

Révision des Déterminants et de l'Impact des Dépenses de Santé à la Charge des Ménages au Soudan

*Mohammed Elhaj Mustafa Ali
et
Ebaidalla Mahjoub Ebaidalla*

Documents de travail HC-006

AFRICAN ECONOMIC RESEARCH CONSORTIUM
CONSORTIUM POUR LA RECHERCHE ÉCONOMIQUE EN AFRIQUE

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

Révision des Déterminants et de l'Impact des Dépenses de Santé à la Charge des Ménages au Soudan

Par

Mohammed Elhaj Mustafa Ali
Université de Khartoum

et

Ebaidalla Mahjoub Ebaidalla
Université de Khartoum

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 figures	
Liste des abréviations et acronymes	
Résumé	
Remerciements	
1. Introduction	1
2. Le financement des soins de santé au Soudan : Une vue d'ensemble	3
3. Méthodologie de recherche	7
4. Résultats empiriques	12
5. Remarques finales	28
Références	30
Annexes	34
A. Statistiques descriptives des variables utilisées dans l'analyse de régression	34
B. Résultats de l'estimation du modèle de sélection de Heckman	35

Liste des tableaux

1.	La distribution des dépenses de santé catastrophiques (CHE) des ménages selon la région et l'éducation au Soudan	6
2.	Estimation des dépenses de santé à la charge des ménages (OOPHE) : échantillons complets, urbains et ruraux	14
3.	Estimation des dépenses de santé à la charge des ménages (OOPHE) selon le quintile de revenu	17
4.	Résultats de l'effet marginal de l'estimation probit	21
5.	Impact des dépenses de santé à la charge des ménages (OOPHE) sur l'appauvrissement	25

Liste des figures

- | | | |
|----|--|---|
| 1. | Dépenses de santé catastrophiques (CHE) par lieu de résidence | 5 |
| 2. | Dépenses de santé catastrophiques (CHE) par quintiles de revenus | 5 |

Liste d'abréviations et d'acronymes

AERC	Consortium pour la recherche économique en Afrique
CDF	Fonction de distribution cumulative
CHE	Dépenses de santé catastrophiques
FMOH	Ministère fédéral de la santé
GCHI	Société générale d'assurance maladie
NBHS	Enquête nationale de base auprès des ménages
NHIF	Fonds national d'assurance maladie
OLS	Moindre carré ordinaire
OOPHE	Dépenses de santé à la charge des ménages
PHC	Soins de santé primaires
SAP	Politiques d'ajustement structurel
SHBS	Enquête de base des ménages soudanais
SDG	Livre soudanaise
SMOHs	Ministères de la santé des États
OMS	Organisation mondiale de la santé

Résumé

Cette étude revisite l'étude d'Ebaidalla et Mustafa (2017) sur les déterminants et l'impact des dépenses de santé à la charge des ménages au Soudan. En utilisant l'enquête de base soudanaise auprès des ménages de 2014/2015, les résultats indiquent que des facteurs tels que l'adhésion à l'assurance maladie, l'âge du chef de ménage, le sexe du chef de ménage, l'éducation du chef de ménage, la présence de membres âgés, la présence de membres de moins de cinq ans, le revenu, l'état de richesse du chef de ménage, l'état de santé chronique du chef de ménage et l'accessibilité à des eaux améliorées jouent un rôle important dans la décision des dépenses de santé payées par les ménages. En outre, l'analyse montre que ces facteurs augmentent la probabilité de pousser les dépenses de santé à dépasser certaines limites et, ainsi, à devenir catastrophiques. De plus, l'enquête révèle que les dépenses de santé poussent une proportion considérable de ménages sous le seuil de pauvreté. Ces résultats sont valables pour les ménages urbains, ruraux, ainsi que pour les ménages dirigés par des hommes et des femmes. Comparés à ceux d'Ebaidalla et Mustafa (2017), les résultats de cette étude présentent un niveau élevé de robustesse.

Remerciements

Nous tenons à exprimer notre profonde reconnaissance et notre gratitude au Consortium pour la recherche économique en Afrique (CREA) pour le soutien financier apporté à la réalisation de ce travail. Les opinions et les points de vue exprimés dans ce travail sont strictement ceux des auteurs et ne représentent pas les points de vue officiels du CREA. Toute erreur restante est de notre responsabilité

1. Introduction

Au cours des deux dernières décennies, les dépenses de santé personnelles (OOPHE) sont devenues l'une des principales sources de financement des soins de santé au Soudan. Les statistiques disponibles montrent que les OOPHE représentent plus de 75% des dépenses totales de santé dans le pays (Banque mondiale, 2014). Le niveau élevé de l'OOPHE représente un résultat inévitable pour les politiques d'ajustement structurel (PAS) adoptées au début des années 1990. En d'autres termes, les mesures associées à cette politique ont entraîné une forte diminution des dépenses publiques dans tous les secteurs, y compris les soins de santé. Cette réalité a fait grimper la part de l'OOPHE dans le budget des ménages, poussant une partie considérable de la population dans la pauvreté (Ebaidalla & Mustafa, 2017).

Dans le cadre de ses efforts pour atténuer les conséquences de la croissance de l'OOPHE, le gouvernement soudanais a introduit un régime d'assurance maladie en 1995, tout en augmentant les subventions aux services de soins de santé primaires. La loi sur le Fonds national d'assurance maladie (NHIF) a été modifiée pour rendre l'inscription obligatoire pour les personnes employées dans le secteur formel et volontaire pour celles qui travaillent de manière informelle. Cependant, le marché du travail soudanais étant extrêmement dominé par l'informalité, la pénétration de la couverture d'assurance maladie au sein de la population reste très faible (Mustafa & Ebaidalla, 2019). Les rapports du NHIF informent que la couverture est estimée à 52%, ce qui est loin de la couverture d'assurance maladie universelle visée en 2020. Ces dernières années, des efforts considérables ont été initiés par la Chambre de la Zakat, le ministère fédéral des Finances et les organisations caritatives pour faire entrer les ménages pauvres dans le système d'assurance maladie. Pourtant, malgré l'expansion de la couverture au cours des dix dernières années, les tendances de l'OOPHE restent très élevées par rapport aux pays d'Afrique subsaharienne avec lesquels le Soudan partage le même profil épidémiologique.

Ebaidalla et Mustafa (2017) ont analysé les déterminants de l'OOPHE ainsi que son impact sur la pauvreté des ménages soudanais en utilisant les données de l'enquête budgétaire nationale de 2009. Les auteurs ont également étudié les facteurs qui poussent l'OOPHE à dépasser une certaine limite et, ainsi, à devenir catastrophique. Leurs résultats ont confirmé que l'OOPHE pousse de nombreux ménages sous le seuil de pauvreté. Ces résultats peuvent sembler être en contradiction avec l'expansion actuelle de la couverture de l'assurance maladie. Autrement dit, ces résultats mettent

en doute la contribution que l'assurance maladie pourrait avoir sur l'OOPHE des ménages soudanais. Il convient de mentionner que, contrairement à l'enquête NBHS de 2009, l'enquête NBHS de 2014 contient des informations sur le statut d'assurance maladie des ménages, ainsi que des informations sur les maladies chroniques du chef de ménage. Ces informations permettraient d'évaluer la contribution probable de l'assurance maladie à la protection des ménages contre les difficultés de l'OOPHE.

Dans un contexte connexe, le Soudan a connu un ralentissement économique difficile, notamment après la sécession du Soudan du Sud en 2011 et la perte qu'elle a entraînée dans les revenus pétroliers. Cela a conduit à l'émergence de la nouvelle situation économique au cours des dix dernières années, la question qui nécessite de revisiter l'étude d'Ebaidalla et Mustafa (2017) en utilisant la version actualisée de 2014/2015 NBHS qui couvre la période après 2011. Avec ces préoccupations à l'esprit, de nombreuses questions peuvent être soulevées : (1) Les déterminants de l'OOPHE et des dépenses de santé catastrophiques (CHE) varient-ils entre 2009 et 2015 ? (2) L'impact de l'OOPHE sur la pauvreté des ménages soudanais varie-t-il entre 2009 et 2015 ?

Comme Ebaidalla et Mustafa (2017), cette étude suit les étapes de Grossman (1972), Parker et Wang (1997), Wagstaff et van Doorslaer (2003), Su et al. (2006), et Wagastaf (2007) pour développer une stratégie économétrique afin de fournir des réponses concises à ces questions.

Le reste de ce document est organisé comme suit. La section 2 représente une vue d'ensemble du financement des soins de santé au Soudan. La section 3 présente la méthodologie de recherche et les données. La section 4 présente les statistiques descriptives et les résultats empiriques. Enfin, la section 5 conclut l'étude et propose des implications politiques.

2. Financement des soins de santé au Soudan : Une vue d'ensemble

Le système de santé publique au Soudan est un système à trois niveaux, partant du ministère fédéral de la santé (FMOH) au sommet de la pyramide sanitaire, puis des ministères de la santé dans les États (SMOH) et des autorités sanitaires au niveau des localités au bas de l'échelle. D'autres sous-systèmes de santé travaillent côte à côte avec le système de santé officiel pour fournir des services de santé à de nombreux citoyens, notamment les régimes d'assurance maladie, les forces armées, la police soudanaise, les hôpitaux universitaires, les organisations de la société civile, les organismes philanthropiques, les prestataires privés et les organisations non gouvernementales dans les zones touchées par le conflit (Ebaidalla & Mustafa, 2017). Tous les sous-systèmes de santé sont régis par les réglementations et les règles formulées par le FMOH, ainsi que par les mesures législatives et réglementaires au niveau des États.

La FMOH définit les principaux plans et stratégies, offre des conseils sur les questions de santé, évalue les performances du système de santé au niveau national et des États, forme les praticiens et les cadres médicaux, et crée et favorise les relations avec les institutions extérieures liées à la santé. En accord total avec le plan de la FMOH, les SMOH élaborent leurs propres plans, stratégies et programmes de formation pour mettre en œuvre les politiques proposées. Les autorités sanitaires au niveau local mettent en œuvre les politiques nationales et des États et fournissent des services de soins de santé primaires (SSP).

(PHC) (Ebaidalla & Mustafa, 2017). Alors que les régimes publics d'assurance maladie fournissent une couverture maladie aux employés du secteur public et du secteur formel, les régimes privés d'assurance maladie sont également impliqués dans la fourniture de services de santé pour le public et les employés du secteur privé.

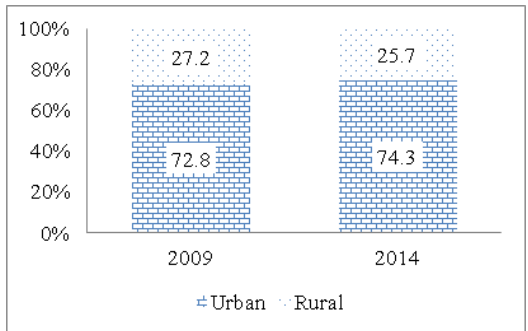
En termes de finances, le colonisateur britannique a légué au Soudan un système de santé basé sur l'impôt dans lequel les services de soins de santé et les fournitures médicales étaient fournis gratuitement. Ce système a fonctionné jusqu'au début de la décennie 1990 (Ebaidalla et Mustafa, 2019). Cependant, après la mise en œuvre du PAS, le gouvernement a commencé à se retirer soudainement de la prestation des services de santé. Les mesures d'austérité adoptées en 1992 concernent tous les secteurs, y compris la santé, secteur dans lequel les dépenses publiques ont connu des baisses importantes. Comme résultat naturel du retrait rapide du gouvernement du secteur de la santé, l'OOPHE a augmenté et a paradoxalement atteint des niveaux catastrophiques.

Pour atténuer les effets négatifs des politiques du PAS, le gouvernement a d'abord introduit un système de frais d'utilisation en 1992, puis a lancé le premier régime public d'assurance maladie en 1995 en créant la Société générale d'assurance maladie (GCHI) en 1995. En 2003, la loi sur le GCHI a été amendée et la société a été transformée en Fond National d'Assurance Maladie (NHIF). Grâce à ces nouveaux amendements, l'admission à l'assurance maladie est devenue ouverte à toutes les catégories de population sur la base d'un taux de cotisation unifié de 4 % pour les employés et les travailleurs ayant un salaire régulier et d'une cotisation forfaitaire selon des estimations actuarielles pour ceux qui ont des revenus irréguliers. Cette mesure a encouragé de nombreuses personnes à s'inscrire à l'assurance maladie. Cependant, malgré l'augmentation du nombre d'inscriptions, le maintien d'une couverture universelle pour toute la population reste un objectif non réalisable et, par conséquent, la proportion de la population qui souffre de l'OOPHE a augmenté.

