

UNIVERSITE THOMAS SANKARA

Centre d'Etudes, de Documentation
et de Recherche Economiques et Sociales (CEDRES)

REVUE ECONOMIQUE ET SOCIALE AFRICAINE

SÉRIES ÉCONOMIE

Effect of inclusive growth on political instability in Sub-Saharan Africa?

Adama SAWADOGO, Noël THIOMBIANO & Relwendé SAWADOGO

Effet des cadres réglementaire et politique sur l'exécution des projets en Partenariats Public-Privé en Afrique de l'ouest

Foussény SINGBEOGO & Salamata LOABA

Analyse du consentement à payer (CAP) et ses déterminants pour les mutuelles de santé au Burkina Faso ?

Issa SARAMBE & Moïse KABORE

Effet de la conciliation études-travail sur l'accès à l'emploi permanent au Burkina Faso

Ibrahima OUEDRAOGO & Salimata TRAORE

Nécessité de repenser le mode traditionnel de recrutement dans la fonction publique

Kossi AFFO

Détention d'Effets Publics par les Banques et Investissement Public dans l'UEMOA

Soumaïla WONI

La REVUE CEDRES-ETUDES « séries économiques » publie, semestriellement, en français et en anglais après évaluation, les résultats de différents travaux de recherche sous forme d'articles en économie appliquée proposés par des auteurs appartenant ou non au CEDRES.

Avant toute soumission d'articles à la REVUE CEDRES-ETUDES, les auteurs sont invités à prendre connaissance des « recommandations aux auteurs » (téléchargeable sur www.cedres.bf).

Les articles de cette revue sont publiés sous la responsabilité de la direction du CEDRES. Toutefois, les opinions qui y sont exprimées sont celles des auteurs.

En règle générale, le choix définitif des articles publiables dans la REVUE CEDRES-ETUDES est approuvé par le CEDRES après des commentaires favorables d'au moins deux (sur trois en générale) instructeurs et approbation du Comité Scientifique.

La plupart des numéros précédents (79 numéros) sont disponibles en version électronique sur le site web du CEDRES www.cedres.bf.

La REVUE CEDRES-ETUDES est disponible au siège du CEDRES à l'Université Thomas SANKARA et dans toutes les grandes librairies du Burkina Faso et aussi à travers le site web l'UTS ou par le lien : <https://www.journal.uts.bf/index.php/cedres>

DIRECTEUR DE PUBLICATION

Pr Pam ZAHONOGO, Université Thomas SANKARA (UTS)

COMITE EDITORIAL

Pr Pam ZAHONOGO, UTS Editeur en Chef

Pr Noel THIOMBIANO, UTS

Pr Denis ACCLASATO, Université d'Abomey Calavi

Pr Akoété AGBODJI, Université de Lomé

Pr Chérif Sidy KANE, Université Cheikh Anta Diop

Pr Eugénie MAIGA, Université Norbert ZONGO Burkina Faso

Pr Mathias Marie Adrien NDINGA, Université Marien N'Gouabi

Pr Omer COMBARY, UTS

Pr Abdoulaye SECK, Université Cheikh Anta DIOP

Pr Charlemagne IGUE, Université d'Abomey Calavi

SECRETARIAT D'EDITION

Dr Yankou DIASSO, UTS

Dr Théodore Jean Oscar KABORE, UTS

Dr Jean Pierre SAWADOGO, UTS

Pr Idrissa OUIMINGA, UTS

COMITE SCIENTIFIQUE DE LA REVUE

Pr Abdoulaye DIAGNE, UCAD (Sénégal)

Pr Adama DIAW, Université Gaston Berger de Saint Louis

Pr Gilbert Marie Aké N'GBO, Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire)

Pr Albert ONDO OSSA, Université Omar Bongo (Gabon)

Pr Mama OUATTARA, Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire)

Pr Youmanli OUOBA, UTS

Pr Kimséyinga SAVADOGO, UTS

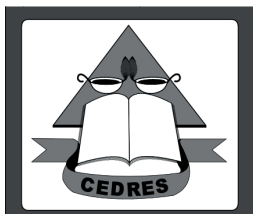
Pr Nasser Ary TANIMOUNE, Université d'Ottawa (Canada)

Pr Noel THIOMBIANO, UTS

Pr Gervasio SEMEDO, Université de Tours

Pr Pam ZAHONOGO, UTS

Centre d'Etudes, de Documentation et de Recherche Economiques et Sociales (CEDRES)



www.cedres.bf

REVUE CEDRES-ETUDES

Revue Economique et Sociale Africaine

REVUE CEDRES-ETUDES N°80

2^e Semestre 2025

SOMMAIRE

Effect of inclusive growth on political instability in Sub-Saharan Africa? Adama SAWADOGO, Noël THIOMBIANO & Relwendé SAWADOGO.....	05
Effet des cadres règlementaire et politique sur l'exécution des projets en Partenariats Public-Privé en Afrique de l'ouest Foussény SINGBEOGO & Salamata LOABA.....	56
Analyse du consentement à payer (CAP) et ses déterminants pour les mutuelles de santé au Burkina Faso ? Issa SARAMBE & Moïse KABORE.....	88
Effet de la conciliation études-travail sur l'accès à l'emploi permanent au Burkina Faso Ibrahima OUEDRAOGO & Salimata TRAORE.....	125
Nécessité de repenser le mode traditionnel de recrutement dans la fonction publique Kossi AFFO.....	159
Détention d'Effets Publics par les Banques et Investissement Public dans l'UEMOA Soumaïla WONI.....	188

Analyse du consentement à payer (CAP) et ses déterminants pour les mutuelles santé au Burkina Faso

Issa SARAMBE

Enseignant-chercheur à l'université Norbert Zongo
de Koudougou

Moïse KABORE

Enseignant-chercheur à l'université Norbert Zongo
de Koudougou

Résumé

Le Burkina s'oriente résolument vers l'assurance maladie universelle. Dans ce contexte, l'analyse du CAP et ses déterminants s'avère importante afin de comprendre l'attitude des ménages face à la fixation d'un montant. La présente analyse qui s'est appuyé sur un modèle Tobit censuré et l'approche du bidding-game et portant sur 402 ménages répartis dans 8 régions identifie un CAP moyen de 9594.27 FCFA sur l'ensemble de l'échantillon. Les résultats indiquent également que le degré de confiance aux prestations de la mutuelle, l'activité du chef de ménage, le statut de fonctionnaire et le fait d'avoir une expérience associative augmentent la disposition à payer un CAP plus élevé. De même, avoir un niveau d'instruction élevé et des enfants de moins de 15 ans dans le ménage accroissent le consentement à payer un CAP plus élevé.

Ces résultats suggèrent que l'amélioration de la qualité de l'offre de prestation des mutuelles permettrait d'améliorer le degré de confiance des ménages et donc le niveau du CAP. Par ailleurs, la promotion des associations et de l'instruction/alphabétisation par l'Etat contribuent à améliorer la disposition des ménages à payer un CAP plus élevé. Ces dispositions assureraient le succès de l'Assurance maladie Universelle.

***Mots clefs :** Pauvreté, mutuelle de santé, consentement à payer (CAP), assurance maladie, utilité espérée.*

JEL: D71-H55-I11

Analysis of willingness-to-pay (WTP) and its determinants for health mutuels in Burkina Faso

Abstract

Burkina Faso is resolutely moving towards universal health insurance. In this context, it is important to analyze the WTP and its determinants, in order to understand what households' attitudes will be towards setting an amount. Using a censored Tobit model and the bidding-game approach, an analysis was carried out on data from 402 households in 8 regions. The results show that the average WTP is 9594.27 FCFA for the entire sample. They also show that the degree of confidence in the mutual's services, the activity of the head of household (civil servant) and the fact of having associative experience increase the willingness to pay a higher WTP. Similarly, having a high level of education and children under 15 in the household increases willingness to pay a higher WTP.

These results suggest that improving the quality of the service offered by mutual insurance companies would improve the degree of confidence of households and therefore the level of WTP. In addition, the promotion of associations and education/literacy by the state contribute to improving households' willingness to pay a higher WTP. These measures would ensure the success of Universal Health Insurance, if necessary.

Key words: Poverty, mutual health insurance, willingness to pay (WTP), health insurance, expected utility.

