle binomial négatif ou le modèle de Poisson gonflé à zéro (Maddala, 1986 ; Long, 1997). Les études de Siciliani et Verzulli (2009), Iversen et Luraas (2009) et Roll et al. (2012) ont modélisé le temps d'attente comme des données de comptage.

Parmi les types de modèles présentés pour traiter la non-normalité du temps d'attente, il est soutenu que le GLM est une option préférable. En effet, il nécessite une transformation de la fonction moyenne plutôt que de la variable dépendante et, par conséquent, les prédictions sont basées sur des échelles de temps d'attente brutes, ce qui est ce dont ont besoin les décideurs. Le GLM tient également compte de l'hétéroscédasticité par le choix de la fonction de distribution (Sinko et al., 2008). Une comparaison des modèles utilisés pour examiner le temps d'attente isole le GLM et les modèles de données de comptage comme étant préférés. Il est démontré que les autres types de modèles présentent des estimations biaisées et des erreurs standard importantes. Étant donné la nature du temps d'attente en tant que comptage, nous avons modélisé l'équation 7 en tant que données de comptage et examiné la distribution pour vérifier l'existence d'une dispersion excessive.

En modélisant le temps d'attente comme une observation de comptage  $Y$ , la distribution de Poisson avec le paramètre  $\varphi$  peut être énoncé comme suit:

$$P(Y) = \frac{\varphi^y e^{-\varphi}}{y!} \quad (16)$$

Où,  $Y = 0.1.2.3....$

Le paramètre d'intensité  $\varphi$  représente le nombre attendu d'occurrences dans une période fixe d'égalité. C'est-à-dire,

$$\varphi = E(Y) \quad (17)$$

C'est aussi la variation de la variable de comptage. C'est-à-dire,

$$\varphi = \text{Var}(Y) \quad \text{where } \varphi > 0 \quad (18)$$

Compte tenu de la distribution de Poisson présentée ci-dessus, la moyenne peut être modélisée en fonction des covariables  $X$ , de sorte que le modèle de Poisson peut être présenté comme suit :

$$P(Y_i = j/X_i) = \frac{\varphi^j e^{-\varphi}}{j!} \quad (19)$$

Avec le modèle de Poisson exigeant une moyenne et une variance égales, nous pouvons avoir :

$$\varphi_i = E(Y_i/X_i) = \text{Var}(Y_i/X_i) = \exp(X_i B) \quad (20)$$

Où,  $\varphi > 0$

Le modèle de Poisson est énoncé comme suit :

$$Y_i = \exp(X_i B) + \varepsilon_i \quad (21)$$

L'équation est estimée en utilisant la technique du maximum de vraisemblance donnée comme suit :

$$\text{LogL}(B) = \sum_{i=1}^n Y_i X_i B + \exp(X_i B) - \ln(Y_i!) \quad (22)$$

Étant donné l'hypothèse sous-jacente d'une moyenne et d'une variance égales pour un modèle de Poisson, les cas de sous-dispersion ou de surdispersion, où la variation est inférieure ou supérieure à la moyenne, nécessitent l'utilisation d'une variante du modèle de Poisson telle que le modèle de régression binomiale négative (NBRM), en particulier lorsqu'il n'y a pas d'excès de zéros dans l'observation du comptage (Cameron & Trivedi, 1998 ; Lakshminarayanan, 2009). Dans le cas d'une dispersion excessive,

$$\text{Var} (Y_i/X_i) > E (Y_i/X_i) \quad (23)$$

Dans le cas d'une dispersion excessive, les erreurs standard et les valeurs  $p$  seront très faibles. Le MRNB peut tenir compte de la sur- et de la sous-dispersion au prix d'un paramètre supplémentaire  $\alpha$ . Dans ce cas,

$$\text{Var} (Y_i)/E(Y_i) = \{1 + \alpha(Y_i)\} \quad (24)$$

Dans les cas où  $\alpha=0$ , il faut utiliser le modèle de Poisson, sinon le MRNB est appliqué.

Souvent, le test du rapport de vraisemblance est utilisé pour déterminer si  $\alpha=0$  avec l'hypothèse nulle énoncée comme suit :

$$H_0: \alpha = 0$$

## Source des données

Les données de cette étude ont été obtenues à partir de la troisième vague des données de l'enquête générale auprès des ménages (EGM) 2015/2016 après récolte au Nigeria. Jusqu'à présent, trois vagues de l'EGM-Panel ont été menées : 2010/11 (vague 1), 2012/13 (vague 2) et 2015/16 (vague 3). Les ménages du GHS-Panel sont visités deux fois : la première après la saison de plantation (post-plantation) entre août et octobre et la seconde après la saison de récolte (post-récolte) entre février et avril. Les données de l'EGS sont une enquête représentative au niveau national d'environ 5 000 ménages et recueillent des données sur les caractéristiques des ménages, le bien-être et l'activité agricole (Bureau national des statistiques [NBS], 2016).

L'échantillon de l'EGS comprend 60 unités primaires d'échantillonnage (PSU) ou zones d'énumération (EA) choisies dans chacun des 37 États du Nigeria. Cela donne un total de 2 220 EA au niveau national. Chaque EA apporte 10 ménages à l'échantillon

de l'EGS, ce qui donne une taille d'échantillon de 22 200 ménages. Sur ces 22 200 ménages, 5 000 ménages de 500 AE ont été sélectionnés pour la composante panel et 4 916 ménages ont répondu aux interviews de la première vague. Étant donné la nature de l'enquête par panel, certains ménages avaient déménagé et n'ont pas pu être localisés au moment de la visite de la troisième vague, ce qui a donné un échantillon légèrement plus petit de 4 581 ménages pour la troisième vague.

Le GHS fournit une riche source d'informations sur les caractéristiques des individus et des ménages telles que le niveau d'éducation, la religion, la langue principale parlée à la maison, le sexe, l'état civil et les dépenses de consommation alimentaire et non alimentaire. D'autres sections des données fournissent des informations sur la santé des individus et des ménages, l'emploi, l'attitude, le bien-être et l'agriculture. Les données sur les dépenses alimentaires et non alimentaires sont utilisées comme indicateur du revenu, tandis que la langue principalement parlée à la maison est utilisée comme mesure de l'appartenance ethnique. Les informations sur le sexe, la religion et le niveau d'éducation sont extraites de la section sur les caractéristiques des individus et des ménages.

Pour extraire des informations sur l'accès à la santé, nous avons utilisé la réponse dans la section santé demandant aux répondants de déclarer s'ils ont consulté un praticien de santé, un dentiste, un guérisseur traditionnel, un vendeur de médicaments brevetés ou s'ils ont visité un centre de santé quatre semaines avant l'enquête. Par la suite, on a également demandé aux répondants d'indiquer la raison de cette visite, qu'il s'agisse de soins préventifs non liés à la grossesse, d'un contrôle prénatal, d'un accouchement, d'un rendez-vous de suivi pour une maladie ou une blessure, d'une nouvelle blessure ou maladie, entre autres. Les réponses concernant les visites de soins de santé ont été codées en deux groupes, à savoir : les soins préventifs qui comprennent les soins non liés à la grossesse, la grossesse et le contrôle prénatal, et l'accouchement ; et les soins curatifs qui comprennent les maladies chroniques, les accidents et les maladies aiguës. En ce qui concerne les soins reçus, les personnes interrogées ont également été invitées à indiquer si la consultation avait eu lieu auprès d'un praticien de santé, d'un guérisseur traditionnel, d'un centre religieux, d'un spirite ou d'un vendeur de médicaments brevetés, et à préciser le temps d'attente avant la consultation.

Des questions étaient également posées sur le type d'établissement où la consultation avait lieu, qu'il s'agisse d'une entreprise privée ou publique, d'une organisation religieuse ou d'un organisme non gouvernemental. Les questions sur les frais d'utilisation nécessitaient de répondre au montant payé pour la consultation, les médicaments ou les produits en vente libre, et si ce paiement était effectué par l'individu ou par d'autres moyens tels que le conjoint ou un parent, le gouvernement ou l'employeur, une ONG ou une autre assurance privée. Pour capturer de manière appropriée les frais d'utilisation, nous utilisons uniquement les paiements effectués par l'individu. Les implications politiques tirées des résultats de l'étude devraient fournir des arguments en faveur de la suppression ou du maintien des frais d'utilisation comme forme de paiement des soins de santé au Nigeria. Les résultats seront soumis au secrétariat du ministère de la santé comme preuve empirique de l'impact des frais d'utilisation dans le secteur de la santé au Nigeria.