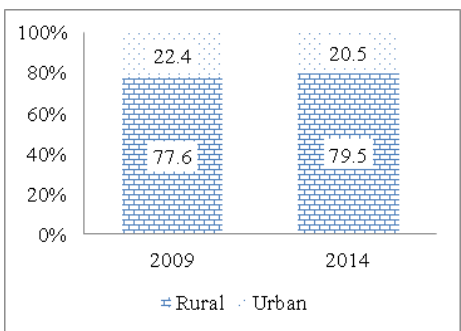
La figure 1 illustre les tendances de CHE par lieu de résidence des ménages, telles que rapportées par les NBHS menées en 2009 et 2014/2015. La figure indique que l'incidence de CHE parmi la population rurale est très élevée pour les niveaux de seuil de 10% et 25%. Comme on peut le lire sur la figure 1, les parts de la population qui ont encouru des CHE au niveau de 10% en 2009 et 2014/2015 sont d'environ 73% et 74%, respectivement. Cela indique que la population rurale ne dispose pas de fenêtres de protection sociale efficaces telles que l'assurance maladie. Cependant, le pourcentage de ménages qui souffrent de CHE dans les zones urbaines a diminué entre 2009 et 2015. Cela peut être justifié par l'expansion significative de la couverture d'assurance dans les centres urbains au cours des dernières années. En revanche, le taux de CHE plus élevé des ménages ruraux peut indiquer la faiblesse des infrastructures de soins et la plus faible couverture d'assurance maladie de ce groupe de population. La prédominance d'une telle situation peut compromettre la contribution de l'assurance maladie à la réduction de l'OOPHE, et perturber ainsi son rôle dans l'éradication de l'incidence de la pauvreté dans ces zones. Dans l'ensemble, la figure 1 confirme l'incidence de l'OOPHE élevée au Soudan, car environ 80% des dépenses de santé sont payées par les ménages.

Figure 1 : CHE par lieu de résidence

CHE par lieu de résidence (seuil de 10%)



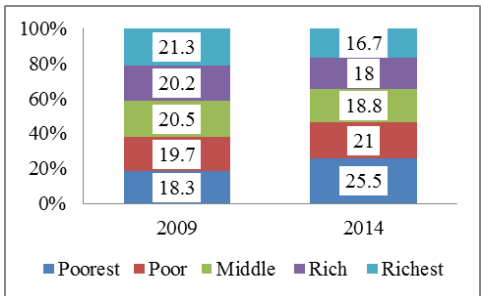
CHE par lieu de résidence (seuil de 25%)



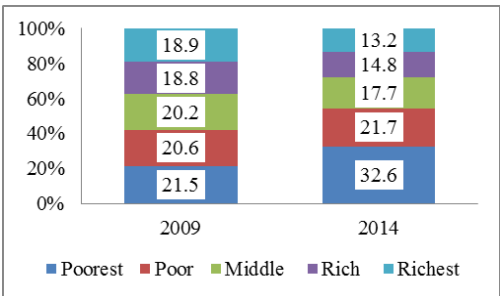
Source : NBHS du Soudan 2009 et 2014/15

Figure 2 : CHE par quintiles de revenus

CHE par quintile de revenu (seuil de 10%)



CHE par quintile de revenu (seuil de 25%)



Source : NBHS du Soudan 2009 et 2014/15.

La figure 2 présente l'incidence de CHE en fonction des quintiles de richesse des ménages. De plus, la figure indique que les ménages des quintiles de revenus inférieurs ont une probabilité plus élevée de subir un CHE, tandis que les ménages riches ont un CHE plus faible aux deux niveaux de seuil (c'est-à-dire 10% et 25%). Cela peut être justifié par le fait qu'une grande partie des ménages riches possèdent une couverture d'assurance maladie avec une plus grande protection par rapport à la population plus pauvre qui est plus vulnérable aux maladies et à une OOPHE élevée. Les probabilités de subir un CHE diffèrent également en fonction du niveau d'éducation et de la situation géographique. Comme on peut le lire dans le tableau 1, par rapport aux ménages ayant un niveau d'éducation secondaire, post-secondaire et universitaire, les ménages ayant un niveau d'éducation primaire présentent un CHE plus élevé à tous les seuils dans les enquêtes 2009 et 2014/2015.

Tableau 1 : La distribution des CHE des ménages selon la région et l'éducation au Soudan

	2009		2014/2015	
Niveau d'éducation	CHE (10%)	CHE (25%)	CHE (10%)	CHE (25%)
Primaire	49.61	19.49	55.77	12.55
Secondaire	47.90	17.80	48.71	9.28
Post-secondaire	37.50	18.75	46.67	10.48
Université	48.66	15.22	35.11	6.56
Région				
Nord	53.22	22.06	56.03	12.12
Est	44.19	17.11	41.04	8.60
Khartoum	52.94	20.30	39.25	6.88
Central	55.61	23.92	60.10	14.94
Kordofan	53.13	20.59	55.61	15.12
Darfur	48.83	21.95	58.76	13.93

Source : Enquête de base sur les ménages soudanais (2009/2015).

Le tableau 1 indique également qu'en excluant l'enseignement universitaire, le paiement de CHE diminue à mesure que les niveaux d'éducation augmentent. Par exemple, 49,61% et 55,77% des ménages ayant un niveau d'éducation primaire dépensent 10% de leur budget total en soins de santé en 2009 et 2014/2015, respectivement. Dans le même ordre d'idées, 19,49% et 12,55% des ménages ayant un niveau d'éducation primaire dépensent 25% de leur budget pour les soins de santé en 2009 et 2014/2015, respectivement. Contrairement aux ménages ayant un niveau d'éducation primaire et à la différence de ceux ayant un niveau d'éducation secondaire et post-secondaire, les ménages ayant un niveau d'éducation tertiaire ont tendance à dépenser une proportion moindre de leurs revenus mensuels totaux en matière de santé à un seuil de 25% de CHE. De plus, comme le montre le tableau 1, les ménages de différentes régions ont encouru des CHE similaires pour différents seuils. Cependant, les ménages résidant dans les régions du Centre et du Darfour ont tendance à dépenser un peu plus pour les services de santé par rapport au reste des régions dans les deux enquêtes. Le CHE élevé payé par les ménages de la région du Darfour peut confirmer le processus plus lent d'extension de la couverture d'assurance dans les zones touchées par le conflit au Soudan.

3. Méthodologie de recherche

Spécification des modèles

En suivant la littérature existante sur les déterminants de l'OOPHE (par exemple Grossman, 1972 ; Parker et Wang, 1997, et Su et al, 2006), le modèle sur les facteurs déterminants de l'OOPHE encourue par les ménages soudanais peut être spécifié comme suit :

$$OOPHE_i = \alpha + \beta HSE_i + \theta HD_i + \phi HL_i + \delta PS_i + \mu_i \quad (1)$$

Où OOPHE est la variable dépendante mesurée par le logarithme des dépenses de santé par habitant. L'OOPHE est liée à un ensemble de variables explicatives comprenant un vecteur de caractéristiques socio-économiques du ménage (HSE), de caractéristiques démographiques (HD), de caractéristiques de localisation (HL) et de caractéristiques des services publics (PS). Les caractéristiques socio-économiques du ménage comprennent le revenu du ménage, l'assurance maladie du chef de ménage, l'éducation du chef de ménage et la situation professionnelle du chef de ménage. Les caractéristiques démographiques comprennent la taille du ménage, le nombre d'enfants de moins de cinq ans et d'aînés parmi les membres du ménage, le sexe et l'âge du chef de ménage. Les caractéristiques de localisation comprennent le lieu de résidence (c'est-à-dire urbain/rural) et la région géographique. Enfin, les facteurs liés aux services publics comprennent l'accès à l'eau courante et la durabilité de l'assainissement amélioré. Les définitions et les mesures des variables utilisées dans l'analyse sont présentées dans l'annexe A.

En ce qui concerne la deuxième question de l'étude, nous développons un modèle avec une variable dépendante binaire pour détecter les déterminants des CHE. En suivant l'exemple de Wagastaf (2007), nous utilisons deux seuils de CHE : 10% et 25% des dépenses totales non alimentaires des ménages. Pour dériver la variable dépendante (CHE), nous définissons d'abord la part de l'OOPHE comme suit :

$$OOPHE_{share} = \frac{OOPHE_{pay}}{CTP_h} \quad (2)$$

Où $OOPHE_{pay}$ est le montant des paiements directs pour les questions de santé, tandis que CTP_h représente la capacité de paiement des ménages. La CTP est mesurée par les dépenses non alimentaires des ménages (Wagstaff et van Doorslaer, 2003). Dans l'étape suivante, le CHE est défini comme une variable binaire qui prend la valeur de 1 si $OOPHE_{share}$ dépasse un seuil T donné (c'est-à-dire 10% et 25%), et zéro sinon. Par conséquent, le CHE peut être illustré comme suit :

$$CHE = \begin{cases} 1 & \text{If } OOPHE_{share} \geq T \\ 0 & \text{If } OOPHE_{share} < T \end{cases} \quad (3)$$

Pour modéliser la probabilité que le ménage puisse subir un CHE, l'étude adopte le modèle de régression probit qui s'exprime par l'équation suivante :

$$P = Pr(CAT = 1|X) = \varphi(X'\beta) \quad (4)$$

Ici, CHE est une variable binaire avec les valeurs 0 et 1, Pr est la probabilité, φ est une fonction de distribution cumulative (CDF) de la distribution normale, β est un vecteur de paramètres inconnus à estimer, X désigne le vecteur des variables explicatives. Les variables explicatives affectant CHE sont identiques aux facteurs qui influencent OOPHE dans l'équation 1.

Ainsi, les définitions des variables restent telles que délimitées précédemment.

Mesurer l'impact d'OOPHE sur la pauvreté

La pauvreté résultant de l'OOPHE se produit lorsqu'un ménage considéré comme non pauvre est poussé dans la pauvreté après avoir encouru des paiements pour des soins de santé. Pour établir un cadre analytique permettant d'analyser l'impact de l'OOPHE sur la pauvreté, cette étude s'inspire largement du modèle développé par Wagstaff et van Doorslaer (2003).

Supposons que z_{pov} est le seuil de pauvreté et x_i être un ménage i'est le revenu. Nous définissons $P_i^{pre} = 1$ if $x_i < z_{pov}$. Alors, l'effectif de la pauvreté avant paiement est égal à :

$$H_{pov}^{pre} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N P_i^{pre} = \mu_{Ppre} \quad (5)$$

Où, N représente la taille de l'échantillon de ménages. En supposant que g_i^{pre}

est l'écart de pauvreté avant paiement qui est égal à $x_i - z_{pov}$ if $x_i < z_{pov}$, et zéro sinon. L'écart de pauvreté moyen avant paiement est défini comme suit :

$$G_{pov}^{pre} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N g_i^{pre} = \mu_{gpre} \quad (6)$$

L'écart de pauvreté normalisé avant paiement peut être exprimé comme suit :

$$NG_{pov}^{pre} = \frac{G_{pov}^{pre}}{z_{pov}^{pre}} \quad (7)$$

Et l'écart positif moyen de pauvreté avant paiement est de :

$$MPG_{pov}^{pre} = \frac{\sum_{i=1}^N g_i^{pre}}{\sum_{i=1}^N p_i^{pre}} = \frac{\mu_{gpre}}{\mu_{ppre}} \quad (8)$$

Par conséquent, nous avons

$$\mu_{gpre} = \mu_{ppre} \cdot MPG_{pov}^{pre} \quad (9)$$

Plus précisément, l'écart de pauvreté moyen (avant paiement) sera égal à la fraction présentant un écart positif multiplié par l'écart positif moyen. En remplaçant l'écart de pauvreté avant paiement p_i^{pre} par la pauvreté après paiement (après avoir payé les services de soins de santé) p_i^{post} , et tous les autres exposants "pre" par l'exposant "post" donne les mesures analogues après paiement.

