

**JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS AND
MANAGEMENT OF ORGANIZATIONS
(JAEMO)**

***REVUE D'ECONOMIE APPLIQUÉE ET DE
GESTION DES ORGANISATIONS
(REAGO)***



ISSN 1987-1694

Vol. 1 – N° 2 – Jun / Juin 2025

Email : jaemoeditor@gmail.com

Online : www.lread.ml



<http://esjindex.org/search.php?id=7919>



<https://www.ascidatabase.com/masterjournalist.php?v=17501>

EDITORIAL LINE

Journal of Applied Economics and Management of Organizations (JAEMO) publishes scientific manuscripts in the field of economics and management sciences as well as in very close fields. Nowadays, economics and management sciences have progressed a lot to the point that they have made alliances with neighboring sciences. This journal aims to promote very specialized, original and innovative scientific research.

Currently, the journal publishes in two languages: French and English. The JAEMO journal is biannual (one issue in June and the second in December). The articles to be published by the journal must deal with a very clear problem in the fields as defined above, present the conceptual framework, the well-provided methodology, the quality data with rigorous treatment and the results that can contribute to scientific research and applied policies.

Theoretical articles are also welcome as long as they indicate the modeled stylized facts and the intuitions on advanced theories. These types of manuscripts must demonstrate advanced conceptualization and use rigorous methodological tools to pave the way for future empirical verifications. In any case, the journal remains very demanding on scientific rigor.

PUBLICATION AND FORMAT

The journal is published in electronic and paper versions under the ISSN 1987-1694 twice a year. The online version is available in PDF format in the form of the complete volume or offprints. The edited version is in A4 format.

LIGNE EDITORIALE DE LA REVUE

Journal of Applied Economics and Management of Organizations (JAEMO) publie les manuscrits scientifiques dans le domaine des sciences économiques et de gestion ainsi que dans les domaines très proches. De nos jours, les sciences économiques et de gestion ont beaucoup progressé au point qu'elles ont fait des alliances avec les sciences voisines. Cette revue se veut faire la promotion de la recherche scientifique très pointue, originale et innovante.

Actuellement, la revue publie dans deux langues qui sont le français et l'anglais. La revue JAEMO est semestrielle (un numéro le mois de juin et le second en décembre). Les articles à publier par la revue doivent porter sur une problématique très claire dans les domaines tels que définis ci-dessus, présenter le cadre conceptuel, la méthodologie bien fournie, les données de qualité avec un traitement rigoureux et les résultats pouvant contribuer à la recherche scientifique et aux politiques appliquées.

Les articles théoriques sont aussi les bienvenus pour autant qu'ils indiquent les faits stylisés modélisés et les intuitions sur des théories avancées. Ces types de manuscrits doivent faire preuve d'une conceptualisation avancée et user d'outils méthodologiques rigoureux pour ouvrir la voie à des vérifications empiriques futures. En tout état de cause, la revue reste très exigeante sur la rigueur scientifique.

PARUTION ET FORMAT

La revue paraît en version électronique et en version papier sous l'ISSN 1987-1694 deux fois par an. La version en ligne est disponible en format PDF sous forme du volume complet ou des tirés à part. La version éditée est en format A4.

SCIENTIFIC COUNCIL ECONOMIC SCIENCES

CONSEIL SCIENTIFIQUE SCIENCES ECONOMIQUES

Pr Ahmadou Aly MBAYE, Université Cheikh Anta Diop ; Pr Birahim Bouna NIANG, Université Cheikh Anta Diop ; Pr Maman Nafiou MALAM MAMAN, Université Abdou Moumouni de Niamey ; Pr Jean-Jacques EKOMIE, Université Omar Bongo ; Pr Adama DIAW, Université Gaston Berger de Saint Louis ; Pr Gilbert Marie Aké N'GBO Université Félix Houphouët Boigny ; Pr Kimséyinga SAVADOGO, Université Thomas SANKARA ; Pr Pam ZAHONOGO, Université Thomas SANKARA ; Pr Noel THIOMBIANO, Université Thomas SANKARA ; Pr Omer COMBARY, Université Thomas SANKARA ; Pr Youssoufou HAMADOU DAOUDA, Université Djibo HAMANI ; Pr Denis ACCLASATO, Université d'Abomey Calavi ; Pr Charlemagne IGUE, Université d'Abomey Calavi ; Pr Akoété AGBODJI, Université de Lomé ; Pr AKLESSO Egbendewe-Mondzozo, Université de Lomé ; Pr Akilou AMADOU, Université de Lomé ; Pr Chérif Sidy KANE, Université Cheikh Anta Diop ; Pr Ousmane Papa KANTE, Université des Sciences Sociales et de Gestion de Bamako.

ECONOMIC SCIENCES READING COMMITTEE

COMITE DE LECTURE SCIENCES ECONOMIQUES

Pr Birahim Bouna NIANG, Université Cheikh Anta Diop ; Pr Pam ZAHONOGO, Université Thomas SANKARA ; Pr Noel THIOMBIANO, Université Thomas SANKARA ; Pr Omer COMBARY, Université Thomas SANKARA ; Pr Maman Nafiou MALAM MAMAN, Université Abdou Moumouni de Niamey ; Pr Youssoufou HAMADOU DAOUDA, Université Djibo HAMANI de Tahoua ; Pr Denis ACCLASATO, Université d'Abomey Calavi ; Pr Charlemagne IGUE, Université d'Abomey Calavi ; Pr Akoété AGBODJI, Université de Lomé ; Pr AKLESSO Egbendewe-Mondzozo, Université de Lomé ; Pr Akilou AMADOU, Université de Lomé ; Pr Chérif Sidy KANE, Université Cheikh Anta Diop ; Pr PILO Mikémina, Togo, Université de KARA ; Pr Ndiack FALL, Université Cheikh Anta Diop ; Pr MOHAMED BELLO Ibrahim, Université Djibo HAMANI ; Pr LOKONON Kounagbè Odilon Boris, Université de Parakou ; Pr ZOUNGRANA Tibi Didier, Université Thomas SANKARA.

SCIENTIFIC COUNCIL MANAGEMENT SCIENCES

CONSEIL SCIENTIFIQUE SCIENCES DE GESTION

Pr Tidjani Bassirou, Université Cheikh Anta Diop de Dakar ; Pr Augustin Anassé Adja Anassé, Université de Bouaké ; Pr Nadédjo Bigou-Lare, Université de Lomé ; Pr El Bachir Wade, Université Cheikh Anta Diop de Dakar ; Pr Serge Francis Simen Nana, Université Cheikh Anta Diop de Dakar ; Pr Zakari Yaou KAKA, Université des Sciences Sociales et de Gestion de Bamako ; Pr Bertrand Sogbossi Bocco, Université de Parakou ; Pr Jean Paul Mamboudou, Université Omar Bongo de Libreville ; Pr Emmanuel Hounkou, Université d'Abomey-Calavi ; Pr Judith B. Glidja, Université d'Abomey-Calavi ; Pr Rosaline Worou H., Université d'Abomey-Calavi ; Pr Karima Sylla Doucouré, Université d'Abomey-Calavi ; Pr Yao Messah Kounetsron, Université de Lomé ; Pr Mamadou Toe, Université Thomas Sankara de Ouagadougou ; Pr Jean-Max Kono Abe, Université de Yaoundé II ; Pr Adama Tahirou Younoussi Meda, Université Djibo Hamani de Tahoua ; Pr Birahim Gueye, Université Gaston Berger de Saint Louis ; Pr Seydou Sané, Université Gaston Berger de Saint Louis ; Pr Balibié Serge Auguste Bayala, Université Ouaga II ; Pr Boubacar Baïdari, Université Abdou Moumouni de Niamey ; Pr Désirée Altante Biboum, Université de Douala ; Pr Raphaël Nkakleu, ESSEC de Douala ; Pr Fatou Diop Sall, Université Gaston Berger de Saint Louis.

