

Déterminants d'adhésion aux mutuelles de santé des ménages dans la ville de Bukavu

SAFARI MIHIGO Moïse*

BINJA MUNEGA Francine**

HERI BAMPIDIKO Breloc***

BULANGALIRE BUJIRIRI Jean****

Résumé

L'étude des déterminants d'adhésion aux Mutuelles de santé et le comportement de demande des soins de santé des ménages de la ville de Bukavu est d'une importance capitale. Pour ce faire, l'objectif est d'analyser le lien entre l'adhésion aux Mutuelles de santé et le comportement de la demande des soins de santé des ménages dans la ville de Bukavu. Nous sommes ainsi parvenus aux résultats selon lesquels le sexe, la situation matrimoniale du chef de ménage, le niveau d'étude, l'expérience avec les Mutuelles de santé dans le passé, etc. influencent significativement sur la décision d'adhérer ou non à la Mutuelles de santé.

Mots clés : Mutuelle de santé, Adhésion, Déterminants, Ménage.

Abstract

The study of the determinants of membership in mutual health organizations and the healthcare demand behavior of households in the city of Bukavu is of paramount importance.

To this end, the objective is to analyze the link between membership in mutual health organizations and household healthcare demand behavior in the city of Bukavu. We thus

* Enseignant – Chercheur à l'**Institut Supérieur Technique, Commercial et Economique – ISTCE** – Bukavu/Sud-Kivu/RD. Congo, Département des Sciences Commerciales et Administratives ; E-mail : safarikarubara@gmail.com.

** Apprenant de troisième cycle à l'**Université Pédagogique Nationale – UPN – de Kinshasa**, Apprenant de troisième cycle à l'**Université de Douala** au Camérout, Faculté des Sciences économiques et de Gestion, Département de Marketing et Gestion, Chercheur à l'**Institut Supérieur des Techniques Médicales – ISTM – de Masisi** /Nord-Kivu/RD Congo, Email : francinemunega67@gmail.com, Téléphone : +243 9 95 35 89 25.

*** Enseignant – Chercheur à l'**Institut Supérieur Pédagogique – ISP – de Kabare**, Kabare/Sud-Kivu/RD Congo, Département des Sciences Commerciales et Administratives, E-mail : hbrelloc@gmail.com.

**** Enseignant – Chercheur à l'**Institut Supérieur Pédagogique – ISP – de Kabare**, Sud-Kivu/RD Congo, Département des Sciences Commerciales et Administratives ; à l'**Institut Supérieur Technique, Commercial et Economique – ISTCE** – Bukavu/Sud-Kivu/RD Congo, Département des Sciences Commerciales et Administratives, Bukavu/Sud-Kivu/RD. Congo, E-mail : bulangalirejean91@gmail.com, Téléphone : +234 89 35 12 965.

arrived at the results that gender, marital status of the head of household, level of education, past experience with mutual health organizations, etc., significantly influence the decision to join or not join a mutual health organization.

Keywords: *Mutual health organization, Membership, Determinants, Household.*

1. Introduction.

Depuis les années 2000, de nombreux États africains ont adopté des politiques nationales visant la suppression progressive du paiement direct au point de services. Ces politiques sont instituées en Afrique subsaharienne dans un contexte où la couverture maladie est loin d'être généralisée. Le taux de couverture reste en moyenne assez faible et essentiellement au secteur formel qui représente une population très faible des travailleurs (Moussa, 2014). Le paiement direct des soins est le mode le plus répandu, soit sous forme de paiement à l'acte, soit sous forme de paiement forfaitaire généralement subventionné en partie. Quelle que soit sa forme, le paiement direct exclut un grand nombre de personnes et constitue une barrière considérable à l'accès aux soins (Maotela, 2019).

Depuis la période des indépendances, plusieurs jeunes États africains ont pratiqué l'État providence dans le domaine de la santé. Cependant, la faiblesse de leurs ressources n'a pas permis de soutenir cette initiative et a entraîné la détérioration progressive de la qualité des soins de santé. Dès lors, l'idée du financement des services de soins par le recouvrement des coûts des prestations auprès des malades va faire son apparition au cours des années 80. Les États africains au sud du Sahara vont donc entreprendre une réorganisation profonde de leurs systèmes de santé avec une forte décentralisation et une stratégie axée sur les soins de santé primaire (SSP) (Yameogo, 2008).

L'introduction des paiements directs de soins de santé adoptée depuis la mise en œuvre de l'Initiative de Bamako en 1987 ne permet pas aux ménages pauvres qui gagnent moins de 2 dollars et parfois même moins de 1 dollar Américain par jour comme c'est le cas en RDC de payer les services de santé dont ils ont besoin ou, s'ils le font, tombent dans la précarité. Ce grand problème d'inaccessibilité financière aux soins est d'autant plus aggravé par l'absence d'un système formel de protection sociale universelle (Fouakeng et Schroeder, 2009). Seules quelques catégories professionnelles

(fonctionnaires et salariés du secteur privé) bénéficient d'une protection sociale organisée bien que toujours partiel (Ndongo, 2012). Pour la grande majorité de la population, active dans le monde rural et dans le secteur urbain informel, il existe des systèmes de financement collectif des soins autres que les mutuelles de santé, notamment le crédit de solidarité, etc. en plus des efforts faits par les gouvernements pour rationaliser les soins et rendre les médicaments essentiels disponibles. À cause des dépenses élevées liées aux soins de santé, les populations à faible revenu ont tendance à recourir aux prestations de santé peu chères et de qualité douteuse ; notamment aux tradi-praticiens, aux groupes religieux et prophètes miracles (mudjakazi et nabi) qui s'érigent en structures et en professionnels de santé malgré toutes les conséquences que cela représente (Ibrahima, 2017).

La RDC étant rangée parmi les pays pauvres au monde et cela, malgré ses potentialités naturelles, l'État est considéré comme étant en faillite. Situé à l'Est du pays, la Province du Sud-Kivu a un taux de pauvreté estimé à 84,7%, et se trouve avec le Bandundu et l'Equateur parmi les provinces qui ont une incidence de la pauvreté la plus forte que la moyenne nationale qui est de 71,3%. Le chômage y est très élevé et représente 22,2% tandis que le secteur informel agricole fournit près de 7 emplois sur 10, les services de santé sont très insuffisants : 16 lits pour 100 000 habitants et on compte 1 médecin pour 27 699 habitants, loin en dessous de la norme de l'OMS qui est de 1 médecin pour 10 000 habitants. Ainsi partant de ces observations, si rien n'est fait dans l'urgence pour faciliter le recours des ménages du Sud-Kivu, et particulièrement de la ville de Bukavu aux soins de santé modernes et de qualité, une partie importante de la population risque d'y être exclue et le taux de pauvreté qui se situe déjà à un niveau beaucoup plus alarmant pourrait connaître une progression très inquiétante, rapide et exponentielle (PNUD, 2009).