## 4. Résultats et discussion

Les statistiques descriptives de l'ensemble des données de GHS utilisées pour l'étude, contenant 26 176 points de données couvrant divers problèmes de ménage, sont présentés dans le tableau 1. Au cours de la période d'enquête, environ 8% des répondants (1 916) ont eu à se rendre dans un centre de santé, ce qui signifie qu'un répondant sur 12 s'est rendu dans un établissement de santé pour un problème de santé ou un autre. Les données de l'étude contiennent deux catégories de variables dépendantes et 11 variables indépendantes. Six des variables indépendantes (sexe, lieu de résidence, état civil, niveau d'éducation, statut professionnel et type de service de santé) sont catégoriques, tandis que les cinq autres (frais d'utilisation, distance de l'hôpital en minutes, âge de l'enquêté, taille du ménage et revenu total) sont mesurées comme des variables continues. Le niveau de vie des personnes interrogées est relativement bas, puisque le revenu moyen est inférieur à 8 000 NGN (équivalent à 22,20 USD). Cependant, il existe une énorme disparité dans la distribution des revenus parmi les correspondants, puisque l'écart-type atteint 124 912 NGN (équivalent à 346,98 USD). Comme le préconise la théorie de la demande de services de santé, le prix des services de santé s'exprime en termes d'argent et de temps. En moyenne, des frais d'utilisation de 1 767 NGN (équivalent à 4,91 USD) couvrant la consultation, la consommation de médicaments, les tests de diagnostic et l'admission à l'hôpital ont été payés. Avec un écart-type relativement élevé de 14,473 NGN, une grande disparité existe en termes de montant payé pour accéder aux soins. Cela montre qu'en moyenne, une grande proportion (plus de 28%) du revenu est utilisée pour payer les services de soins de santé. Cependant, les personnes interrogées consacrent approximativement le même temps de trajet en minutes pour se rendre à l'hôpital que le temps d'attente en minutes avant d'être soignées. Le temps d'attente dans les établissements de santé, qui a un coût d'opportunité en termes de perte de productivité, était d'environ 35 minutes en moyenne, alors qu'il fallait environ 28 minutes en moyenne pour se rendre à l'hôpital depuis la résidence des répondants. Toutefois, l'écart-type est plus élevé, soit 69,5 minutes pour le temps d'attente, contre 36,8 minutes pour la distance entre le domicile et l'hôpital.

Le mélange de genre de l'ensemble des données utilisées pour cette étude est équilibré avec un nombre approximativement égal d'hommes et de femmes. Cependant, le mélange rural-urbain des répondants penche en faveur du secteur rural, qui représente plus de deux tiers du total des observations. Trois catégories d'état civil : jamais marié, marié et célibataire, caractérisent l'ensemble des données, dont environ deux tiers ne sont jamais

mariés, tandis que trois répondants sur dix sont mariés et qu'un répondant sur vingt est célibataire. Les caractéristiques de l'éducation des répondants montrent qu'il y a plus de personnes dans la catégorie de l'éducation non formelle que dans les autres catégories d'éducation, dans lesquelles environ deux sur cinq sont sans aucune éducation formelle. Environ un quart des répondants ont une éducation primaire, tandis qu'environ 29% et 10% ont une éducation secondaire et post-secondaire, respectivement.

La majorité des personnes interrogées n'ont pas d'emploi rémunéré, car plus de la moitié (55%) ne sont pas disponibles pour travailler, et 3% sont au chômage. Ceux qui exercent un emploi rémunéré représentent 42%. Les données montrent une prédominance relative de l'emploi indépendant, puisque six répondants sur sept exerçant un emploi rémunéré sont indépendants, tandis qu'un sur sept a un emploi rémunéré. Cette répartition de l'emploi reflète la prédominance rurale des répondants et les caractéristiques qui y sont associées. La plupart des habitants de la zone rurale exercent généralement une activité indépendante. Compte tenu du taux de fécondité élevé et de la nature communautaire du Nigeria, la taille moyenne des ménages est de dix personnes. Bien que cela puisse être bénéfique en termes de soutien aux personnes ayant besoin de soins de santé, cela peut également se traduire par une charge financière plus importante pour le membre actif du ménage.

**Tableau 1 : Statistiques descriptives des variables de l'étude (n= 26 176)**

<b>Variable</b>	<b>Description</b>	<b>Observation (%)</b>
<b><i>Dépendant</i></b>		
Accès	Those who visited a health centre	1,916 (7.93)
WaitTim	Durée d'attente avant d'être pris en charge au centre Moyenne (S.D)	34.87 (69.46)
<b><i>Indépendant (catégorique)</i></b>		
<b><i>Sexe</i></b>		
Homme	=1 si masculin, 0 sinon	13,526 (50.69)
Femme	=1 si féminin, 0 sinon	13,160 (49.31)
<b><i>Lieu de résidence</i></b>		
Urbain	=1 si résident urbain, 0 sinon	7,580 (28.33)
Rural	=1 si résident rural, 0 sinon	19,106 (71.60)
<b><i>État civil</i></b>		
Jamais marié	=1 si jamais marié, 0 sinon	16,814 (64.23)
Marié	=1 si marié, 0 sinon	8,005 (30.58)
Conjoint célibataire	=1 si divorcé, séparé ou veuf, 0 sinon	1,368 (5.18)
<b><i>Éducation</i></b>		
Non-formel	=1 si éducation non formelle, 0 sinon	6,569 (37.14)
Primaire	=1 si enseignement primaire, 0 sinon	4,288 (24.24)
Secondaire	=1 si enseignement secondaire, 0 sinon	5,063 (28.62)
Post-secondaire	=1 si enseignement postsecondaire, 0 sinon	1,769 (10.00)

*suite page suivante*

**Tableau 1 Continué**

Variable	Description	Observation (%)
<i>Emploi</i>		
Emploi rémunéré	=1 si emploi salarié, 0 sinon	1,309 (5.57)
Travailleur indépendant	=1 si travail indépendant, 0 sinon	8,560 (36.41)
Chômeur	=1 en cas de chômage, 0 sinon	719 (3.06)
Non disponible	=1 si non disponible pour l'emploi, 0 sinon	12,925 (54.97)
<i>Service</i>		
Preventif	=1 si service de soins préventifs, 0 sinon	500 (26.10)
Curatif	=1 si service de soins curatifs, 0 sinon	1,416 (73.90)
<b>Indépendant (continu)</b>		
Frais d'utilisation	Montant payé au centre de santé (y compris les frais de consultation, de médicaments, d'investigation et d'admission) Moyenne (S.D)	1,766.54 (14,473.22)
HospDist	Distance jusqu'au centre de santé (en minutes) Moyenne (S.D)	27.70 (36.76)
Age	Âge exprimé en années Moyenne (S.D)	24 (20.0)
Hhsize	Taille du ménage Moyenne(S.D)	8.91 (3.98)
Total_inc	Revenu Moyenne(S.D)	7,889.02 (124,911.9)

## Estimations

### Accès aux services de soins de santé préventifs et curatifs

Les résultats de l'analyse de régression logistique qui estime la probabilité que les répondants aient accédé à des soins de santé préventifs au niveau national et à la décomposition des niveaux urbain et rural sont présentés dans le tableau 2. Comme indiqué précédemment dans les statistiques descriptives, des variables catégorielles et continues sont incluses dans nos variables indépendantes. Parmi les variables catégorielles, la catégorie de référence est choisie pour être la variable avec le plus grand nombre d'observations, qui comprennent l'homme, jamais marié, l'éducation tertiaire, et non disponible pour l'emploi. La valeur de probabilité du test du rapport de vraisemblance Wald Chi carré montre que le modèle est statistiquement significatif. La plupart des variables se sont avérées statistiquement significatives dans leur influence sur l'accès aux soins préventifs. Les résultats montrent que les frais d'utilisation ne semblent pas nuire aux visites à l'hôpital ; au contraire, l'accès des répondants aux soins de santé préventifs est stimulé par l'augmentation des frais d'utilisation. Les frais d'utilisation ont une influence significative sur les visites à l'hôpital pour des soins de santé préventifs. L'augmentation des frais d'utilisation augmente la probabilité de visite à l'hôpital pour des services de soins de santé préventifs, ce qui est légèrement plus élevé dans le secteur urbain que rural.