MANAGEMENT SCIENCES READING COMMITTEE

COMITE DE LECTURE SCIENCES DE GESTION

Pr Serge Francis Simen Nana, Université Cheikh Anta Diop de Dakar ; Pr Yaou Zakari Kaka, Université des Sciences Sociales et de Gestion de Bamako ; Pr Boubacar Baïdari, Université Abdou Moumouni de Niamey ; Pr Balibié Serge Auguste Bayala, Université Ouaga II ; Pr Désirée Altante Biboum, Université de Douala ; Pr Judith Glidja, Université d'Abomey-Calavi ; Pr Karima Sylla Doucouré, Université d'Abomey-Calavi ; Pr Birahim Gueye, Université Gaston Berger de Saint Louis ; Pr Yao Messah Kounetsron, Université de Lomé ; Pr Raphaël Nkakleu, ESSEC de Douala – Tsotso Kouévi, Université de Lomé ; Pr Djaoudath Alidou, Université de Parakou ; Pr Tanko A. Tankpé, Université de Kara ; Pr Fatou Diop Sall, Université Gaston Berger de Saint Louis ; Pr Augustin Anassé Adja Anassé, Université de Bouaké ; Pr Nadédjo Bigou-Lare, Université de Lomé ; Pr El Bachir Wade, Université Cheikh Anta Diop de Dakar ; Pr Houdou Attikou Diallo, Université des Sciences Sociales et de Gestion de Bamako ; Pr Amara Nimaga, Université des Sciences Sociales et de Gestion de Bamako

PUBLICATION DIRECTOR / DIRECTEUR DE PUBLICATION

Issoufou SOUMAILA MOULEYE, Maître de Conférences Agrégé

EDITORIAL TEAM / EQUIPE DE REDACTION

Dr Amadou BAMBA, Dr Boubacar KAMISSOKO, Dr Abdoulaye MAÏGA, Dr Abdoulaye Soumaïla MOULAYE, Dr Yaya SIDIBE, Dr Souaïbou Samba Lamine TRAORE, Dr Abdoulaye N'Tigui KONARE, Dr Aminata S. Coulibaly, Dr Khalid DEMBELE, Dr Kadia CISSE, Dr Bakary BERTHE, Dr Bakary KONE, Dr Sidiki KOUMA.

TECHNICAL TEAM AND SECRETARIAT

EQUIPE TECHNIQUE ET SECRETARIAT

Djimé Silamakan DIAWARA

Sékouba KONARE

Fousseyni BAGAYOGO

Souleymane KONATE

Ibrahim Ahmadou TOURE

© *Journal of Applied Economics and Management of Organizations*

SUMMARY / SOMMAIRE

Titres et Auteurs / Titles and Authors	Pages
<p>Analysis of Gender Inequalities in Financial Inclusion in Mali <i>Analyse des Inégalités de Genre en Matière d'Inclusion Financière au Mali</i> Falingué KEITA - Madou CISSE - Diakalidia KOUYATE</p>	1-12
<p>Analyse des facteurs de motivation à l'adhésion à la mutuelle de santé au Burkina Faso <i>Analysis of the motivating factors for membership in the health mutual in Burkina Faso</i> Issa SARAMBE et Moïse KABORE</p>	13-32
<p>La relation causale entre croissance économique, croissance démographique et dette publique au Niger <i>The causal relationship between economic growth, population growth and public debt in Niger</i> Dr ISSOUFOU Oumarou et Dr SOULEYMANE Boubacar</p>	33-44
<p>Efficacité technique des producteurs céréaliers au Mali <i>Technical efficiency of cereal producers in Mali</i> Kadia CISSE - Youssoufou HAMADOU DAOUDA – Issoufou SOUMAILA MOULEYE - Omer COMBARY</p>	45-63
<p>La fiscalité foncière locale, un potentiel de ressources pour réussir la décentralisation au Mali <i>Local property taxation, a potential resource for successful decentralization in Mali</i> Dr. SORY IBRAHIMA DIT SERIBA SAMAKE - Dr. Youba NIMAGA – M. Amadou ANNE</p>	64-82



Analyse des facteurs de motivation à l'adhésion à la mutuelle de santé au Burkina Faso

Analysis of the motivating factors for membership in the health mutual in Burkina Faso

Issa SARAMBE¹ - Moïse KABORE²

1. Enseignant chercheur à l'Université Norbert Zongo de Koudougou, sarambei@yahoo.fr

2. Enseignant chercheur à l'Université Norbert Zongo de Koudougou, judiculri@gmail.com

Soumis le 20 / 02 / 2025

Accepté le 11 / 06 / 2025

Publié le 20 / 07 / 2025

Résumé

L'objectif de ce travail est d'identifier les facteurs de motivation de l'adhésion aux mutuelles de santé au Burkina Faso qui reste très faible, 0,22% de la population (OIT, 2022). L'analyse a été faite à l'aide d'un modèle logit portant sur 402 ménages repartis dans les 13 régions du pays. Ces données ont été collectées en 2017 avec une prise en compte du lieu de résidence, soit 66,42% en milieu rural et 33,58% d'urbains. Les résultats montrent que l'expérience associative, le degré de confiance et la durée d'attente, l'absence d'instruction dans le milieu rural et la nature de la résidence des citoyens ont une influence sur les motivations à l'adhésion aux mutuelles de santé avec des degrés différents selon le milieu de résidence. La présence de maladies chroniques dans le ménage affecte négativement l'adhésion dans le milieu rural. Ces résultats suggèrent par conséquent que la sensibilisation des populations et des agents de santé, la promotion des organisations associatives et l'instruction surtout en milieu rural peuvent contribuer à améliorer le taux d'adhésion. Aussi, l'amélioration de la qualité des soins, la réduction de la durée du stage et le renforcement de la confiance s'imposent pour une meilleure adhésion des populations.

Mots clés : Motivation, Adhésion, Mutuelle de santé, durée de stage, couverture santé universelle

JEL : D71-H55-I11

Abstract

The objective of this study is to identify the factors motivating membership in mutual health organizations in Burkina Faso, which remains very low at 0.22% of the population (OIT, 2022). The analysis was conducted using a logit model covering 402 households across the country's 13 regions. The data was collected in 2017, taking into account place of residence, with 66.42% living in rural areas and 33.58% in urban areas. The results show that experience with associations, degree of trust and waiting time, lack of education in rural areas, and the nature of urban residents' housing influence motivations for joining mutual health organizations, with varying degrees depending on the area of residence. The presence of chronic illness in the household negatively affects membership in rural areas. These results therefore suggest that raising awareness among the population and health workers, promoting community organizations, and providing education, especially in rural areas, can help improve membership rates. Improving the quality of care, reducing waiting times, and building trust are also essential.

Key words: Motivation, membership, Mutual health insurance, waiting time, universal health coverage.

JEL : D71-H55-I11

1. Introduction

L'accès à la protection sociale en général, et en particulier aux services de santé pour les populations vulnérables, reste un défi majeur pour les pays en développement. Les politiques de Couverture Sanitaire Universelle (CSU), visant à garantir l'accès de tous à des soins de qualité sans risque d'appauvrissement, se sont avérées difficiles à mettre en œuvre (OIT, 2022 ; De Allegri et al., 2006). L'une des difficultés majeures dans la mise en œuvre de ces politiques est la mobilisation des financements, notamment parce qu'elles concernent des populations à faibles revenus. Dans ce contexte, la question de l'inclusion de ces populations dans l'accès aux services de santé de base devient cruciale (Defourny & Failon, 2011).

Toutefois, malgré leur potentiel à améliorer l'accès aux soins, les mutuelles de santé rencontrent des difficultés liées à la faible adhésion des populations. Plusieurs facteurs déterminent cette adhésion limitée, notamment le manque d'information et de sensibilisation, la perception des avantages, la confiance en la gestion des mutuelles, ainsi que le niveau de revenu des ménages. En effet, des études montrent que le coût des cotisations peut constituer une barrière majeure pour les populations vulnérables, qui doivent arbitrer entre leurs besoins immédiats et leur investissement dans une protection sanitaire à plus long terme.

Selon Fonteneau (2003), les alternatives les plus abouties pour améliorer l'adhésion aux mutuelles de santé sont celles qui prônent une approche intégrée, basée à la fois sur un mécanisme de financement équitable et une stratégie de communication adaptée. L'auteur souligne que la mise en place de dispositifs adaptés aux capacités financières des populations et la sensibilisation sur les bénéfices des mutuelles peuvent constituer un levier efficace pour renforcer leur adhésion. Une telle démarche serait un bon tremplin pour le développement des mutuelles de santé, qui représentent des alternatives viables d'accès aux services de santé pour ces populations.