Introduction

Le récent rapport de la Banque mondiale a actualisé le seuil de pauvreté à 3 dollars par jour (Banque mondiale, 2025). Quant au Programme des Nations Unies pour le développement (PNUD), il ressort que 1,1 milliard de personnes dans le monde sont touchées par la pauvreté et vivent avec l'équivalent de 3 dollars ou moins par jour en parité de pouvoir d'achat (PNUD, 2024). Au Burkina Faso, la pauvreté s'avère encore plus persistante. Même si l'incidence de la pauvreté est en baisse depuis 2005, elle reste préoccupante car elle touchait 42,6 % de la population totale pour un seuil de pauvreté de 103 139 FCFA par an en 2010 (INSD, 2014). Les données les plus récentes font état d'un taux de pauvreté de 43,2 % en 2021 selon l'Enquête Harmonisée sur les conditions de vie des ménages (EHCVM), avec un seuil de pauvreté actualisé à 247 806 FCFA par an. Aussi, le taux de pauvreté extrême mesuré selon les standards internationaux a reculé à 23 %, même si 5,5 millions de Burkinabè vivent encore sous ce seuil (Banque mondiale, 2025).

L'une des caractéristiques majeures de la pauvreté est l'accès limité aux services de santé. En effet, la pauvreté persistante ne permet pas aux ménages pauvres de payer les soins dont ils ont besoin ou, s'ils le font, tombent dans le dénuement (INSD, 2022). Le paiement direct des soins adopté par l'Initiative de Bamako en 1987 amplifie les difficultés d'accès aux soins pour les pauvres (Dalal et al., 2014 ; Ridde, 2014). Selon le Rapport de l'Enquête multisectorielle continue (EMC), la cherté des soins est avancée par près du tiers des individus enquêtés (INSD, 2022).

Conscientes de ce problème, les autorités sanitaires ont entrepris des réformes dont l'objectif est de mettre en place un programme d'Assurance Maladie Universelle (AMU) au Burkina Faso, qui s'était fixé en 2015 une couverture de 25 % en 2020 (PNDES, 2016, p. 51). Toutefois, un regard sur l'évolution des mutuelles de santé et de l'adhésion des populations cibles après deux décennies d'expérience indique un bilan mitigé. De six mutuelles en 1997, on est passé à 56 en 2000, 92 en 2003 (Concertation, 2000, 2004), et 181 en 2021 (Topan et al., 2024 ; BIT, 2022).

Cependant, malgré ce développement numérique, l'adhésion reste faible, avec un taux inférieur à 10 % de la population cible (Dalal et al., 2014). Une étude récente du BIT mentionne la présence de mutuelles dans 11 des 13 régions du Burkina avec 44 893 bénéficiaires inscrits, soit une couverture de seulement 0,22 % de la population (BIT, 2022).

Cette faible adhésion s'explique par plusieurs facteurs, dont le Consentement à Payer (CAP). En matière d'assurance-santé, l'adhésion est conditionnée par le CAP des individus (Dong et al., 2002), défini comme la somme maximale qu'un individu est prêt à dépenser pour bénéficier des services de l'assurance (Dror et al., 2006). Ridde (2015) montre que la logique de recouvrement des coûts instaurée depuis l'Initiative de Bamako a fortement influencé la disposition des ménages à payer pour des services mutualisés.

Dans le contexte actuel marqué par la mise en œuvre du chantier de l'AMU, la question de la fixation des droits d'adhésion est cruciale. Les mutuelles de santé constituent un instrument économique de protection sociale capable de répondre au problème d'accès aux soins des populations pauvres et vulnérables. Il est donc nécessaire de comprendre les déterminants du CAP afin de renforcer l'adhésion et d'assurer la réussite du projet d'AMU.

Ainsi, l'objectif de la présente recherche est d'analyser les facteurs individuels, socio-économiques et liés à la qualité des prestataires de soins qui influencent le consentement à payer des chefs de ménage pour l'adhésion aux mutuelles de santé au Burkina Faso. Plus précisément, la recherche ambitionne de combler le déficit d'analyses empiriques nationales en mobilisant une approche méthodologique adaptée, afin de mieux cerner les déterminants du CAP et de proposer des recommandations pertinentes pour la mise en œuvre effective de l'Assurance Maladie Universelle.

Selon la théorie de la demande d'assurance (Arrow, 1963), la décision d'un individu d'adhérer à une assurance de santé est guidée par son utilité espérée de cette action. Ainsi, pour Folland et al. (2007), l'individu souscrira à condition que son utilité escomptée obtenue avec l'assurance soit supérieure à l'utilité obtenue sans assurance.

C'est dans cette logique que Pauly (1968) va développer des modèles de demande d'assurance pour les individus qui ont de l'aversion pour le risque en s'appuyant sur leur fonction d'utilité espérée. L'une des approches les plus usitées dans la littérature est celle de la simultanéité de la décision du chef du ménage d'adhérer et du montant du CAP pour la mutuelle (Topan, 2024 ; Nguessan, 2008). À cet effet, le modèle du Tobit censuré est conforme à cette approche (Topan et al., 2024 ; Nguessan, 2008 ; Gertler et al., 1990).

Pourtant, rares sont les études qui abordent la problématique du CAP en mobilisant des approches méthodologiques capables d'évaluer l'impact du processus décisionnel des ménages au Burkina Faso. La majorité des travaux réalisés a eu recours à la méthode d'évaluation contingente (MEC), laquelle présente une limite importante : son incapacité à intégrer les réponses nulles ($CAP=0$), pourtant fréquentes dans les enquêtes sur la disposition à contribuer financièrement à une mutuelle de santé. Plus récemment, même si les travaux de Topan et al. (2024) qui mobilisent le modèle Tobit marquent une avancée méthodologique, ils présentent néanmoins une restriction significative en se concentrant exclusivement sur les ménages déjà adhérents, excluant ainsi les non-adhérents de leur champ d'analyse. Cette limitation réduit la portée de leurs conclusions, notamment en matière de formulation de politiques inclusives et équitables.

C'est au regard de ce qui précède que le présent article vise à apporter des éléments de réponse à un besoin crucial, dans un contexte où les analyses empiriques portant sur le CAP restent encore peu développées dans la littérature nationale. En effet, depuis la mise en œuvre du projet d'Assurance Maladie Universelle (AMU) au Burkina Faso, très peu d'analyses empiriques ont été consacrées aux déterminants du consentement à payer (CAP) des ménages pour l'adhésion aux mutuelles de santé. C'est précisément pour combler ce déficit que la présente recherche entend contribuer à la littérature existante en examinant les attributs individuels, socio-économiques ainsi que la qualité des prestataires de soins comme facteurs susceptibles d'influencer le CAP des chefs de ménage.

Par anticipation, l'étude postule que certaines caractéristiques individuelles des chefs de ménage (niveau d'éducation, âge), des variables socio-économiques (activité principale, état de santé du ménage, composition familiale), ainsi que des éléments liés à la qualité des prestataires de soins (niveau de confiance, distance des formations sanitaires) constituent des déterminants significatifs du consentement à payer des ménages.

L'intérêt de ce travail est double : enrichir la littérature économique nationale sur le CAP et formuler des recommandations à l'endroit des décideurs et des ménages pour une meilleure adoption de l'assurance maladie universelle au Burkina Faso, eu égard aux fortes contraintes liées à l'accès aux soins de santé, surtout dans un contexte d'insuffisance des revenus et de cherté des soins.

Le présent travail est structuré en trois sections : la première traite de la revue de la littérature sur le CAP et ses déterminants ; la deuxième expose l'approche méthodologique ; la troisième présente et discute les résultats.

1. Revue de la littérature sur le CAP et ses déterminants.

Une étude récente de Topan et al., (2024) indiquent que le CAP des ménages pour une assurance maladie est de 7600 FCFA. Pour ces auteurs, le revenu, le taux de remboursement et la profession du chef de ménage sont essentiellement les facteurs qui déterminent le CAP au Burkina Faso.

Une étude de l'Organisation Internationale du Travail (OIT) au Burkina a été réalisée dans le cadre la mise en place de l'opérationnalisation de la loi portant Régime d'assurance maladie universelle (RAMU) adoptée en 2015 et le fonctionnement de la Caisse nationale d'Assurance Maladie universelle créée en 2018. Les résultats mentionnent un CAP à payer des ménages estimé à 3550 FCFA (OIT, 2022).