Une augmentation des frais d'utilisation augmente la probabilité de visite à l'hôpital pour des soins préventifs de 56,1 % (OR=1,561), 47,6 % (OR=1,476), et 60,0 % (OR=1,600) aux niveaux national, urbain et rural, respectivement. Ce résultat est contraire à ceux d'études antérieures montrant une augmentation de l'accès aux soins préventifs avec la suppression des frais d'utilisation (Ekwempu et al., 1990 ; Abdu et al., 2004 ; Issifou et Kreamsner, 2004 ; Dupas, 2014 ; Koch, 2012 ; Manthalu et al., 2016 ; Leone et al., 2016).<sup>3</sup> Dans le cas du Nigeria, la raison probable est que les maladies ne sont pas toujours prévenues à un stade précoce jusqu'à ce qu'elles se détériorent et mettent la vie en danger. À ce stade, le traitement devient coûteux et les visites à l'hôpital sont de plus en plus régulières. Les statistiques descriptives de cette étude, qui montrent un nombre réduit d'individus ayant accès aux soins et une relation positive entre les frais d'utilisation et l'utilisation des soins de santé, suggèrent une forme de forte inégalité dans l'accès aux soins au Nigeria. Dans ce cas, seuls ceux qui peuvent se permettre de payer les soins de santé y ont accès. Cela s'explique par le fait que la variable des frais d'utilisation est une mesure d'une certaine partie du revenu qui a été dépensée pour les soins de santé. La variable âge semble également avoir une influence statistiquement significative sur l'accès aux soins préventifs. L'augmentation de l'âge tend à réduire la probabilité d'une visite à l'hôpital pour un service de soins préventifs de 5% (OR= 0,949), 10% (OR=0,895), et 2% (OR=0,975) aux niveaux national, urbain et rural, respectivement. Les coefficients de genre sont statistiquement significatifs pour les estimations nationales et rurales seulement, montrant que les chances des femmes de se rendre à l'hôpital pour des soins de santé préventifs sont 52,2% (OR=1,522) et 63,1% (OR=1,631), plus élevées que celles des hommes aux niveaux national et rural, respectivement. Cela indique une plus grande vulnérabilité des femmes en milieu rural, ce qui implique un plus grand besoin d'accéder à des soins de santé préventifs, en particulier pour les soins liés à la grossesse.

En ce qui concerne l'état civil, les personnes mariées et les célibataires ont une influence importante sur la probabilité de se rendre à l'hôpital pour recevoir des soins de santé préventifs, par rapport aux personnes jamais mariées. Par rapport au groupe des personnes jamais mariées, les personnes mariées présentaient une probabilité plus élevée de visite à l'hôpital pour des soins de santé préventifs de 8,2% (OR=5,082), 12,1% (OR=16,121) et 17,4% (OR=3,174) aux niveaux national, urbain et rural, respectivement. Ce résultat peut être associé aux soins liés à la grossesse, ainsi qu'aux soins de santé infantile après l'accouchement, qui font partie des soins de santé préventifs plus fréquents chez les personnes mariées que chez celles qui n'ont jamais été mariées. De même, le statut de célibataire joue un rôle essentiel dans les visites à l'hôpital pour des soins de santé préventifs. Par rapport aux personnes qui n'ont jamais été mariées, les probabilités de visite à l'hôpital par un conjoint seul pour des soins de santé préventifs sont plus élevées de 51,3 % (OR=4,513), 9,8 % (OR=11,098) et 5,3 % (OR=3,053) aux niveaux national, urbain et rural, respectivement. Les personnes mariées dans la zone urbaine présentaient un accès plus élevé aux soins préventifs par rapport à celles de la zone rurale. De

même, la prédisposition des célibataires à accéder aux soins préventifs par rapport à ceux qui n'ont jamais été mariés est plus forte dans les zones urbaines que dans les zones rurales.

L'éducation reste une influence importante sur le comportement de recherche de soins de santé préventifs. Comme prévu, la probabilité de visite à l'hôpital pour des soins préventifs par des personnes ayant une éducation non formelle est inférieure de 45,0% (OR=0,550) et 52,0% (OR=0,580) aux niveaux national et rural, respectivement. Cela implique que le manque d'éducation a tendance à affecter négativement l'accès aux soins de santé préventifs. Les personnes qui n'ont pas reçu d'éducation formelle ont tendance à accorder moins d'importance à l'accès aux soins de santé préventifs que celles qui ont reçu une éducation tertiaire. Cela confirme l'affirmation selon laquelle les personnes instruites accordent souvent plus d'importance à leur santé et sont plus enclines à maintenir un bon état de santé en inculquant un comportement positif en matière de santé et en accédant aux soins de santé préventifs. De plus, l'éducation secondaire n'influence pas le comportement de recherche de soins de santé préventifs dans la zone urbaine. Ceci suggère que la probabilité de visite à l'hôpital pour des soins de santé préventifs par des individus ayant un niveau d'éducation secondaire est inférieure de 52,9% (OR=0,471) au niveau urbain.

Le statut d'emploi de l'individu n'est généralement pas statistiquement significatif pour expliquer l'accès aux soins préventifs, à l'exception de l'emploi indépendant dans les estimations aux niveaux national et rural. Les répondants indépendants présentent un accès plus faible aux soins de santé préventifs, par rapport à ceux qui ne sont pas disponibles pour travailler. La probabilité d'une visite à l'hôpital pour un service de soins préventifs par un travailleur indépendant est de 33,2% (OR=0,668) et 31,2% (OR=0,688) plus faible aux niveaux national et rural, respectivement, que pour les personnes non disponibles pour l'emploi. Les estimations de la variable revenu montrent qu'elle n'influence pas la visite à l'hôpital pour des soins de santé préventifs.

**Tableau 2 : Estimations de régression logistique pour les frais d'utilisation et l'accès aux soins préventifs**

<b>Variabes</b>	<b>National</b>	<b>Urbain</b>	<b>Rural</b>
ln_user	1.561 (8.84)***	1.476 (4.44)***	1.600 (7.49)***
Age	0.949 (2.96)***	0.895 (3.46)***	0.975 (1.19)
AgeSq	1.001 (3.46)***	1.001 (3.59)***	1.000 (1.65)*
<b>Genre</b>			
Femme	1.522 (2.64)***	1.373 (1.16)	1.631 (2.48)**
<b>État civil</b>			
Marié	5.082 (4.79)***	16.121 (4.31)***	3.174 (2.95)***
conjoint_seul	4.513 (3.57)***	11.098 (3.12)***	3.053 (2.23)**

*suite page suivante*

**Tableau 2 Continué**

<b>Variables</b>	<b>National</b>	<b>Urbain</b>	<b>Rural</b>
<b>Éducation</b>			
nonformel_edu	0.550 (2.50)**	0.517 (1.51)	0.580 (1.90)*
pry_edu	0.766 (1.33)	0.729 (0.95)	0.778 (0.98)
sec_edu	0.842 (0.87)	0.471 (2.06)**	1.220 (0.83)
<b>Emploi</b>			
wage_emp	0.815 (0.70)	0.762 (0.60)	0.881 (0.32)
self_emp	0.668 (2.38)**	0.663 (1.31)	0.688 (1.82)*
chômeur	0.547 (1.00)	0.409 (0.85)	0.718 (0.45)
ln_inc	1.031 (1.52)	1.040 (1.17)	1.026 (1.01)
Hhsize	0.984 (0.79)	1.012 (0.37)	0.968 (1.30)
Observation	8,378	2,896	5,482
Log-vraisemblance	-912.98	-307.35	-596.54
Pseudo R-carré	0.11	0.14	0.11
LR chi2	231.34	103.03	146.48
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000

Notes : Odds ratio présenté avec la statistique z entre parenthèses.; \* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01

Catégories de référence : Sexe = homme ; État civil = jamais marié ; Éducation = enseignement supérieur ; Emploi = non disponible pour l'emploi.

Les estimations des visites à l'hôpital pour évaluer les soins curatifs sont présentées dans le tableau 3. La valeur de probabilité du test de Wald Chi carré du rapport de vraisemblance montre que le modèle est statistiquement significatif. Les variables pertinentes qui ont été trouvées pour influencer les visites à l'hôpital pour des soins curatifs sont spécifiquement les frais d'utilisation, l'âge, l'emploi salarié et l'emploi indépendant. Alors que les frais d'utilisation sont statistiquement pertinents dans les trois niveaux d'estimations, l'âge est pertinent dans les estimations nationales et urbaines. L'emploi indépendant est également pertinent mais au niveau national et rural. L'emploi salarié et le chômage sont pertinents dans les estimations au niveau rural et urbain, respectivement.

Les résultats ont révélé qu'une augmentation des frais d'utilisation accroît les chances de visite à l'hôpital pour des soins de santé curatifs de 54,1 % (OR=1,541), 72,7 % (OR=1,727) et 47,8 % (OR=1,478) aux niveaux national, urbain et rural, respectivement. On constate que des frais d'utilisation plus élevés sont associés à un meilleur accès aux soins curatifs. Bien que ces résultats puissent sembler contre-intuitifs, ils peuvent refléter le fait que les personnes dont la maladie est plus grave non seulement font preuve d'une plus grande urgence pour accéder aux soins curatifs, mais attirent également des frais d'utilisation plus élevés en raison du coût plus élevé du traitement. Comme nous l'avons déjà mentionné, ces résultats suggèrent que l'accès aux soins dépend de leur accessibilité financière. L'impact des frais d' Cela peut s'expliquer par le fait que la plupart des programmes

de soins de santé gratuits, en particulier dans les établissements de santé publics, sont souvent mis en œuvre dans les zones rurales. Les frais de soins de santé sont généralement plus élevés dans les zones rurales que dans les zones urbaines, où la demande est généralement plus forte. Par conséquent, l'accès aux soins de santé peut être plus élevé dans les zones rurales que dans les zones urbaines. Les résultats de cette étude concernant l'effet des frais d'utilisation sur l'accès aux soins curatifs diffèrent de ceux de la littérature montrant une réduction de l'utilisation des services de santé avec l'imposition de frais d'utilisation, en particulier pour les soins curatifs (Watson et al., 2016).