Cette problématique met en lumière la nécessité de solutions adaptées aux réalités socio-économiques des populations vulnérables. Une meilleure compréhension des déterminants de l'adhésion pourrait permettre d'élaborer des stratégies plus efficaces, facilitant ainsi l'accès à la protection sociale et aux soins de santé pour tous. Les mutuelles de santé sont entendues comme des associations autonomes et volontaires à but non lucratif dont la base est fondamentalement la solidarité entre les membres (OIT, 2023). Ces organisations associatives peuvent jouer et jouent un rôle clé dans l'accès des populations vulnérables à la protection sociale en général et en particulier aux services de santé.

Malgré les efforts déployés par les autorités et les organisations non gouvernementales, le taux d'adhésion reste relativement faible selon la revue *Anthropologie & Santé*, (2020). Comprendre les motivations et les obstacles à cette adhésion est essentiel pour développer des stratégies efficaces visant à augmenter la couverture sanitaire surtout pour les populations rurales qui sont les plus touchées par la pauvreté. En effet, l'une des caractéristiques de la pauvreté est l'accès au service de santé car la pauvreté persistante ne permet pas aux ménages de payer les services de santé dont ils ont besoin ou, s'ils le font, tombent dans le dénuement selon l'Enquête multi-sectorielle continue (EMC), (INSD, 2022). Cette étude indique que la cherté des soins est avancée par près du tiers des individus enquêtés. Le paiement direct des soins de santé adopté par l'Initiative de Bamako en 1987 amplifie les difficultés d'accès aux soins de santé pour les pauvres (Dalal et al. 2014 ; Ridde, 2014).

Les autorités sanitaires conscientes de ce problème d'inaccessibilité financière aux soins de santé ont entrepris des réformes dont l'objectif est de mettre en place un programme de l'Assurance Maladie Universelle au Burkina qui s'était fixé comme objectif en 2015 d'une couverture en assurance santé de 25% en 2020 (PNDES, 2016).

Au Burkina Faso, un regard sur l'évolution des mutuelles et de l'adhésion des populations cibles après deux décennies d'expérience dans le pays indique un bilan mitigé même si le nombre des organisations mutualistes semble être en hausse. De six mutuelles de santé en 1997, on est passé à 181 en 2021 (BIT, 2022). Cependant, nonobstant le développement numérique des mutuelles de santé, l'adhésion des populations cibles reste faible. Selon une étude récente du BIT (2022), des mutuelles de santé sont présentes dans 11 des 13 régions du Burkina Faso, comptant un total de 44 893 bénéficiaires inscrits. Cependant, ce chiffre ne représente qu'un faible taux de couverture de 0,22 % de la population burkinabè, soulignant les défis liés à l'adhésion et à l'expansion de ces dispositifs de protection sociale.

Au-delà de la dimension financière, appréhendée à travers le consentement à payer (CAP), plusieurs facteurs influencent l'adhésion aux mutuelles de santé, comme le souligne la littérature existante. Cet article vise à analyser les motivations et les obstacles à l'adhésion aux mutuelles de santé au Burkina Faso, en s'appuyant sur des données récentes et une approche quantitative. À travers une analyse discriminante, il met en évidence les différences entre les ménages selon leur milieu de résidence, urbain ou rural. Cette étude repose sur une synthèse des recherches consacrées aux déterminants de l'adhésion, permettant ainsi d'identifier les leviers à activer pour renforcer l'accès à ces dispositifs de protection sociale.

Dans un premier temps, nous synthétisons les recherches existantes sur les déterminants de l'adhésion aux mutuelles de santé afin d'établir une base théorique solide. Ensuite, nous présentons notre cadre opératoire, qui intègre à la fois notre approche analytique et les données utilisées pour l'étude. Enfin, nous exposons nos résultats et les confrontons aux enseignements issus de la revue de littérature, afin d'enrichir l'analyse et d'en tirer des conclusions pertinentes.

2. Revue de la Littérature

Cette sous-section examine les déterminants de l'adhésion aux mutuelles de santé, en lien avec les caractéristiques individuelles et socio-économiques des ménages. La plupart des études montrent que le sexe, le statut professionnel et la religion n'ont pas d'impact sur l'adhésion (De Bock et al., 2012 ; De Allegri et al., 2006b ; Dubois, 2002 ; Jütting, 2005 ; Musango et al., 2004). Le statut professionnel du chef de ménage n'a pas d'influence, sauf chez les Peuls, dont le mode de vie nomade limite l'adhésion (Jütting, 2005).

L'âge est un facteur controversé. Criel (1998) estime que les personnes âgées sont plus exclues économiquement et socialement, ce qui complique leur adhésion. Pourtant, Dubois (2002) observe une forte présence des plus de 60 ans parmi les mutualistes au Burkina Faso. D'autres études (De Allegri et al., 2006b ; Jütting, 2005) contestent cette idée, affirmant que l'âge n'a pas d'impact significatif.

La religion est étudiée mais rarement jugée déterminante. Toutefois, des recherches à Thiès (Sénégal) montrent une adhésion plus forte des chrétiens (80 %) que des musulmans (50 %), en raison d'une sensibilisation inégale (Dong et al., 2003 ; Jütting, 2005). Parmi les mutualistes,

60 % sont chrétiens contre 35 % de musulmans, bien que les deux groupes aient un niveau de vie similaire.

Les croyances culturelles sont peu étudiées, mais certaines peuvent freiner l'adhésion. De Allegri et al. (2006a) notent que les adhérents hésitent à attribuer les faibles taux d'adhésion à des croyances spécifiques. Jütting (2005) souligne que l'idée d'épargner pour la santé, perçue comme attirant la maladie, constitue un obstacle majeur au Sénégal, au Bénin et au Burkina Faso.

Contrairement aux facteurs précédents, le niveau d'éducation influence fortement l'adhésion (De Allegri et al., 2006b ; Dong et al., 2003 ; Dubois, 2002 ; Jütting, 2005 ; Mozanga et al., 2020). Dubois (2002) explique que les personnes instruites sont plus sensibles aux risques sanitaires et mieux disposées à comprendre l'intérêt du système mutualiste.

L'ethnie est aussi un facteur clé. Plusieurs études (Defourny et al., 2011 ; Jütting, 2005) montrent une forte adhésion de certaines ethnies. Au Burkina Faso, De Allegri et al. (2006b) établissent un lien significatif entre l'ethnie Bwaba et l'adhésion, attribué à leur ouverture à l'innovation et leur perception du risque maladie.

Les études empiriques identifient plusieurs variables socio-économiques influençant l'adhésion aux mutuelles de santé, notamment la taille du ménage, l'état de santé, la perception des soins, le recours thérapeutique, le régime matrimonial et la capacité financière (De Bock et al., 2012 ; Gnawali et al., 2009 ; Basaza et al., 2008 ; De Allegri et al., 2006a, 2005 ; Jütting, 2005 ; Musango et al., 2004 ; Waelken & Criel, 2004 ; Criel & Waelkens, 2003 ; Fonteneau, 2003 ; Criel et al., 2002 ; Dubois, 2002 ; Tine, 2000 ; Criel, 1998).

L'impact de la taille du ménage sur l'adhésion reste controversé. Certaines études la considèrent comme un frein (Basaza et al., 2008 ; Criel & Waelkens, 2003 ; Fonteneau, 2003 ; Criel et al., 2002), tandis que d'autres observent une participation accrue des ménages nombreux (Musango et al., 2004 ; Dubois, 2002).

L'état de santé du ménage ne semble pas influencer l'adhésion, selon des recherches menées au Burkina Faso et au Rwanda (De Allegri et al., 2006b ; Musango et al., 2004 ; Dubois, 2002). De même, le régime matrimonial n'est pas un facteur déterminant (Defourny et al., 2011), bien que les hommes mariés soient plus enclins à payer une mutuelle (Dong et al., 2003).

Les adhérents ont une perception plus négative des soins traditionnels et accordent plus d'importance à la santé que les non-membres (De Allegri et al., 2006b ; Dubois, 2002). Toutefois, un recours antérieur aux services de santé n'influence pas l'adhésion (De Allegri et al., 2006b ; Jütting, 2005).

La capacité financière est un facteur clé : une faible contribution limite l'adhésion (Cimon et al., 2014 ; Sheil et al., 2010 ; Basaza et al., 2008 ; De Allegri et al., 2006a, 2005 ; Jütting, 2005 ; Criel & Waelkens, 2003 ; Fonteneau, 2003 ; Criel et al., 2002 ; Tine, 2000 ; Criel, 1998). Paradoxalement, les ménages les plus riches sont aussi sous-représentés, craignant que le système ne favorise les membres non à jour de leurs cotisations (Criel, 1998).