Ainsi, les études empiriques faites par (Akin, 1986) concluaient à l'inélasticité prix et revenu qui avaient donc peu ou pas d'impact sur la demande. Surpris par ces résultats contraires aux prédictions théoriques, certains auteurs (Gertler et al, 1987, Gertler et Van der Gaag, 1990) ont approfondi les investigations. Ils ont abouti à la conclusion que les estimations des paramètres dépendaient en partie de la structure et de la spécification de la fonction d'utilité de laquelle ils sont dérivés. Ainsi utilisant une fonction différente de celle d'Akin (1986), ils trouvent que le prix et le revenu influencent

le choix des soins de santé. Par la suite, de nombreuses études sur la demande de soins de santé ont été réalisées en s'inspirant des modèles de Gertler et de ses collègues (Palier, 2008). Autant la divergence initiale des résultats pouvait découler de choix théoriques différents, autant les études suivantes sont restées contradictoires, alors même qu'elles se réclament toutes des fondements théoriques identiques, à savoir ceux empruntés au modèle de (Gertler et al 1990). Des travaux (d'Akin 1995) au Nigéria, d'Akin et al (1998) au Sri Lanka, de Juillet (1999) au Mali et de Perrin (2000) en Côte d'Ivoire ont continué à montrer que la demande serait inélastique par rapport au prix (Kukwekita, 2014).

Par ailleurs au Rwanda, la population couverte par les mutuelles de santé est passée de 7 % en 2003 à 76 % en 2006. S'il est vrai que ces prouesses sont dûes à la mise en place des mécanismes institutionnels et organisationnels conséquents, il est vrai aussi que ces mécanismes ont résolu, en même temps, ces problèmes de financement de façon structurelle. Le taux de l'adhésion des ménages africains à la Mutuelle de santé est, en moyenne, de 21,8% alors que le Rwanda représente 96%. Ceci suscite alors des interrogations dans le contexte de la RDC et particulièrement du Sud-Kivu caractérisé par des taux de pauvreté élevé et un désengagement de l'État assez considérable.

2. Matériels et méthodes

2.1. Milieu d'étude

La ville de Bukavu est l'une des grandes villes de la RDC. Elle est le chef-lieu de la province du Sud-Kivu. Elle a une superficie de 45 Km² et est limitée au nord par le lac Kivu, au Sud et à l'ouest par le territoire de Kabare et à l'est par la rivière Ruzizi qui accueille les eaux du lac Kivu et les déversent dans le lac Tanganyika. La ville de Bukavu a un climat de montagne à courte saison sèche. Ses communes sont : Bagira, Ibanda et Kadutu (DRRP, 2004).

L'économie du Sud-Kivu est essentiellement tournée vers l'agriculture, l'élevage, le commerce et les services. Au Sud-Kivu, l'agriculture reste la principale activité de la population. Elle représente plus de 70% de l'activité des ménages. Par rapport aux autres branches d'activité, la population du Sud-Kivu travaille surtout dans l'agriculture (7 emplois sur 10) et moins dans le commerce (12% des emplois), les services (10%) et l'industrie (5%). La prédominance de l'agriculture traduit la répartition de la population

entre le milieu rural dont elle est l'activité principale et le milieu urbain. La population rurale représente 78,4% de la population totale du Sud-Kivu (PNUD, 2009).

L'économie du Sud-Kivu est souterraine où plus de la population occupée travaille (90,8%) dans le secteur informel qui génère 95,2% des revenus des ménages. Le secteur public emploie 4,9% des actifs, les entreprises publiques 1,3% et enfin le privé 1,1%. En tout, le secteur organisé n'emploie que 7,3% de la population active occupée. En effet, le secteur informel (agricole et non agricole) joue un rôle positif en période de crise dans la stratégie de survie des ménages par les emplois qu'il crée. Malheureusement le revenu par actif occupé y est très faible alors qu'une part importante de la population y puise son revenu (PNUD, 2009). Malgré des énormes potentialités dont regorgent les milieux ruraux, la population vit dans des conditions précaires : 20 % seulement ont accès à l'eau potable, 1 % à l'énergie électrique et 60 % vivent dans des maisons en pisés. 75 % des voies de desserte agricole sont dans un état de délabrement avancé. L'incidence de la pauvreté au Sud-Kivu est de 84,7%. Par rapport à d'autres provinces, elle vient en troisième position après l'Equateur (93%) et le Bandundu (89%) (Ministère du plan-RDC, 2008). L'insécurité et la guerre qui sévissent depuis plus d'une décennie dans la province ont contribué à cette paupérisation extrême de la population, particulièrement celle vivant en milieux ruraux. Les dépenses des ménages dans la province du Sud-Kivu sont largement dominées par l'alimentation qui représente 73,0% de la dépense totale des ménages. Cette forte proportion confirme le fort niveau de pauvreté de la province (PNUD, 2009).

2.2. Démarche d'investigation

➤ Modèle théorique

Dans la littérature, l'approche par la demande de soins analyse les comportements thérapeutiques des agents économiques qui peuvent être appréhendés par une fonction d'utilité dont les arguments sont : l'état de santé de l'individu, les caractéristiques individuelles ou socio-économiques des agents, les caractéristiques des alternatives. La modélisation de la demande des soins développée dans les années 1970 repose sur une vision instrumentale de ce bien : l'individu consomme des soins pour atteindre l'état de santé qu'il a choisi et arbitre rationnellement entre cette consommation et les autres (Grossman, 1972). Plus récemment, l'attention est de plus en plus focalisée sur les effets des systèmes d'assurance maladie sur la demande de soins autant au niveau des pays

développés que des pays en développement. Certains auteurs analysent l'effet de l'assurance sur la demande de soins et mettent simultanément en exergue les deux phénomènes liés à l'asymétrie d'information que sont l'aléa moral et l'anti-sélection. Ils prédisent une corrélation positive entre assurance et dépenses de santé des ménages (Franc et Perronnin, 2007 ; Geoffard, 2000 et Arrow, 1963). Ainsi, Caussat et Glaude (1993) avaient estimé que bénéficier d'une couverture complémentaire augmente la probabilité de consommer de 12 % et le montant moyen des dépenses de 16 %. Compte tenu de l'aléa moral et de la sélection-adverse, la consommation moyenne des mutualistes serait supérieure de 30 % à celle des non-mutualistes en France.

➤ ***Spécification du modèle économétrique***

Il permettra d'effectuer les estimations des variables. Dans le cadre de cette étude, il est question d'étudier le comportement de demande des soins des ménages de la ville de Bukavu et leurs adhésions aux MUSA selon diverses caractéristiques socioéconomiques et démographiques. Plusieurs études de ce genre se heurtent devant un problème de non prise en compte de certains attributs ou caractéristiques cachées au sein des individus étudiés. Lorsque l'on ne prend pas en compte le degré d'hétérogénéité, cela conduit au problème de non consistance du paramètre d'intérêt, c'est-à-dire que les estimateurs seront biaisés. Toutefois, ce problème peut être facilement contrôlé et corrigé au moyen des données de panel en appliquant la procédure d'estimation avec effets fixes. Cette approche est pratiquement difficile à implémenter dans des modèles à variable dépendante qualitative ou censurée (observable soit sur un intervalle des valeurs bien connues). Les recherches précédentes sur l'évaluation d'impact de certains programmes d'intervention sur les individus ciblés ont montré que l'endogénéité dans les variables ainsi que le biais de sélection, tous les deux inhérents à la non-prise en compte des attributs cachés dans les individus, constituaient un des problèmes majeurs dans ce genre d'étude (Bazillier, 2017).