La variable âge est significative au niveau des estimations nationales et urbaines. Avec l'âge, la probabilité d'accéder à un service de soins de santé curatifs diminue de 2,6% (OR=0,974) et de 7% (OR=0,930) au niveau national et urbain, respectivement. Notant que l'âge moyen des répondants dans l'échantillon de l'étude est de 24 ans, ce qui est une distribution d'âge jeune, les résultats ont révélé que l'accès aux soins de santé curatifs diminue avec l'âge, ce qui reflète que les jeunes sont relativement moins vulnérables aux problèmes de santé par rapport aux enfants. En outre, par rapport aux individus non disponibles pour l'emploi, ceux qui ont un emploi salarié ou indépendant ont montré une probabilité plus faible de visite à l'hôpital pour des soins curatifs, tandis que les estimations pour l'analyse au niveau rural ont montré que la probabilité d'accéder à des services de soins curatifs est de 75,9% (OR=0,241), ce qui est plus faible pour les personnes ayant un emploi salarié que pour celles qui ne sont pas disponibles pour l'emploi.

De même, la probabilité d'accès aux soins curatifs pour les personnes exerçant une activité indépendante est de 36,2% (OR=0,638) inférieure à celle des personnes non disponibles pour l'emploi au niveau national. Cela implique que le fait d'être disponible pour un emploi réduit le besoin de soins curatifs, probablement en raison de l'engagement physique de ces personnes dans une activité productive qui peut réduire le besoin de soins curatifs. On observe également que les personnes sans emploi dans les zones rurales ont moins de chances de se rendre à l'hôpital pour des soins curatifs que celles qui ne sont pas disponibles pour travailler. La probabilité de visite à l'hôpital pour les personnes sans emploi, soit 61,3 % (OR=2,613), est plus élevée que pour celles qui ne sont pas disponibles pour travailler. Les personnes sans emploi mais à la recherche d'un emploi rémunéré recherchent généralement des opportunités de travail nécessitant un effort physique pour la recherche d'un emploi, ce qui peut d'une certaine manière affecter leur état de santé. Les difficultés liées au chômage, comme le stress physique et émotionnel, peuvent avoir un effet négatif sur l'état de santé des individus de cette catégorie dans des pays comme le Nigeria où le taux de chômage est élevé.

**Tableau 3 : Estimations de régression logistique pour les frais d'utilisation et l'accès aux soins curatifs**

<b>Variables</b>	<b>National</b>	<b>Urbain</b>	<b>Rural</b>
ln_user	1.541 (8.76)***	1.727 (6.20)***	1.478 (6.45)***
HospDist1	1.000	1.000	1.000
Age	0.974 (1.73)*	0.930 (2.48)**	0.989 (0.64)
AgeSq	1.000 (2.83)***	1.001 (2.77)***	1.000 (1.73)*
<b>Genre</b>			
Femme	1.258 (1.61)	1.347 (1.12)	1.225 (1.19)
<b>État civil</b>			
Marié	1.090 (0.29)	2.046 (1.35)	0.847 (0.47)
conjoint_seul	1.440 (0.96)	2.834 (1.54)	1.129 (0.27)
<b>Éducation</b>			
nonformal_edu	0.926 (0.42)	0.685 (0.97)	1.041 (0.19)
pry_edu	0.905 (0.50)	0.894 (0.31)	0.946 (0.23)
sec_edu	0.869 (0.69)	0.700 (1.00)	1.050 (0.19)
<b>Emploi</b>			
wage_emp	0.705 (0.96)	1.993 (1.27)	0.241 (2.16)**
self_emp	0.638 (2.57)**	0.910 (0.26)	0.551 (2.92)***
chômeur	0.870 (0.32)	2.613 (1.73)*	0.240 (1.40)
ln_inc	0.999 (0.04)	0.977 (0.55)	1.016 (0.57)
hhsz	1.019 (1.14)	1.046 (1.58)	1.001 (0.02)
Observation	8,401	2,891	5,510
Probabilité logarithmique	-1,042.33	-305.81	-724.19
Pseudo R-carré	0.06	0.10	0.06
LR chi2	137.20	69.65	89.66
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000

Notes : Odds ratio présenté avec la statistique z entre parenthèses.; \* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01

Catégories de référence : Sexe = homme ; État civil = jamais marié ; Éducation = enseignement supérieur ; Emploi = non disponible pour l'emploi.

### **Temps d'attente pour le recours aux services de soins de santé préventifs**

Les résultats de l'effet des frais d'utilisation sur le temps d'attente pour le recours aux soins préventifs sont présentés dans le tableau 4. La valeur de probabilité du test du rapport de vraisemblance Wald Chi carré montre que le modèle est statistiquement significatif. L'estimation du logarithme du paramètre de dispersion alpha est significativement supérieure à zéro, ce qui montre que les données relatives au temps d'attente sont trop dispersées et qu'elles sont mieux estimées à l'aide d'un modèle binomial négatif que d'un modèle de Poisson. Les résultats présentés dans le tableau

4 montrent que les variables pertinentes qui influencent de manière significative le temps d'attente pour les soins préventifs à un niveau d'estimation ou plus sont spécifiquement les frais d'utilisation, la distance de l'hôpital, le sexe, l'éducation, l'emploi et la taille du ménage. Les résultats montrent que les frais d'utilisation expliquent de manière significative le temps d'attente pour les soins de santé aux niveaux national et rural.

Une augmentation des frais d'utilisation pour les soins préventifs augmente le taux d'incidence du temps d'attente de 15 % (IRR=1,150) et de 17,7 % (IRR=1,177) aux niveaux national et rural, respectivement. Les résultats suggèrent que l'imposition de frais d'utilisation ne réduit pas le temps d'attente pour les soins de santé. Dans ce cas, l'argument selon lequel les frais d'utilisation génèrent des fonds pour la fourniture de plus d'installations de soins de santé, l'emploi de personnel de santé, entre autres choses, n'est probablement pas le cas au Nigeria. Ceci est contraire aux attentes et peut être dû à la forte incidence de la corruption, par laquelle les fonds provenant des frais d'utilisation sont détournés à d'autres fins que l'objectif prévu. Ce résultat est toutefois cohérent avec les conclusions antérieures montrant que les frais d'utilisation ne contribuent pas à l'amélioration de la prestation des services de santé (Waddington & Enyimayew, 1990 ; Abel-Smith & Rawal, 1992 ; Haddad & Fournier, 1995 ; Gilson, 1997 ; Johnson et al., 2012).

La distance par rapport à l'emplacement de l'établissement de soins de santé s'avère également statistiquement significative. Le résultat au niveau national montre que, pour chaque augmentation d'une minute de la distance à l'hôpital, le taux d'incidence du temps d'attente devrait augmenter de 0,8 % (TRI = 1,008). Cela suggère que les personnes dont le lieu de résidence est éloigné de l'emplacement de l'établissement de soins de santé sont plus susceptibles d'attendre plus longtemps pour recevoir des soins que celles dont le lieu de résidence est plus proche. Étant donné que le taux d'arrivée est plus rapide que le taux d'utilisation, l'accumulation de la file d'attente à l'établissement de service s'avère être au désavantage des patients venant de plus loin, qui ont tendance à arriver relativement tard, étant donné le temps plus long qu'il faut pour parcourir la distance jusqu'à l'hôpital. Ce résultat suggère la possibilité d'une mauvaise prestation de services, car le prestataire de soins de santé serait incontestablement épuisé avant de s'occuper des patients et pourrait ne pas prêter attention aux détails nécessaires. Un résultat similaire est observé pour les habitants des villes et des campagnes. Cependant, le taux de temps d'attente pour les soins préventifs dû à la distance est plus élevé pour les citadins à 0,8% (IRR=1,008) que pour les ruraux à 0,7% (IRR=1,007). Il en résulte que la distance par rapport à l'établissement de soins de santé a un impact plus important sur le temps d'attente pour l'utilisation des soins de santé au niveau rural qu'au niveau urbain. Ceci est également attendu car plus de personnes sont susceptibles de rechercher des soins préventifs dans les zones urbaines que dans les zones rurales, ce qui augmente le nombre de personnes en attente d'une visite chez le médecin dans les zones urbaines que dans les zones rurales.