Au Bénin, Yaya et al. (2018), trouvent que le consentement à payer des ménages pour les soins de santé primaires est de 9 000 FCFA par individu et par an avec une valeur médiane de 8 000 FCFA/individu/an contre 7230

et 6000FCFA respectivement pour le Cameroun. Selon eux, cette valeur est déterminée par le niveau de revenu, l'âge, les habitudes d'utilisation des services de santé et la célérité dans l'accueil des patients qui influencent positivement le consentement des ménages à payer leurs soins de santé. Ils trouvent par ailleurs que les caractéristiques physiques des centres de santé sont un obstacle au consentement à payer.

Binam et al, (2013) ont étudié le CAP des populations rurales au centre du Cameroun à travers l'utilisation de la méthode d'évaluation contingente par le biais de la technique du *biddintg game*. La valeur moyenne du consentement à préfinancer les soins de santé s'élève à 7230 FCFA par individu et par an avec une médiane de 6000 FCFA. Selon ces auteurs, les déterminants qui affectent significativement la valeur du consentement à préfinancer des ménages sont essentiellement le niveau de revenu, le genre, la tradition d'utilisation des services de santé, l'expérience associative et le statut sanitaire du ménage.

Fondo et al, (2011), dans une étude portant sur le financement communautaire de santé au Cameroun avaient abouti à des montants un peu plus élevés comparativement aux chiffres de Binam et al., (2013). Leurs résultats montrent que le CAP moyen de chaque chef de ménage est de 6893 FCFA avec une médiane estimée à 10000 FCFA. Par ailleurs, il ressort que l'âge, le niveau d'instruction, l'état de morbidité, affecte négativement le montant du CAP alors que la taille et le revenu l'affectent positivement.

Onwujekwe et al. (2009) dans une étude réalisée au Nigeria ont cherché à établir un lien entre le montant du CAP et le statut économique et le lieu de résidence. Dans les États d'Anambra et Enugu, l'étude s'est focalisée sur une communauté rurale, une communauté urbaine et une communauté semi-urbaine dans chacune des deux régions. L'étude révèle que les populations du milieu rural étaient moins favorables (moins de 7% de la population rurale) au paiement du CAP dont le montant mensuel est de 250 Nairas soit 1,7 USD (1020 FCFA) contre un montant de 343 Nairas (2,9 USD) soit 1740 FCFA pour le milieu urbain. Par ailleurs, ils trouvent que socio-économiques et le niveau d'instruction influencent positivement le montant du CAP.

Nguessan (2008) a réalisé une étude en Côte d'Ivoire sur le CAP des chefs de ménages pour l'Assurance Maladie Universelle (AMU).

En se basant sur la méthode de l'évaluation contingente et le modèle Tobit (Tobit censuré simple et Tobit généralisé), l'auteur a estimé les consentements moyen et médian à cotiser de 367 chefs de ménages qui se chiffrent respectivement à 9500 FCFA et 5000 FCAF. Les résultats de l'étude indiquent que le sexe et le statut du chef de ménage ne sont pas déterminants dans le CAP. Par contre l'âge et les niveaux d'instruction secondaire premier cycle et secondaire second cycle influencent positivement sur le montant du CAP. Pour le niveau d'éducation, contrairement aux conclusions de certaines études réalisées par Fondo et al, (2011), Onwujekwe et al. (2009), Ataguba et al., (2008), Lofgren et al. (2008)), le niveau d'éducation n'a pas une forte influence sur le montant du consentement à payer la prime d'assurance. Mataria et al., (2006) ont utilisé le même modèle Tobit en Palestine pour estimer les déterminants du CAP pour l'amélioration de la qualité des soins de santé. Ils parviennent à la conclusion selon laquelle les individus éloignés des centres de santé ont un CAP plus élevés que ceux qui sont à proximité. Aussi, les populations sont sensibles à la qualité des soins qui a une influence positive sur le montant du CAP. Ce résultat est confirmé par une étude menée en 1998 en Inde par Mathiyanzaghan (1988) basée sur un modèle Logit et qui soutient dans ses conclusions que l'un des principaux déterminants du CAP pour une assurance rurale est la qualité des soins qui influence positivement sur le montant du CAP.

Par l'approche du bidding, Dong et al. (2002) ont indiqué que les variables comme le milieu urbain, le nombre d'épisodes de maladie et la distance ont une influence négative sur le montant du CAP du chef de ménage. Par contre, le revenu individuel, les dépenses de santé du ménage, l'âge, le sexe, le niveau d'éducation, la monogamie, la religion sont des déterminants ayant un effet positif sur le montant du CAP du chef de ménage.

2. La démarche méthodologique

Cette partie traite de la démarche méthodologique adoptée pour parvenir aux objectifs de la recherche. Il décrit le modèle théorique et la méthodologie pour l'analyse économétrique.

2.1. Cadre théorique d'analyse du CAP

Le concept de CAP repose sur la théorie du surplus qui est un outil précieux de valorisation des bénéfices de l'environnement et de la santé (Desaigues, 1998). Mais pour comprendre tout l'intérêt de cet outil, il convient d'en rappeler les fondements théoriques tels que l'ont souligné Bonnieux et Desaigues (1998). Les biens environnementaux et sanitaires n'étant pas directement liés à des marchés, leur évaluation se fait à partir de la notion de surplus du consommateur. La théorie du choix du consommateur est basée sur l'hypothèse fondamentale selon laquelle un individu cherche à maximiser son utilité totale, c'est-à-dire son surplus sous contrainte du revenu et des prix. Le surplus du consommateur étant la différence entre la somme de monnaie maximale que le consommateur est disposé à verser pour obtenir une certaine quantité d'un bien et la dépense qu'il doit supporter pour obtenir la quantité du bien considéré.

En matière d'assurance de la santé, la décision d'affiliation est appréhendée par la disposition à payer, ou le consentement à payer des individus (Dong et al., 2002). Ce consentement à payer se définit comme la somme maximum qu'un individu est prêt à dépenser pour bénéficier des services de l'assurance (Dror et al., 2006). Le montant du consentement à payer est un indicateur de l'utilité économique qu'accordent les individus au système d'assurance (Wang et al. 2005). D'un point de vue théorique, le CAP se fonde directement ou indirectement sur une fonction d'utilité faisant de cette théorie un fondement pour l'étude du CAP (William, 1999). Ainsi, une compréhension théorique du CAP repose sur l'exploration de la théorie de l'utilité espérée.

La décision de s'affilier à une assurance de santé est un jeu qui procure à l'individu un bien être, une satisfaction financière et non financière, une utilité économique donnée. Aussi, l'individu a la possibilité de ne pas s'affilier à une assurance dans une situation d'incertitude, c'est-à-dire de

ne pas participer au jeu. Dans ces conditions, il convient de comprendre les mécanismes et les logiques qui guident le comportement de l'individu par rapport à l'assurance. Dans cette perspective, la question qui va nous orienter se pose comme suit : comment et dans quelles conditions le chef de ménage joueur-décideur procèdera-t-il pour le choix entre ces deux possibilités (payer pour adhérer ou ne pas payer) et dont les conséquences sont aléatoires ? Ce qui va nous conduire à explorer la théorie de l'utilité espérée inspirée de Neumann et Morgenstern (1944) et Savage (1954) dans le développement de la théorie de la décision.

Selon la théorie de la demande d'assurance (Arrow, 1963), comme mentionné ci-dessus, les individus souscriront à une assurance maladie à condition que l'utilité qu'ils comptent tirer de l'adhésion soit plus importante que celle obtenue sans assurance (Folland et al. 2007). Dans cette étude, le choix de souscrire à une micro assurance santé est modélisé dans un monde simplifié où il n'y a qu'une seule police d'assurance et un montant de prime à payer. Nous supposons que les individus font face à un monde dans lequel il existe deux états de santé possibles : être en bonne santé avec une probabilité de p et être malade avec probabilité de $1-p$. Nous supposons en outre que les individus ont une dotation initiale de revenu Y et la maladie entraîne une perte financière de L . L'utilité attendue $UE(i)$ est alors égale à :

$$UE(i) = (p)U(Y_t/X_i) + (1-p)U(Y_t - L_t/X_i)$$

$UE(i)$ dépend des caractéristiques individuelles X_i .

Ainsi, l'utilité attendue est influencée par la probabilité de tomber malade, par l'ampleur associée de la perte financière due à la maladie et par l'aversion au risque.

La théorie prédit que les individus choisiront de souscrire à une assurance si l'utilité attendue de l'assurance de santé est plus grande que l'utilité attendue sans elle. C'est à partir de ce cadre théorique que des économistes de l'assurance, parmi lesquels Pauly (1968) qui a joué un rôle de pionnier, ont développé les modèles de demande d'assurance en partant des cas

d'individus qui ont de l'aversion pour le risque¹ et en recourant à leur fonction d'utilité espérée pour expliquer leur décision.