Enfin, la confiance dans les prestataires de soins joue un rôle crucial. La méfiance envers leurs compétences nuit à l'adhésion (De Bock et al., 2012 ; Schneider, 2005 ; Criel et al., 2002). Les soignants sont souvent jugés sur leurs prescriptions médicamenteuses, leur expérience et leur communication avec les patients (Waelkens & Criel, 2003 ; Criel et al., 2002).

La qualité des soins, qu'elle soit objective ou perçue, influence l'adhésion aux mutuelles de santé. Toutefois, la perception des usagers joue un rôle plus déterminant (De Bock et al., 2012; Waelkens & Criel, 2004). Les populations expriment souvent une insatisfaction vis-à-vis des soins, notamment dans les structures publiques (Schneider, 2005 ; Waelkens et Criel, 2004 ; Fonteneau, 2003 ; Criel, 2002, 1998 ; Atim, 2000). Les critiques portent sur la qualité des médicaments (Criel et al., 2002), les ruptures de stock (Basaza et al., 2008 ; Criel & Waelkens, 2003), les surprescriptions et les inégalités de traitement selon le statut socio-économique (De Allegri et al., 2006a, 2005 ; Schneider, 2005 ; Criel, 2002). Une offre sanitaire médiocre constitue ainsi un frein majeur à l'adhésion et favorise la désaffiliation.

Les adhérents préfèrent choisir leur centre de santé, et l'imposition d'un établissement non choisi décourage l'adhésion (De Allegri et al., 2005). En milieu rural, la faible disponibilité des centres de soins constitue un obstacle supplémentaire (Fonteneau, 2003).

Les déterminants de l'adhésion aux mutuelles se regroupent en quatre catégories : les modalités d'affiliation et les prestations offertes, la confiance dans la mutuelle, l'information et la compréhension du système, ainsi que d'autres facteurs.

Malgré des ressources limitées, les cotisations sont jugées acceptables (De Allegri et al., 2006a, 2005 ; Criel & Waelkens, 2003). Toutefois, leur périodicité influence l'adhésion, notamment pour les familles nombreuses (De Allegri et al., 2006a, 2005 ; Criel, 1998 ; Atim, 2000). L'affiliation familiale ou partielle selon l'âge joue un rôle clé. L'élargissement des prestations encouragerait l'adhésion, tandis que l'absence de certaines couvertures constitue un frein (Basaza et al., 2008 ; Fonteneau, 2003 ; Criel, 1998).

La micro-assurance diffère des autres formes d'assurance, car elle repose sur des services fournis par des prestataires de soins, dont la qualité est souvent insuffisante dans les pays en développement (Criel et al., 2002 ; Sheila et al., 2010 ; Schneider, 2005).

L'information et la sensibilisation sont essentielles : une bonne compréhension des principes mutualistes renforce la confiance, tandis qu'un manque de connaissance alimente le scepticisme et freine l'adhésion (Criel et al., 2002 ; Criel & Waelkens, 2003 ; De Allegri et al., 2006a ; Jütting, 2005 ; Basaza et al., 2008).

Les études sur l'impact de la distance géographique sur l'adhésion donnent des résultats contradictoires. Certaines la considèrent comme un obstacle majeur (Criel, 1998 ; De Bock et al., 2012 ; Dong et al., 2003 ; Dubois, 2002 ; Fonteneau, 2003), tandis que d'autres montrent que l'adhésion est plus forte dans les zones éloignées grâce à la sensibilisation et à la prise en charge des coûts supplémentaires (De Allegri et al., 2006b).

Les communautés habituées au partage de risques adoptent plus facilement une mutuelle, mais des différences avec les structures traditionnelles peuvent créer des malentendus (Criel & Waelkens, 2003 ; Criel et al., 2002 ; De Allegri et al., 2006b ; Jütting, 2005).

Certaines études estiment que la cohésion sociale n'a pas d'impact sur l'adhésion (Dubois, 2002 ; Jütting, 2005 ; Jütting & Tine, 2000), tandis que d'autres montrent que des groupes soudés atteignent des taux d'adhésion élevés (Atim, 2000). Le rôle des leaders communautaires est variable : dans certains cas, leur influence encourage l'adhésion, mais dans d'autres, elle reste marginale (Dubois, 2002 ; Jütting, 2005).

3. Cadre méthodologique de l'étude

Cette section présente d'abord le choix du modèle et sa justification, puis la spécification du modèle et la méthode d'estimation utilisée, avant de détailler l'échantillonnage et les caractéristiques des ménages enquêtés.

3.1. Le choix et les justifications du modèle

Le choix du modèle logit repose sur la nature de la variable dépendante binaire qui est dichotomique (adhérent ou non adhérent). C'est un modèle spécialement adapté à l'analyse de valeurs binaires car il modélise directement la probabilité d'appartenance à l'une ou l'autre catégorie via une fonction logistique, qui prend en compte la nature binaire de la variable cible. Par ailleurs, le modèle facilite une interprétation intuitive en termes de probabilité en permettant d'exprimer les effets des variables explicatives. Chacun des coefficients du logit permet d'apprécier l'impact d'une variation du prédicteur sur la variation des chances d'adhésion. Aussi, le choix du logit s'explique par sa flexibilité contrairement aux modèles linéaires classiques qui nécessitent l'hypothèse d'une relation linéaire entre les variables explicatives et la variable dépendante. Le logit transforme la probabilité à l'aide de la fonction logistique, permettant de modéliser des effets non linéaires tout en gardant une interprétation linéaire. Cette justification est également renforcée par le fait que l'estimation des paramètres du modèle logit mobilise la méthode du maximum de vraisemblance offrant ainsi des estimateurs robustes et asymptotiquement normaux. Cela est particulièrement pertinent pour les études portant l'adhésion à une mutuelle, où l'on souhaite obtenir des résultats robustes et fiables. Enfin, dans la littérature, d'abondantes études empiriques sur l'adhésion aux systèmes de mutualisation des risques dans la santé ont recours aux modèles logit, (Wang et al., 2005 ; Gumber, 2005 ; Preker et al., 2003 ; Ranson, 2003 ; Hurlin, 2003 ; Gouriéroux, 1989. Récemment, Sogoba et al., (2020) l'ont utilisé pour identifier les déterminants de l'adhésion à une mutuelle de santé au Mali. De même Seck et al., (2016) et Sow et al., (2020) dans le cas du Sénégal ont fait recours à une analyse logistique pour l'identification des déterminants de l'adhésion à la mutuelle de santé de la région de Ziguinchor. Ainsi, le choix du modèle logit facilite la comparaison des résultats avec ceux de la littérature existante, renforçant ainsi la validité externe de l'analyse.

Soit P_i , la probabilité d'adhésion du ménage à la mutuelle. On a:

$$\begin{cases} P_i = 1 & \text{si } 0 \text{ signifiant que le ménage a adhéré à la mutuelle de santé} \\ P_i = 0 & \text{si non} \end{cases} \quad (1)$$

Formellement le modèle logit peut être écrit comme une fonction des variables explicatives en partant de la fonction F définie ci-dessus comme fonction de répartition de $-u$, c'est-à-dire la fonction définie par $F(w)$, avec

$$F(w) = P(-\mu < w) \quad (2)$$

Ainsi le modèle logit est celui pour lequel F est la fonction de répartition de la loi logistique définie par $F(w)$.

$$F(w) = L(w) = \frac{\exp(w)}{1 + \exp(w)} = \frac{1}{1 + \exp(-w)} \quad (3)$$

$$P(Y = 1) = L(X\beta) = \frac{1}{1 + \exp(-X\beta)}$$

La loi logistique de fonction de répartition L a pour moyenne 0, et pour variance

$$\pi = 2/3$$

3.2. La spécification du modèle

La demande d'adhésion à une mutuelle dépend de plusieurs caractéristiques. Celles du chef de ménage incluent la confiance qu'il accorde à la mutuelle, son expérience associative, son niveau d'éducation et son domaine d'activité (Commerce, Elevage, Fonctionnaire, etc.). Les caractéristiques du ménage influencent aussi cette décision, notamment le statut d'adhérent ou non, la mobilité du foyer, le nombre de malades dans le ménage et la présence de maladies chroniques parmi ses membres.