**Tableau 4 : Estimations de la régression binomiale négative sur les frais d'utilisation et le temps d'attente pour le recours aux soins préventifs.**

<b>Variables</b>	<b>National</b>	<b>Urbain</b>	<b>Rural</b>
ln_user	1.150 (2.75)***	1.036 (0.47)	1.177 (2.61)***
HospDist	1.008 (3.09)***	1.008 (1.70)*	1.007 (2.58)***
Age	0.996 (0.25)	0.974 (0.80)	0.993 (0.35)
AgeSq	1.000 (0.03)	1.000 (0.75)	1.000 (0.23)
<b>Genre</b>			
Femme	1.201 (1.14)	0.963 (0.14)	1.410 (1.73)*
<b>État civil</b>			
Marié	1.612 (1.36)	1.934 (1.05)	1.876 (1.53)
Conjoint_seul	0.916 (0.19)	1.899 (0.82)	1.012 (0.02)
<b>Éducation</b>			
nonformal_edu	0.826 (0.87)	0.536 (1.93)*	0.941 (0.23)
pry_edu	1.175 (0.74)	1.252 (0.64)	1.588 (1.59)
sec_edu	1.004 (0.02)	0.896 (0.35)	1.148 (0.46)
<b>Emploi</b>			
wage_emp	1.122 (0.28)	1.634 (0.87)	0.610 (0.83)
self_emp	0.963 (0.19)	1.669 (1.64)	0.649 (1.82)*
chômeur	0.786 (0.47)		0.934 (0.13)
ln_inc	1.000 (0.00)	0.987 (0.36)	1.031 (0.86)
Hhsize	1.039 (2.00)**	1.054 (1.64)	1.041 (1.84)*
Observation	243	62	181
Probabilité logarithmique	-1,127.11	-306.43	-801.32
Pseudo R-carré	0.02	0.03	0.02
LR chi2	44.39	20.96	40.96
Prob > chi2	0.0000	0.0001	0.0000

Note : Le rapport des taux d'incidence est indiqué avec la statistique z entre parenthèses ; \* p<0,1; \*\* p<0,05; \*\*\* p<0,01. De plus, il n'y avait pas de données disponibles pour les chômeurs au niveau urbain.

Catégories de référence : Sexe = homme ; État civil = jamais marié ; Éducation = enseignement supérieur ; Emploi = non disponible pour l'emploi.

Les estimations au niveau rural de l'effet du sexe sur le temps d'attente pour les soins préventifs reçus montrent que les femmes devraient avoir un temps d'attente plus long que les hommes dans les établissements de santé. Le résultat montre que la femme a connu un temps d'attente qui est 41,0% (IRR=1,410) plus élevé que l'homme. Le résultat est similaire aux conclusions de Sriram et al. (2018) ; les résultats de leur étude ont montré un effet significatif du sexe sur le temps d'attente pour les soins préventifs. Cependant, le constat d'une absence de différence entre les sexes sur le temps d'attente diffère de celui d'Arnesen et al. (2002). Le résultat sur l'emploi révèle que l'éducation non formelle influence l'incidence du temps d'attente au niveau urbain.

En ce qui concerne le niveau d'éducation, l'incidence du temps d'attente a diminué de 46,4 % (IRR= 0,536) pour les personnes n'ayant reçu aucune éducation formelle au niveau urbain uniquement, par rapport à celles ayant reçu une éducation tertiaire. En ce qui concerne l'effet de la situation professionnelle des personnes cherchant des services de soins de santé préventifs sur l'incidence du temps d'attente, il y a eu une diminution de 35,1 % (IRR=0,649) pour les personnes travaillant à leur compte au niveau rural par rapport à celles qui n'étaient pas disponibles pour travailler. Le résultat pour la taille du ménage montre que les ménages plus grands connaissent un temps d'attente plus long que les autres. Au niveau national, le résultat montre que, pour chaque augmentation d'une personne dans la taille du ménage, le taux du temps d'attente devrait augmenter de 3,9% (IRR= 1,039). Un résultat similaire est observé dans les estimations rurales, chaque personne supplémentaire dans la taille du ménage entraînant une augmentation du taux de temps d'attente de 4,1% (IRR=1,041). Cela peut être le résultat de contraintes financières pour répondre aux besoins des familles nombreuses, retardant ainsi le moment de la visite à l'hôpital. Elle peut également être associée à des contraintes de temps pour répondre aux besoins des familles, ce qui entraîne des arrivées tardives à l'établissement de santé et, par conséquent, de longues files d'attente nécessitant un temps d'attente plus long avant d'avoir accès à une consultation médicale et à d'autres soins de santé dans l'établissement de santé.

De plus, les résultats révèlent que le statut marital n'influence pas l'incidence du temps d'attente dans les établissements de santé. Les résultats de cette étude ne montrent pas non plus d'effets significatifs de l'âge, du revenu et de l'éducation sur le temps d'attente. Ce résultat diffère de celui de Roll et al. (2012), Laudicella et al. (2012) et Monstad et al. (2014), qui ont montré des effets statistiquement significatifs de ces variables sur le temps d'attente. Les différences dans l'échantillon de données et la technique d'estimation peuvent induire une variation des résultats de cette étude par rapport aux résultats antérieurs.

### ***Temps d'attente pour les services de soins de santé curatifs***

Les résultats de l'effet des frais d'utilisation sur le temps d'attente des soins curatifs sont présentés dans le tableau 5. La valeur de probabilité du test de Wald Chi carré du rapport de vraisemblance montre que le modèle est statistiquement significatif. L'estimation du logarithme du paramètre de dispersion alpha est significativement supérieure à zéro, ce qui montre que les données relatives au temps d'attente sont trop dispersées et qu'elles sont mieux estimées à l'aide d'un modèle binomial négatif que d'un modèle de Poisson. Les covariables qui se sont avérées déterminer de manière significative le temps d'attente pour les services de soins de santé curatifs au Nigeria sont les frais d'utilisation, la distance par rapport à l'hôpital, l'âge, le sexe, l'éducation primaire et secondaire, l'emploi et le revenu à différents niveaux d'analyse.

Les résultats montrent que les frais d'utilisation sont statistiquement significatifs pour l'utilisation des services de soins de santé curatifs au Nigeria. Au niveau national,

pour chaque unité d'augmentation des frais d'utilisation payés, l'incidence du temps d'attente a augmenté de 6,3% (IRR=1,063). Ce phénomène était également évident chez les habitants des zones rurales, puisque les frais d'utilisation payés augmentaient l'incidence du temps d'attente de 9,7% (IRR= 1,097). Par conséquent, l'imposition de frais d'utilisation ne réduit pas le temps d'attente pour les services de soins de santé curatifs au Nigeria. Cette conclusion est également similaire à celles de Waddington et Enyimayew (1990), Abel-Smith et Rawal (1992), Haddad et Fournier (1995) et Gilson (1997), qui montrent que l'imposition de frais d'utilisation n'améliore pas la prestation des services de santé. Comme l'ont noté Johnson et al. (2012), elle peut parfois entraîner un retard dans la présentation des soins, ce qui peut incontestablement se traduire par un temps d'attente plus long avant l'administration des services de santé. En outre, les estimations de la distance aux établissements montrent qu'une augmentation d'une minute entraîne une augmentation du temps d'attente de 1,7% (IRR=1,017) aux niveaux urbain et national, respectivement. Le même scénario s'est produit dans le lieu de résidence, mais il était particulièrement élevé en milieu rural, avec 2,0% (IRR=1,020). Cela confirme que, plus un individu met de minutes pour atteindre un établissement de soins de santé, plus la probabilité de son temps d'attente est grande. En outre, l'âge a une influence sur le temps d'attente en milieu urbain uniquement, ce qui suggère que plus les gens vieillissent, plus l'incidence du temps d'attente augmente de 2,7% (IRR=1,027). Intuitivement, lorsque les gens vieillissent, ils ont tendance à rechercher des services de soins de santé curatifs en raison des maladies qui accompagnent l'âge. De nombreuses personnes de cette catégorie ont besoin de soins médicaux, ce qui peut laisser penser qu'elles attendront plus longtemps étant donné l'inefficacité du système de santé des pays en développement comme le Nigeria.

Le sexe a eu un effet sur le temps d'attente pour les soins curatifs aux niveaux national et rural où il a montré que l'incidence du temps d'attente pour les femmes a diminué de 11,1% (IRR= 0,889) et 12,3% (IRR=0,877) aux niveaux national et rural, respectivement, par rapport aux hommes. En ce qui concerne le niveau d'éducation, l'incidence du temps d'attente a diminué de 47,3% (IRR= 0,527) pour les personnes ayant un niveau d'éducation primaire, uniquement au niveau urbain, par rapport aux personnes ayant un niveau d'éducation supérieure. Dans le même ordre d'idées, les personnes ayant fait des études secondaires en milieu rural ont une incidence du temps d'attente plus élevée de 30,0% (IRR=1,300) que celles ayant fait des études supérieures. En ce qui concerne l'effet de la situation professionnelle des personnes qui recherchent des services de soins de santé curatifs sur l'incidence du temps d'attente, on observe une diminution de 54,4% (TRI=0,456) pour les personnes ayant un emploi salarié en milieu urbain, tandis qu'elle augmente de 22,3% (TRI=2,223) en milieu rural par rapport aux personnes qui ne sont pas disponibles pour travailler. Il y a eu une diminution de 21,4% (IRR= 0,786) et de 29,5% (IRR= 0,705) pour ceux qui étaient indépendants aux niveaux national et urbain, respectivement, par rapport à ceux qui n'étaient pas disponibles pour l'emploi. Cependant, pour les demandeurs de soins de santé au chômage, l'incidence du temps d'attente a diminué de 50,6%

(IRR=0,494) et de 58,6% (IRR=0,414), respectivement, aux niveaux national et urbain, par rapport à ceux qui n'étaient pas disponibles pour un emploi. Enfin, en ce qui concerne le niveau de revenu du ménage, l'incidence du temps d'attente a diminué de 3,6 % (IRR=0,964) au niveau rural.