Ainsi, Heckman en 1976 indique que le problème de biais de sélection résulterait principalement de l'utilisation des échantillons non-aléatoires en vue d'estimer des relations comportementales comme un simple biais de spécification résultant d'un manque des données. Par manque des données, il faudrait comprendre le fait qu'un individu ne peut pas à la fois appartenir au groupe traité et au groupe témoin ou de contrôle. Pour le cas de notre étude, ceci reviendrait à dire qu'un ménage donné ne peut

pas à la fois faire partie des ménages adhérant à la mutuelle de santé et non adhérent. La conséquence serait qu'on ne saura pas capter l'impact de l'adhésion à la mutuelle de santé sur la demande de soin de santé. Deuxièmement, comme expliqué en introduction à cette sous-section bon nombre d'attributs non-observables au sein des individus seraient à l'origine d'un certain degré d'hétérogénéité entre eux. Adhérer à une mutuelle de santé se fait souvent sur base des certains objectifs comme avoir accès au soin de santé au coût abordable, ce qui rend non-aléatoire le processus de sélection ainsi que l'échantillon lui-même.

Du point de vue économétrique, le problème de biais de sélection aurait principalement comme conséquence le problème d'endogénéité dans les variables si une fois on s'intéressait aux effets de la variable souffrant d'auto-sélection sur une autre variable considérée comme endogène. Vu que la participation au groupe traité est due à d'autres facteurs exogènes non pris en compte par le modèle et seulement synthétisés dans le terme d'erreur, cela ferait que la corrélation entre cette variable explicative et le terme d'erreur ne serait pas nulle et de ce fait son effet sur la variable dépendante serait biaisée et inconsistante. Être en mesure de détecter ce problème et le corriger constitue toute la problématique des études d'impact du point de vue économétrique.

Des nombreuses études ont utilisé plusieurs approches pour contrôler le problème d'endogénéité dans les variables. Certaines études comme celles de Wossen et al., (2018) ont utilisé une estimation par variable instrumentale. D'autres par ailleurs ont utilisé une approche par effets fixes (Pischke, 2001). Dans le cadre de la présente étude, l'approche d'Heckman à deux-étapes a été adoptée. L'avantage de cette approche est qu'elle confère une procédure d'estimation un peu plus robuste que les deux autres approches susmentionnées et permet de mieux formaliser la problématique de la présente étude. Nous présentons dans les lignes qui suivent la procédure d'estimation en deux étapes d'Heckman. Le modèle d'Heckman est composé de deux étapes. La première étape consiste à estimer l'incidence d'un événement au moyen d'un modèle Probit. La deuxième étape est l'estimation d'un modèle de moindres carrés ordinaires. Pour l'observation i , le modèle Probit de sélection à la première étape est :

$$Z_i^* = W_i\gamma + u_i$$

$$Z_i = \begin{cases} 1 & \text{si } Z_i^* > 0 \\ 0 & \text{si } Z_i^* \leq 0 \end{cases}$$

$Prob(Z = 1|W) = \Phi(Z\gamma)$ Où Z indique l'occurrence de l'évènement, dans le cadre de notre étude c'est l'adhésion à une mutuelle de santé. ($Z=1$ lorsque le ménage est membre d'une mutuelle de santé et 0 lorsqu'il n'est pas membre), W représente le vecteur des variables explicatives et γ le vecteur des paramètres à estimer et Φ la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite. L'hypothèse de normalité supposée est spécifiée comme suit :

$$u_i \sim N(0,1)$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$$

$$\rho = \text{corr}(u_i, \varepsilon_i)$$

Alors l'équation de revenu s'écrit comme suit :

$$y_i^* = \begin{cases} x_i\beta + \varepsilon_i & \text{si } Z_i^* > 0 \\ x_i\beta + \varepsilon_i & \text{Si } Z_i^* \leq 0 \end{cases}$$

Où Y^* le niveau de revenu peut prendre différentes valeurs selon que le ménage diversifie ses activités ou pas. La moyenne conditionnelle de la variable dépendante (diversification) lorsque le ménage diversifie ses activités sera calculées comme suit :

$$\begin{aligned} E[Y_i | Y_i \text{ est observée}] &= E[Y_i | Z_i^* > 0] \\ &= E[x_i\beta + \varepsilon_i | w_i\gamma + u_i > 0] \\ &= x_i\beta + E[\varepsilon_i | w_i\gamma + u_i > 0] \\ &= x_i\beta + E[\varepsilon_i | u_i > -w_i\gamma] \end{aligned}$$

Le biais de sélection apparaît lorsque dans le processus d'estimation de β , ρ n'est pas égal à 0 ($\rho \neq 0$). Ce qui signifie qu'il existe une corrélation entre les déterminants non-observés de l'évènement de sélection (incidence participation ou d'adhésion à la mutuelle) et les déterminants non-observés du revenu.

Si $\rho \neq 0$, alors la moyenne tronquée (conditionnelle à la diversification) n'est plus $x_i\beta$, la sélection doit donc être prise en compte comme le souligne Greene (2003) :

$$E[\varepsilon_i | u_i > -w_i\gamma] = \rho\sigma_\varepsilon\lambda_i(\alpha_u)$$

Où

$$\begin{aligned}\alpha_u &= \frac{-w_0\gamma}{\sigma_u}; \quad \lambda(\alpha_u) = \frac{\phi(-w_i\gamma/\sigma_u)}{1-\Phi(-w_i\gamma/\sigma_u)} \\ &= \frac{\phi(w_i\gamma/\sigma_u)}{\Phi(w_i\gamma/\sigma_u)}\end{aligned}$$

Par symétrie de la loi normale centrée réduite, ainsi la moyenne conditionnelle d'Heckman sera :

$$\begin{aligned}E[Y_i | Y_i \text{ est observée}] &= E[Y_i | Z_i^* > 0] \\ &= x_i\beta + E[\varepsilon_i | w_i\gamma + u_i > 0] \\ &= x_i\beta + E[\varepsilon_i | u_i > -w_i\gamma] \\ &= x_i\beta + \rho\sigma_\varepsilon \left[\frac{\phi\left(\frac{w_i\gamma}{\sigma_u}\right)}{\Phi\left(\frac{w_i\gamma}{\sigma_u}\right)} \right] \\ &= x_i\beta + \rho\sigma_\varepsilon\lambda_i(\alpha_u) \\ &= x_i\beta + \beta_\lambda\lambda_i(\alpha_u)\end{aligned}$$

Où λ est le rapport de Mills inversé évalué à $w_i\gamma$.