Pour mesurer l'impact de OOPHE sur la pauvreté, nous suivons l'étude de Wagstaff et van Doorslaer (2003) dans laquelle l'impact de OOPHE sur la pauvreté est défini comme une différence entre les mesures pertinentes avant et après paiement, comme suit :

$$PI^H = H_{pov}^{post} - H_{pov}^{pre}, \quad (10)$$

$$PI^G = G_{pov}^{post} - G_{pov}^{pre}, \quad (11)$$

$$PI^{NG} = NG_{pov}^{post} - NG_{pov}^{pre}, \quad (12)$$

Sur la base de l'enquête NBHS 2014/2015, nous adoptons les lignes de pauvreté de 208 SDG par individu et par mois. Ce seuil de pauvreté est basé sur les dépenses totales des ménages.

Données de l'étude

Les données utilisées dans cette étude proviennent de l'enquête NBHS 2014/2015, menée par le Bureau central des statistiques du Soudan. L'enquête NBHS est représentative au niveau national et contient des informations sur les caractéristiques des ménages, les dépenses alimentaires et non alimentaires. L'enquête 2014/2015 comprend 69 828 individus de 11 953 ménages. Cependant, NBHS ne contient pas d'informations sur les dépenses de santé pour chaque individu, ainsi, nous utilisons le ménage comme unité d'analyse. L'enquête a rapporté les dépenses de santé du ménage au cours des 30 derniers jours (un mois). Les dépenses de santé comprennent les dépenses pour les services médicaux, les tests médicaux, les produits pharmaceutiques, les accouchements et les services hospitaliers. Les statistiques descriptives des variables utilisées dans l'analyse sont présentées dans l'annexe A.

Méthodologie d'estimation

Pour estimer nos modèles, nous essayons le modèle de sélection de Heckman, le modèle probit et les moindres carrés ordinaires (OLS). Il est bien connu que l'analyse de la décision des ménages en matière de dépenses de santé en utilisant un échantillon qui exclut les ménages qui n'ont aucun paiement de soins de santé conduira à des estimations biaisées (Hjortseberg, 2003 et Rous & Hotchkiss, (2003). Ce biais peut être évité si le nombre de ménages n'ayant aucune dépense de santé est très faible. En fait, dans les pays pauvres, les gens ne cherchent généralement à obtenir des services de soins de santé que lorsqu'ils se sentent malades, et donc beaucoup d'entre eux ne dépensent pour la santé que lorsqu'ils se déclarent malades et cherchent à obtenir des soins médicaux (Rous & Hotchkiss, 2003). Les personnes qui se déclarent malades et ont consulté un médecin dépenseront des sommes variables pour traiter la maladie. Par conséquent, dans la plupart des cas, les données sur les dépenses de santé sont souvent caractérisées par un grand cluster à zéro (0) et une distribution à angle droit (Oyinpreye et al, 2014). Dans de tels cas, le problème du biais de sélection de l'échantillon peut se manifester et, par conséquent, la méthode conventionnelle des MCO s'avère inadéquate pour obtenir des résultats fiables. Pour éviter ce problème, l'étude utilise le modèle de sélection en deux étapes de Heckman (1979) afin de vérifier si les modèles considérés souffrent de ce problème. Cependant, les résultats du modèle de sélection de Heckman en annexe ont révélé que les coefficients de lambda (c'est-à-dire les termes de sélection) sont non significatifs dans tous les modèles, ce qui

implique que le modèle est exempt du problème du biais de sélection (voir annexe B). Ceci peut être justifié sur la base du fait que peu de ménages ont déclaré des dépenses de santé nulles, car environ 97% des ménages en 2014/2015 ont encouru des OOPHE. Ainsi, nous procédons à l'estimation par MCO sans nous soucier de ce problème économétrique.

Deuxièmement, pour analyser les déterminants du CHE, l'étude utilise le modèle probit. Les modèles pour les déterminants de l'OOPHE et du CHE sont estimés en utilisant différents scénarios, y compris l'échantillon complet, urbain/rural, et les échantillons quintiles.

4. Résultats empiriques

Déterminants de OOPHE

Comme indiqué dans la section sur la méthodologie, les résultats de la méthode de Heckman en deux étapes rejettent le problème du biais de sélection. Nous procédons donc à l'estimation des modèles OOPHE en utilisant les moindres carrés ordinaires (MCO). Tout d'abord, les résultats de l'estimation par les MCO de l'équation 1 pour les échantillons complets, urbains et ruraux sont présentés dans le tableau suivant 2.

Un coup d'œil aux résultats présentés confirme que la plupart des coefficients des variables sont significatifs, présentent des signes corrects et des amplitudes acceptables. Par exemple, et comme prévu, le coefficient de la variable d'assurance maladie dans les modèles complets et ruraux est négatif et statistiquement significatif, ce qui indique que, par rapport à ceux qui ne sont pas assurés, les ménages ayant une assurance maladie dépensent moins d'OOPHE. La non importance de cette variable dans le modèle urbain peut être due au fait que les ménages urbains recherchent généralement des services de soins de santé de haute qualité que les fenêtres d'assurance maladie ne sont pas susceptibles d'offrir. En outre, par rapport à leurs homologues ruraux, les ménages urbains sont plus susceptibles d'être exposés à une forte incidence de maladies et de troubles (Steyn et al., 1997 ; Sobngwi et al., 2004 ; Godfrey & Julien., 2005 ; Vorster et al., 2005). Vivre dans de telles conditions épidémiologiques augmenterait les taux de morbidité, et annulerait ainsi la contribution de l'assurance maladie à la réduction de l'OOPHE. En outre, l'expérience de l'assurance maladie au Soudan est relativement récente et, par conséquent, elle peut avoir besoin de plus de temps pour être efficace dans la réduction de l'OOPHE. En d'autres termes, de nombreuses institutions et organismes caritatifs, tels que la Chambre de la zakat et le ministère fédéral des Finances, s'efforcent actuellement de payer les cotisations d'assurance maladie au nom d'une grande partie des ménages pauvres. Étant donné que la majeure partie de la population pauvre réside dans les zones rurales, elle se taille la part du lion dans les souscriptions proposées par ces organisations.

En gros, les résultats sur la variable de l'assurance maladie soutiennent les études précédentes qui ont défendu à plusieurs reprises le rôle de l'assurance maladie pour surmonter les augmentations de l'OOPHE (OMS, 2010 ; Sepehr et al., 2006 ; Cavagnero et al., 2006 ; Kusi et al., 2015 ; Habib et al., 2016, et Okoroh et al., 2018). Cependant, ils

s'opposent aux résultats apportés par une branche d'études soutenant que l'adhésion à l'assurance maladie déclenche l'OOPHE ou du moins ne l'affecte pas (Feldstein et Friedman, 1977 ; Manning et al., 1987 ; Newhouse, 1992 ; Ekman, 2007 ; Selvaraj & Karan, 2012.).

Comme prévu, le coefficient associé à la variable revenu est positif et significatif. Cela démontre que l'augmentation du revenu accroît l'OOPHE du ménage, ratifiant ainsi les résultats obtenus par Ebaidllah et Mustafa (2017). De manière inattendue, le coefficient associé à la variable du sexe du chef de ménage est non significatif dans les modèles complet et urbain. Dans le modèle rural, cependant, il apparaît avec un coefficient positif et significatif, indiquant que par rapport à ceux dirigés par des femmes, ceux dirigés par des hommes subissent une OOPHE plus élevée. Le coefficient associé à la variable de l'âge est négatif et significatif dans les modèles complet et rural, alors qu'il ne montre aucune importance dans le modèle urbain. Bien que ce résultat soit en totale conformité avec les résultats d'Ebaidalla et Mustafa (2017), il contredit de manière frappante les résultats d'études antérieures dans lesquelles l'âge s'est avéré être positivement corrélé avec l'OOPHE (Murphy & Hepworth, 1996 ; Bertakis, et al., 2000 ; You & Kobayashi, 2011, et Sambamoorthi et al., 2003). Cependant, cette contradiction peut être facilement interprétée. En d'autres termes, la majorité des chefs de ménage au Soudan devraient appartenir à la catégorie des jeunes et, par conséquent, avoir moins de chances de contracter des maladies, en particulier des maladies chroniques. En outre, ce résultat peut également refléter certains aspects des variations entre les sexes en ce qui concerne l'utilisation des soins de santé. De manière étonnante, le coefficient de la variable de la taille du ménage est négatif et significatif, indiquant que plus le nombre de membres du ménage augmente, plus l'OOPHE diminue. Bien que ce résultat soit en accord avec Ebaidallla et Mustafa (2017), il contredit les preuves précédentes soulignant l'association positive entre l'augmentation de la taille du ménage et l'OOPHE (O'Donnell et al., 2005 ; Cavagnero et al., 2006).

Comme on peut le constater dans le tableau 2, cette étude surpasse le travail d'Ebaidalla et Mustafa (2017) en introduisant les maladies chroniques parmi les prédicteurs de l'OOPHE. L'inclusion de cette variable semble être importante pour plusieurs raisons. Premièrement, contrairement à l'enquête NBHS de 2009, la version 2014 de l'enquête NBHS contient des informations sur le statut de maladie chronique du chef de ménage, ce qui ouvre la voie à son inclusion parmi les facteurs déterminants de l'OOPHE. Deuxièmement, plusieurs études empiriques ont montré que les maladies chroniques augmentent l'OOPHE encourue par les personnes affectées (Chatterjee et al., 2008 ; Dror et al., 2008 ; Brinda et al., 2012 ; Rahman et al., 2013). Cependant, et comme l'indique le coefficient devant la variable chronique, l'OOPHE ne semble pas être affectée par les maladies chroniques dont souffrent les chefs de ménage. Comme mentionné précédemment, la majorité des ménages au Soudan appartiennent à la catégorie des jeunes et, par conséquent, devraient être exempts de l'incidence des maladies chroniques qui augmentent généralement avec l'âge.

Tableau 2 : Estimation de OOPHE : échantillons complets, urbains et ruraux

Dependent Variable: Logarithm of OOPHE			
Variable	Complet	Urbain	Rural
Assurance	-0.0711***	-0.0126	-0.0867***
	(0.0265)	(0.0469)	(0.0324)
Revenu	0.000156***	0.000210***	0.000145***
	(3.25e-05)	(6.80e-05)	(3.71e-05)
Sexe	0.0475	-0.0322	0.0809*
	(0.0406)	(0.0733)	(0.0488)
Âge	-0.179***	-0.0403	-0.225***
	(0.0425)	(0.0845)	(0.0496)
Marié	0.0647	0.0270	0.0841
	(0.0430)	(0.0741)	(0.0530)
Taille du ménage	-0.0703***	-0.0829***	-0.0654***
	(0.00599)	(0.0108)	(0.00722)
Enfant de moins de 5 ans	0.0153	0.0377	0.00651
	(0.0144)	(0.0280)	(0.0168)
eld65	0.196***	0.166***	0.207***
	(0.0260)	(0.0446)	(0.0321)
Chronique	0.0418	0.0399	0.0326
	(0.0272)	(0.0455)	(0.0340)
Primaire	0.195***	0.176***	0.207***
	(0.0323)	(0.0568)	(0.0394)
Secondaire	0.211***	0.247***	0.175***
	(0.0331)	(0.0520)	(0.0437)
Post-secondaire	0.258**	0.331**	0.150
	(0.119)	(0.153)	(0.191)
Université	0.180***	0.176**	0.190**
	(0.0558)	(0.0730)	(0.0932)
Emploi salarié	0.145***	-0.0182	0.200***
	(0.0243)	(0.0477)	(0.0283)
Richesse	0.163***	0.167***	0.154***
	(0.0321)	(0.0616)	(0.0377)
Eau	0.206***	0.353***	0.169***
	(0.0328)	(0.0576)	(0.0414)
Assainissement	0.184***	0.149***	0.232**
	(0.0483)	(0.0546)	(0.109)
Urbain	-0.0400	-	-
	(0.0279)		

suite page suivante

Tableau 2 Continué

Dependent Variable: Logarithm of OOPHE			
Variable	Compleat	Urbain	Rural
Centre	0.0915*	0.0166	0.0743
	(0.0485)	(0.0623)	(0.0923)
Nord	0.0338	-0.0281	0.0178
	(0.0571)	(0.0906)	(0.0967)
Est	-0.310***	-0.229***	-0.398***
	(0.0529)	(0.0694)	(0.0973)
Kordufan	-0.140***	-0.163**	-0.171*
	(0.0536)	(0.0773)	(0.0961)
Darfour	-0.248***	-0.173**	-0.309***
	(0.0518)	(0.0714)	(0.0951)
Distance	0.0355	0.210***	0.00613
	(0.0236)	(0.0566)	(0.0261)
Constant	5.850***	4.883***	6.096***
	(0.189)	(0.381)	(0.229)
Observations	10,778	3,190	7,588
R-carré	0.101	0.121	0.095

Notes : Erreurs types entre parenthèses; ***, ** et * indiquent une importance au niveau de 1%, 5% et 10%, respectivement.