**Tableau 5 : Estimations de la régression binomiale négative sur les frais d'utilisation et le temps d'attente pour le recours aux soins curatifs**

<b>Variables</b>	<b>National</b>	<b>Urbain</b>	<b>Rural</b>
ln_user	1.063 (2.54)**	0.987 (0.29)	1.097 (3.27)***
HospDist	1.017 (12.12)***	1.017 (5.46)***	1.020 (12.13)***
Age	1.007 (0.90)	1.027 (1.83)*	0.991 (1.03)
AgeSq	1.000 (0.64)	1.000 (1.75)*	1.000 (0.94)
<b>Genre</b>			
Femme	0.889 (1.71)*	0.823 (1.54)	0.877 (1.68)*
<b>État civil</b>			
Marié	0.997 (0.02)	1.377 (1.20)	0.965 (0.20)
conjoint_seul	0.914 (0.45)	0.998 (0.01)	1.012 (0.05)
nonformal_edu	1.048 (0.57)	1.149 (0.92)	1.001 (0.01)
<b>Éducation</b>			
pry_edu	0.869 (1.34)	0.527 (3.36)***	1.100 (0.78)
sec_edu	1.192 (1.50)	0.964 (0.18)	1.300 (1.83)*
<b>Emploi</b>			
wage_emp	0.929 (0.35)	0.456 (2.39)**	2.223 (2.81)***
self_emp	0.786 (2.88)***	0.705 (2.11)**	1.025 (0.24)
chômeur	0.494 (2.92)***	0.414 (2.56)**	0.605 (1.46)
ln_inc	1.013 (0.88)	1.024 (0.87)	0.964 (2.21)**
hhsz	0.997 (0.39)	0.978 (1.57)	1.012 (1.19)
Observation	1,276	356	920
Probabilité logarithmique	-5,596.67	-1,624.77	-3,933.51
Pseudo R-carré	0.02	0.02	0.03
LR chi2	266.13	69.65	260.53
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000

Notes : Rapport des taux d'incidence rapporté avec la statistique z entre parenthèses ; \* p<0,1; \*\* p<0,05 ; \*\*\* p<0,01  
Catégories de référence : Sexe = homme ; État civil = jamais marié ; Éducation = enseignement supérieur ; Emploi = non disponible pour l'emploi.

## 5. Conclusion et recommandation

Cette étude a examiné l'effet des frais d'utilisation sur l'accès et le temps d'attente pour l'utilisation des services de soins de santé au Nigeria au niveau national, urbain et rural. En utilisant l'ensemble de données 2015/2016 du GHS pour le Nigeria couvrant 26 176 répondants, l'accès aux soins de santé a été mesuré en utilisant les visites à l'hôpital, tandis que le temps d'attente a été mesuré comme le temps passé dans l'établissement de santé en minutes avant de recevoir des soins médicaux. La régression logistique et la régression binomiale négative ont été appliquées pour examiner l'effet des frais d'utilisation sur l'accès et le temps d'attente des soins de santé, respectivement. Les résultats sont fournis pour les soins préventifs et curatifs. Les résultats montrent que l'imposition de frais d'utilisation au Nigeria augmente l'accès aux soins curatifs et préventifs, quel que soit le lieu de résidence. D'autre part, cette imposition augmente le temps d'attente des soins reçus. Les résultats suggèrent que les frais d'utilisation au Nigeria n'empêchent pas l'accès aux soins de santé. Cependant, étant donné le grand nombre de personnes qui n'ont pas accès aux soins, comme l'ont observé les statistiques descriptives de l'étude, les résultats de la régression concernant la relation positive entre les frais d'utilisation et l'accès aux soins de santé suggèrent une forme de forte inégalité dans l'utilisation des soins de santé au Nigeria. Seuls les individus qui peuvent se permettre de payer pour les soins de santé utilisent les services et l'utilisation augmente même avec l'imposition de frais d'utilisation. L'augmentation du temps d'attente pour accéder aux soins dans les établissements de santé, même avec l'imposition de frais d'utilisation, est une forte indication de l'insuffisance des infrastructures de santé au Nigeria, notamment en ce qui concerne le personnel de santé dans les établissements de santé.

Les résultats suggèrent que l'abolition des frais d'utilisation n'empêchera pas l'accès aux soins de santé, en particulier pour les personnes qui ont les moyens de payer pour leur utilisation. Cependant, étant donné que la plupart des personnes ne sont pas en mesure d'accéder aux soins de santé, l'abolition réduira l'inégalité dans l'utilisation des soins de santé. Conformément à ces résultats, les efforts visant à promouvoir l'accès à l'utilisation des soins de santé au Nigeria ne devraient pas viser la suppression totale des frais d'utilisation mais fournir une certaine forme de subvention. En effet, une suppression totale peut aggraver l'état actuel des infrastructures de santé en termes de soutien fiscal. Avec des subventions, les gouvernements peuvent lever des fonds pour fournir des infrastructures de soins

de santé et améliorer l'accès à l'utilisation des soins. Les efforts des gouvernements pour améliorer l'utilisation des soins de santé et les infrastructures devraient également se concentrer sur d'autres moyens de générer des revenus, tels que l'augmentation de l'allocation budgétaire à la santé, en plus des fonds provenant des frais d'utilisation.

## Remarques

1. Grossman a présenté une fonction d'utilité inter-temporelle :  $U = U(\varphi_t H_t, Z_t)$ ,  $t = 0, 1, \dots, n$ , où  $H_t$  est le stock de santé à l'âge  $t$  ou au cours de la période  $t$ ,  $\varphi_t$  est le flux de services par unité de stock,  $h_t = \varphi_t H_t$  est la consommation totale de services de santé, et  $Z_t$  est la consommation d'un autre produit. L'introduction de  $h_t = \varphi_t H_t$  permet d'inclure la consommation de santé dans la fonction d'utilité du consommateur.
2. Le modèle Tobit est également un type de modèle à variable dépendante limitée utilisé pour les données censurées ou tronquées ;  $Y$  est censuré lorsque nous observons  $X$  pour toutes les observations, mais que nous ne connaissons la vraie valeur de  $Y$  que pour une gamme restreinte d'observations.
3. Nous avons soupçonné l'endogénéité de nos résultats à l'origine de la relation positive entre les frais d'utilisation et le recours aux soins et, par conséquent, nous avons examiné l'analyse à la recherche d'une endogénéité non observée découlant d'une corrélation entre le revenu et des variables telles que les croyances et l'ethnicité en utilisant le modèle probit instrumental avec la religion comme instrument et avons trouvé le revenu comme exogène.

## Références

- Abdu, Z., Z. Mohammed, I. Bashier and B. Eriksson. 2004. "The impact of user fee exemption on service utilization and treatment seeking behaviour: The case of malaria in Sudan". *The International Journal of Health Planning and Management*, 19(Suppl. 1): S95–S106. <https://doi.org/10.1002/hpm.777>
- Abel-Smith, B. and P. Rawal. 1992. "Can the poor afford 'free' health services? A case study of Tanzania". *Health Policy and Planning*, 7(4): 329–41. <https://doi.org/10.1093/heapol/7.4.329>
- Aday, L.A. and R.M. Andersen. 1981. "Equity of access to medical care: A conceptual and empirical overview". *Medical Care*, 19: 4–27.
- Al-Harajin, R.S., S.A. Al-Subaie and A.G. Elzubair. 2019. "The association between waiting time and patient satisfaction in outpatient clinics: Findings from a tertiary care hospital in Saudi Arabia". *Journal of family & community medicine*, 26(1): 17–22. DOI: 10.4103/jfcm.JFCM\_14\_18
- Arnesen K.E., J. Erikssen and K. Stavem. 2002. "Gender and socioeconomic status as determinants of waiting time for inpatient surgery in a system with implicit queue management". *Health Policy*, 62: 329–41. DOI: 10.1016/s0168-8510(02)00052-0
- Asante, F.A., C. Chikwama, A. Daniels and M. Armar-Klemesu. 2007. "Evaluating the economic outcomes of the policy of fee exemption for maternal delivery care in Ghana". *Ghana Medical Journal*, 41(3): 110–17. DOI: 10.4314/gmj.v41i3.55277
- Baji P, M. Pavlova, L. Gulácsi and W. Groot. 2011. "User fees for public health care services in Hungary: expectations, experience, and acceptability from the perspectives of different stakeholders". *Health Policy*, 102(2–3):255–62
- Berk, M.L. and C.L. Schur. 2018. "Measuring access to care: Improving information for policymakers". *Health Affairs*, 17(1): 180–6. Downloaded from, [www.HealthAffairs.org](http://www.HealthAffairs.org) on 27 November 2018.
- Buntin, M. and A. Zaslavsky. 2004. "Too much ado about two-part models and transformation? Comparing methods of modeling Medicare expenditures". *Journal of Health Economics*, 23(3): 525–42. DOI: 10.1016/j.jhealeco.2003.10.005
- Cameron, A.C. and P.K. Trivedi. 1998. *Regression Analysis of Count Data*, 2<sup>nd</sup> edition. Cambridge, United Kingdom: Cambridge University Press.
- Chama-Chiliba, C.M. and S.F. Koch. 2016. "An assessment of the effect of user fee policy reform on facility-based deliveries in rural Zambia". *BMC Res Notes*, 9: 504 DOI: 10.1186/s13104-016-2316-8
- Dao, H. T., H. Waters and Q. V. Le. 2008. "User fees and health service utilization in Vietnam: how to protect the poor?" *Public Health*, 122(10):1068-78.