Par ailleurs, certaines caractéristiques propres à la mutuelle, comme la durée de stage ou période d'observation, ainsi que des facteurs communautaires tels que le coût des consultations, jouent un rôle dans l'adhésion. Enfin, des éléments imprévus peuvent intervenir sans être directement liés aux autres variables. La construction du modèle économétrique est la suivante.

Soit Z_i est une variable dichotomique qui exprime l'adhésion à une mutuelle de santé de l'individu i et X les ensembles de variables explicatives de l'adhésion. Le modèle s'écrit :

$$Z_i = \beta_k X_k + \mu \quad (4)$$

Avec μ le terme d'erreur

Z_i vaut 1 si l'individu i a adhéré à une mutuelle de santé et 0 sinon.

On a donc :

$$\begin{cases} Z_i = \beta_k X_k + \mu & \text{Si } Z_i^* > 0 \\ Z_i = 0 & \text{Si non} \end{cases} \quad (5)$$

Z_i^* est une variable latente exprimant les facteurs de motivation à l'adhésion à une mutuelle de santé, β_k est un vecteur de paramètres à estimer et Z_i est la variable observée.

Le modèle logit binaire sera utilisé pour estimer la probabilité (P) de l'adhésion. On a donc :

$$P_i^* = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i} + \beta_5 X_{5i} + \beta_6 X_{6i} + \beta_7 X_{7i} + \beta_8 X_{8i} + \beta_9 X_{9i} + \mu_i \quad (6)$$

Avec β_k et μ représentant respectivement les vecteurs des coefficients estimés des différentes variables explicatives et les termes d'erreur.

3.3. La méthode d'estimation

La méthode d'estimation adoptée est celle du maximum de vraisemblance. Notre enquête fournit 402 observations indépendantes (Y_i, X_i) . Les Y_i sont des variables de Bernoulli $(1 - p_i)$ où $p_i = P(Y_i=1)$

La vraisemblance s'écrit alors :

$$\checkmark \text{ pour une observation, on a : } p_i^{y_i} (1 - p_i)^{1-y_i} = l_i(\beta)$$

$$\checkmark \text{ pour } i \text{ observations, on a : } \Lambda_L(\beta) = \prod_{i=1}^L L_i(\beta)$$

$$\text{Soit } l = L_L(\beta) = \sum_{i=1}^L Y_i \log(F(X_i, \beta)) + \sum_{i=1}^L (1 - Y_i) \log(1 - F(X_i, \beta))$$

La log-vraisemblance s'écrit :

$$L_L(\beta) = \log(\Lambda_L(\beta)) = \sum_{i=1}^L \log(L_i(\beta))$$

$$\text{Soit } l = L_L(\beta) = \sum_{i=1}^L Y_i \log(F(X_i, \beta)) + \sum_{i=1}^L (1 - Y_i) \log(1 - F(X_i, \beta))$$

A partir de là, on déduit la dérivée par rapport à β à savoir $\frac{\partial L}{\partial \beta}$

$$\text{Soit } \frac{\partial L}{\partial \beta} = \sum_{i=1}^L \frac{Y_i - F(X_i, \beta)}{F(X_i, \beta)(1 - F(X_i, \beta))} f(X_i, \beta) X_i$$

La procédure d'estimation consiste à rechercher la valeur $\hat{\beta}$ de β qui maximise la vraisemblance ou plus précisément son logarithme $L_L(\beta)$, noté l .

Dans le cas du modèle Logit, la log-vraisemblance est concave. De ce fait, $\hat{\beta}$ est alors la solution de l'équation : $\frac{\partial L}{\partial \beta} = 0$

$$\text{Ce qui donne : } \frac{\partial L}{\partial \beta} = \sum \frac{Y_i - F(X_i, \beta)}{F(X_i, \beta)(1 - F(X_i, \beta))} f(X_i, \beta) X_i = 0$$

3.4. Echantillonnage et caractéristiques des ménages enquêtés

Une procédure d'échantillonnage en deux étapes a été utilisée pour sélectionner les ménages. La première étape a consisté à choisir aléatoirement des mutuelles sur toute l'étendue du territoire. La deuxième étape de la procédure d'échantillonnage a consisté à utiliser une approche stratifiée endogène pour la sélection des ménages, (Nanda, 1999). Les critères de choix sont alors la base socio-économique (salarié ou non salarié), le type de soin (existence de conventions ou de relations de partenariat ou non), la localité (mutuelles urbaines ou mutuelle rurale) et le statut de personnes à enquêter (adhérent ou non).

L'enquête a couvert 8 régions sur les 13 que compte le pays et a concerné 211 membres et 191 non-membres soit au total 402 ménages.

Tableau 1: Répartition des ménages enquêtés par région

Régions	Nombre de ménages	Pourcentage régional
Cascade	12	2,99%
Centre	109	27,11%
Centre Nord	50	12,44%
Centre-Est	41	10,20%
Est	46	11,44%
Hauts-Bassins	50	12,44%
Mouhoun	48	11,94%
Plateau Central	46	11,44%
Total	402	100,00%

Source : auteurs

L'analyse des 402 ménages interrogés indiquent que 66,42% des ménages résident dans le milieu rural et 33,58% dans le milieu urbain.

La variable domaine d'activité indique que la majorité de l'échantillon est constituée d'individus évoluant dans le domaine agricole avec 175 agriculteurs (dont 121 adhérents et 54 non adhérents), soit 43,53% de l'échantillon, Ensuite suivent les fonctionnaires avec 21, 64% de l'échantillon (dont 44 adhérents et 43 non adhérents) et les commerçants avec 12,69% de l'échantillon (dont 30 non adhérents et 21 adhérents).

L'analyse statistique des données mentionne également les facteurs explicatifs de la non adhésion des chefs de ménage à la mutuelle. Selon les enquêtes, l'insuffisance de revenu s'avère la première raison explicative de la non adhésion des individus à la mutuelle. En effet, 29,32% des chefs de ménages soutiennent que c'est le manque de revenu qui explique leur non-participation à la mutuelle de santé.

Tableau 2: Poids des facteurs explicatifs de non adhésion des chefs de ménages à la mutuelle (en pourcentage)

Facteurs explicatifs	Nombre	Pourcentage (%)
Insuffisance de revenu	56	29,32
Méconnaissance sur les avantages et Conditions d'adhésion	55	28,80
Mauvaise gestion de la mutuelle	7	3,66
Manque de motivation	6	3,14

Facteurs explicatifs	Nombre	Pourcentage (%)
Je tombe rarement malade	5	2,62
Déjà pris en charge par mon service	5	2,62
Irrégularité des revenus	4	2,09
Mobilité	3	1,57
Mauvaise qualité des soins	2	1,05
Je suis vieille	1	0,52
La distance par rapport au village	1	0,52
Je ne suis pas atteint du VIH SIDA	1	0,52
Total général	191	100,00

Source : Données de l'enquête

4. Résultats et discussion

Cette section expose d'abord les analyses d'appréciation du modèle, les résultats des estimations avant de les discuter en détail.

4.1. Analyses d'appréciation du modèle

Le test de Hosmer-Lemeshow (stat gof) présenté dans le tableau 6 ci-dessous montre que la probabilité de significativité du test (Prob > chi2) est supérieure à 5% pour toutes les trois (3) spécifications qui traduit ainsi un bon ajustement du modèle.

Tableau 3: Résultats du test de Hosmer-Lemeshow

Modèle	Modèle de base (1)	Milieu Urbain (2)	Milieu rural (3)
Nombre d'observations	402	135	267
Nombre de groupes	10	10	10
Hosmer-Lemeshow Chi2 (8)	12,24	10,51	11,14
Prob > chi2	0,1406	0,2311	0,1938

Source : auteurs

Les résultats du Link test présenté par le Tableau 7 montre que pour l'ensemble des modèles, on a une significativité à 1% de χ^2 et une non significativité de χ^2 . Cela signifie l'absence de variables majeures omises dans le modèle.

Tableau 4 : Résultat du Link test de Link

Modèle	Modèle de base (1)	Milieu Urbain (2)	Milieu rural (3)
χ^2	0,991*** (0,123)	1,082*** (0,263)	0,831*** (0,194)
χ^2	0,049 (0,047)	-0,0584 (0,0818)	0,266 (0,129)
χ^2	-0,084 (0,191)	0,0869 (0,341)	-0,256 (0,258)

Source : auteurs . Z-statistics in parentheses; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Les résultats du tableau 8 ci-dessous montrent un bon pouvoir discriminatoire.