Les résultats rapportés révèlent également que l'éducation du chef de ménage semble être l'un des facteurs contribuant de manière significative à l'OOPHE. Cependant, cette conclusion ne peut pas être généralisée pour tous les niveaux d'éducation. Par exemple, on constate que les niveaux d'éducation primaire, secondaire et universitaire jouent un rôle positif dans l'augmentation de l'OOPHE dans les trois modèles considérés. Néanmoins, le coefficient de la variable d'éducation post-secondaire est non significatif, ce qui indique qu'il n'y a pas d'effet tangible sur l'OOPHE payée par la population rurale. Ce résultat, dans une large mesure, est en accord avec les résultats obtenus par Ebaidalla et Mustafa (2017), selon lesquels l'éducation post-secondaire n'a pas d'influence significative sur les OOPHE payées par les résidents ruraux.

En reproduisant les résultats obtenus par Ebaidalla et Mustafa (2017), on constate que l'emploi salarié est positivement corrélé avec OOPHE. La combinaison de ces résultats avec ceux qui ont émergé avec le revenu nous amène à conclure que, l'appréciation de l'aisance du chef de ménage encourage les ménages à dépenser plus en soins de santé.

Le coefficient de la variable relative au nombre de chambres est statistiquement significatif et affiche le bon signe. Cela implique que l'OOPHE est positivement associée au statut de richesse. Il convient de mentionner que la variable satisfait au même niveau d'importance qui a été observé dans l'analyse d'Ebaidalla et Mustafa

(2017). En imitant le résultat du statut de richesse, la variable eau s'est avérée être positivement corrélée avec l'OOPHE encourue par les ménages complets, urbains et ruraux. Il est intéressant de noter que le coefficient de la variable d'assainissement, mesurée par la disponibilité de toilettes hygiéniques dans la maison du ménage, est positif et significatif, ce qui indique l'association positive entre l'OOPHE et un environnement hygiénique amélioré.

Les variables de localisation semblent se comporter différemment dans les trois modèles estimés. Par exemple, dans le modèle de l'échantillon complet, le coefficient de la variable Centrale est associé à un signe positif et significatif, indiquant que les résidents de la région Centrale dépensent des OOPHE qui sont significativement plus élevées que celles payées par les résidents de Khartoum. En revanche, les coefficients négatifs et significatifs associés à la variable Est dans les modèles complet, rural et urbain indiquent que les résidents de la région Est dépensent moins d'OOPHE que ceux qui résident à Khartoum. De manière remarquable, les coefficients des variables Kordufan et Darfur dans les trois modèles sont négatifs et significatifs, indiquant que les résidents de ces deux régions dépensent moins d'OOPHE que leurs homologues de Khartoum. Ce résultat concorde partiellement avec les conclusions d'Ebaidalla et Mustafa (2017), dans lesquelles la variable Kordufan a été jugée non significative, tandis que la variable Darfour a été jugée négative et légèrement significative dans le modèle rural.

Enfin, le coefficient associé à la variable de la distance dans le modèle rural apparaît avec un signe positif et significatif. Ceci indique que, l'augmentation de la distance, mesurée par les minutes parcourues pour se rendre aux établissements de santé, augmente l'OOPHE payée par les résidents ruraux. Ce résultat confirme l'existence de disparités dans la distribution des équipements de santé entre les zones rurales et urbaines. En dehors de cette conclusion, cela contredit les résultats d'Ebaidalla et Mustafa (2017), dans lesquels la variable de distance est apparue avec un coefficient positif et significatif dans les modèles complets et urbains.

En résumé, les différences entre les résultats de cette étude et ceux d'Ebaidalla et Mustafa (2017) peuvent être dues au fait que les données utilisées sont plus récentes ou que les modèles spécifiés ici incluent de nouvelles variables telles que les maladies chroniques, l'adhésion à l'assurance maladie et l'assainissement.

Résultats sur les déterminants de l'OOPHE selon les quintiles de revenus

Pour donner plus de robustesse aux résultats ci-dessus, nous allons plus loin en estimant les déterminants de l'OOPHE en fonction des quintiles de revenus. Comme on peut le voir, les résultats rapportés dans le tableau 3 ne divergent pas de ceux observés dans le tableau 2. Cependant, la signification de chaque variable peut varier d'un quintile à l'autre, ce qui signifie l'effet de l'altération du statut économique. Par exemple, le coefficient de la variable assurance maladie dans les colonnes trois et

six est associé à des signes négatifs et significatifs. Cela indique que la multiplication des souscriptions à l'assurance maladie parmi ceux qui appartiennent aux deuxième (pauvres) et cinquième (les plus riches) quintiles diminue l'OOPHE. En revanche, les coefficients de la variable dans les modèles du premier (le plus pauvre), troisième (moyen) et quatrième (riche) quintile sont négatifs mais manquent de signification même à un niveau conventionnel. Cela implique que l'adhésion à l'assurance maladie est inefficace pour réduire la PCOE encourue par les ménages qui appartiennent à ces quintiles de revenus.

Tableau 3 : Estimation de OOPHE en fonction du quintile de revenu

La variable dépendante est le logarithme des dépenses de santé par habitant.					
Variables	1er Quint	2ème Quint	3ème Quint	4ème Quint	5ème Quint
Assurance	-0.0624	-0.206***	-0.0361	-0.0374	-0.117**
	(0.0619)	(0.0600)	(0.0542)	(0.0548)	(0.0580)
Revenu	0.000221**	-0.000144	-1.00e-04	0.000133*	0.000168***
	(0.000108)	(8.79e-05)	(7.52e-05)	(7.35e-05)	(5.35e-05)
Sexe	0.0802	0.0546	-0.0459	-0.0847	-0.104
	(0.0834)	(0.0947)	(0.0909)	(0.0872)	(0.0890)
Âge	-0.379***	-0.165*	-0.258***	-0.166*	-0.0476
	(0.105)	(0.0984)	(0.0915)	(0.0886)	(0.0865)
Marié(e)	-0.0946	-0.0838	0.0864	0.145*	0.242***
	(0.104)	(0.109)	(0.0937)	(0.0854)	(0.0836)
Taille du ménage	0.0129	-0.0246*	-0.00921	0.0101	-0.0133
	(0.0138)	(0.0131)	(0.0136)	(0.0150)	(0.0199)
Enfant de moins de 5 ans	0.0123	0.0803***	0.00887	0.0291	-0.0677
	(0.0278)	(0.0296)	(0.0310)	(0.0327)	(0.0415)
eld65	0.145**	0.183***	0.258***	0.193***	0.135**
	(0.0595)	(0.0581)	(0.0530)	(0.0548)	(0.0572)
Chronique	0.0443	0.0713	-0.00788	-0.00418	0.0379
	(0.0643)	(0.0612)	(0.0554)	(0.0557)	(0.0585)
Primaire	-0.0162	0.198***	0.227***	0.103	0.191***
	(0.0767)	(0.0712)	(0.0662)	(0.0674)	(0.0697)
Secondaire	0.0407	0.156**	0.140**	0.242***	0.125*
	(0.0876)	(0.0731)	(0.0663)	(0.0673)	(0.0706)
Post-secondaire	-0.553	0.373	0.215	0.0929	0.280
	(0.462)	(0.348)	(0.231)	(0.209)	(0.214)
Université	-0.493**	-0.114	-0.0149	0.161	0.146
	(0.228)	(0.149)	(0.123)	(0.105)	(0.0953)
Emploi salarié	0.324***	0.333***	0.0375	0.141***	0.105*
	(0.0515)	(0.0535)	(0.0517)	(0.0526)	(0.0550)

suite page suivante

Tableau 3 Continué

La variable dépendante est le logarithme des dépenses de santé par habitant.					
Variables	1er Quint	2ème Quint	3ème Quint	4ème Quint	5ème Quint
Richesse	0.0159	-0.0449	-0.0109	0.0377	0.0518
	(0.124)	(0.111)	(0.0830)	(0.0590)	(0.0504)
Eau	0.325***	0.136*	0.127*	0.113*	0.0738
	(0.0877)	(0.0745)	(0.0671)	(0.0671)	(0.0675)
Assainissement	-0.276*	0.152	0.182*	-0.0262	0.149*
	(0.162)	(0.127)	(0.100)	(0.0922)	(0.0864)
Urbain	0.0384	-0.0693	-0.148**	-0.0313	0.0134
	(0.0670)	(0.0626)	(0.0577)	(0.0580)	(0.0593)
Centrale	0.313**	0.0668	-0.0819	-0.166*	0.0260
	(0.135)	(0.113)	(0.0972)	(0.0971)	(0.0956)
Nord	0.502**	-0.0891	-0.158	-0.128	-0.0730
	(0.208)	(0.137)	(0.111)	(0.108)	(0.114)
Est	-0.105	-0.532***	-0.262**	-0.575***	-0.412***
	(0.144)	(0.125)	(0.106)	(0.107)	(0.104)
Kordufan	0.279**	-0.0646	-0.196*	-0.365***	-0.208*
	(0.136)	(0.123)	(0.110)	(0.110)	(0.111)
Darfour	0.000434	0.00483	-0.0853	-0.373***	-0.225**
	(0.131)	(0.120)	(0.107)	(0.109)	(0.109)
Distance	0.0796	0.0783	-0.0171	0.0231	-0.0212
	(0.0484)	(0.0497)	(0.0492)	(0.0520)	(0.0574)
Constant	5.307***	5.484***	6.352***	5.872***	5.934***
	(0.447)	(0.427)	(0.403)	(0.394)	(0.413)
Observations	2,186	2,143	2,189	2,161	2,099
R-carré	0.053	0.066	0.032	0.055	0.061

Notes : Erreurs types entre parenthèses ; ***, ** et * indiquent une signification au niveau de 1%, 5% et 10%, respectivement.

Avec le résultat qui émerge avec les deuxièmes et troisièmes quintiles comme exception, les résultats relatifs à la variable de revenu confirment ceux des modèles complet, urbain et rural. C'est-à-dire que l'augmentation du revenu est positivement corrélée avec l'OOPHE payée par les ménages situés dans les quintiles les plus pauvres, les plus riches et les plus riches. Selon l'ENB 2014, la couverture d'assurance maladie des ménages les plus pauvres et les plus aisés (c'est-à-dire les riches et les plus riches) est, respectivement, de 32% et 46%. La faible couverture d'assurance maladie des ménages les plus pauvres implique que les personnes les plus pauvres sont poussées à dépenser une plus grande part de leurs revenus en matière de santé. En revanche, ce résultat peut signifier que les personnes aisées ne sont pas pleinement satisfaites des services de soins de santé fournis par les fenêtres d'assurance maladie

ou présentent des caractéristiques épidémiologiques qui nécessitent des dépenses de santé élevées. Dans un cas comme dans l'autre, cette catégorie de ménages peut avoir recours à des prestataires privés pour acquérir des services de soins de santé, ce qui déclenche leur OOPHE.

À l'exception du quintile le plus riche, le vieillissement du chef de ménage dans les autres quintiles est corrélé négativement avec OOPHE. Cela confirme les résultats obtenus dans les modèles complets, urbains et ruraux et soutient notre argument précédent selon lequel la majorité de la population soudanaise est jeune.

Le coefficient de la variable de l'état matrimonial dans les quatrième et cinquième quintiles est positif et significatif, ce qui indique que le fait d'être un chef de ménage marié aisé augmente l'OOPHE. En excluant le deuxième quintile, le coefficient de la variable de la taille du ménage s'avère non significatif. Ceci est assez différent des résultats affichés dans le tableau 2. Cependant, la conclusion générale reste que l'augmentation de la taille du ménage réduit l'OOPHE. Il est intéressant de noter que le coefficient de la variable des personnes âgées dans les modèles des cinq quintiles est positif et significatif, ce qui indique que, quels que soient les niveaux de richesse, la présence de personnes âgées parmi les membres du ménage entraîne un dépassement de l'OOPHE.

Les variables d'éducation, dans une large mesure, reproduisent les résultats observés dans le tableau 2. Plus précisément, il s'avère que le fait d'être un chef de ménage ayant suivi une scolarité primaire ou secondaire déclenche l'OOPHE pour les quintiles supérieurs au quintile le plus pauvre. Contrairement aux résultats rapportés dans le tableau 2, la variable d'éducation universitaire dans le modèle du premier quintile apparaît avec un coefficient significatif, confirmant que l'éducation tertiaire augmente l'OOPHE encourue par les 20% les plus pauvres de la population.