- Deininger, K. and P. Mpuga. 2004. "Economic and welfare effects of the abolition of health user fees: Evidence from Uganda". World Bank Policy Research Working Paper No. 3276. The World Bank Group, Washington, D.C., April.
- Donabedian, A. 1980. *The Definition of Quality and Approaches to its Assessment*. MI, USA: Ann Arbor.
- Dupas, P. 2014. "Global health systems: Pricing and user fees". *Encyclopedia of Health Economics*, 3: 136–141.
- Eakins, J. 2013. "An analysis of the determinants of household energy expenditures: Empirical evidence from the Irish household budget survey". PhD Dissertation, Surrey Energy Economics Centre (SEEC), School of Economics, University of Surrey, Guildford, UK.
- Eckel, S. 2008. "Interpreting logistic regression models". <http://www.hsc.usc.edu/~eckel/biostat2/notes/notes14.pdf>
- Ekwempu, C.C., D. Maine, M.B. Olorukoba, E.S. Essien and M.N. Kisseka. 1990. "Structural adjustment and health in Africa". *The Lancet*, 336: 56–57.
- Ensor, T. and A. Duran-Moreno. 2005. "Corruption as a challenge to effective regulation in the health sector". In R. Saltman, R. Busse and E. Mossialos, eds., *Regulating Entrepreneurial Behaviour in European Health Care Systems*. European Observatory on Health Care Systems Series. Open University Press.
- Fafchamps, M. and B. Minten. 2004. "Public service provision, user fees, and political turmoil". Cornell Food and Nutrition Policy Programme.
- Ganesh, L. 2015, "Impact of indirect cost on access to healthcare utilization". *International Journal of Medical Science and Public Health*, 4(9). DOI: 10.5455/ijmsph.2015.28012015258
- Gilson, L. 1997. "The lessons of user fee experience in Africa". *Health Policy and Planning*, 12(4): 273–85.
- Gilson, L. and D. McIntyre. 2005. "Removing user fees for primary care in Africa: The need for careful action". *British Medical Journal*, 331: 762–5. DOI: 10.1136/bmj.331.7519.762
- Goddard, M. and P. Smith. 2001. "Equity of access to health care services: Theory and evidence from the UK". *Social Science & Medicine*, 53: 1149–62. DOI: 10.1016/s0277-9536(00)00415-9
- Greene, W.H. 2003. *Econometric Analysis*, Second ed. Macmillan.
- Grossman M. 2000. "The human capital model". In: Culyer AJ, Newhouse JP (eds). *Handbook of health economics: volume 1A*. Amsterdam: North-Holland.
- Guagliardo, M.F. 2004. "Spatial accessibility of primary care: Concepts, methods and challenges". *International Journal of Health Geographics*, 3(1): 3. DOI: 10.1186/1476-072X-3-3
- Gujarati, D.N. 2004. *Basic Econometrics*, 4<sup>th</sup> ed. Mc Graw Hill Companies.
- Gwatkin, D. 2005. "For whom to buy? Are free government health services the best way to reach the poor?" In A. Preker and J. Langenbrunner, *Spending Wisely: Buying Health Services for the Poor*. Washington, D.C.: The World Bank.
- Haddad, S., and P. Fournier. 1995. "Quality, cost and utilization of health services in developing countries: A longitudinal study in Zaire". *Social Science and Medicine*, 40(6): 743–53.
- Hailpern, S.M. and P.F. Visintainer. 2003. "Odds ratios and logistic regression: Further examples of their use and interpretation". *The Stata Journal*, 3(3): 213–25.
- Hangoma, P., B. Robberstad and A. Aakvik. 2017. "Does free public health care increase utilization and reduce spending? Heterogeneity and long-term effects". *World Development*, 101: 334–50. DOI: 10.1016/j.worlddev.2017.05.040

- Holst, J. 2006. "User fees in health care: Myths, truths and evidences". In U. Laaser and R. Radermacher, eds., *Financing Health Care - A Dialogue between South Eastern Europe and Germany*. Series International Public Health, Vol. 18.
- Issifou, S. and P.G. Kremsner. 2004. "Impact of increasing consultation fees on malaria in Africa". *Wien Klin Wochenschr*, 116: 332–3. PMID: 15237660
- Iversen, T., and H. Luraas. 2009. "The interaction between patient shortage and patients waiting time". Technical Report. Oslo University, Health Economics Research Programme.
- Jacobs, B. and N. Price. 2004. "The impact of the introduction of user fees at a district hospital in Cambodia". *Health Policy Plan*, 19(5): 310–21.
- Janulevicuite J, E. Askildsen, O. Kaarboe, T. Holmas and M. Sutton. 2013. "The impact of different prioritisation policies on waiting times: Case studies of Norway and Scotland". *Social Science and Medicine*, 97: 1–6.
- Johar, M., G. Jones, M. Keane, E. Savage and O. Stavrunova. 2011. "Discrimination in a universal health system: Explaining socioeconomic waiting time gaps". Working Paper Series. School of Finance and Economics, University of Technology, Sydney.
- Johnson, A., A. Goss, J. Beckerman and A. Castro. 2012. "Hidden costs: The direct and indirect impact of user fees on access to malaria treatment and primary care in Mali". *Social science & medicine*, 75(10): 1786–92.
- Kivumbi, G.W. and F. Kintu. 2002. "Exemptions and waivers from cost sharing: Ineffective safety nets in decentralised districts in Uganda". *Health Policy and Planning*, 17 (Suppl. 1): 64–71.
- Koch, S.F. 2012. "The abolition of user fees and the demand for health care: Re-evaluating the impact". ERSA Working Paper No. 301. Economic Research Southern Africa, Cape Town, January.
- Lagarde, M. and N. Palmer. 2008. "The impact of user fees on health service utilization in low- and middle-income countries: How strong is the evidence?" *Bulletin of the World Health Organization*, 86(11): 817–908.
- Lakshminarayanan, M. 2009. "Design and analysis of count data". Merck & Co Inc. Biopharmaceutical Section Webinar.
- Laudicella, M., L. Siciliani and R. Cookson. 2012. "Waiting times and socioeconomic status: Evidence from England". *Social Science & Medicine*, 74(9): 1331–41. DOI: 10.1016/j.socscimed.2011.12.049
- Leone T., C. Valeria, S. Neal and M. Zoë. 2016. "Financial accessibility and user fee reforms for maternal health care in five sub-Saharan countries: A quasi-experimental analysis". *BMJ Open*, 6(1): e009692. <http://dx.doi.org/10.1136/bmjopen-2015-009692>
- Lepine, A., M. Lagarde and A. Nestour. 2017. "How effective and fair is user fee removal? Evidence from Zambia using a pooled synthetic control". *Health Economics*, 27(3): 493–508. DOI: 10.1002/hec.3589
- Levesque, J., M.F. Harris and G. Russell. 2013. "Patient-centred access to health care: Conceptualizing access at the interface of health systems and populations". *International Journal for Equity in Health*, 12(18). DOI: 10.1186/1475-9276-12-18
- Long, J. 1997. *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*, Vol. 7. New York: Sage Publications, Incorporated.
- Maddala, G. 1986. *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Vol. 3. Cambridge, United Kingdom: Cambridge University Press.