2.2. Méthodologie pour l'analyse économétrique

2.2.1. Le modèle Tobit pour l'analyse du CAP

La littérature offre abondamment des travaux sur le CAP et ses déterminants à travers différentes méthodologies basées sur divers modèles avec leurs spécificités. Les plus utilisées dans la littérature sont la méthode d'évaluation contingente (MEC) utilisée par Mitchell & Carson (1989) qui fait recours aux Régressions linéaires (MCO), aux modèles logit ou probit pour les réponses dichotomiques. Les modèles de choix discret (Train, 2003) s'appuient sur des estimations par le logit multinomial, le logit conditionnel, ou les modèles mixtes. Le modèle des Expériences de terrain (Cohen et al., 2010) mobilise la Randomisation, l'analyse de la demande révélée. Enfin les méthodes indirectes ou différentielles (Gertler et al., 1990) qui utilisent les modèles Tobit, Heckman, et les modèles à variables instrumentales. Les trois premières méthodes présentent des limites par rapport aux types de données à analyser. La MEC et le modèle de choix discret se caractérisent par des données de type hypothétiques pour les deux, toute chose qui entraîne des biais hypothétiques au niveau de l'analyse pour la première et une complexité statistique pour la seconde. Le troisième modèle qui est celui des Expériences de terrain comporte des limites en ce sens qu'il entraîne un coût élevé assorti de problème d'éthique. Par contre, les méthodes indirectes ou différentielles, retenues dans ce travail, présentent des avantages sur les trois autres à savoir la disponibilité des données existantes et les données ne sont pas de types hypothétiques susceptibles d'entraîner des biais hypothétiques.

Par ailleurs, dans l'étude du CAP, le choix du modèle Tobit est guidé par la nature censurée de la variable dépendante dans la mesure où il est possible que certains chefs de ménage refusent de participer au paiement (Topan, 2024 ; Nguessan, 2008). Dans ces conditions, il n'est pas indiqué d'utiliser la méthode des moindres carrés ordinaires (Mataria et al., 2006).

¹ Les personnes qui préfèrent une situation moins risquée à une situation plus risquée ont de l'aversion pour le risque

Pour Gourieroux (1989), l'hypothèse de linéarité et donc l'estimation du modèle par les moindres carrés ne sont plus valables. Dans cette perspective, et tenant compte de la présence des CAP nuls ou extrêmes, l'estimation du modèle d'évaluation contingente requièrent un traitement particulier. C'est dans cette logique que Desaigues (1993), indique l'usage du modèle Tobit. Il s'agit d'un modèle de régression avec variable censurée qui permet de traiter les réponses égales à zéro, des valeurs de protestation du fait qu'il ne peut exister de réponses négatives ou des valeurs aberrantes. Par ailleurs, le modèle Tobit a été introduit initialement pour décrire la consommation de certains biens durables par les ménages en fonction de leurs revenus (Gourieroux, 1989). En effet, en 1958, Tobin a observé que la relation entre les dépenses des ménages en biens durables et le revenu, présente de nombreuses valeurs égales à zéro (Bronwn et al. 1995). En effet, les montants des CAP déclarés par les chefs de ménage sont similaires aux dépenses en biens durables des consommateurs. Toute valeur inférieure à zéro est considérée comme un refus de participation à l'assurance de santé. Certaines valeurs trop élevées sont supposées aberrantes. Le modèle Tobit présente un grand intérêt dans la modélisation des consentements à payer dans la mesure où il prend en compte toutes ces considérations.

Enfin, les décisions i) de participer à l'assurance de santé et ii) le choix du montant de la cotisation peut être modélisées séquentiellement ou simultanément (Fonta et al., 2005 ; Liu et al., 2004). Nous avons opté, dans cette recherche, pour le modèle du Tobit censuré qui renvoi au processus de prise de décision simultanée en nous fondant sur les conclusions de l'étude de Nguessan (2008).

2.2.2. Spécification empirique du modèle Tobit censuré

Le Tobit censuré est conforme à l'approche de la simultanéité de la décision du chef du ménage d'adhérer et du montant du CAP pour la mutuelle. Cette décision est tributaire des caractéristiques du chef ainsi que de son ménage. Ce modèle a été utilisé par Topan et al., (2024) pour estimer le CAP des ménages à adhérer à une mutuelle de santé au Burkina Faso. L'équation du CAP pour la mutuelle de santé est déterminée selon le modèle Tobit par l'expression suivante selon la spécification de Nguessan (2008):

$$Q_i = X_i\beta + \mu_i \quad (1)$$

Avec : Q_i une variable latente représentant le montant maximum que le chef de ménage i consent à payer pour l'assurance de maladie.

La censure se fait à gauche, plus précisément avec le montant zéro qui signifie que le chef de ménage décide de ne pas participer à la mutuelle de santé. En nous appuyant sur la théorie du consommateur (développée dans le cadre théorique ci-dessus), on estime que Q_i dépend des caractéristiques de l'individu i et de son ménage. Le vecteur des caractéristiques de du chef de ménage et du ménage est représenté par X_i et β représente les paramètres du modèle. μ_i est le terme d'erreur indépendamment et identiquement distribué selon une loi normale, de moyenne nulle et une variance ρ^2 .

Admettons que le montant que consent à payer effectivement le chef de ménage i est Y_i . L'expression de Y_i est donc :

$$y_i = \begin{cases} X_i\beta + \mu_i & \text{si } Q_i > 0 \\ 0 & \text{si } Q_i \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

Les paramètres β et ρ^2 peuvent être estimés en fonction des observations de Q_i et X_i à l'aide du modèle Tobit par la méthode du maximum de vraisemblance.

En partant du fait que le montant effectif du CAP, à savoir Q_i qui est soit positif, soit nul, la fonction de vraisemblance est exprimée selon Nguessan (2008) comme suit :

$$L(\beta, \rho^2 / Y) = \prod_{y_i=0} \left[1 - \phi\left(\frac{X_i\beta}{\rho}\right) \right] \prod_{y_i>0} \left[\frac{\tau(y_i - X_i\beta)}{\rho} \right] \quad (3)$$

Avec : ϕ représentant la fonction de de répartition et τ la fonction de densité.

L'estimation du modèle économétrique Tobit porte sur trois spécifications afin de capter l'influence des variables d'intérêt. La première estimation vise à tester la pertinence de la variable "*Activité du chef de ménage*" comme facteur explicatif du montant du CAP pour l'adhésion à la mutuelle de santé (modèle 1). La deuxième spécification du Tobit cherche à vérifier la contribution de la variable "*Degré de confiance*" dans l'explication du montant du CAP (Modèle 2). Enfin, la troisième spécification aspire à appréhender la pertinence de la variable "*Expérience associative*" dans l'explication du CAP (Modèle 3). Afin d'assurer la cohérence dans toutes les estimations, le ménage est utilisé comme unité d'analyse dans toutes les trois spécifications de notre modèle Tobit.

2.2.3. Description des variables retenues pour l'étude

Le CAP est influencé par un ensemble de variables retenues dans la présente étude et qui sont décrites ci-dessous.

- La variable dépendante

La variable dépendante est la disposition à payer du ménage à savoir le montant maximum que le chef de ménage est prêt à payer pour la mutuelle de santé. Cette variable est binaire et prend la valeur 1 lorsque la valeur du consentement à payer du ménage est supérieure à 0. Elle est égale à 0 si le consentement à payer est nul.

- Les variables indépendantes

L'étude définit deux types de variables dépendantes qui sont :

- les variables d'intérêt : *Activité du chef de ménage ; Degré de confiance ; Expérience associative*)
- les variables de contrôle : *Âge, Niveau d'éducation, dépense totale de consommation du ménage, composition du ménage, distance séparant le ménage de la formation sanitaire ; maladie chronique*).