Alors on aura :

$$\begin{aligned}Y_i | Z_i^* > 0 &= E[Y_i | Z_i^* > 0] + v_i \\ &= x_i\beta + \beta_\lambda\lambda_i(\alpha_u) + v_i\end{aligned}$$

Ceci montre clairement si on appliquait seulement OLS en deuxième étape sans tenir compte du biais de sélection cela conduirait à des estimations biaisées et inconsistantes

d'autant plus que la variable $\beta_{\lambda}\lambda_i(\alpha_u)$ est omise. Ceci se rapporte à l'intuition d'Heckman stipulant que le biais de sélection est vue comme une forme de biais d'omission de variable, d'autant plus que dépendant de x et λ ; l'échantillon apparaît comme aléatoirement sélectionné. L'équation de demande de soin au mutuelle de santé sera alors constituée en construisant en première étape l'équation de sélection (les membres adhérents), puis au moyen des estimations effectuées, construire λ et l'inclure comme variable explicative dans le modèle estimé par MCO en seconde étape.

Etant donné que $\sigma_{\varepsilon} > 0$ ($\sigma_{\varepsilon} > 0$), le coefficient de λ ne peut être égal à zéro que si $\rho = 0$. Et donc, tester l'hypothèse nulle selon laquelle $\lambda = 0$, revient à tester pour la présence de biais de sélection.

➤ **Validation du modèle**

- *Pourvoir explicatif du modèle : le Coefficient de détermination R^2*

L'analyse de la variance a pour objet de dériver un indicateur synthétique, appelé coefficient de détermination R^2 , qui évalue la qualité de l'ajustement réalisé en appliquant le critère des moindres carrés. Il indique donc dans quelle mesure la variable explicative nous permet d'améliorer nos connaissances sur la variable endogène. Il faut noter que, comme pour le modèle simple, le coefficient de détermination reste un indicateur du caractère explicatif de l'équation de régression à bien modéliser. Il mesure ainsi la part de variance de la variable endogène attribuable à sa régression sur les variables exogènes ou indépendantes. Bien évidemment [$0 \leq R^2 \leq 1$], plus R^2 est proche de 1, plus le caractère explicatif du modèle est important. Le R^2 est certes un indicateur de qualité, mais il présente l'inconvénient d'être mécanique. C'est-à-dire que sa valeur augmente avec l'augmentation des variables explicatives, mêmes non pertinentes à l'explication du phénomène étudié. À l'extrême, si on augmente le nombre de variables explicatives, mêmes impertinentes, tels que le nombre de paramètres devienne égal au nombre d'observations, on aurait un $R^2=1$. Ainsi, en tant que tel, le R^2 n'est-il pas l'outil approprié pour juger de l'apport des variables supplémentaires lors de la comparaison de plusieurs modèles (Tombola, 2012). Bref, le coefficient de détermination multiple peut être interprété comme la proportion de la variabilité de la variable dépendante expliquée par l'équation estimée de la régression multiple. En multipliant par 100, on peut l'interpréter comme le pourcentage de la variation de Y estimée par l'équation

estimée de la régression. Pour valider notre modèle nous avons fait usage au test de Ramsey.

- *Test de spécification : test Reset de Ramsey ou Linktest*

La spécification du modèle est l'une des étapes les plus cruciales de la modélisation. Bien que le modèle ne peut intégrer toutes les variables nécessaires à l'explication du phénomène étudié, le chercheur doit au moins se rassurer qu'il n'y a pas eu omission des variables clés susceptibles d'affecter la qualité des estimations effectuées. Dans le cadre de la présente étude, le Linktest de spécification du modèle a été utilisé. Ce test s'applique donc sur les valeurs prédites, ici dénommées *hat* (hat qui signifie chapeau en Anglais souvent utilisé pour les valeurs estimées) ainsi que leur valeur au carré *hatsq* (hat square).

➤ ***Pouvoir de prédiction du modèle : Tableau de classification des variables***

Comme le souligne (Meyer and Mittag, 2011), cité par (Bujemba, 2019) bon nombre des variables sont de type indicatif et souvent leur observation se fait en termes de modalité du genre « participer à un programme de formation ou pas » et comme pour ce cas d'espèce, « adhérer à une Mutuelle ou pas ». Ainsi donc, la classification des individus pour ces genres de situation se ferait-elle sous forme des variables dichotomiques, ou l'individu prendrait la modalité « 1 » s'il est participant et « 0 » le cas échéant. Des erreurs peuvent cependant se produire et certains individus se trouveraient codifiés contrairement à leur vrai état d'être. Ainsi considérer un adhérent comme non-adhérent serait-il appelé faux négatif tandis que d'autre part classer un non-adhérent comme adhérent, serait-il appelé faux positif. Des erreurs de tel type résulteraient d'un mauvais encodage, ou de l'utilisation des variables proxy non-adéquates. Ce même type de classification est utilisé pour tester la validité d'un modèle à choix discret, notamment le modèle Probit ou Logit.

➤ ***La bonté d'ajustement du modèle : test d'Hosmer-Lemeshow***

Il est toujours judicieux de vérifier si le modèle ajuste bien les données. Dans la présente étude, le test d'Hosmer-Lemeshow a été utilisé. Ce test a souvent l'avantage de s'appliquer à la fois sur les variables quantitatives continues et catégorielles dans le bloc des variables explicatives. Très similaire au test d'ajustement de Khi-deux, il partitionne

les observations en groupe de dix (déciles) puis compare les valeurs prédites aux valeurs observées.

2.3. Collecte des données

Pour arriver à produire de bons résultats, cohérents et fiables, il est toujours intéressant de recourir à certains outils comme les méthodes et techniques qui permettent au chercheur de récolter les données nécessaires notamment KOBO Collect, les analyser, les interpréter et de faire les commentaires appropriés. Cette recherche est du type exploratoire, c'est-à-dire qu'elle a fait recours aux méthodes qualitatives et celles quantitatives pour collecter et traiter les données. Pour ce faire, nous avons utilisé des données en coupe instantanée afin d'évaluer l'impact de l'adhésion aux Mutuelles de santé sur le comportement de demande des soins de santé dans la ville de Bukavu.

2.4. Population cible et détermination de l'échantillon

Cette étude se focalise sur les ménages adhérant et non adhérent de la ville de Bukavu. Pour tirer l'échantillon, notre stratégie a consisté dans un premier temps à sélectionner les ménages en fonction de leur taille. Ensuite, nous avons procédé à la sélection des ménages qui répondaient favorablement à notre requête et par conséquent éliminer ceux qui ne répondaient pas favorablement. L'échantillon non probabiliste tiré comporte un nombre total de trois Zones de santé réparties dans trois communes de la ville et la population cible est constituée des ménages (chef de ménage) de la ville de Bukavu répartis dans trois commune selon trois zones de santé que compte la ville de Bukavu. Les statistiques de l'Institut National de Statistique (INS) renseignent que la ville de Bukavu regorge 893 625 habitants en 2017 (nationaux et étrangers) repartis dans ses trois communes. C'est ainsi que nous avons voulu extraire un échantillon représentatif en recourant à la formule suivante:

$$n_c = \frac{n_0 \times N}{N + n_0} \text{ Avec}$$

$$n_0 = \frac{Z_{\alpha/2}^2 \times P \times Q}{d^2}$$

$Z_{\alpha/2}^2$: La valeur critique

- P : Proportion des répondants
- Q : la proportion des non-répondants
- N : la population totale
- d : marge d'erreur

$$\text{Ainsi donc, } n_0 = \frac{(1,96)^2 (0,5)(0,5)}{(0,1)^2} = 96,04 \approx 96 \text{ ménages}$$