Tableau 5 : Aire sous la courbe ROC

Modèle	Modèle de base (1)	Milieu Urbain (2)	Milieu rural (3)
Aire sous la courbe de ROC	0,8693	0,8073	0,7981

Source : Les auteurs

Le tableau de prédiction (Tableau 9 ci-dessous) indique que pour l'ensemble des trois spécifications du modèle nous avons des valeurs de taux de bonnes prédictions avec respectivement 81,54%, 76,60% et 76,74% pour le modèle de base, (le modèle du milieu urbain et le modèle rural.

Tableau 6: Résultats du test de prédiction

Modèle	Modèle de base (1)	Milieu Urbain (2)	Milieu rural (3)
Taux de bonnes prédictions	81,54%	76,60%	76,74%

Source : Les auteurs

Au regard des résultats des différents tests réalisés avec succès, on peut confirmer la performance et la validité économétrique du modèle logit retenu pour l'analyse des déterminants du choix de l'adhésion aux mutuelles de santé au Burkina Faso.

4.2 Présentation des résultats de l'estimation économétrique et discussion

Les résultats des estimations des trois spécifications sont présentés dans deux tableaux dont le premier représente l'ensemble de l'échantillon et le deuxième tableau concerne le milieu rural et le milieu urbain.

Tableau 7 : Résultats de l'estimation de logit (ensemble de l'échantillon)

Variables	Coef./P-value Motivation à l'adhésion
Expérience associative (1= membre d'une association)	0.7505** (2.31)
Degré de mobilité : Résident transitaire	-0.9071 (-1.63)
Degré de confiance : Plutôt confiant	-0.9650** (-2.32)
Degré de confiance : Confiance Faible	-1.5675* (-1.72)
Nombre malades	-0.2051* (-1.74)
Niveau d'éducation : Secondaire	-0.2518 (-0.40)
Niveau d'éducation : Primaire	-0.6055 (-0.86)
Niveau d'éducation : Alphabétisé	0.9495 (1.05)

Variables	Coef./P-value Motivation à l'adhésion
Niveau d'éducation : Non instruit	-1.2954* (-1.72)
Maladie chronique	0.6900 (1.63)
Domaine d'activité : Elevage	-5.0591*** (-4.31)
Domaine d'activité : Commerce	-0.7249 (-1.59)
Domaine d'activité : Fonction publique	-0.2934 (-0.54)
Domaine d'activité : Etudiant	2.2794 (1.57)
Domaine d'activité : Ménagère	-0.1980 (-0.20)
Domaine d'activité ; Autre activité	1.6130 (1.13)
durée stage (2=longue)	-0.6564*** (-3.61)
Cout consultation	0.0000 (1.14)
Constant	2.7379*** (3.31)
Observations	402
R2a	0.348

z-statistics in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source : Les auteurs

L'analyse des résultats indique que les caractéristiques du chef de ménage à savoir le fait d'être membre d'une organisation associative et la confiance ont des coefficients significatifs à un seuil de 5%. Pour la première variable, le signe positif signifie que le fait de cumuler de l'expérience dans le monde associatif permet d'appréhender facilement les avantages d'une mutuelle de santé contrairement à un individu étranger au monde associatif. Ce résultat confirme les travaux de De Allegri et al., (2006) qui ont conclu que les individus ayant une expérience associative ont une plus grande prédisposition à s'impliquer dans un système de partage. Il en est de même pour l'étude récente menée au Sénégal par Seck et al. (2017).

Selon les prédictions théoriques, plus la confiance est forte dans la mutuelle, plus les individus ont une forte probabilité d'adhésion. Et au fur et à mesure que s'effrite cette confiance, les chances d'adhésions deviennent faibles. En prenant comme référence la variable "Confiance totale", nos résultats indiquent qu'une baisse du degré de confiance passant à un niveau inférieur tel que "Plutôt confiant" et "confiance faible" engendre un coefficient significatif avec un signe négatif au seuil de 5% et 10% respectivement. Ces résultats confirment les analyses relatives au scepticisme des populations vis-à-vis du personnel des formations sanitaires (Schneider, 2005), les prescriptions de médicaments inopérants, ou encore un diagnostic et une communication défailants qui sont à la base du manque de confiance en la mutuelle (Seck et al, 2017, Waelkens et Criel, 2003), l'absence d'honnêteté et d'intégrité des dirigeants, sans ignorer les expériences passées de détournement de ressources des associations. Au regard de ce qui précède, l'idée selon laquelle la confiance influence la décision de l'adhésion est confirmée.

Pour le niveau d'éducation, les résultats indiquent que les variables Niveau supérieur, Niveau primaire et Alphabétisé ne sont pas significatifs sauf la variable Non instruit qui a un coefficient significatif au seuil de 10% et de signe négatif. Ce résultat indique que plus on est instruit, plus la probabilité de l'adhésion est forte et inversement. Il apparaît donc clairement selon nos résultats que le fait d'être non instruit joue négativement dans la décision de l'adhésion. Ce résultat est confirmé par les conclusions de plusieurs études sur les déterminants de l'adhésion dont celles de Seck et al. (2017), De Allegri et al., (2006), Jütting, (2005). Pour ces auteurs, les individus sans instruction accorderaient une plus faible attention aux risques sanitaires, seraient moins ouverts à l'innovation et auraient de plus faibles facultés à appréhender l'intérêt du système mutualiste.

La variable Nombre de malades dans le ménage est significative au seuil de 10% avec un coefficient de signe négatif. Ce qui signifie qu'un nombre important de malades dans un ménage est défavorable à l'adhésion. Ce résultat est conforme à nos prédictions et confirme les résultats de plusieurs auteurs comme (Seck et al., (2017), Basaza et al., (2008). En effet, les ménages de grande taille qui ont un nombre élevé de malades ont une faible probabilité à l'adhésion (Basaza et al., 2008 ; Criel & Waelkens, 2003). Cela s'explique par le fait que les coûts élevés des frais d'adhésion sont un obstacle à l'enrôlement à la mutuelle de santé.

En ce qui concerne la caractéristique Domaine d'activité, les résultats de l'estimation indiquent, en prenant comme référence la variable Agriculture, qu'aucune des six variables spécifiques du domaine d'activité (Commerce, Fonction publique/privée, Etudiant, Ménage, Autres activités) n'est significative dans le modèle sauf la variable Élevage. En effet, cette variable est significative au seuil de 1% avec un coefficient de signe négatif. Ainsi, le fait qu'un individu évolue dans le domaine de l'élevage lui confère une probabilité négative d'adhésion à une mutuelle de santé. Ces résultats viennent confirmer les conclusions de l'étude de Jütting (2005) selon lesquelles la faible adhésion des éleveurs nomades s'explique par le fait que ces populations sont moins disposées à adhérer à une mutuelle de santé en raison de leur difficulté à accéder à l'offre sanitaire généralement localisée. Pourtant, les éleveurs sont en perpétuel mouvement en fonction des saisons et de la disponibilité des pâturages pour l'alimentation de leur bétail. Au total, ces résultats indiquent que le domaine d'activité, en dehors de l'élevage, n'a pas d'influence sur la motivation à adhérer à une mutuelle.

Concernant la variable Durée du stage, Il ressort des résultats qu'elle est déterminante dans la décision d'adhésion car significative au seuil de 10% avec un coefficient de signe négatif. Cela signifie que plus la durée du stage est élevée, plus la motivation à l'adhésion se réduit. En effet, un nouvel adhérent à la mutuelle ne peut commencer à recevoir des prestations de la mutuelle qu'à l'issue d'une période de stage de trois, deux ou un mois, à compter de la date d'effet de son adhésion. Dans cette logique, les individus considèrent que c'est une perte financière car ils estiment que ces frais pouvaient servir à financer les charges de soins en cas de maladie au cours de la durée du stage. Ce raisonnement est encore renforcé lorsqu'on se situe dans un contexte d'insuffisance de revenu où c'est la satisfaction des besoins du moment qui est prioritaire.

Les résultats des estimations de ces deux spécifications du modèle apparaissent dans les colonnes (2) et (3) comme respectivement modèle du milieu urbain et modèle du milieu rural dans le tableau des résultats ci-dessous.