Tableau 1 : Description des variables et signes attendus

Description de la variable	Spécification	Signe attendu	Description de la variable	Spécification	Signe attendu
Niveau d'éducation	Néant	-	Domaine d'activité	Fonctionnaire	+
	Alphabétisé	+		Agriculture	+
	Primaire	+		Commerce	+
	Secondaire	+		Elevage	-
	Supérieur	+	Maladie chronique	Oui	+
				Non	-
Degré de confiance	Total	+	Composition du ménage	Enfant de plus de 15 ans	+
	Confiant	-		Enfant de moins de 15 ans	-
	Faible	-	Age	Age	+/-
			Durée de stage	Acceptable	+
Expérience associative	Oui	+		Trop longue	-
	Non	-			

Source : Les auteurs

2.3. Collecte des données, échantillonnage, caractéristiques des ménages

Les données ont été collectées dans 8 régions sur les 13, à savoir, les Cascade, Centre, Centre Nord, Centre-Est, Est, Hauts-Bassins, Plateau Central et Mouhoun) en deux phases au cours des mois de mars à septembre 2017 et complétées par une collecte de décembre 2021 à février 2022. Les moyens disponibles n'ont pas permis de couvrir les 13 régions.

La méthode d'échantillonnage stratifié endogène a été utilisée, (Nanda, 1999). Les critères dans le choix des mutuelles et individus enquêtés sont: la base socio-économique, le type de soin, la localité et le statut de personnes à enquêter.

Pour recueillir les informations nécessaires à l'analyse du CAP, nous avons mis en application la méthode du binding game utilisée par Dong et al. (2002). En effet, cette méthode comporte deux phases dans le processus du choix des différents niveaux de prédisposition à payer dans l'enquête. La première phase consiste d'abord à poser au chef de ménage la question de sa prédisposition à payer dont la réponse est oui ou non. Il lui est proposé une série de valeur X en CFA à savoir : 5000; 7000 ; 9 000 ; 11 000 à l'enquêté dans un premier temps. Ces montants proviennent de la littérature sur l'analyse des CAP selon Dong et al. (2002). Dans un second temps, quelle que soit la nature de sa réponse, il lui ait demandé d'estimer la valeur maximale qu'il est prêt à payer pour la mutuelle de santé. Au total, 402 ménages ont été sondés composés de 211 membres et 191 non-membres soit respectivement 52,49% et 47,51% de l'échantillon avec 66,42% des ménages résident dans le milieu rural et 33,58% dans le milieu urbain.

3. La présentation et l'analyse des résultats

Cette partie présente les analyses statistiques suivies des régressions statistiques.

3.1. Analyse statistique

3.1.1. Analyse statistique du CAP des ménages et des variables quantitatives

Le CAP moyen et maximum sur l'ensemble de l'échantillon est respectivement de 9594,27 FCFA et de 41000 FCFA avec la méthode du *Bidding Game*.

Tableau 2 : Statistiques descriptives du consentement à payer en FCFA et les variables quantitatives

Variables	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
CAP	402	9594.279	6583.096	0	41000
Enfant de moins de 15	400	3.305	2.685	0	16
Enfant de plus de 15	400	4.7325	3.581	0	33
Age	400	38.615	11.985	15	85
Durée du stage (Mois)	402	1.736	0.82	1	5
Distance (Km)	390	1.092	0.307	1	3

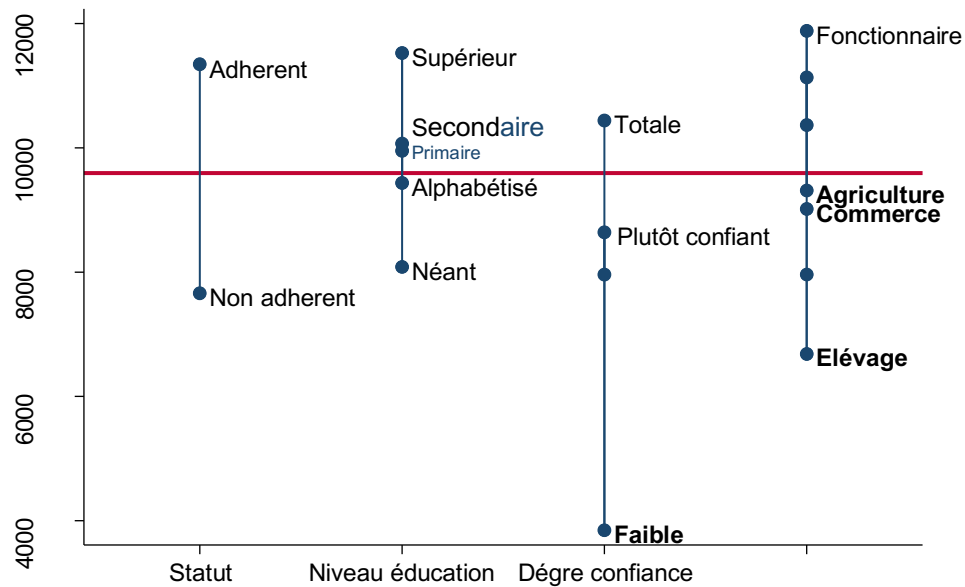
Source : Les auteurs

Les statistiques indiquent que le nombre moyen d'enfants de moins de 15 ans par ménage est de 3.305 et de 4.73 pour les enfants de plus de 15 ans. L'âge moyen des chefs de ménage est de 38.61 ans. La distance qui sépare la formation sanitaire du domicile des ménages est de un km au minimum et de 3 km au maximum. Quant à la durée du stage accepté par les chefs de ménage, elle est de 1.73 mois au minimum et de trois mois au maximum.

3.1.2. Analyse comparative du CAP selon les variables qualitatives

La figure 1 ci-dessous établit une relation entre le CAP et les variables qualitatives de la présente étude.

Figure 1 : CAP selon le statut, le niveau d'éducation, le degré de confiance et l'activité du chef de ménage



Source : les auteurs

Les adhérents aux mutuelles ont un CAP moyen au-dessus de celui des non adhérents nettement positionné en déca des 9 594.27 FCFA, (*figure 1*). Ce CAP moyen se situe entre les CAP obtenu par Dong et al., (2002) au Burkina Faso qui par la méthode du TIOLI trouvent 6448 et 9769 FCFA par la celle du *Bidding Game*.

La même *figure 1* indique que les enquêtés ayant le niveau supérieur, secondaire et primaire ont un CAP moyen supérieur au CAP moyen général. Ainsi, plus le niveau d'éducation est élevé, plus le CAP moyen est élevé. Par contre, le CAP moyen des alphabétisés et ceux qui n'ont aucun niveau d'instruction se situe en dessous du CAP moyen général. On note que si les alphabétisés ont un CAP moyen proche du CAP général, les non instruits enregistrent un CAP moyen qui s'enfonce et s'écarte davantage du CAP moyen général. On note par ailleurs que seuls les individus ayant une confiance totale à la mutuelle de santé ont un CAP moyen situé au-delà du CAP moyen général. A l'opposé, plus le niveau de confiance diminue, plus le CAP moyen baisse. Ainsi, les individus ayant le niveau de confiance, à savoir "Plutôt confiant" ont un CAP moyen en dessous du CAP moyen de 9594.27 FCFA tout en restant proche comparativement à ceux ayant un niveau de confiance "Faible" dont le CAP s'en éloigne.

On note aussi que sur la figure 1, les fonctionnaires ont un CAP moyen au-dessus du CAP moyen général contrairement aux agriculteurs et aux commerçants et les éleveurs qui ont leur CAP moyen inférieur.

3.2. Résultats des régressions économétriques et discussions

Conformément au modèle théorique présenté ci-dessus, la méthode du Maximum de vraisemblance qui a été retenue a permis de réaliser la régression du modèle Tobit.