La taille de l'échantillon corrigé (n_c) sera donnée par :

$$n_c = \frac{96 \times 893625}{893625 + 96} = 95,99 \approx 96$$

3. Résultats

3.1. Caractérisation socioéconomique des enquêtés

Tableau 1. Les déterminants liés aux ménages

VARIABLES ET LEURS MODALITES		Structure		Total	
		Non Mutualiste	Mutualiste		p-value
Niveau d'étude	Primaire	6 (5.66)%	5 (4.72%)	11 (10.37%)	,530
	Secondaire	14 (13.20)	15 (14.15%)	29 (27.35%)	
	Universitaire	40 (37.73%)	26 (24.52%)	66 (62.26%)	
genre du dernier malade	Féminin	36(33.96 %)	21 (19.81%)	57 (53.77%)	,142
	Masculin	24 (22.64%)	25 (23.58%)	49 (46.22%)	
Perception face aux soins	Bonne	11 (10.37%)	6 (5.66%)	17 (16.03%)	,509
	Mauvaise	23 (21.70%)	15 (14.15%)	38 (35.85%)	

Recours aux mesures de prévention de maladies	Modérée	26 (24.52%)	25 (23.58%)	51 (48.11%)	,061
	Non	2 (1.89%)	6 (5.66%)	8 (7.54%)	
	Oui	58 (54.72%)	40 (37.73%)	98 (92.45%)	
Niveau de confiance	Elevé	25 (23.58%)	20 (18.87%)	45 (42.45%)	,750
	Faible	3 (2.83%)	1 (0.94%)	4 (3.77%)	
	Moyen	32 (30.19%)	25 (23.58%)	57 (53.77%)	
Appartenance au mouvement associatif	Non	38 (35.85%)	27 (25.47%)	65 (61.32%)	,627
	Oui	22 (20.75%)	19 (17.92%)	41 (38.68%)	
Adhésion aux mutuelles dans le passé	Non	37 (39.91%)	17 (16.04%)	54 (50.94%)	,012
	Oui	23 (21.70%)	29 (27.35%)	52 (49.05%)	
L'expérience avec les mutuelles	Bonne expérience	11 (10.37%)	23 (21.70%)	34 (32.07%)	,002
	Mauvaise expérience	49 (46.22%)	23 (21.70%)	72 (67.92%)	

Ce tableau nous renseigne sur la perception de nos enquêtés face à l'adhésion aux mutuelles de santé. Plusieurs critères ont été retenus lors de cette enquête pour déterminer la perception de la population face aux mutuelles de santé. Nous avons alors groupés nos enquêtés en deux (mutualistes et non mutualistes). Les critères d'influence de la perception sont : le niveau d'étude, le genre du dernier malade, la perception face aux soins, les recours aux mesures de prévention de maladies, le niveau de confiance, l'appartenance aux mouvements associatifs, l'adhésion aux mutuelles dans le passé et l'expérience avec les mutuelles de santé. Ainsi, pour le cas de niveau d'étude, on constate une proportion élevée des cadres universitaires au sein des non-membres par rapport aux membres. Quant aux autres catégories, les différences entre les deux groupes restent très faibles. Ainsi donc, on constaterait pour cette variable que l'adhésion aux mutuelles de santé ou non dépendrait faiblement du niveau d'étude des individus (p -value de 0,530 > 0.05). Pour ce qui est du genre, les données collectées montrent que les femmes seraient plus nombreuses parmi les non-membres par rapport aux membres. Au sein de ces derniers, les effectifs entre les deux groupes restent similaires à quelques différences près. Les résultats du test effectué montrent qu'aucune différence de répartition n'a été trouvée statistiquement car (p -value de 0,142 > 0,05). Cependant, les résultats sur le genre de

personne malade au sein des ménages montrent que ces dernières ont tendance à tomber plus malades que leurs collègues hommes, que ce soit pour les membres et non-membres.

En ce qui concerne la perception face aux soins offerts, 16.03% (dont 10.37% des non mutualistes et 5.66% des mutualistes) de nos enquêtés estiment que les prestations sont de bonne qualité, par contre 35.85% (21.70% des non mutualistes et 14.15% des mutualistes), de nos enquêtés estiment que les prestations sont de mauvaise qualité, et 48.11% des enquêtés (24.52% des non mutualistes et 23.58% des mutualistes) jugent la qualité des soins offerts modérée. Par contre aucune différence n'a été dégagée statistiquement par rapport aux opinions émises par les deux catégories mises en exergues car ($p\text{-value de } 0,509 > 0,05$). Dans l'ensemble, les soins offerts par les prestataires restent modérés par rapports aux attentes de la population consultée. Par rapport au recours des ménages aux mesures de prévention, 92.45% de nos enquêtés (54.72% de nos mutualistes et 37.71% des mutualistes) recourent aux différentes mesures de prévention face aux diverses maladies qui se vit dans la ville. Par contre, 7.54% de nos enquêtés (1.89% de non mutualistes et 5.66% de mutualistes) ne recourent à aucune mesure de prévention. Aucune différence statistiquement prouvée n'a été trouvée entre les deux catégories sous études ($p\text{-value de } 0,061 > 0,05$). Dans l'ensemble les non mutualistes recourent plus aux mesures de prévention que les mutualistes vu qu'ils craignent le cout lié à l'atteinte de la maladie que les mutualistes car étant couvert pour la plupart de fois à 80% par les mutuelles de santé.

Par rapport au niveau de confiance, 42.45% des non mutualistes ont un niveau de confiance élevée dans les prestataires des services. 53.77% de nos enquêtés dont 30.19% de non mutualistes et 23.58% des mutualistes ont un niveau de confiance moyenne dans les prestataires des soins de santé et 3.77% (2.83% de non mutualistes et 0.94% des mutualistes). Dans l'ensemble le niveau de confiance reste moyen pour les mutualistes et les non mutualistes. Pour l'appartenance au mouvement associatif, 61.32% de nos enquêtés (35.85% de non mutualistes et 25.47% des mutualistes) n'appartiennent pas à des mouvements associatifs. Par contre, 38.68% de nos enquêtés (dont 20.75% de non mutualistes et 17.92% des mutualistes) appartiennent à des mouvements associatifs. Aucune différence statistique n'a été trouvée entre les deux groupes (mutualistes et non mutualistes, $p\text{-value } 0,627 > 0,05$).

En ce qui cadre avec l'adhésion dans le passé à une mutuelles de santé ; 50.94% de nos enquêtés dont 39.91% de non mutualistes et 16.07% des mutualistes n'ont aucune expérience dans le passé avec une structure mutualiste. Par contre, 49.05% de nos enquêtés (21.70% de non mutualistes et 27.35% des mutualistes) ont eu de l'expérience dans le passé avec une structure de mutualité. Il existe une différence statistiquement prouvé car ($p\text{-value } ,012 < 0,05$) entre les mutualistes et le non mutualistes sur la question d'adhésion des ménages aux Mutuelles dans le passée. L'adhésion aux Mutuelles dans le passée affecte significativement la perception des adhérents sur le fonctionnement des Mutuelles.