Le coefficient de la variable de l'emploi salarié est positif et significatif, indiquant le rôle positif du salaire dans l'augmentation de l'OOPHE. Inversement, le coefficient du statut de richesse est non significatif dans les cinq modèles. Cela indique que le statut de richesse du ménage n'a pas d'effets sur ses paiements en matière de santé.

Le coefficient associé aux variables des régions du Centre, du Nord et de Kordufan dans le premier quintile est positif et significatif. Cela indique que les 20% des résidents les plus pauvres de Khartoum dépensent moins d'OOPHE que leurs homologues des régions du Centre, du Nord et de Kordufan. En excluant le premier quintile, le coefficient de la variable de la région de l'Est dans le reste des quintiles est négatif et significatif, suggérant que les résidents de la région de l'Est dépensent significativement moins que leurs homologues de Khartoum. Dans le même esprit, le coefficient de la variable Kordufan est négatif et statistiquement significatif dans les troisième, quatrième et cinquième quintiles. Cela implique que les ménages ayant ces caractéristiques économiques et résidant dans la région de Kordufan dépensent significativement moins que leurs homologues de Khartoum. Les résultats sur les

variables régionales montrent également que les résidents de la région du Darfour qui appartiennent aux quatrième et cinquième quintiles dépensent significativement moins que leurs équivalents à Khartoum.

La variable eau apparaît avec un coefficient positif et significatif dans quatre des cinq modèles, confirmant l'association positive entre OOPHE et l'amélioration des moyens de subsistance. L'impact de l'assainissement sur l'OOPHE semble être mitigé. En d'autres termes, le fait de résider dans une maison assainie réduit la probabilité de subir une OOPHE pour les ménages qui appartiennent au premier quintile et l'augmente pour ceux qui appartiennent aux troisième et quatrième quintiles.

Résultats sur les déterminants de CHE

Dans cette sous-section, nous présentons les résultats des estimations probit sur les facteurs déterminants de CHE. Pour toutes les spécifications, les coefficients rapportés représentent l'effet marginal d'un changement infinitésimal de chaque variable explicative sur la probabilité du résultat. Le tableau 4 présente les estimations de l'équation 1 pour les facteurs déterminants de CHE. Comme on peut le lire dans les estimations, l'adhésion à l'assurance maladie semble avoir un grand pouvoir dans la détermination de la probabilité d'un ménage de payer le CHE. Par exemple, le coefficient négatif et significatif de la variable dans le modèle de l'échantillon complet indique que, par rapport aux non-assurés, les ménages assurés sont moins susceptibles de payer des CHE à un seuil de 10%. De plus, lorsque le CHE est fixé à un seuil de 25%, le coefficient de la variable s'avère être négatif et significatif dans les trois spécifications. Ceci indique que l'adhésion à l'assurance maladie réduit la probabilité de faire face à un CHE atteignant un seuil de 25% pour ces échantillons de ménages.

Comme prévu, le coefficient associé à la variable de revenu est négatif et significatif dans tous les modèles spécifiés sous les seuils choisis. Cela indique que l'augmentation du revenu des ménages réduit la probabilité de dépenses catastrophiques en matière de santé, ratifiant le résultat obtenu par Ebaidalla et Mustafa (2017).

Le sexe apparaît avec un coefficient non significatif dans tous les modèles lorsque les CHE sont pris à un seuil de 10%. En revanche, lorsque les CHE sont définis à un seuil de 25%, le coefficient de la variable dans les modèles complets et ruraux devient positif et significatif. Cela indique que, par rapport à leurs homologues féminins, les ménages ruraux dirigés par des hommes ont une probabilité plus élevée d'être confrontés à des CHE à un seuil de 25 %. Ce résultat est conforme à celui d'Ebaidalla et Mustafa (2017), qui ont indiqué que les ménages dirigés par des hommes étaient plus susceptibles de subir une CHE que les ménages dirigés par des femmes. Dans l'ensemble, cela confère une robustesse supplémentaire à l'affirmation que nous avons faite précédemment concernant les différences entre les sexes dans l'utilisation des soins de santé.

Tableau 4 : Résultats de l'effet marginal de l'estimation probit

Variable dépendante : CHE						
Variable	Seuil de 10 %.			Seuil de 25 %.		
	Complet	Urbain	Rural	Complet	Urbain	Rural
Assurance	-0.0185**	-0.0212	-0.0172	-0.0342***	-0.0427***	-0.0310**
	(0.00911)	(0.0166)	(0.0110)	(0.0079)	(0.0104)	(0.0124)
Revenu	-0.0002***	-0.0003***	-0.0002***	-5.98e-05***	-6.34e-05***	-6.92e-05***
	(1.08e-05)	(2.24e-05)	(1.23e-05)	(8.69e-06)	(1.52e-05)	(1.24e-05)
Sexe	-0.003	0.031	-0.0175	0.0280***	0.0118	0.0373***
	(0.0147)	(0.0260)	(0.0179)	(0.0096)	(0.0159)	(0.0140)
Âge	0.0041	0.0180	-0.0001	-0.0184	0.0135	-0.0364**
	(0.0150)	(0.0301)	(0.0173)	(0.0114)	(0.0188)	(0.0166)
Marié(e)	-0.0115	0.0148	-0.0260	-0.0081	0.0320*	-0.0292*
	(0.0155)	(0.0267)	(0.0193)	(0.0112)	(0.0177)	(0.0164)
Taille du ménage	-0.0164***	-0.0191***	-0.0155***	-0.0029*	-0.0079***	-0.0009
	(0.0021)	(0.0038)	(0.0024)	(0.0017)	(0.0025)	(0.0025)
Enfant de moins de 5 ans	0.0048	-0.00250	0.0079	-0.0057	0.0024	-0.0104*
	(0.0051)	(0.0099)	(0.0058)	(0.0038)	(0.0061)	(0.0056)
eld65	0.0100	0.0061	0.0111	0.0093	0.0105	0.0093
	(0.0093)	(0.0164)	(0.0114)	(0.0076)	(0.0106)	(0.0115)
Chronique	-0.0049	-0.0230	0.0066	0.0156*	0.0021	0.0283**
	(0.0097)	(0.0165)	(0.0121)	(0.0080)	(0.0113)	(0.0121)
Primaire	-0.0162	-0.0068	-0.0200	-0.0156*	-0.0127	-0.0224
	(0.0112)	(0.0202)	(0.0134)	(0.0094)	(0.0130)	(0.0143)
Secondaire	-0.0170	-0.0220	-0.0089	-0.0172*	-0.0279**	-0.0034
	(0.0118)	(0.0185)	(0.0159)	(0.0102)	(0.0123)	(0.0165)
Post-secondaire	-0.0016	-0.0082	0.0054	0.0325	-0.0486	0.0856
	(0.0423)	(0.0555)	(0.0696)	(0.0471)	(0.0703)	(0.0784)
Université	-0.0354*	-0.0452*	-0.0184	-0.0044	-0.0037	-0.0069
	(0.0191)	(0.0256)	(0.0327)	(0.0174)	(0.0175)	(0.0333)
Emploi salarié	0.0019	-0.0042	0.0040	0.0200***	0.0188*	0.0244***
	(0.0085)	(0.0170)	(0.0099)	(0.0063)	(0.0101)	(0.0092)
Richesse	0.0306***	0.0442**	0.0281**	0.0076	-0.0200	0.0227
	(0.0109)	(0.0222)	(0.0126)	(0.0098)	(0.0149)	(0.0151)
Eau	-0.0138	0.0270	-0.0351**	-0.0221*	0.0011	-0.0599**
	(0.0115)	(0.0211)	(0.0143)	(0.0118)	(0.0121)	(0.0246)
Assainissement	0.0240	0.0272	0.0025	-0.0075	0.0033	-0.0380
	(0.0169)	(0.0197)	(0.0390)	(0.0157)	(0.0129)	(0.0406)

suite page suivante

Tableau 4 Continué

Variable dépendante : CHE						
Variable	Seuil de 10 %.			Seuil de 25 %.		
	Complet	Urbain	Rural	Complet	Urbain	Rural
Urbain	0.0055 (0.0098)	-	-	-0.0027 (0.0083)	-	-
Centre	0.162*** (0.0146)	0.176*** (0.0184)	0.158*** (0.0278)	0.111** (0.0496)	0.0761** (0.0381)	0.696 (32.26)
Nord	-	-	-	-	-	-
Orientale	-0.201*** (0.0177)	-0.239*** (0.0258)	-0.177*** (0.0306)	-0.0490 (0.0672)	-0.00597 (0.0508)	
Kordufan	0.332*** (0.0158)	0.351*** (0.0226)	0.326*** (0.0287)	0.227*** (0.0492)	0.163*** (0.0371)	0.847 (32.26)
Darfour	0.546*** (0.0152)	0.568*** (0.0215)	0.535*** (0.0283)	0.430*** (0.0486)	0.300*** (0.0353)	1.113 (32.26)
Distance	-0.0047 (0.0083)	0.0296 (0.0214)	-0.0107 (0.0088)	-0.0056 (0.0062)	0.0041 (0.0106)	-0.0100 (0.0089)
Observations	10,134	3,040	7,094	11,953	3,040	6,089
R-carré	0.332	0.346	0.319	0.335	0.401	0.226

Notes : Erreurs types entre parenthèses ; ***, ** et * indiquent une signification au niveau de 1%, 5% et 10%, respectivement.

Si l'on exclut la variable de la taille du ménage, les caractéristiques sociodémographiques du ménage ne semblent pas avoir d'effet significatif sur la probabilité d'entreprendre un CHE au seuil de 10%. Légèrement différente, la variable âge dans le modèle rural est associée à un signe négatif et significatif lorsque la CHE passe à un seuil de 25%. Cela démontre que le vieillissement du chef de ménage rural réduit la probabilité d'entreprendre une CHE à un seuil de 25%. Ceci, dans une certaine mesure, contredit les résultats d'Ebaidalla et Mustafa (2017) qui ont documenté que le vieillissement du chef de ménage a un effet négatif significatif sur la probabilité d'entreprendre une CHE à tous les seuils choisis. De façon tout à fait opposée, l'analyse des auteurs a montré que le vieillissement augmente la probabilité de CHE chez les résidents urbains. En outre, le résultat actuel s'oppose aux conclusions d'études antérieures qui ont fréquemment assuré le rôle critique du vieillissement dans l'augmentation de CHE (Buigut & Amendah, 2015 ; Qosaj et al., 2018 ; Pandey et al., 2018...).

L'analyse montre que le statut marital du chef de ménage donne des résultats différents. Par exemple, on constate que le fait d'être marié n'a pas d'influence significative sur la probabilité de payer une CHE à un seuil de 10% dans l'échantillon complet, les modèles urbains et ruraux. De manière assez différente, alors que le fait d'être marié ne semble pas avoir d'effet sur la probabilité d'encourir une CHE à un seuil de 25% dans le modèle de l'échantillon complet, il augmente la probabilité des

ménages urbains d'encourir une CHE à ce seuil. En revanche, et comme l'indique le coefficient associé à la variable d'état civil dans la septième colonne, le fait d'être marié augmente la probabilité de payer des CHE à un seuil de 25% pour les ménages ruraux. Avec les ménages urbains comme exception, dans Ebaidalla et Mustafa (2017), aucune association significative n'a été détectée entre l'état civil et la probabilité d'encourir des CHE.

De façon étonnante, la variable de la taille du ménage apparaît avec un coefficient négatif et significatif dans les modèles complet, urbain et rural lorsqu'un seuil de 10% est considéré. Cela démontre que l'augmentation du nombre de membres du ménage réduit la probabilité de prendre un CHE à ce seuil. Cependant, lorsqu'un seuil de 25% est examiné, cela reste vrai pour les ménages qui appartiennent aux échantillons complets et urbains. Ce résultat est en partie conforme à celui d'Ebaidalla et Mustafa (2017), qui ont constaté que l'augmentation de la taille du ménage réduit la probabilité de contracter une CHE dans les modèles complets et urbains.

En excluant le modèle basé sur l'échantillon rural, la présence d'enfants de moins de cinq ans parmi les membres du ménage est représentée comme n'ayant aucune influence significative dans la détermination de la probabilité de payer des CHE à un seuil de 25%. Ce résultat s'oppose aux résultats obtenus par Ebaidalla et Mustafa (2017) qui ont documenté que la présence d'enfants de moins de cinq ans pousse les ménages complets et urbains à dépenser des CHE atteignant 10% et 40%, respectivement.