Tableau 3 : résultat des estimations du modèle Tobit

Variables	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Composition du ménage			
Enfants de moins de 15 ans	455,06*** (2,82)	340,30** (2,12)	344,1277** (2,13)
Enfants plus de 15 ans	-298,18** (-2,30)	-341,83*** (-2,70)	-313,6257** (-2,43)
Niveau d'instruction			
Secondaire	-2,583* (-1,68)	-2,421.93* (-1,82)	-1,787 (-1,32)
Primaire	-2,403 (-1,37)	-3,098** (-2,14)	-1,806 (-1,20)
Alphabétisé	-2,350 (-1,21)	-3,460** (-2,14)	-2,451 (-1,48)
Non instruit	-3,440* (-1,92)	-4,520*** (-3,14)	-3,370** (-2,22)
Dépense mensuelle			
De 30 000 à 50 000	2,178** (2,24)	2,119** (2,20)	2,005** (2,05)
De 50 000 à 70 000"	547,45 (0,38)	1,217 (0,86)	1,003 (0,71)
De 70 000 à 90 000"	-323,66 (-0,19)	658,82 (0,39)	-53,7473 (-0,03)
De 90 000 à 100 000	-1,620 (-1,00)	-422,57 (-0,27)	-499,3344 (-0,31)

Variables	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
De 100 000 et plus	362,65 (0,31)	890,66 (0,79)	1,075.3440 (0,94)
Distance	-340,79 (-0,29)	-937,21 (-0,80)	-486,2779 (-0,40)
Maladie chronique	18,05 (0,02)	113,01 (0,13)	-55,7240 (-0,06)
Age	21,21 (0,60)	9,19 (0,26)	-0,6111 (-0,02)
Activité du chef ménage			
Elevage	-3,272.32*** (-2,69)	-	-
Commerce	84,68 (0,07)	-	-
Fonctionnaire	2,413* (1,85)	-	-
Etudiant	-2,042 (-0,78)	-	-
Ménagère	2,230 (1,16) (-0,40)	-	-
Degré de confiance			
Plutôt confiant	-	-2,280**	-

Variables	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	
Faible confiance	-	(-2,25) -9,079*** (-4,14)	-	***p<0,01, **p<0,05, *p<0,1
Expérience associative	-	-	1,799** (2,26)	
Constant	10,688.22*** (4,44)	14,013.42*** (6,83)	10,725*** (5,15)	(Les valeurs entre parenthèses
Observations	387	383	387	
R2a	0,006	0,008	0,004	

correspondent aux erreurs standards)

Source : Les auteurs

3.2.1. Tests d'adéquation du modèle

Un test de diagnostic et un test de spécification du modèle ont été effectués.

Selon les résultats du premier test (voir tableau 4 ci-dessous), les LR chi2, de 45,04 ; 56,19 et de 32,21 avec des probabilités de 0,0011, 0,000 et de 0,0060 respectivement permettent d'affirmer que le modèle Tobit dans son ensemble s'adapte significativement mieux qu'un modèle sans prédicteur.

Tableau 4 : Résultat du test de chi-carre du rapport de vraisemblance (LR CHI 2)

Indicateurs	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Likelihood ratio chi-square (LR chi2)	45.04	56.19	32.21
Prob > chi2	0.0011	0.0000	0.0060

Source : les auteurs

Par ailleurs, le Link test permet de conclure à l'absence de variables majeures omises dans le modèle Tobit car le *hat* est significatif à 1% pour les modèles 1 e 2 et à 5% pour le modèle 3 alors que le *hatsq* est non significatif pour les trois modèles, (*voir tableau*).

Tableau 5 : Résultat du Link test sur le CAP

Modèle	Modèle (1)	Modèle (2)	Modèle (3)
<u>hat</u>	-0,8909*** (.9007)	0.4377*** (0.7905)	.1711** (0.3956)
<u>hatsq</u>	0.0000 (.0000)	.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
<u>cons</u>	(8951.417) (4138.514)	3186.013 (3615.037)	3884.945 (1677.733)

Z-statistics in parentheses; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source : Les auteurs

Au total, ces tests permettent d'attester la robustesse des résultats auxquels l'analyse du montant et des déterminants du CAP est parvenue.

3.2.2. Les déterminants du CAP

Au regard du *tableau 2*, l'ensemble des trois variables d'intérêt à savoir *l'activité du chef de ménage*, *le degré de confiance* et *l'expérience associative* sont significatives dans les trois modèles estimés conformément aux prédictions théoriques.

L'activité du chef de ménage, qui est une variable catégorielle, regroupe les sous variables *Agriculture*, *Elevage*, *Commerce*, *Fonctionnaire*, *Etudiant*, *Ménagère* a été testée à travers le modèle 1 avec *agriculture* comme variable de référence.

Si la variable *Elevage*, significative au seuil de 1% modèle 1, a une influence négative sur le CAP, la variable *Fonctionnaire*, significative au seuil de 10%, joue positivement sur le montant du CAP. Ces résultats indiquent que le passage de l'activité agricole à l'activité d'élevage a un effet négatif sur la motivation de l'individu dans le paiement du CAP alors que le passage à celle de Fonctionnaire augmente la motivation à payer un CAP plus élevé.

L'influence négative des éleveurs sur le CAP s'explique par le fait que la plupart des éleveurs sont nomades alors que l'aire d'intervention de la mutuelle est le plus souvent locale ou circonscrit à un district. Ces résultats sont confirmés par les conclusions de l'étude de Jütting (2005) qui soutient que le faible CAP des éleveurs nomades s'explique par le fait que ces derniers sont moins disposés à adhérer à une mutuelle de santé dont les services sanitaires sont non accessibles sur l'ensemble de leur parcours.

En termes de prévision du montant du CAP, les individus évoluant dans l'élevage ont un CAP de 3272,32 francs plus faible que celui des individus évoluant dans l'agriculture alors qu'il est de 2413,37 francs plus élevés pour les fonctionnaires comparativement aux agriculteurs.

La première conclusion est que l'activité du chef de ménage influence le montant du CAP pour l'adhésion, confirmée dans la première spécification.

Cependant, ce résultat est à nuancer, car il n'y a que deux modalités uniquement (Elevage et fonctionnaire) qui sont significatives sur cinq et les trois autres ne le sont pas (Commerce, Etudiant, Ménagère). En effet, selon une étude portant sur la synthèse des déterminants du CAP, Defourny et al. (2011) ont classé le statut professionnel dans la catégorie des facteurs qui n'exercent pas d'influence sur le CAP.

La variable *degré de confiance* est significative au seuil de 1% dans l'explication du CAP, *modèle 2*. Selon les prédictions théoriques, plus la confiance en la mutuelle est forte, plus fortes sont les motivations des individus à payer un montant plus élevé. Les résultats indiquent également qu'une baisse de la confiance (*confiance et confiance faible*) entraîne une diminution du montant que l'individu est prêt à payer pour la mutuelle de 2280,95 francs pour les individus qui sont "*Plutôt confiant*" et chute de 9079 pour ceux qui ont une *confiance faible* comparativement aux individus qui ont une "*Confiance totale*" dans la mutuelle. Ce résultat est également observé pour les individus incapables de juger leur degré de confiance en la mutuelle avec une baisse de 3734,53. Plusieurs auteurs sont également parvenus à la conclusion selon laquelle la confiance est un déterminant majeur du CAP pour la mutuelle de santé (Schneider, 2005 ; Cimon et al., 2014 ; Matul et al., 2013 ; Chen et al., 2013 ; Seck et al., 2017).

Ces résultats nous amènent à la seconde conclusion qui est que le degré de confiance du chef de ménage est un déterminant du CAP.

Les résultats du modèle 3 indiquent que les chefs de ménage ayant une expérience associative (significative au seuil de 5%) ont un CAP plus élevé de 1799,77 francs que ceux qui n'en ont pas. Nos conclusions sont confirmées par les travaux de Binam et al, (2013) menés au Cameroun qui sont parvenus à la conclusion selon laquelle l'un des déterminants majeurs du consentement à préfinancer des ménages est l'expérience associative.

Les individus ayant une tradition associative parce que, ayant acquis des habitudes d'entraide communautaire, sont plus disposés à payer un CAP plus élevées.

Le tableau 2 indique également que les variables de contrôle telles que *Composition du ménage (Enfants de moins de 15 ans et Enfants de plus*

de 15 ans), *Niveau d'instruction du chef de ménage* et *Dépense mensuelle du ménage* sont significatives et ont une influence sur le montant du CAP.

Les résultats indiquent (les trois modèles), que la présence dans le ménage d'enfants dont l'âge est supérieur ou égale à 15 ans influence négativement le montant du CAP contrairement aux parents ayant des enfants d'au plus 15 ans. Cet état de fait s'explique par le fait que les parents sont beaucoup plus regardant et sensibles à la santé des enfants de bas âge que ceux ayant atteint un âge plus avancé. En effet, l'analyse en terme de prévision, on peut dire que dans le modèle 1 les ménages qui ont des enfants âgés d'au moins 15 ans ont un CAP de 298, 18 francs plus faible que les ménages ayant des enfants d'au plus 15 ans. Ces résultats vont dans le même sens que ceux de Gertler et Van Der Gaag, (1990) qui soutiennent que le CAP est influencé par la composition du ménage.