Pour ce qui est de l'expérience avec les Mutuelles dans le passé, 32.07% des enquêtés (10.37% de non mutualistes et 21.70% des mutualistes) ont eu une bonne expérience avec les Mutuelles dans le passé. Par contre, 67.92% de nos enquêtés (46.22% de non mutualistes et 21.70% des mutualistes) estiment que l'expérience passé dans les structures a été mauvaise. Ainsi donc la différence de l'expérience a été prouvé statistiquement car ($p\text{-value } 0,02 < 0,05$) entre les deux groupes sous études (mutualiste et non mutualiste).

Cette section présente les résultats des analyses économétriques effectuées sur les déterminants de l'adhésion aux Mutuelles de santé des ménages. Ainsi donc dans la sous-section suivante, nous présentons les résultats du modèle probit sur l'adhésion, le test de validation du modèle ainsi que le pouvoir de prédiction du modèle. La sous-section suivante présente ensuite les coûts de demande des soins par les ménages.

Tableau 2. Déterminants de l'adhésion aux mutuelles de santé

VARIABLES	Effets marginaux
Sexe	0.111 (0.128)
L'âge	-0.0593 (0.221)
Etude	0.648*** (0.222)
Lieu de résidence	0.237*** (0.0718)
Personnes à charge	0.0355 (0.0240)
Expérience au sein de la mutuelle	0.460*** (0.0830)
Perception des soins traditionnels = Mauvaise	0.198 (0.147)
Perception des soins traditionnels = Modérée	0.261* (0.135)
Profession	0.0487 (0.0783)
Pseudo R2	0.3676
Wald chi2(11)	29.25
Prob > chi2	0.0021
Observations	52

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Les résultats des analyses font ressortir une relation positive et non significative entre le genre du chef de ménage et l'adhésion aux Mutuelles de Santé. Ceci veut tout simplement dire que les ménages dont les chefs sont des femmes n'ont pas beaucoup des chances d'adhérer aux Mutuelles contrairement aux ménages dont les chefs sont des hommes.

3.2 Test de validation du modèle Probit

Plusieurs critères de validation du modèle Probit ont été utilisés. En vue de contrôler le problème d'hétéroscedasticité par exemple, des erreurs standards robustes à la White ont été utilisés. La détection et l'élimination de la colinéarité entre variables explicatives

a été effectué automatiquement par le logiciel Stata et certaines modalités ont été éliminées. D'où la mention « omitted » pour certaines catégories des variables.

Tableau 3. Linktest de spécification du modèle et/ou test de Ramsey

La logique du test veut que le coefficient de *hat* soit significatif au seuil de 5% et donc que sa valeur *p* soit inférieure à 5% tandis que celui de *hatsq* ne soit pas significatif au même seuil. Le tableau ci-dessous montre que le modèle ainsi spécifié souffre de problème d'omission de variables mais il est bien spécifié car l'on constate que le coefficient de *hat* est 0.0014651 et supérieur à 0.05% qui est le seuil de signification conduisant alors à accepter l'hypothèse nulle, l'on constate également que le coefficient de *hatsq* est de 0.0120120 et inférieur à 0,05 d'où le rejet de l'hypothèse alternative qui veut que le modèle n'est pas bien spécifié répondant ainsi aux prérogatives de ce test tel que nous les avons énumérés dans la partie méthodologique.

Participation totale	Coef.	Std. Err.	T	P> (t)	[95% Conf. Interval]
_hat	.0014651	.1317314	0.85	0.402	.001532591 .3761894
_hatsq	.0120120	.0001523	7.89	0.000	.0008952 .0150720
_cons	72.36343	18.2476	3.97	0.000	35.6935 109.0334

Source : Nos analyses sous le logiciel Stata 15

3.3 Pouvoir de prediction du modèle

Le pouvoir de prédiction du modèle a été évalué grâce au tableau de classification. Ce dernier laisse entrevoir que 24 ménages parmi les 106 enquêtés ont été classifiés correctement comme des adhérents aux Mutuelles de santé. Le niveau de sensibilité du modèle est donc de 82.76%. Ce pourcentage renseigne également sur le pourcentage des vrais participants ayant été prédits en tant que tels par le modèle. D'autre part, 17 individus ont été prédits comme des vrais non-adhérents. Ainsi donc la spécificité du modèle, autrement appelée la proportion des non-adhérents prédits en tant que tels par le modèle s'élève à 73.91%. Le pouvoir de prédiction globale du modèle est de l'ordre de 78.85%. En plus de ces informations, la matrice de confusion nous renseigne également sur le phénomène qu'on appelle couramment le **faux positif** ou le **faux négatif**.

On constate que le pourcentage de faux positif pour des vrais non-adhérents est de 26.09%. Ceci signifie que 26.09% des ménages non adhérents présenteraient des caractéristiques similaires à ceux qui adhèrent aux MUSA. Bien des ménages dans le milieu d'étude auraient la possibilité d'adhérer aux Mutuelles mais se retrouvent contraints de ne pas le faire pour plusieurs raisons que nous connaissons partiellement. Les informations sur les Mutuelles n'étant pas disponibles certains préféreraient ne pas adhérer comme c'est le cas des certains commerçants et des employés très bien rémunérés soucieux de la bonne santé des membres de leur famille. A titre illustratif,

3.4 Classification des variables

Tableau 4. Classification des variables

Positive/Negative	Vrai		Total
	(Adhérents)D	(Non adhérents)~D	
Positif(+)	24	6	30
Negative(-)	5	17	22
Total	29	23	52
Classified + if predicted $\Pr(D) \geq .5$			
True D defined as informal !=0			
Sensitivity	$\Pr(+ D)$		82.76%
Specificity	$\Pr(- \sim D)$		73.91%
Positive predictive value	$\Pr(D +)$		80.00%
Negative predictive value	$\Pr(\sim D -)$		77.27%
False + rate for true ~D	$\Pr(- D)$		26.09%
False - rate for true D	$\Pr(+ \sim D)$		17.04%
False + rate for classified +	$\Pr(\sim D +)$		20.00%
False - rate for classified -	$\Pr(D -)$		22.73%
Correctly classified			78.85%

Source : Nos analyses sous le logiciel Stata 15

3.5 Bonté d'ajustement du modèle

La statistique de Khi-deux obtenue montre que les valeurs prédites ne sont pas significativement différentes des données observées. Raison pour laquelle la P-value obtenue montre que l'on ne saurait rejeter l'hypothèse nulle. Ainsi donc, notre modèle ajuste bien les données collectées.