Les coefficients de la variable des personnes âgées dans toutes les spécifications et pour les deux seuils s'avèrent non significatifs. Cela implique que la présence de personnes âgées parmi les membres du ménage n'exerce aucun effet significatif sur la probabilité de dépenser des CHE. Ceci est en désaccord remarquable avec Ebaidalla et Mustafa (2017) qui ont trouvé que la présence de personnes âgées augmente significativement la probabilité de rencontrer des CHE dans les ménages complets ainsi que dans les ménages urbains.

De manière inattendue, le coefficient de la variable des maladies chroniques est non significatif dans les trois modèles spécifiés à un seuil de 10%. Cependant, la situation est, dans une large mesure, inversée lorsque la CHE passe à un seuil de 25%. C'est-à-dire que le coefficient de la variable chronique dans les modèles complets et ruraux s'avère être d'un signe positif et significatif. Cela indique que les ménages dirigés par des malades chroniques dans la zone rurale sont plus susceptibles d'encourir une CHE à un seuil de 25% par rapport à ceux dirigés par des personnes en bonne santé.

En accord avec Ebaidalla et Mustafa (2017), l'analyse montre également que l'éducation du chef de ménage a un effet négligeable sur la probabilité d'entreprendre une CHE. Plus précisément, on constate que l'éducation primaire, secondaire et post-secondaire n'a pas d'influence significative sur la probabilité de rencontrer une CHE à un seuil de 10% pour les échantillons complets, urbains et ruraux. Par rapport aux analphabètes, le chef de ménage ayant fait des études supérieures est moins susceptible de subir une CHE à un seuil de 10% dans les modèles complets et urbains. Lorsque l'on considère les modèles relatifs à un seuil de CHE de 25%, les

coefficients associés à l'éducation secondaire dans les modèles complet et urbain, et à l'éducation primaire dans le modèle rural, apparaissent avec des signes négatifs significatifs. Cela indique que, par rapport aux analphabètes, les chefs de ménage ayant atteint ces niveaux d'éducation sont moins susceptibles de subir une CHE à un seuil de 25%. Dans l'ensemble, ces résultats sont largement mitigés et reflètent un rôle plus faible de l'éducation dans la décision des paiements de CHE. Cependant, cela ne nous empêche pas d'affirmer que ces résultats apportent une modeste confirmation à la littérature antérieure dans laquelle un volet considérable avait défendu l'idée que, les progrès dans le niveau d'éducation diminuent les chances d'avoir une CHE (e.g., Fazaeli et al., 2015 ; Moradi et al., 2017).

Le coefficient de la variable de l'emploi salarié est non significatif dans les modèles conçus sous un seuil de 10%, alors qu'il est positif et significatif dans ceux conçus sous un seuil de 25%. Cela signifie que, par rapport aux travailleurs informels, le fait d'être un chef de ménage salarié augmente la probabilité de subir une CHE à un seuil de 25%. Cette conclusion est en concurrence avec celle d'Ebaidalla et Mustafa (2017), qui ont révélé que l'emploi salarié n'a pas d'effet significatif sur la probabilité de contracter une CHE à tous les seuils.

Comme on pouvait s'y attendre, l'amélioration de la situation patrimoniale du ménage augmente la probabilité de contracter une CHE à un seuil de 10 % dans les trois échantillons examinés. Inversement, lorsque la CHE est définie à un seuil de 25%, on constate que l'amélioration du statut de richesse n'a aucun impact significatif sur la probabilité d'entreprendre une CHE dans tous les échantillons étudiés. Ce résultat est totalement différent de celui obtenu par Ebaidalla et Mustafa (2017). Ces auteurs ont indiqué que l'augmentation de la richesse réduisent de manière significative la probabilité d'être confronté à la CHE, tant pour les ménages urbains que ruraux.

On constate que l'accessibilité à des eaux améliorées réduit la probabilité d'encourir des CHE entrepris par les ménages résidant dans les zones rurales aux seuils de 10% et 25%. Cela suggère que l'introduction de services améliorés d'approvisionnement en eau contribue à protéger les ménages ruraux des difficultés liées aux CHE.

À quelques exceptions peu significatives, les coefficients associés aux variables régionales indiquent que les ménages résidant dans des régions autres que Khartoum sont plus susceptibles de dépenser des CHE. Si l'on exclut les régions de l'Est et du Nord, la probabilité de dépenser des CHE à 10% par les résidents des régions du Kordufan, du Darfour et du Centre s'avère plus élevée que celle de Khartoum. Dans une certaine mesure, ce résultat peut également être observé lorsqu'un seuil de 25% est considéré. En dehors des régions de l'Est et du Nord, les résidents des régions de Kordufan, du Darfour et du Centre semblent avoir une probabilité plus élevée de payer des CHE au seuil de 25% par rapport à leurs homologues de Khartoum.

Dans l'ensemble, les résultats rapportés sur les déterminants de la CHE basés sur les échantillons complets, urbains et ruraux de ménages montrent quelques variations par rapport à ceux obtenus par Ebaidalla et Mustafa (2017). Il peut s'agir des variations observées avec des variables telles que la région, l'éducation, le sexe, le statut professionnel, ainsi que la présence d'enfants de moins de cinq ans et de personnes

âgées parmi les membres du ménage. De plus, l'incorporation de l'assurance ménage et des statuts de santé chroniques parmi les facteurs déterminants du CHE semble donner plus de robustesse à cette analyse.

L'impact d'OOPHE sur la pauvreté

Les résultats relatifs à l'impact de l'OOPHE sur la pauvreté des ménages soudanais sont présentés dans le tableau 5. Selon l'enquête NBHS de 2014, l'incidence de la pauvreté au sein de la population soudanaise est estimée à 36,1 %, ce qui est considérablement moins que les 46,5 % signalés dans l'enquête NBHS de 2009. Toutefois, et comme un grand nombre d'universitaires l'ont fréquemment affirmé, une part considérable de l'incidence de la pauvreté rapportée pourrait être attribuée aux réductions des produits de première nécessité résultant de la part importante de l'OOPHE dans le budget des ménages. Comme le montre la partie supérieure du tableau 5, sans les dépenses de santé, le taux de pauvreté des ménages soudanais est estimé à 30,5 %. Ce pourcentage passe toutefois à 36,1% après avoir soustrait les dépenses de santé des ménages des dépenses de consommation totales. Cela signifie que les dépenses de santé ont fait passer 5,7 % des ménages, qui n'étaient auparavant pas pauvres, sous le seuil de pauvreté, avec un taux de croissance atteignant 18,7 %.

Tableau 5 : Impact de l'appauvrissement dû à OOPHE

Echantillon complet			
	Incidence (%)	Écart de pauvreté (%)	Gravité de la pauvreté (%)
Sans OOPHE	30.5	11	5.6
Avec OOPHE	36.2	13.7	6.9
Appauvrissement	5.7	2.7	1.3
Variation en pourcentage	18.7	24.5	23.2
Échantillon urbain			
	Incidence	Écart de pauvreté	Gravité de la pauvreté
Sans OOPHE	23.6	7.8	3.6
Avec OOPHE	28	9.8	4.6
Appauvrissement	4.4	2	1
Variation en pourcentage	18.6	25.6	25.6
Échantillon rural			
	Incidence	Écart de pauvreté	Gravité de la pauvreté
Sans OOPHE	33.4	12.3	6.1
Avec OOPHE	39.6	16.3	7.8
Appauvrissement	6.2	4	1.7
Variation en pourcentage	18.5	32.5	27.8

Étant donné que la population totale du Soudan était de 36,8 millions d'habitants en 2014 (Banque mondiale, 2019), une augmentation du compte de pauvreté de 5,7 % équivaut, approximativement, à 2 millions d'individus. Ce chiffre est plus élevé que les augmentations de l'indice de pauvreté causées par les dépenses de santé rapportées par Ebaidalla et Mustafa (2017). Sur la base de la SHBS 2009, les auteurs ont révélé que la proportion du nombre de pauvres parmi les ménages attribués à l'OOPHE était d'environ 4,1%, avec un taux de croissance de 9,9%, ce qui est inférieur au pourcentage signalé dans cette étude.

Des résultats similaires peuvent également être observés lorsque les ménages sont classés en fonction du niveau d'urbanisation. Plus précisément, OOPHE augmente l'incidence de la pauvreté chez les ménages urbains et ruraux de 4,4 % (de 23,6 % à 28 %) et de 6,2 % (de 33,4 % à 39,6 %), respectivement. Ces statistiques sont également plus élevées que celles rapportées par Ebaidalla et Mustafa (2017). Sur la base de ces changements de pourcentages, on peut conclure qu'OOPHE pousse l'incidence de la pauvreté chez chacun de ces deux groupes sociaux à croître d'environ 18,5 %. Il est intéressant de noter que si l'écart entre l'incidence de la pauvreté parmi les ménages ruraux en 2009, comme indiqué par Ebaidalla et Mustafa (2017), et en 2014 est assez important (8,7 % contre 18,5 %), il est très proche dans le cas des ménages urbains (17,4 % contre 18,6 %). Cela implique que les OOPHE élargissent l'écart de pauvreté parmi les ménages ruraux dans une proportion plus importante que la population urbaine. De même, on peut facilement observer que l'OOPHE élargit les écarts de pauvreté et aggrave la gravité de la pauvreté parmi les ménages soudanais. Comme indiqué, les écarts de pauvreté pour les ménages complets, urbains et ruraux sont estimés à 2,7%, 2% et 4%, respectivement. Ces chiffres sont environ le double des estimations d'Ebaidalla et Mustafa (2017), selon lesquelles l'OOPHE a fait augmenter les écarts de pauvreté de 1,8 %, 1 % et 2,2 % pour les ménages complets, ruraux et urbains, respectivement.

L'accélération de l'appauvrissement induit par OOPHE peut également être détectée lorsque l'on considère la gravité de la pauvreté. Comme le montre le tableau 5, l'OOPHE a poussé la gravité de la pauvreté parmi les ménages complets à passer de 5,6 % à 6,9 %, soit un taux de croissance de 23,2 %. De même, la gravité de la pauvreté est passée de 3,6 % à 4,6 % et de 6,1 % à 7,8 % pour les ménages urbains et ruraux, respectivement. Ces pourcentages sont significativement plus élevés que ceux rapportés par Ebaidalla et Mustafa (2017) qui ont révélé que la gravité de la pauvreté a augmenté de 6,5 % à 7,5 %, de 2,4 % à 2,9 % et de 8,4 % à 9,6 % pour les ménages complets, urbains et ruraux, respectivement.

La conclusion qui ressort est que l'OOPHE aggrave considérablement la situation de pauvreté des ménages soudanais. En plus de faire passer une grande partie des ménages sous le seuil de pauvreté, elle élargit également l'écart de pauvreté et intensifie sa gravité. Ces résultats sont en accord avec ceux d'autres chercheurs qui ont documenté l'impact négatif de l'OOPHE sur le bien-être des personnes (Berki, 1986 ; Gertler & Gruber 2002 ; Xu et al., 2003 ; O'Donnell et al., 2005 ; Wagstaff, 2007 ; van Doorslaer et al., 2007 ; Chuma & Maina, 2012 ; Tomini et al., 2012 ; Rahman et

al., 2013 ; Khan et al., 2017). Cependant, deux conclusions étonnantes peuvent être observées concernant la pauvreté induite par l'OOPHE dans le contexte soudanais. Premièrement, l'évolution de l'impact de l'appauvrissement de l'OOPHE semble s'opposer à la direction des indices de pauvreté nationaux. Comme nous l'avons mentionné précédemment, la pauvreté globale au Soudan a chuté de 46,5% en 2009 à 36,1% en 2014, ce qui signifie que le pays a fait un grand saut dans la lutte contre l'incidence de la pauvreté (NBHS, 2009, 2014/2015). Inversement, les indicateurs de pauvreté rapportés dans le tableau 5. Indiquent que, si la pauvreté au niveau national a été réduite entre 2009 et 2015, cependant, la part de l'OOPHE dans l'aggravation de l'état de pauvreté des ménages a augmenté à des taux croissants. Deuxièmement, il existe une contradiction entre l'expansion actuelle de l'inscription à l'assurance maladie et la détérioration des indicateurs de pauvreté au Soudan. En effet, comme nous l'avons vu précédemment, l'adhésion à l'assurance maladie est négativement corrélée à l'OOPHE et au CHE, ce qui peut laisser planer un doute sur son incapacité à protéger les gens contre la pauvreté induite par l'OOPHE. Cependant, de nombreuses justifications peuvent être apportées pour interpréter cette conclusion. Outre la pauvreté induite par l'OOPHE, l'augmentation de l'appauvrissement des ménages soudanais peut être attribuée à d'autres facteurs, notamment la nature du système d'assurance maladie lui-même ainsi que d'autres facteurs socio-économiques. Par exemple, les paquets de services offerts par les fenêtres d'assurance maladie peuvent ne pas couvrir tous les besoins médicaux des assurés, ce qui pousse les gens à se tourner vers des prestataires de soins privés. Mustafa et Ebaidalla (2019) ont documenté que les ménages soudanais ne sont pas entièrement satisfaits des services fournis par l'assurance maladie. Implicitement, cela peut indiquer que l'adhésion à l'assurance maladie ne parvient pas à protéger les personnes contre les difficultés de l'OOPHE.