La variable catégorielle *Dépense mensuelle du ménage* (significative au seuil de 5% modèle 1, 2 et 3), les résultats indiquent que les individus dont les dépenses mensuelles totales sont entre 30 000 et 50 000 France sont prêts à payer plus de 2178,13 francs que la catégorie des individus dont les dépenses sont comprises entre 0 et 30 000 francs pour le modèle 1 et 2119,4154 et 2005,6208 francs respectivement pour le modèle 2 et le modèle 3. Yaya et al. (2013) au Bénin confirment cette conclusion selon laquelle les dépenses mensuelles influencent positivement le CAP.

La variable *Niveau d'instruction Secondaire* est significative et de coefficient négatif traduisant une influence négative sur le montant du CAP au seuil de 10% dans les modèles 1 et 2, indiquant que les individus qui appartiennent à cette catégorie ont un CAP de 2583,03 et 2421,93 francs (respectivement pour les modèles 1 et 2) plus faible que celui consenti par les individus appartenant à la catégorie *Niveau d'instruction Supérieur*. Dans le modèle 2, cette baisse du montant du CAP est de 3098,62 francs pour le *Niveau d'instruction Primaire* et 3460,25 francs pour le *Niveau d'instruction Alphabétisé* au seuil de 5%. Cette baisse est plus accentuée pour la catégorie *Non Instruit*, significatif au seuil de 10% modèle 1, 5% modèle 2 et 1% modèle 3) ne sont disposés qu'à payer un CAP de respectivement 3440,58 francs 4520,73 et 3370,69 suivant le modèle 1. 2 et 3 moins élevé que celui des individus de *Niveau d'instruction supérieur*. Plusieurs auteurs ont des résultats qui confirment qu'un niveau d'éducation élevé induit un montant élevé du CAP, (Fondo

et al. 2011 ; Onwujekwe et al., 2009 ; Chen et al., 2013 ; Arhin,1996 ; Nguessan, 2008).

Bärnighausen et al., (2007) dans une étude portant sur le CAP pour une assurance sociale de santé pour les travailleurs du secteur informel à Wuhan en Chine concluent que l'éducation n'était pas un facteur déterminant du CAP. La nature de la population ciblée, les acteurs du secteur informel pourrait expliquer les résultats de l'auteur.

3.2.3. Analyse des effets marginaux sur le CAP

Les effets marginaux analysés sont des approximations additives des effets des variables pertinentes et significatives sur le CAP dans les trois estimations du Tobit utilisé dans ce travail.

Selon les résultats du modèle 1 en annexe, le fait d'avoir dans le ménage des enfants de moins de 15 ans augmente de 1,85 point la probabilité que le chef de ménage paye un CAP pour bénéficier des services de l'assurance de santé alors que la présence d'enfants de plus de 15 ans diminue cette probabilité de 0,11 points.

De même, la probabilité de payer un CAP diminue de 4,89 points lorsque l'on passe d'un chef de ménage de niveau d'éducation supérieur à un chef de ménage de niveau secondaire et de 7,14 point pour les chefs de ménage non instruits.

La probabilité pour le chef de ménage d'honorer un CAP augmente de 4,54 points pour les ménages dont le montant des dépenses mensuelles est compris entre 50 000 et 70 000 F CFA comparativement aux ménages de référence ayant un montant plus faible pour dépense mensuelle compris entre 0 et 20 000 FCFA. Dans les modèles 2 et 3 l'augmentation de la probabilité est respectivement de 4,60 et 4,40 points.

La probabilité de payer un CAP diminue de 10,39 points quand on est éleveur par rapport aux agriculteurs (modèle 1) mais augmente de 4,53 points lorsque le chef de ménage est fonctionnaire, selon les mêmes résultats.

la probabilité de payer un CAP diminue de 5,35 points lorsque le chef de ménage a *plutôt confiance* et de 35,51 points pour un niveau de confiance "*Faible*" comparativement à ceux qui ont une confiance totale dans la

mutuelle de santé (modèle 2). Cette probabilité de payer un CAP diminue de 10,05 points lorsqu'on passe des individus ayant une confiance totale à ceux sont dubitatif quant à leur niveau de confiance en la mutuelle de santé. Le niveau de confiance influence le montant du CAP des individus pour s'attacher les services de la mutuelle de santé.

Les chefs de ménage ayant une expérience associative ont un effet marginal de 0,0456, soit une augmentation de leur probabilité de 4,56 points pour payer le CAP par rapport à ceux qui n'ont aucune expérience associative au seuil de 5%, (voir Annexe 3). Ce qui confirme l'idée selon laquelle les individus qui ont une expérience associative positive ont une plus forte motivation à honorer un CAP comparativement à ceux qui ignorent les bienfaits de l'appartenance à une association.

Conclusion

La présente étude a eu pour objectif mettre en exergue le CAP dans un contexte où le Burkina Faso s'apprête à aller à l'assurance maladie universelle directe pour les Burkinabè. Dans un tel contexte, la connaissance des déterminants du consentement à payer le CAP est important pour connaître les leviers éventuels sur lesquels agir afin de favoriser la réussite d'un tel projet. La présente analyse qui s'est appuyée sur un modèle Tobit censuré et l'approche du bidding-game et portant sur 402 ménages répartis dans 8 régions identifie un CAP moyen de 9594.27 FCFA sur l'ensemble. Ce dernier est déterminé par l'activité du chef de ménage, son degré de confiance en la mutuelle, son niveau d'instruction et son expérience associative. Ainsi, le passage de l'activité agricole à l'activité d'élevage a un effet négatif sur la motivation de l'individu dans le paiement du CAP contrairement au passage de l'activité agricole à celle de Fonctionnaire. Un haut degré de confiance, un niveau d'instruction supérieur et une expérience associative augmentent la motivation à payer un CAP plus élevé. Les variables de contrôle telles que la composition du ménage en enfant de plus ou moins 15 ans, la dépense mensuelle du ménage ont également une influence sur le CAP.

Il devient alors important dans une logique de sensibilisation à la mise en place des mutuelles, de différencier le contenu des messages en ciblant plus ceux qui ont un niveau d'instruction bas. La promotion de l'adhésion de ces populations dans des organisations associatives peut également participer à leur sensibilisation à l'amélioration de leur CAP. Par ailleurs, il ressort également la nécessité de réfléchir un modèle de mutuelle serait plus à même d'intégrer tout le territoire afin d'intéresser les éleveurs, généralement nomades. L'assurance Universelle pourrait répondre à ce besoin.

Bibliographie

Arrow, K. J. (1963). *Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care*. *American Economic Review*, 53(5), 941-973.

Ataguba, J. E., et al. (2008). "Health insurance and health-care utilization in Nigeria." *Social Science & Medicine*, 67(9), 1444-1450.

Banque mondiale, (2025). Actualisation des seuils mondiaux de pauvreté de juin 2025." *Banque mondiale*, 5 juin 2025.

<https://www.banquemondiale.org/fr/news/factsheet/2025/06/05/june-2025-update-to-global-poverty-lines>.

Bärnighausen, T., Liu, Y., Zhang, X., Sauerborn, R. (2007). Willingness to pay for social health insurance among informal sector workers in Wuhan, China: A contingent valuation study. *BMC Health Services Research*, 7, Article 114.

Binam, J. N., et al. (2013). "Consentement à préfinancer les soins de santé dans les zones rurales du Cameroun." *Journal of Health Economics*, 32(4), 723-730.

Binam, J. N., Nkama, A., Nkendah, R. (2013). Factors affecting the willingness to pay for community-based health insurance in rural Cameroon. *Journal of Health Economics*, 32(6), pp. 1026-1037.

Bonnieux, F., & Desaignes, B. (1998). Évaluation des biens environnementaux et sanitaires. Paris: Éditions Economica.

Brown, J. N., & Moffitt, R. A. (1995). The Uses of Tobit Analysis. *The Review of Economics and Statistics*, 62(2), 318-321.

Chen, X., Zhang, X., Liu, T., Zhang, Y. (2013). Willingness to pay for health insurance among farmers in central China: The role of trust in the health system. *BMC Health Services Research*, 13, Article 313.

Cimon, Y., Jütting, J., Tine, J. (2014). The Role of Trust in the Demand for Health Insurance: Evidence from Senegal. *World Development*, 62, pp. 1-15.