Tableau 5. Test d'Hosmer-Lemeshow pour la bonté d'ajustement

Group	Prob	Obs_1	Exp_1	Obs_0	Exp_0	Total
1	0.0799	0	0.2	6	5.8	6
2	0.2050	1	0.8	4	4.2	5
3	0.3499	2	1.4	3	3.6	5
4	0.4267	2	1.9	3	3.1	5
5	0.6229	2	2.7	3	2.3	5
6	0.0799	4	2	2	1.7	6
7	0.2050	4	1	1	1.1	5
8	0.3499	4	1	1	0.7	5
9	0.4267	5	0	0	0.2	5
10	0.6229	5	0	0	0.1	5

number of observations = 52

number of groups = 10

Hosmer-Lemeshow $\chi^2(8) = 1.66$

Prob > $\chi^2 = 0.9896$

4. Discussion des résultats

Tout au long de ce travail, la question était d'identifier les déterminants de l'adhésion aux Mutuelles de santé et d'analyser l'impact d'adhésion aux Mutuelles sur le comportement de demande des soins de santé des ménages dans la ville de Bukavu. A cet effet, plusieurs études ont été menées en Afrique subsaharienne et en RDC, il résulte alors de ces études plusieurs observations quant aux facteurs expliquant l'adhésion aux Mutuelles et le comportement de demande des soins de santé. Les résultats obtenus lors de l'enquête montrent que les facteurs démographiques et économiques tels que : le sexe, l'âge, la situation matrimoniale, le niveau d'étude, le revenu, la confiance dans les prestataires des soins, la proximité des structures sanitaires, les coûts des soins, le montant

des cotisations et la périodicité etc. favoriseraient l'adhésion des ménages aux Mutuelles, dans le même angle d'idées, Tchouaket (2019) montre que les principaux déterminants de l'utilisation des services de santé par des adhérents aux mutuelles de santé sont: le lieu de résidence de l'adhérent, le niveau d'instruction du responsable du ménage, l'expérience antérieure des soins dans la structure sanitaire partenaire de la mutuelle de santé, la réputation de la structure partenaire des mutuelles de santé et la capacité des ménages à payer le ticket modérateur. La présente étude révèle, qu'au-delà de la barrière financière, le développement d'une mutuelle de santé devrait permettre de promouvoir une meilleure régulation du ticket modérateur et une bonne qualité des soins pour satisfaire les besoins en soins de ses adhérents de Bukavu. En effet, Nanfosso et al (2012) montre que les mutuelles de santé ont émergé comme un système de protection sociale aux ménages à faibles revenus basés sur le principe de partage des risques. Ils estiment les comportements de demande de soins de santé des ménages en régime de micro-assurance santé au Cameroun en postulant à une corrélation positive entre niveau d'assurance et niveau de consommation de soins. Les principaux résultats ont montré que le bon état de santé du ménage exerce une influence négative et fortement significative sur l'adhésion à la mutuelle, et que l'adhésion à la mutuelle de santé exerce une influence positive et fortement significative sur le niveau de consommation de soins, ce qui traduit une présomption d'aléa moral qu'une amélioration du niveau de consommation de soins des mutualistes. C'est qui n'est pas du tout vrai dans le cadre de nos recherches car nous avons abouti aux résultats selon lesquels l'adhésion aux Mutuelles n'avait d'influence positive sur la demande des soins parce qu'étant mutualiste ou non les ménages demandent toujours les soins quand ils en éprouvent le besoin. Par ailleurs, Mutabunga (2017), montre quant à lui que le taux d'utilisation des services de santé par la population a atteint un niveau très faible, loin du niveau préconisé par l'OMS (1 NC/hab/an) en RDC. Des multiples barrières économique-financières, les difficultés d'accessibilité au niveau périphérique ne permettant pas une survie du système de santé. Le dysfonctionnement des systèmes mutualistes existants constitue un élément aggravant cette précarité à l'accès aux services de santé, alors l'état civil, les antécédents morbides et le statut marital, la profession, l'âge, le sexe, L'appréciation de la qualité des services offerts, la taille et le revenu avaient une influence significative sur l'adhésion aux mutuelles de santé. L'adhésion des ménages gérés par les femmes était 4,5 fois plus faible par rapport à celle

des ménages gérés par les hommes. Les structures sanitaires de proximité était souvent les plus citées par les mutualistes de faire recours aux services de santé dans les premières 24 heures de la maladie. Le motif de ne pas faire recours aux services de santé était souvent le manque d'argent et l'information chez les non mutualistes et des frais d'adhésion élevé avait un lien significatif.

Conclusion

En définitive, la présente étude portait sur les déterminants de l'adhésion aux Mutuelles de santé et le comportement de la demande des soins de santé des ménages de la ville de Bukavu et avait pour objectif l'étude de l'impact de l'adhésion aux Mutuelles de Santé sur les comportements de demande de soins des ménages à partir d'un échantillon représentatif de 106 ménages de la ville de Bukavu répartis dans les trois communes proportionnellement à leurs populations dans la ville de Bukavu. Ainsi donc bien que le mouvement mutualiste ne fait que se développer dans le monde, en Afrique subsaharienne et en RD Congo particulièrement, le taux de pénétration demeure relativement faibles, remettant surtout et parfois en question la viabilité même des institutions sanitaires. Ainsi la RDC étant rangée parmi les pays les plus pauvres au monde, la province du Sud-Kivu particulièrement présente un taux de pauvreté estimé à 84,7%, et se trouve avec le Bandundu et l'Équateur parmi les provinces qui ont une incidence de la pauvreté la plus forte que la moyenne nationale qui est de 71,3%. Le chômage y est très élevé et représente 22,2% tandis que le secteur informel agricole fournit près de 7 emplois sur 10, les services de santé sont très insuffisants et l'accès aux soins y est difficile, d'où la nécessité de la mise en place d'un système permettant un accès facile aux soins de santé de bonne qualité.

Une estimation en deux étapes suivant l'approche d'Heckman a été appliquée. Cette procédure exclut donc la possibilité d'utilisation du modèle Tobit. Le contrôle d'hétéroscedasticité a été effectué grâce aux erreurs standards robustes. Pour ce qui est de l'endogénéité, le rapport des Mills inversés ont été utilisé pour tester l'effet d'un quelconque biais de sélection dans les déterminants de l'adhésion aux Mutuelles. Les résultats ont montré que le genre du chef de ménage, le sexe, la situation matrimoniale du chef de ménage, le niveau d'étude, l'expérience avec les Mutuelle de santé dans le passé,

etc. influencent significativement sur la décision d'adhérer ou non à la Mutuelle de santé. Les tests de diagnostic sur la qualité de prédiction du modèle ainsi que son pouvoir de classification ont montré que 29 ménages parmi les 106 ont été classifiés correctement comme des adhérents aux Mutuelles. Le test d'Hosmer-Lemwshow appliqué sur le modèle a également montré que le modèle probit ajustait correctement les données. Le linktest a par ailleurs montre que le modèle tel que spécifié ne souffrait pas d'omission des variables.