En outre, l'intensification de l'impact de l'OOPHE sur la pauvreté ne peut pas être attribuée uniquement à l'expansion plus lente des paquets d'assurance maladie et de la couverture. De nombreux facteurs peuvent contribuer à l'intensification de l'impact de l'OOPHE sur la pauvreté. Par exemple, en raison de la sécession du Sud-Soudan en 2011 et de l'épuisement des flux de trésorerie provenant des exportations de pétrole, l'économie soudanaise a connu une forte récession économique. Cela a eu de nombreuses conséquences néfastes sur les moyens de subsistance de la population, notamment la réduction des importations, l'hyperinflation et, surtout, un grave effondrement des infrastructures. La réduction des importations et l'hyperinflation ont entraîné une augmentation spectaculaire des prix des biens et services, y compris des médicaments. Cette réalité pousse les ménages à réduire une grande partie de leur budget pour acheter des services de soins de santé. L'exposition à cette situation peut anéantir la contribution de l'assurance maladie dans la lutte contre l'OOPHE et, par conséquent, conduire à un appauvrissement massif des ménages, en particulier ceux appartenant aux groupes vulnérables.

5. Conclusions

Malgré la multiplication des couvertures d'assurance maladie et les efforts consacrés à l'atténuation de l'effet catastrophique des dépenses de santé, l'OOPHE encourue par les ménages reste très élevée au cours des dernières années. Cette étude revisite les déterminants et l'impact de l'OOPHE au Soudan en utilisant la dernière enquête sur le budget des ménages de 2014/2015, reproduisant l'étude d'Ebaidalla et Mustafa (2017), qui a utilisé l'EBNS de 2009. Cette étude a mis l'accent sur l'impact de l'assurance maladie sur l'OOPHE. Les résultats empiriques montrent que la plupart des déterminants de l'OOPHE restent avec les mêmes signes et la même signification, confirmant les résultats d'Ebaidalla et Mustafa (2017). Cela implique également que, malgré le changement de l'ensemble de données, les déterminants de l'OOPHE restent dans le temps, ce qui donne plus de robustesse aux analyses précédentes. En outre, l'impact de l'assurance maladie sur l'OOPHE s'avère négatif et significatif, confirmant le rôle important de l'inscription à l'assurance maladie dans l'atténuation de l'OOPHE. En outre, à l'instar de l'étude d'Ebaidalla et Mustafa (2017), l'OOPHE pousse une partie considérable de la population dans la pauvreté, indiquant l'impact d'appauvrissement des dépenses de santé. Ces résultats se maintiennent dans différents scénarios d'analyse. Sur la base de ces résultats, les efforts pour atteindre une couverture santé universelle joueraient un rôle important pour atténuer le risque financier qui résulte des dépenses de santé. D'un point de vue politique, ces résultats suggèrent que les décideurs politiques doivent reconsidérer les stratégies relatives à l'utilisation des soins de santé. Tout d'abord, les décideurs politiques devraient s'efforcer de parvenir à une couverture d'assurance maladie universelle. Toutefois, l'extension de la couverture d'assurance maladie ne suffira peut-être pas à elle seule à résoudre le problème de l'explosion des dépenses de santé. En d'autres termes, parallèlement à l'augmentation du taux de pénétration de l'assurance maladie, les paquets de services de soins de santé fournis par les régimes d'assurance maladie doivent être élargis pour inclure de nouveaux éléments. Deuxièmement, comme dans le cas des enfants de moins de cinq ans, une nouvelle stratégie doit être lancée afin de fournir aux membres âgés des services de soins de santé gratuits. Cela diminuerait la contribution des personnes âgées à l'augmentation de la OOPHE des ménages et, en même temps, augmenterait leur utilisation des services de soins de santé. Troisièmement, la lutte contre la pauvreté menée par l'OOPHE attire l'attention sur les énormes lacunes dans la fourniture de services de soins de santé par les établissements de santé publics. En

d'autres termes, au lieu de s'appuyer sur les services d'assurance maladie et les agents de santé privés comme principaux fournisseurs de services de soins de santé, les établissements de santé publics devraient travailler côte à côte avec ces institutions. Une telle mesure est susceptible de combler les lacunes probables dans les services de soins de santé fournis et, ainsi, de corriger l'itinéraire de l'utilisation des soins de santé, en particulier pour les groupes vulnérables. Quatrièmement, les décideurs politiques qui choisissent les agendas nationaux concernés par la pauvreté devraient considérer l'incidence de la pauvreté dans un cadre multidimensionnel. En d'autres termes, ces décideurs sont invités à intégrer les différents aspects de la pauvreté dans les politiques de lutte contre la pauvreté, en particulier les aspects liés à OOPHE.

Références

- Berki, S.E. 1986. "A look at catastrophic medical expenses and the poor". *Health affairs*, 5(4): 1381-45. <https://doi.org/10.1377/hlthaff.5.4.138>
- Bertakis, K.D., R. Azari, L.J. Helms, E.J. Callahan and J.A. Robbins. 2000. "Gender differences in the utilization of health care services". *Journal of family practice*, 49(2): 147–52.
- Brinda, E.M., A.P. Rajkumar, U. Enemark, M. Prince and K.S. Jacob. 2012. "Nature and determinants of out-of-pocket health expenditure among older people in a rural Indian community". *International Psychogeriatrics*, 24(10): 1664–73.
- Buigut, S., R. Ettarh and D.D. Amendah. 2015. "Catastrophic health expenditure and its determinants in Kenya slum communities". *International journal for equity in health*, 14(1): 46. <https://doi.org/10.1186/s12939-015-0168-9>.
- Cavagnero, E., G. Carrin, K. Xu and A.M. Aguilar-Rivera. 2006. "Health financing in Argentina: An empirical study of health care expenditure and utilization". *Innovations in Health Financing Working Paper Series No. 8*.
- Chatterjee, S., M. Kotelchuck and U. Sambamoorthi. 2008. "Prevalence of chronic illness in pregnancy, access to care, and health care costs: Implications for interconception care". *Women's Health Issues*, 18(6): S107–S116.
- Chuma, J. and T. Maina. 2012. "Catastrophic health care spending and impoverishment in Kenya". *BMC health services research*, 12(1): 413. <https://doi.org/10.1186/1472-6963-12-413>.
- Dror, D.M., O. van Putten-Rademakers and R. Koren. 2008. "Cost of illness: Evidence from a study in five resource-poor locations in India". *The Indian Journal of Medical Research*, 127(4): 347–61. Available at SSRN 1016701.
- Ebaidalla, E.M. and Ali, M.E.M., 2019. Determinants and impact of household's out-of-pocket healthcare expenditure in Sudan: evidence from urban and rural population. *Middle East Development Journal*, 11(2), pp.181–198.
- Ebaidalla, E.M. and Mustafa M.E.A. 2017. "Determinants and impact of households's out-of-pocket health care expenditure in Sudan: Evidence from urban and rural population". *Economic Research Forum Working Paper No. 1170*. December. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:erg:wpaper:1170>.
- Ekman, B. 2007. "Catastrophic health payments and health insurance: Some counterintuitive evidence from one low-income country". *Health policy*, 83(2-3): 304–13.
- Fazaeli, A.A., H. Ghaderi, A.A. Fazaeli, F. Lotfi, M. Salehi and M. Mehrara. 2015. "Main determinants of catastrophic health expenditures: A Bayesian logit approach on Iranian household survey data (2010)". *Global journal of health science*, 7(4): 335–40.

- Feldstein, M. and Friedman, B., 1977. Tax subsidies, the rational demand for insurance and the health care crisis. *Journal of Public Economics*, 7(2), pp.155–178.
- Gertler, P. and J. Gruber. 2002. “Insuring consumption against illness”. *American economic review*, 92(1): 51–70.
- Godfrey, R. and M. Julien. 2005. “Urbanisation and health”. *Clin. Med.*, 5: 137–41.
- Grossman, M., 1972. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health *The Journal of Political Economy* 80 (2): 223–255.
- Habib, S.S., S. Perveen and H.M.A. Khuwaja. 2016. “The role of micro health insurance in providing financial risk protection in developing countries – A systematic review”. *BMC public health*, 16(1): 281. DOI: 10.1186/s12889-016-2937-9
- Heckman, J.J., 1979. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica: Journal of the econometric society*, pp.153–161.
- Hjortsberg, C., 2003. Why do the sick not utilise health care? The case of Zambia. *Health economics*, 12(9), pp.755–770.
- Khan, J.A., S. Ahmed and T.G. Evans. 2017. “Catastrophic healthcare expenditure and poverty related to out-of-pocket payments for healthcare in Bangladesh – An estimation of financial risk protection of universal health coverage”. *Health policy and planning*, 32(8): 1102–10.
- Kusi, A., K.S. Hansen, F.A. Asante, and U. Enemark. 2015. “Does the National Health Insurance Scheme provide financial protection to households in Ghana?” *BMC health services research*, 15(1): p.331. DOI:10.1186/s12913-015-0996-8
- Manning, W.G., Newhouse, J.P., Duan, N., Keeler, E.B. and Leibowitz, A., 1987. Health insurance and the demand for medical care: evidence from a randomized experiment. *The American economic review*, pp.251–277.
- Moradi, G., H. Safari, B. Piroozi, L. Qanbari, S. Farshadi, H. Qasri. and F. Farhadifar. 2017. “Catastrophic health expenditure among households with members with special diseases: A case study in Kurdistan”. *Medical journal of the Islamic Republic of Iran*, 31(1): 43. DOI: 10.14196/mjiri.31.43
- Murphy, J.F. and J.T. Hepworth. 1996. “Age and gender differences in health services utilization”. *Research in nursing & health*, 19(4): 323–29.
- Mustafa, M.E. and Ebaidalla, E.M. 2019. “Factors influencing informal workers' participation in health insurance in Sudan: Evidence from Khartoum and Kassala States”. *Economic Research Forum Working Paper No. 1300*. Economic Research Forum, March.
- Newhouse, J.P., 1992. Medical care costs: how much welfare loss?. *Journal of Economic perspectives*, 6(3), pp.3–21.
- O'Donnell, O., E. Doorslaer, A. Rannan-Eliya, S. Lanka., C. Garg, P. Hanvoravongchai, M. N. Huq, A. Karan and G. Leung. 2005. “Explaining the incidence of catastrophic payments for health care: Comparative evidence from Asia”. *EQUITAP Working Paper No. 5*.
- Okoroh, J., S. Essoun, A. Seddoh, H. Harris, J.S. Weissman, L. Dsane-Selby and R. Riviello. 2018. “Evaluating the impact of the national health insurance scheme of Ghana on out of pocket expenditures: A systematic review”. *BMC health services research*, 18(1): 426. DOI: 10.1186/s12913-018-3249-9
- Oyinpreye, A.T. and Moses, K.T., 2014. Determinants of Out-Of-Pocket Healthcare Expenditure in the South-South Geopolitical Zone of Nigeria. *International Journal of Economics, Finance and Management*, 3(6).