Tableau 8 : Résultat de l'estimation logit (milieu urbain et milieu rural)

Variables	Milieu urbain	Milieu rural
Expérience associative (1= membre d'une association)	1.1009 (1.41)	0.8460** (1.98)
Degré de mobilité : Résident transitaire	-1.6152** (-2.14)	-0.3701 (-0.17)
Degré de confiance : plutôt confiant	-2.2903*** (-2.87)	-0.5541 (-0.89)
Degré de confiance ; confiance Faible	-	-1.8402* (-1.75)
Nombre malades	-0.8077*** (-2.94)	-0.0579 (-0.34)
Niveau d'éducation : Secondaire	-0.5480 (-0.62)	-0.4058 (-0.24)
Niveau d'éducation : Primaire	-1.3686 (-1.17)	-0.6821 (-0.40)
Niveau d'éducation : Alphabétisé	-	1.1976 (0.65)
Niveau d'éducation : Non instruit	-2.5733 (-1.54)	-1.3074 (-0.76)
Maladie chronique	1.0813 (1.14)	1.2092** (2.00)
Domaine d'activité : Elevage	-2.0733 (-0.73)	-
Domaine d'activité : Commerce	-1.9630 (-1.27)	-0.4477 (-0.81)
Domaine d'activité : Fonction publique	-0.6169 (-0.38)	-0.6076 (-0.57)
Domaine d'activité : Etudiant	0.6789 (0.31)	-
Domaine d'activité : Ménagère	1.5069 (0.77)	-2.0873 (-1.52)
Domaine d'activité : Autre activité	2.3357 (0.98)	-
Durée stage (2=longue)	-0.8382** (-2.20)	-0.6902*** (-2.81)
Cout consultation	-0.0001 (-1.55)	0.0000 (0.83)
Constant	6.3051*** (2.89)	2.3752 (1.34)
Observations	135	267
R2a	0.399	0.233

z-statistics in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source : Auteurs

Dans le milieu urbain, les résultats indiquent que la variable Degré de mobilité est significatif avec un coefficient de signe négatif conformément à notre prévision théorique de notre modèle. Pourtant dans le modèle de base et dans le modèle du milieu rural, cette variable est non significative. Cela signifie que dans le milieu urbain, la motivation à l'adhésion est fonction du degré de mobilité du ménage ou du chef de ménage. Ainsi, au seuil de 5%, une résidence provisoire est défavorable à l'adhésion contre une résidence définitive qui offre plus de chance à l'adhésion à la mutuelle. Cela s'explique par le fait que lorsque le ménage adhère à une mutuelle dans une localité donnée et qu'il déménage par la suite pour une autre localité avec laquelle les

formations sanitaires n'ont pas de convention avec la mutuelle d'affiliation, alors cela peut être source de démotivation à l'adhésion à la mutuelle de la nouvelle localité. Cette situation s'explique par le fait que le ménage perd tous les acquis qu'il avait dans la mutuelle de la localité qu'il a quittée. Au regard de ce résultat, il est important que dans une perspective d'amélioration de l'adhésion, que les mutuelles étendent les conventions au plus grand nombre de formation sanitaire pour lever ou réduire au maximum la contrainte de la mobilité des individus potentiels à l'enrôlement aux mutuelles de santé.

La variable degré de confiance est également significatif avec un signe négatif. En prenant comme référence la spécification "Confiance totale" comme variable de référence pour l'adhésion, on note que dans le milieu rural, en passant de niveau confiance totale à un niveau plus faible, la probabilité de l'adhésion devient négative et les chances s'affaiblissent. Ainsi la variable "Plutôt confiant" est significative et de signe négatif dans le modèle du Milieu urbain avec un seuil de 1% contre 5% pour l'ensemble de l'échantillon à savoir le modèle de base. En somme, cette analyse aboutit au fait que la confiance est un critère beaucoup plus exigeant dans le milieu urbain que sur l'ensemble de l'échantillon. En comparaison au milieu rural, c'est lorsqu'on tombe d'un degré de confiance pour aboutir à la spécification "faible confiance" qu'on a une variable significative au seuil de 5% avec un signe négatif. Les travaux de Matul et al. (2013) intitulés « *Why people do not buy microinsurance and what can we do about it* » et de Cimon et al. (2014) vont dans le même sens que nos résultats car ils ont abouti à la conclusion selon laquelle le degré de confiance a une forte influence sur la demande de la mutuelle de santé. Pour eux, la confiance est l'un des principaux déterminants de l'adhésion à la mutuelle de santé.

La variable « nombre de malades dans le ménage » est significative avec un signe négatif au seuil de 1% en milieu urbain mais ne l'est pas dans le modèle du milieu rural. Le nombre de malades est donc inversement proportionnel à la probabilité de l'adhésion à la mutuelle de santé en milieu urbain. Cette situation s'explique par le fait qu'un nombre important de malades dans un ménage entraîne un coût en soins de santé élevé, empêchant ainsi la constitution d'une épargne pour financer le coût de l'adhésion. Cela se comprend aisément surtout dans un contexte de pauvreté.

Au seuil de 5%, la variable Durée du stage est significative assortie d'un coefficient de signe négatif, indiquant qu'en ville, plus la durée du stage est élevée et plus les motivations des ménages à adhérer à une mutuelle s'amenuisent.

En milieu rural, la variable Expérience associative est significative au seuil de 5%, assortie d'un coefficient de signe positif. Cela signifie que l'expérience associative est un facteur de motivation dans la décision à l'adhésion à une mutuelle de santé en milieu rural. Le fait de participer aux activités associatives et d'en connaître les avantages prédisposent les chefs de ménages dans le milieu rural à s'intéresser et à s'impliquer aux organisations mutualistes (Seck et al. (2017) ; De Allegri et al., (2006).

A côté de l'expérience associative, la variable « Degré de confiance » est déterminante, conformément à nos prévisions théoriques, dans la spécification du modèle rural. Le passage de Confiance totale à Faible confiance entraîne une diminution de la probabilité d'adhésion, plus précisément une probabilité négative justifiée par le signe négatif du coefficient de cette variable au seuil de 10%. En d'autres termes, une faible confiance à la mutuelle est synonyme de méfiance, de doute et constitue une barrière à l'adhésion comme mentionné ci-dessus.

La variable Maladie chronique est significative au seuil de 5% avec un coefficient de signe positif. Ce résultat va dans le même sens que les conclusions de l'étude de Awono et al. (2012) selon lesquelles un mauvais état chronique de santé du ménage exerce une influence positive sur l'adhésion à la mutuelle. Il en est de même pour les travaux réalisés au Cameroun dont les conclusions indiquent que la demande de couverture des pathologies chroniques influence positivement l'adhésion à la mutuelle de santé au Cameroun (Ndongo, 2012). Selon nos résultats, cette variable n'est pas significative dans le modèle sur l'ensemble de l'échantillon ainsi que dans le modèle urbain. Par contre, dans le milieu rural, l'existence d'une maladie chronique dans un ménage constitue un facteur de motivation à l'adhésion. Les ménages qui n'ont pas de maladies chroniques ont une faible chance de s'intéresser à un enrôlement dans la mutuelle. En effet, l'inefficacité des soins traditionnels auxquels recourent abondamment les ménages ruraux qui développent une maladie chronique les renvoie à la médecine moderne. Et le coût élevé de traitement des maladies chroniques expliquerait l'adhésion à la mutuelle de santé afin de bénéficier d'une prise en charge et partant une baisse des charges de soins supportées par le ménage.

La variable Durée du stage dans le milieu rural est significative au seuil de 1% et a un coefficient de signe négatif. Ce qui signifie que dans ce milieu, plus la durée du stage est élevée, plus les chances d'adhérer des ménages diminuent. Autrement dit, les individus sont réticents à cotiser durant plusieurs mois sans pouvoir bénéficier de prise en charge en cas de maladie. Dans le milieu rural où l'on rencontre la majorité des pauvres, cette réalité est encore plus frappante. En rappel, la pauvreté rurale contribue à 92 % à l'incidence de la pauvreté et 9 personnes sur 10 vivants en-dessous du seuil de pauvreté sont localisées en milieu rural (INSD, 2014). Au regard de ce constat, il s'avère nécessaire, dans une perspective d'amélioration du taux d'adhésion dans le milieu rural, d'identifier une durée optimale qui puisse convenir au maximum d'adhérents potentiels d'une part sans que celle-ci ne compromette l'équilibre fonctionnel de la mutuelle d'autre part. Il s'impose alors aux promoteurs des mutuelles de santé une étude approfondie sur la durée optimale du stage à observer par les nouveaux adhérents.