Références bibliographiques

- Albouy et Crépon. (2007). *Aléa moral en santé: une évaluation dans le cadre du modèle causal de Robin*. Document de travail, INSEE.
- ANCM-ACOPAM. (1996). *Mutuelles de santé en Afrique: Guide pratique à l'usage des promoteurs, Administrateurs et Gérants*. Bruxelles: Solidarité mondiale.
- Atim. (2000). *Etude des faisabilité d'un régime d'assurance maladie dans le secteur privé structuré au Cameroun*. Paris: Lharmattan.
- Audibert. (2012). *Déterminants de la faible adhésion des ménages aux Mutuelles de Santé*. Paris: Lharmattan.
- Bachibola. (2012). *Déterminants de la faible adhésion des ménages à la Mutuelle de Santé de Murhesa*. Bukavu.
- Balegamire. (2020). Facteurs favorables à l'utilisation des services des soins par les adhérents: cas des Mutuelles de santé de Bukavu. *The pan african medical journal*, 5.
- Bashi, e. a. (2020). Mutuelles de santé à Bukavu en République Démocratique de Congo: facteurs favorables à l'utilisation des services de santé par des adhérents. *The pan african medical journal*, 2.
- Bazillier. (2017). *Selection and Heckman procedure*. Paris: Université panthéon sorbonne- Inédit.
- Bujemba. (2019). *Les couts supportés par les ménages agricoles du Sud-Kivu et orientation des activités dans les marchés agricoles*. Bukavu: UEA-Inedit.
- Criel. (2002). Etude de la perception sociale de la MUCAS, Maliando: une expérience d'organisation des Mutuelles de santé en Afrique rural. *Medicus Mundi*, 32.

- De Allegri, S. B. (2006b). Understanding consumers preference and decision to enrolle in community based health insurance in rural West of africa. *Health policy*, 55-71.
- Defourny. (2010). *La diversité des modèles d'entreprise sociale: nouvelles dynamiques au coeur et aux conflits de l'économie sociale*. Liège: Deboeck.
- DEFOURNY J, F. J. (2011). Les déterminants de l'adhésion aux mutuelles de santé en Afrique subsaharienne: un inventaire des travaux empiriques. *Le monde en développement*, 7 à 26.
- Didier, B. M. (2012). *Déterminants de la faible adhesion à la mutuelle de santé de Murhesa*. Bukavu.
- Dokoui. (2018). *Déterminants de la consommation médicale: le cas des îles européennes des Caraïbes*. Guyanne.
- Grawitz. (1971). *Méthodes de recherche en sciences sociales*:. Paris: Dalloz.
- Grossman. (1972). On the concept of health capital and the demand of health. *Journal of political health Economy*, 132-143.
- Holly, G. D. (1998). An econometric model of health care utilization and health insurance in Switzerland,. *European Economic Review*, 513-522.
- Ibrahima SECK, A. T. (2017, Octobre 17). Déterminants de l'adhésion et de la fidélisation aux mutuelles de santé dans la région de Ziguinchor au Sénégal. *Santé publique*, pp. 105-114.
- Ibrahima, T. d. (2017, Octobre 17). Déterminants de l'adhésion et de la fidélisation aux mutuelles de santé dans la région de Ziguinchor au Sénégal. *Santé publique*, pp. 105-114.
- Jeans-Yves. (2016). *L'adhésion des assurés au programme de prévention: Quels facteurs explicatifs?* Lyon: Ecully CEDEX.
- Jutting. (2005). *Health insurance for the poor in the developing countries*. Burlington: Ashgate.
- Kukwekita. (2014). *Comment alléger la charge des ménages dans le financement de la santé dans les pays du Sud: résultats des CNS en RDC* . Liège: Université de LOUVAIN- Inédit.
- Larousse. (2003). *Dictionnaire encyclopedie de poche*. Paris: Hachette.
- Maotela, e. a. (2019, Février 2). Les modalités de financement des soins de santé en République Démocratique du Congo: une revue systematique. *Annales africaines de médecine*, 10.

- Marivoet. (2010). *Profil socio-économique de Sud-Kivu, et future piste de recherche*. Paris: Lharmattan.
- Matabaro. (2017). *Déterminants de la qualité des soins dans les hopitaux généraux de référence de Walungu et Katana au Sud-Kivu*. Bukavu, RDC: UCB-Inédit.
- Mayaka. (2017). *Couverture Santé Universelle en République Démocratique du Congo: pour lr bien etre et la santé de notre population*. Kinshasa: Kivu presse.
- Ministere de la santé. (2004). *Etude sur l'accéssibilité financière des communautés aux soins de santé*. Kinshasa: DEP SANTE.
- Ministère de la santé. (2004). *Etude sur l'accéssibilité financière des communautés aux soins de santé*. Kinshasa: DEP SANTE.
- Moussa. (2014). Déterminants de la demande de soins en milieu péri-urbain dans un contexte de subvention à Pikine au Sénégal. *Centre d'Etudes et de Recherche sur le Développement International*, 2.
- Mrabet. (2016). La consommation médicale. *The Pan African Medical journal*, 35.
- Mukalenge Chenge Faustin, M. M. (2019, Mars). Analyse des modalités de financement des soins de santé en République Démocratique du Congo: une revue systémique. *Annales africaines de médecine*(N° :12), P 22-67.
- Munganga, D. B. (2009). *Qualité des soins de santé primaires et viabilité du centre de santé hospitalier de Murhesa sous une approche d'agence d'achat des performances*. Bukavu.
- Mutabunga. (2017). *Organisation, offre et demande des services de santé de qualité: 18ans d'expériences Mutuelles de santé au Sud-Kivu* . Lubumbashi: UNILU-Inédit.
- Ndongo J, N. R. (2012, Mai). Impact des mutuelles de santé sur les comportements de demande de santé des menages au Cameroun. *International labour facility de Genève*, 5.
- Ndongo, N. (2012, Mai). Impact des mutuelles de santé sur les comportements de demande de santé des menages au Cameroun. *International labour facility de Genève*, 5.
- OMS. (1993). *Rapport sur la situation sanitaire en RDC*. Kinshasa.
- Palier. (2008). La reforme des systèmes de santé. *Revue du Mauss permanente*, 76-84.
- PNUD. (2009). *Pauvrté et conditions de vie des ménages au Sud-Kivu*. Bukavu.

- Schneider. (2005). *Impact of prepayment pilot on health care utilization and financing in Rwanda: findings from final household survey*. Abt associated Inc.
- Tchouaket. (2020). Mutuelles de santé à Bukavu en République Démocratique du Congo: facteurs favorables à l'utilisation des services de santé par des adhérents. *Pan African Medical Journal*, 22.
- Waelkens. (2004). *Les mutuelles de santé en Afrique Sub-saharienne: état des lieux et réflexion sur un agenda de recherche*. Washington DC: World bank.
- Waelkens. (1997). *Déterminants d'adhésion aux Mutuelles de santé en Afrique subsaharienne: un inventaire des travaux empiriques*. Paris: Dalloz.
- Yameogo. (2008). *Analyse des déterminants d'adhésion et stratégie d'intégration de la Mutuelle de santé dans les habitudes de consommation des étudiants: cas de la MUNASEB*. Ouagadougou: Université de OUGADOUGOU.
- Yameogo, M. (2008). *Analyse des déterminants de l'adhésion et stratégie d'intégration de la mutuelle de santé dans les habitudes de consommation des étudiants*. Ouagadougou.