- Pandey, A., G.B. Ploubidis, L. Clarke and L. Dandona. 2018. "Trends in catastrophic health expenditure in India: 1993 to 2014". *Bulletin of the World Health Organization*, 96(1): 18. DOI: 10.2471/BLT.17.191759
- Parker, S.W. and Wong, R., 1997. Household income and health care expenditures in Mexico. *Health Policy*, 40(3), pp.237–255.
- Qosaj, F.A., G. Froeschl, M. Berisha, B. Bellaqa and R. Holle. 2018. "Catastrophic expenditures and impoverishment due to out-of-pocket health payments in Kosovo". *Cost Effectiveness and Resource Allocation*, 16(1): 26. DOI:10.1186/s12962-018-0111-1
- Rahman, M.M., S. Gilmour, E. Saito, P. Sultana and K. Shibuya. 2013. "Health-related financial catastrophe, inequality and chronic illness in Bangladesh". *PloS ONE*, 8(2): e56873.
- Rous, J.J. and Hotchkiss, D.R., 2003. Estimation of the determinants of household health care expenditures in Nepal with controls for endogenous illness and provider choice. *Health Economics*, 12(6), pp.431–451.
- Sambamoorthi, U., D. Shea and S. Crystal. 2003. "Total and out-of-pocket expenditures for prescription drugs among older persons". *The Gerontologist*, 43(3): 345–59.
- Selvaraj, S. and A.K. Karan. 2012. "Why publicly-financed health insurance schemes are ineffective in providing financial risk protection". *Economic and Political Weekly*, 47(11): 60–68.
- Sepehri, A., W. Simpson and S. Sarma. 2006. "The influence of health insurance on hospital admission and length of stay – The case of Vietnam". *Social Science & Medicine*, 63(7): 1757–70.
- Sobngwi, E., J.C. Mbanya, N.C. Unwin, R. Porcher, A.P. Kengne, L. Fezeu, E.M. Minkoulou, C. Tournoux, J.F. Gautier, T.J. Aspray and K.G.M.M. Alberti. 2004. "Exposure over the life course to an urban environment and its relation with obesity, diabetes, and hypertension in rural and urban Cameroon". *International journal of epidemiology*, 33(4): 769–76.
- Steyn, K., Kazenellenbogen, J.M., Lombard, C.J. and Bourne, L.T., 1997. Urbanization and the risk for chronic diseases of lifestyle in the black population of the Cape Peninsula, South Africa. *Journal of cardiovascular risk*, 4(2), pp.135–142.
- Su, T.T., Kouyaté, B. and Flessa, S., 2006. Catastrophic household expenditure for health care in a low-income society: a study from Nouna District, Burkina Faso. *Bulletin of the World Health Organization*, 84, pp.21–27.
- Sudan Central Bureau of Statistics. 2009. National Baseline Household Survey (NBHS) 2009
- Sudan Central Bureau of Statistics. 2014. National Baseline Household Survey (NBHS) 2014/2015
- Sudan's Federal Ministry of Health. 2009. *Sudan Households Health Utilization and Expenditure Survey 2009*. Khartoum: Federal Ministry of Health Publications.
- Tomini, S.M., T.G. Packard and F. Tomini. 2012. "Catastrophic and impoverishing effects of out-of-pocket payments for health care in Albania: Evidence from Albania Living Standards Measurement Surveys 2002, 2005 and 2008". *Health policy and planning*, 28(4): 419–28.
- Van Doorslaer, E., O. O'Donnell, R.P. Rannan- Eliya, A. Somanathan, S.R. Adhikari, C.C. Garg, D. Harbianto, A.N. Herrin, M.N. Huq, S. Ibragimova and A. Karan. 2007. "Catastrophic payments for health care in Asia". *Health economics*, 16(11): 1159–84.

- Vorster, H.H., C.S. Venter, M.P. Wissing and B.M. Margetts. 2005. "The nutrition and health transition in the North West Province of South Africa: A review of the THUSA (Transition and Health during Urbanisation of South Africans) study". *Public health nutrition*, 8(5): 480-490. DOI: 10.1079/phn2005784
- Wagstaff, A. 2007. "The economic consequences of health shocks: Evidence from Vietnam". *Journal of health economics*, 26(1): 82–100.
- Wagstaff, A. and Doorslaer, E.V., 2003. Catastrophe and impoverishment in paying for health care: with applications to Vietnam 1993–1998. *Health economics*, 12(11), pp.921–933.
- World Bank. (2019). World Bank's development indicators. Accessed 10, September, 2016
- World Health Organization (WHO). 2010. Impact of Mutual Health Insurance on Access to Health Care and Financial Risk Protection in Rwanda (No. HSS/HSF/DP. E. 10.3). World Health Organization, Geneva, Switzerland.
- World Health Organization and World Bank (2014). Global Monitoring Report on Financial Protection in Health 2014.
- Xu, K., D.B. Evans, K. Kawabata, R. Zeramdini, J. Klavus C.J. Murray. 2003. "Household catastrophic health expenditure: A multicountry analysis". *The lancet*, 362(9378): 111–17.
- You, X. and Y. Kobayashi. 2011. "Determinants of out-of-pocket health expenditure in China". *Applied health economics and health policy*, 9(1): 39–49.

Annexes

Annexe A : Statistiques descriptives des variables utilisées dans l'analyse de régression

Variable	Définition	Moyenne	Écart type.
Dépenses de santé	Dépenses de santé par habitant en ODD	373.307	799.316
Revenu	Revenu par habitant en ODD	530.645	436.074
Assurance	1= si elle a une assurance maladie et 0= sinon	0.376	0.484
Revenu	Revenu par habitant en ODD	436.074	436.074
10% de CHE	1= si l'EMC dépasse 10% et 0= sinon	0.549	0.497
25% de CHE	1= si l'EMC dépasse 25% et 0= sinon	0.132	0.339
Sexe	Sexe du chef de ménage (1 = homme ; 0 = femme)	0.851	0.356
Âge	Âge du chef de ménage en années	46.494	14.719
Primaire	École primaire, fictive	0.141	0.348
Secondaire	École secondaire, fictive	0.149	0.356
Post-secondaire	Post-secondaire, fictive	0.009	0.093
Université	Université, fictive	0.047	0.212
Salaire employé	Variable fictive (1= emploi salarié, 0= sinon)	0.520	0.500
Taille du ménage	Nombre de membres du ménage	5.842	2.502
Enfants de moins de 5 ans	Nombre de membres du ménage de moins de 5 ans	0.723	0.867
Personnes âgées de plus de 64 ans	Nombre de membres du foyer âgés de plus de 65 ans	0.232	0.494
Statut économique	Nombre de chambres	2.599	1.562
Urbain	Variable fictive (1= urbain, 0= autre)	0.301	0.458
Célibataire	Fictive, (1= célibataire ; 0= sinon)	0.026	0.159
Marié	Fictive, (1= marié ; 0= sinon)	0.881	0.324
Divorce	Fictive, (1= divorcé ; 0= sinon)	0.024	0.152
Veuf(ve)	Fictive, (1= veuf ; 0= sinon)	0.069	0.253
Chronique	1= si fait état d'une maladie chronique et 0= sinon	0.103	0.304
Eau	1= si accès à l'eau courante et 0= sinon	0.309	0.462

suite page suivante

Annexe A Continué

Variable	Définition	Moyenne	Écart type.
Assainissement	1= a des toilettes à chasse d'eau et 0= sinon	0.064	0.245
Khartoum	1= si résident dans la région de Khartoum et 0= sinon	0.077	0.267
Centre	1= si vous résidez dans la région centrale et 0= sinon	0.228	0.420
Nord	1= si vous résidez dans la région du nord et 0= sinon	0.084	0.277
Est	1= si vous résidez dans la région de l'est et 0= autrement	0.277	0.348
Kordufan	1= si vous résidez dans la région de Kordufan et 0= sinon	0.179	0.384
Darfour	1= si l'on réside dans la région du Darfour et 0= sinon.	0.288	0.452

Annexe B : Résultats de l'estimation du modèle de sélection de Heckman

	Echantillon complet		Echantillon complet urbain		Echantillon rural	
Variables	Équation Sélection equation de résultat		Équation Sélection equation de résultat		Équation Selection de résultat equation	
Assurance	-0.0132	0.106*	-0.0313	0.239	-0.0906***	0.401**
	(0.0569)	(0.0596)	(0.0473)	(0.307)	(0.0330)	(0.158)
Revenu	-2.64e-06*	8.54e-06	0.000195***	0.000271	0.000140***	0.00140***
	(1.47e-06)	(7.86e-05)	(6.85e-05)	(0.000512)	(3.74e-05)	(0.000371)
Sexe	0.0507	-0.0502	-0.0282	0.292	0.0797	0.940***
	(0.0455)	(0.0547)	(0.0740)	(0.626)	(0.0493)	(0.328)
Âge	-0.115*	-0.0270	-0.0396	0.764	-0.224***	0.320
	(0.0617)	(0.0726)	(0.0857)	(0.510)	(0.0503)	(0.263)
Principal	0.182***	0.139**	0.168***	0.320	0.213***	-0.193
	(0.0508)	(0.0561)	(0.0573)	(0.314)	(0.0399)	(0.188)
Secondaire	0.186***	0.193**	0.240***	0.334	0.196***	-0.480***
	(0.0723)	(0.0847)	(0.0525)	(0.283)	(0.0450)	(0.153)
Post-secondaire	0.173	0.634	0.315**	0.185	0.118	-1.139*
	(0.215)	(0.409)	(0.157)	(0.557)	(0.203)	(0.582)
Université Assurance	0.391***	0.250**	0.159**	-0.260	0.186**	-0.207
	(0.0973)	(0.120)	(0.0739)	(0.381)	(0.0943)	(0.424)
Emploi salarié	0.113**	-0.142***	0.00337	0.151	0.186***	0.299*
	(0.0543)	(0.0505)	(0.0482)	(0.290)	(0.0287)	(0.163)
Taille du ménage	0.0603***	0.0582***	-0.0816***	-0.0136	-0.0652***	0.150***
	(0.0116)	(0.00939)	(0.0110)	(0.0574)	(0.00729)	(0.0429)

suite page suivante

Annexe B Continué

	Echantillon complet		Echantillon complet urbain		Echantillon rural	
Variables	Équation Sélection équation de résultat		Équation Sélection équation de résultat		Équation Sélection de résultat equation	
Enfant de moins de 5 ans	-0.0126 (0.0230)	0.0867*** (0.0241)	0.0382 (0.0282)	0.114 (0.192)	0.00311 (0.0170)	0.140 (0.102)
eld65	0.141*** (0.0389)	0.120*** (0.0464)	0.169*** (0.0456)	-0.317 (0.219)	0.205*** (0.0329)	-0.253** (0.127)
Richesse	0.0885** (0.0433)	0.0656 (0.0494)	0.200*** (0.0641)	-0.310 (0.229)	0.143*** (0.0385)	0.104 (0.164)
Urbain	0.0608 (0.0425)	-0.0236 (0.0497)	- 	- 	- 	-
Mariés	0.163** (0.0667)	0.149** (0.0626)	0.0172 (0.0748)	-1.103** (0.475)	0.0774 (0.0538)	-0.253 (0.294)
Centre	-0.167** (0.0751)	0.0324 (0.101)	0.0252 (0.0618)	0.299 (0)	0.0832 (0.0923)	-0.884 (0)
Nord	-0.198** (0.0824)	0.115 (0.113)	0.103 (0.168)	-7.653*** (2.730)	0.141 (0.111)	-7.797 (0)
Est	-0.0598 (0.158)	-0.646*** (0.0983)	-0.205*** (0.0687)	155.0 (0)	-0.388*** (0.0970)	-0.945 (0)
Kordufan	-0.394*** (0.0838)	0.0755 (0.113)	-0.172** (0.0770)	0.156 (0)	-0.155 (0.0963)	90.37 (0)
Darfour	-0.348*** (0.0994)	-0.347*** (0.104)	-0.154** (0.0705)	0.621 (0)	-0.291*** (0.0950)	91.11 (0)
Eau	0.152*** (0.0432)	0.0226 (0.0507)	0.217*** (0.0493)	1.232*** (0.369)	0.201*** (0.0421)	-6.512** (3.305)
Assainissement	0.151* (0.0863)	0.164 (0.112)	0.147*** (0.0564)	-0.993*** (0.248)	0.237** (0.113)	-0.544 (0.427)
Distance aux centres		-0.000654 (0.000591)		1.695*** (0.643)		1.402 (1.118)
Constante	3.297*** (0.313)	0.942*** (0.290)	7.521*** (0.321)	0.246 (0)	6.123*** (0.214)	7.491 (0)
lambda	-0.726 (0.630)		-0.233 (0.333)		-0.253 (0.289)	
Observations	11953	11953	3,592	3,592	8,361	8,361

Notes : Erreurs types entre parenthèses ; *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1



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

Pour en savoir plus :



www.facebook.com/aercafrica



www.instagram.com/aercafrica_official/



twitter.com/aercafrica



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