- Manthalu, G., D. Yi, S. Farrar and D. Nkhoma. 2016. "The effect of user fee exemption on the utilization of maternal health care at mission health facilities in Malawi". *Health Policy and Planning*, 31(9): 1184–92.
- Masiye, F., B.M. Chita, P. Chanda and F. Simeo. 2008. *Removal of User Fees at Primary Health Care facilities in Zambia: A Study of the Effects on Utilisation and Quality of Care*. EQUINET Discussion Paper No. 57. Network for Equity in Health in East and Southern Africa, March.
- Masiye, F., O. Kaonga and J.M. Kirigia. 2016. "Does user fee removal policy provide financial protection from catastrophic health care payments? Evidence from Zambia". *PLoS ONE*, 11(1): e0146508. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0146508>
- Mckinnon, B., S. Harper and J.S. Kaufman. 2015. "Who benefits from removing user fees for facility-based delivery services? Evidence on socioeconomic differences from Ghana, Senegal and Sierra Leone". *Social Science and Medicine*, 135: 117–23.
- McPake, B., K. Hanson and A. Mills. 1993. "Community financing of health care in Africa: an evaluation of the Bamako initiative". *Social science & medicine*, 36(11), pp.1383-1395.
- Monstad, K., L.B. Engesæter and B. Espehaug. 2014. Waiting time and socioeconomic status—An individual-level analysis. *Health Economics*, 23(4), 446-461.
- Mosadeghrad, A.M. 2014. "Factors influencing healthcare service quality". *International Journal of Health Policy and Management*, 3(2): 77–89.
- Mwabu, G., J. Mwanzia and W. Liambila. 1995. "User charges in government health facilities in Kenya: Effect on attendance and revenue". *Health Policy and Planning*, 10(2): 164–70.
- Nanda, P. 2002. "Gender dimensions of user fees: Implications for women's utilization of health care". *Reproductive health matters*, 10(20): 127–34.
- National Bureau of Statistics (NBS). 2012 The Nigerian Poverty Profile Report 2010. Abuja.
- National Bureau of Statistics (NBS). 2016. LSMS-Integrated Surveys on Agriculture General Household Survey Panel. Abuja.
- Newbrander, W., C.J. Cuellar, and B. K. Timmons. 2000. "The PROSALUD model for expanding access to health services". *Management Sciences for Health, Inc.*
- Pearson, L., M. Ghandi, K. Admasu and E.B. Keyes. 2011. "User fees and maternity services in Ethiopia". *International Journal of Gynecology and Obstetrics*, 115: 310–15.
- Philipa, M. and M. Ba. 2017. "Removing user fees for health services: A multi-epistemological perspective on access inequities in Senegal". *Social Science & Medicine*, 188: 91–99. DOI: 10.1016/j.socscimed.2017.07.002
- Porter, M.E. 2008. "Value-based health care delivery". *Annals of surgery*, 248(4): 503–509.
- Rao, T., R. Radhakrishnan and C. Andrade. 2011. "Standard operating procedures for clinical practice". *Indian journal of psychiatry*, 53(1): 1–3. DOI: 10.4103/0019-5545.75542
- Roll, K., T. Stargardt and J. Schreyögg. 2012. "Effect of type of insurance and income on waiting time for outpatient care". *The Geneva Papers on Risk and Insurance-Issues and Practice*, 37(4): 609–32.
- Sharma, A., L. Siciliani and A. Harris. 2013. "Waiting times and socioeconomic status: Does sample selection matter?" *Economic Modelling*, 33: 659–67.
- Sichei, M. 2008. *Econometrics: Theory and Practise Part Two: Topics in Micrometrics*. AERC Collaborative Master's Programme in Economics for Anglophone Africa. African Economic Research Consortium, Nairobi.

- Siciliani, L. and R. Verzulli. 2009. "Waiting times and socioeconomic status among elderly Europeans: Evidence from SHARE". *Health Economics*, 18(11): 1295–1306.
- Simbar, M., M. Ahmadi, G. Ahmadi and H. Reza Alavi Majd. 2006. "Quality assessment of family planning services in urban health centers of Shahid Beheshti Medical Science University, 2004". *International Journal of Health Care Quality Assurance*, 19(5): 430–42.
- Simbar, M., F. Nahidi, M. Dolatian, A. Akbarzadeh. 2012. "Assessment of quality of prenatal care in Shahid Beheshti Medical Science University centers". *International Journal of Health Care Quality Assurance*, 25(3): 166–76.
- Sinko, A., A. Turnerb, S. Nikolovab and M. Sutton. 2008. "Models for waiting times in healthcare: Comparative study using Scottish administrative data". [interscience.wiley.com DOI: 10.1002/sim.0000](https://doi.org/10.1002/sim.0000)
- Soyibo, A., O. Olaniyan and O.A. Lawanson. 2009. National Health Accounts of Nigeria, 2003–2005 Incorporating sub-National Health Accounts of States, vol. 1: Main Report submitted to Federal Ministry of Health, Abuja.
- Sriram, S. and R. Noochpoung. 2018. "Determinants of hospital waiting time for outpatient care in India: How demographic characteristics, hospital ownership, and ambulance arrival affect waiting time". *International Journal of Community Medicine and Public Health*, 5(7): 2692–98.
- Tinghög, G., D. Andersson, P. Tinghög and C.H. Lyttkens. 2014. "Horizontal inequality in rationing by waiting lists". *International Journal of Health Services*, 44(1): 169–84.
- Umar, I., M.O. Oche and A.S. Umar. 2011. "Patient waiting time in a tertiary health institution in Northern Nigeria". *Journal of Public Health and Epidemiology*, 3(2): 78–82.
- Veazie, P.J., W.G. Manning and R.L. Kane. 2003. "Improving risk adjustment for Medicare capitated reimbursement using nonlinear models". *Medical Care*, 41(6): 741–52.
- Waddington, C. and K.A. Enyimayew. 1990. "A price to pay, part 2: The impact of user charges in the Volta region of Ghana". *The International Journal of Health Planning and Management*, 5(4): 287–312.
- Watson, S. I., E. B. Wroe, E. L. Dunbar, J. Mukherjee, S. B. Squire, L. Nazimera, L. Dullie and R. J. Lilford. 2016. "The impact of user fees on health services utilization and infectious disease diagnoses in Neno District, Malawi: a longitudinal, quasi-experimental study". *BMC Health Services Research*, DOI 10.1186/s12913-016-1856-x
- Whitehead, M., G. Dahigren and T. Evans. 2001. "Equity and health sector reforms: Can low-income countries escape the medical poverty trap?" *The Lancet*, 354: 833–36.
- Wilkinson, D., E. Gouws, M. Sach and S. Karim. 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*, 79: 665–71.
- World Bank. 2005. Madagascar Health Sector Note. Honda, Unpublished Draft.
- World Bank. 2019. Domestic Resource Mobilization. The World Bank Group. At <http://www.worldbank.org/en/topic/governance/brief/domestic-resource-mobilization>
- World Health Organization (WHO). 2005. Sustainable Health Financing, Universal Coverage and Social Health Insurance. WHA58.33, WHO Resolution. Geneva, World Health Organization.
- World Health Organization (WHO). 2017. World Health Organization Global Health Expenditure Database. At <http://apps.who.int/nha/database>

- World Health Organization (WHO). 2019. "Health financing: Out-of-pocket payments, user fees and catastrophic expenditure". WHO Newsletter. At [https://www.who.int/health\\_financing/topics/financial-protection/out-of-pocket-payments/en/](https://www.who.int/health_financing/topics/financial-protection/out-of-pocket-payments/en/)
- Xu, K., P. Saksena and D. Evans. 2010. "Health financing and access to effective interventions". World Health Report Background Paper No. 8.
- Xu, K., D.B. Evans, P. Kadama, J. Nabyonga, P. Ogwal, P. Nabukhonzo and A.M. Aguilar. 2006. "Understanding the impact of eliminating user fees: Utilization and catastrophic health expenditures in Uganda". *Social science & medicine*, 62(4): 866–76.



## Mission

Renforcer les capacités des chercheurs locaux pour qu'ils soient en mesure de mener des recherches indépendantes et rigoureuses sur les problèmes auxquels est confrontée la gestion des économies d'Afrique subsaharienne. Cette mission repose sur deux prémisses fondamentales.

Le développement est plus susceptible de se produire quand il y a une gestion saine et soutenue de l'économie.

Une telle gestion est plus susceptible de se réaliser lorsqu'il existe une équipe active d'économistes experts basés sur place pour mener des recherches pertinentes pour les politiques.

[www.aercafrica.org/fr](http://www.aercafrica.org/fr)

### Pour en savoir plus :



[www.facebook.com/aercafrica](http://www.facebook.com/aercafrica)



[www.instagram.com/aercafrica\\_official/](http://www.instagram.com/aercafrica_official/)



[twitter.com/aercafrica](https://twitter.com/aercafrica)



[www.linkedin.com/school/aercafrica/](http://www.linkedin.com/school/aercafrica/)

Contactez-nous :

Consortium pour la Recherche Économique en Afrique  
African Economic Research Consortium

Consortium pour la Recherche Économique en Afrique

Middle East Bank Towers,  
3rd Floor, Jakaya Kikwete Road

Nairobi 00200, Kenya

Tel: +254 (0) 20 273 4150

[communications@ercafrica.org](mailto:communications@ercafrica.org)