- Cohen, J. & Dupas, P. (2010). Free Distribution or Cost-Sharing? Evidence from a Randomized Malaria Prevention Experiment. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 125, Issue 1, pp. 1–45.
- Concertation (2004). Inventaire des systèmes d'assurance maladie en Afrique : synthèse des travaux de recherche dans 11 pays. *La Concertation, Dakar*. 112 pages.
- Dalal, K., & al. (2014). Impact of the Bamako Initiative on Access to Health Services in Burkina Faso. *Health Policy and Planning*, 29(2), 176-185.
- Desaigues, B. (1993). L'évaluation contingente des biens environnementaux. *Economica*.
- Desaigues, B. (1998). La théorie du surplus et ses applications. *Paris: Éditions Economica*.
- Dong, H., Kouyate, B., Cairns, J., Mugisha, F., & Sauerborn, R. (2002). Willingness-to-pay for community-based insurance in Burkina Faso. *Health Economics*, 12(10), 849-862.
- Dror, D. M., Radermacher, R., & Koren, R. (2006). Willingness to pay for health insurance among rural and poor persons: Field evidence from seven micro health insurance units in India. *Health Policy*, 82(1), 12-27.
- Folland, S., Goodman, A. C., & Stano, M. (2007). The Economics of Health and Health Care. *Pearson Prentice Hall*.
- Fondo, S., et al. (2011). "Financement communautaire de la santé au Cameroun." *Health Policy and Planning*, 26(3), 689-700.
- Fondo, S., et al. (2011). Financement communautaire de la santé au Cameroun. *Health Policy and Planning*, 26(3), 689-700.
- Fonta, W. M., & Ichoku, H. E. (2005). Estimating willingness to pay for community healthcare insurance in rural Nigeria. *Health Economics Review*
- Fonta, W. M., Ichoku, H. E., & Ugwu, C. (2005). Estimating willingness to pay for community healthcare insurance in rural Nigeria. *Health Economics Review*.

Gertler, P., Van Der Gaag, J. (1990). The Willingness to Pay for Medical Care: Evidence from Two Developing Countries. *World Bank Publications*.

Gourieroux, C. (1989). Econometrics of Qualitative Dependent Variables. *Cambridge University Press*.

<http://www.concertation.org> (Consulté le 15 novembre 2017)

Institut National de la Statistique et de la Démographie (INSD), (2022). Profil de pauvreté au Burkina Faso selon l'EHCVM 2021. 2022. <https://www.insd.bf..>

Institut National de la Statistique et de la Démographie (INSD). (2022). Enquête Multisectorielle Continue (EMC) 2022. INSD.

Institut National de la Statistique et de la Démographie (INSD). (2014). Enquête Multisectorielle Continue (EMC) 2014. INSD.

Jack, W. (1999). Principles of Health Economics for Developing Countries. Washington, D.C.: World Bank Publications.

Jütting, J. (2005). Health insurance for the poor in developing countries: A cross-country analysis. *Social Science & Medicine*, 60(4), pp. 865-875.

Liu, T., & Chen, C. (2004). Modeling Health Insurance and Health Care Demand in Taiwan. *Journal of Health Economics*, 23(4), 767-791.

Lofgren, C., et al. (2008). Willingness to pay for health insurance in rural Vietnam. *Health Policy and Planning*, 23(4), 273-282.

Mataria, A., et al. (2006). Determinants of willingness to pay for improving the quality of health care: The case of Palestine. *Health Economics*, 15(5), 447-459.

Mataria, A., Raad, F., & Luchini, S. (2006). "Using willingness to pay to measure patient preferences for the design of health care systems." *Journal of Health Economics*.

Mathiyanzaghan, K. (1998). Study on the Determinants of CAP in Rural Insurance. *Journal of Health Economics*, 17(3), 345-367.

Matul, M., Tatin-Jaleran, C., Kelly, E. (2013). "Improving Client Value from Microinsurance: Insights from India, Kenya, and the

Philippines. *Microinsurance Paper No. 26*, International Labour Organization.

Nanda, K. (1999). La méthode d'échantillonnage stratifié endogène. *Revue de Statistiques Appliquées*, 45(3), 123-135.

Neumann, J. von, & Morgenstern, O. (1944). *Theory of Games and Economic Behavior*. Princeton University Press.

Nguessan, A. (2008). Determinants of willingness to pay for health insurance in Côte d'Ivoire. *African Journal of Health Economics*, 17(2), pp. 45-56.

Nguessan, K. (2008). "Consentement à payer des chefs de ménages pour l'Assurance Maladie Universelle en Côte d'Ivoire." *Revue d'Économie du Développement*, 22(1), 101-120

Nguessan, T. (2008). Modélisation des comportements de consommation des ménages en Côte d'Ivoire. *Revue Économique*.

Onwujekwe, O., et al. (2009). "Determinants of willingness to pay for community-based health insurance in Nigeria." *Health Policy*, 90(1), 72-78.

Onwujekwe, O., Uzochukwu, B., Obikeze, E., Okoronkwo, I., & Onoka, C. (2009). "Determinants of willingness to pay for community-based health insurance in Anambra State, Nigeria". *Health Policy*, 90(1), pp. 132-138.

Organisation Internationale du Travail (OIT). (2022). *Inventaire des mutuelles sociales du Burkina Faso - 2020*. OIT.

Pauly, M. V. (1968). "The Economics of Moral Hazard: Comment. *American Economic Review*". 58(3), 531-537.

Plan National de Développement Économique et Social (PNDES). (2016). Plan National de Développement Économique et Social 2016-2020. Ministère de l'Économie, des Finances et du Développement.

Programme des Nations Unies pour le Développement (PNUD). (2023). Rapport sur le développement humain 2023. PNUD.

Ridde, V. (2014). Reducing the Medical Poverty Trap in Burkina Faso: The Bamako Initiative Revisited. *Social Science & Medicine*, 123, 1-10.

Ridde, V. (2015). Les politiques de gratuité des soins en Afrique de l'Ouest : entre efficacité et équité. *Afrique Contemporaine*, 253(1), 45–62.

Ridde, V., & Yaméogo, P. (2021). Mutuelles communautaires et participation sociale au Burkina Faso : quels leviers pour renforcer l'adhésion ? *Santé Publique*, 33(2), 215–224.

Seck, A., Fall, A., Diop, M. (2017). “Determinants of Willingness to Pay for Health Insurance in Senegal: An Application of the Contingent Valuation Method.” *African Development Review*, 29(2), pp. 319-336.

Seck, A., Fall, A., Diop, M. (2017). “Determinants of Willingness to Pay for Health Insurance in Senegal: An Application of the Contingent Valuation Method.” *African Development Review*, 29(2), pp. 319-336.

Tobin, J. (1958). “Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables.” *Econometrica*, 26(1), 24-36.

Von Neumann, J., & Morgenstern, O. (1944). *Theory of Games and Economic Behavior*. Princeton: Princeton University Press

Wang, H., Yip, W., Zhang, L., Wang, L., & Hsiao, W. (2005). *Community-based health insurance in poor rural China: The distribution of net benefits*. *Health Policy and Planning*, 20(6), 366-374.

Yaya, S., et al. (2018). “Consentement à payer pour les soins de santé primaires au Bénin.” *BMC Health Services Research*, 18(1), 900-910.

Yaya, S., Uthman, O. A., Amouzou, A., Bishwajit, G. (2013). “Household spending and willingness to pay for health insurance in Benin.” *BMC Health Services Research*, 13, Article 324.

Annexe 1 : Effets marginaux des modèles

	Modèle 1	modèle 2	Modèle 3
Variables	dy/dx	dy/dx	dy/dx
Composition du ménage			
Enfants moins de 15 ans	0,0108 (2,73)	0..0079 (2.08)	0,081 (2,09)
Enfants plus de 15 ans	-0,0071 (-2,25)	-0.0080 (-2.63)	-0,074 (-2,38)
Niveau éducation			
Secondaire	-0,0489 (-1,86)	-0.0392 (-1.89)	-0,0329 (1,39)
Primaire		- 0.05416 (-2.27)	
Alphabétisé		-0.0629 (-2.11)	
Non instruit	-0,0714 (-2,19)	-0,091 (-3.45)	-0,7351 (-2,44)
Montant de dépenses			

Dépenses comprises entre 50 000 et 70 000	0,0454 (2,36)	0,046 (2.32)	0,044 (2,16)
Dépenses comprises entre 70 000 et 90 000		0,0215 (0.82)	
Domaine_d'activité			
Élevage	-0,1039 (-2,29)		
Fonctionnaire	0,0453 (1,98)		
Degré_confiance			
Plutôt confiant		-0,0535 (-1.94)	
Faible		-0,3551 (-2.93)	
Expérience Associative			
Oui			0,0436 (2,18)

Note: dy/dx for factor levels is the discrete change from the base level.

Source : Les auteurs