Ces résultats nous confortent dans notre recommandation d'envisager une politique de subvention des mutuelles de santé afin de motiver les potentiels adhérents et d'élargir au maximum les bases de l'adhésion.

5. Conclusion

Dans les pays à faible revenu comme le Burkina Faso, les mutuelles de santé apparaissent comme une aubaine pour faciliter l'accès aux soins de santé à la population. Toutefois, les taux d'adhésion très faibles aux mutuelles, 0,22% selon l'OIT, montrent qu'il y a des contraintes à l'adhésion. L'objectif de ce travail était d'identifier les facteurs de motivation à l'adhésion aux mutuelles de santé au Burkina Faso. Cette analyse s'est appuyée sur une régression logistique portant sur 402 ménages répartis sur toutes les 13 régions du pays en prenant en compte les différences de lieu de résidence (urbain ou rural). Trois modèles ont été estimés pour prendre en compte dans un premier temps l'ensemble des données (modèle de base) et ensuite, les données ont été discriminées grâce à deux modèles portant sur l'échantillon des ménages qui résident en ville et un troisième modèle qui porte sur l'échantillon des ménages en milieu rural.

Les résultats indiquent que l'absence de confiance en la mutuelle et la durée du stage pour en bénéficier sont des facteurs de démotivation à l'adhésion, peu importe le lieu de résidence du ménage. Par ailleurs, il ressort des analyses que les personnes qui résident en milieu rural ayant milité dans des associations étaient plus enclines à adhérer aux mutuelles de santé comparativement à ceux qui n'en avaient aucune expérience. En milieu urbain, le degré de mobilité

(résidence provisoire) apparaît comme un facteur de démotivation. En d'autres termes, plus un ménage change de résidence, donc est mobile et moins il est incité à adhérer à une mutuelle de santé dont le rayonnement est généralement localisé. Enfin, le fait de ne pas être instruit contribue à réduire la probabilité qu'un individu adhère à une mutuelle de santé.

Ces résultats suggèrent la sensibilisation des populations et des agents de santé, la promotion des organisations associatives ainsi que l'accentuation de l'instruction surtout en milieu rural afin d'améliorer l'adhésion aux mutuelles de santé. Par ailleurs, un élargissement des champs d'action des mutuelles de santé par des conventions entre elles peut fortement améliorer l'adhésion en milieu urbain où la mobilité est quasi-permanente.

Références

Atim, C. (2000). "The contribution of mutual health organizations to financing, delivery, and access to health care: Synthesis of research in nine West and Central African countries." *Technical Report No. 18*, Abt Associates Inc.

Basaza, R., Criel, B., & Van der Stuyft, P. (2008). "Community health insurance in Uganda: Why does enrolment remain low? A view from beneath." *Health Policy*, 87(2), 172-184.

Basaza, R., Criel, B., & Van der Stuyft, P. (2008). Low enrolment in Ugandan community health insurance schemes: underlying causes and policy implications. *BMC Health Services Research*, 8(1), 105.

Cimon, Y., & al. (2014). Les déterminants de l'adhésion aux mutuelles de santé en Afrique subsaharienne. *Revue internationale de sécurité sociale*, 67(1), 45-64.

Cimon, Y., et al. (2014). "Emergence et formulation d'un programme de solidarité pour affilier les plus pauvres à une assurance maladie au Burkina Faso." *Sciences sociales et santé*, 35(2), 43-68.

Criel, B. (1998). "District-based health insurance in sub-Saharan Africa." *Tropical Medicine & International Health*, 3(2), 104-111.

Criel, B. (1998). Mutual health organizations in Africa and social health insurance systems: critical reflections on the role of the state. *Tropical Medicine & International Health*, 3(12), 771-782.

Criel, B., & Waelkens, M. P. (2003). Declining subscriptions to the Maliando mutual health organisation in Guinea-Conakry (West Africa): what is going wrong? *Social Science & Medicine*, 57(7), 1205-1219.

De Allegri, M., Kouyaté, B., Becher, H., Gbangou, A., Pokhrel, S., Sanon, M., & Sauerborn, R. (2005). Understanding enrolment in community health insurance in sub-Saharan Africa: a population-based case-control study in Burkina Faso. *Bulletin of the World Health Organization*, 83(11), 852-858.

De Allegri, M., Kouyaté, B., Becher, H., Gbangou, A., Pokhrel, S., Sanon, M., & Sauerborn, R. (2006). Understanding enrolment in community health insurance in sub-Saharan Africa: a population-based case-control study in rural Burkina Faso. *Bulletin of the World Health Organization*, 84(11), 852-858.

- De Allegri, M., Sanon, M., Sauerborn, R. (2006). To enrol or not to enrol? A qualitative investigation of demand for health insurance in rural West Africa. *Social Science & Medicine*, 62(6), 1520-1527.
- De Allegri, M., Sauerborn, R., Kouyaté, B., & Flessa, S. (2006b). Community health insurance in sub-Saharan Africa: what operational difficulties hamper its successful development? *Tropical Medicine & International Health*, 11(5), 586-596.
- De Bock, O., Gelade, W., & Van de Poel, E. (2012). "Community-based health insurance and access to health care in Burkina Faso." *Health Policy and Planning*, 27(2), 104-115.
- Defourny, J., & Failon, J. (2011). Les déterminants de l'adhésion aux mutuelles de santé en Afrique subsaharienne : un inventaire des travaux empiriques. *Mondes en développement*, 153(1), 7-26.
- Dong, H., Kouyate, B., Cairns, J., Mugisha, F., & Sauerborn, R. (2003). Willingness-to-pay for community-based insurance in Burkina Faso. *Health Economics*, 12(10), 849-862.
- Dubois, H. (2002). Les mutuelles de santé en Afrique: état des lieux et perspectives. *Revue internationale de sécurité sociale*, 55(1), 45-64.
- Fonteneau, B. (2003). "Community-based health insurance in developing countries: The case of Africa." *Health Policy and Planning*, 18(1), 47-58.
- Fonteneau, B. (2003). Les mutuelles de santé en Afrique de l'Ouest : expériences et perspectives. In *Les mutuelles de santé en Afrique : caractéristiques et mise en œuvre* (pp. 41-60). Paris: Karthala.
- Gbénahou H., B., M., (2020). Comprendre les faibles taux d'adhésion et de cotisation aux mutuelles de santé : exploration dans quatre communes du Bénin. *Anthropologie & Santé*, 10, 4847.
- Gnawali, D. P., Pokhrel, S., Sié, A., Sanon, M., De Allegri, M., Souares, A., & Sauerborn, R. (2009). The effect of community-based health insurance on the utilization of modern health care services: Evidence from Burkina Faso. *Health Policy*, 90(2-3), 214-222.
- Gouriéroux, C. (1989). "Econometrics of Qualitative Dependent Variables." Cambridge University Press.
- Gumber, A. (2005). "The Potential Role of Community-based Health Insurance Programmes in Meeting the Health Care Needs of the Rural Poor in India." *Social Science & Medicine*, 60(2), 267-278.
- Hosmer, D. W., Lemeshow, S., & Sturdivant, R. X. (2013). "Applied Logistic Regression." Wiley.
- Hurlin, C. (2003). "Modèles de Régression Logistique et Probit." Université d'Orléans.
- Institut National de la Statistique et de la Démographie (INSD). (2014). "Enquête sur les conditions de vie des ménages et la pauvreté au Burkina Faso." Rapport de l'INSD.

- Jütting, J. P. (2005). Health insurance for the poor? Determinants of participation in community-based health insurance schemes in rural Senegal. *World Development*, 32(2), 273-288.
- Landry, K. (2011). “Determinants of Participation in Community-based Health Insurance in Benin.” *Health Policy and Planning*, 26(5), 367-378.
- Matul, M., Dalal, A., De Bock, O., & Gelade, W. (2013). “Why People Do Not Buy Microinsurance and What Can We Do About It.” International Labour Office
- Mozanga J., B., B., Widobana D., M., Benago J., B., Y., Sambu J., B., S., and Ilengi J-P., B., 2020 : Déterminants de faible taux d’affiliation à la Mutuelle de santé Bondeko ; *Institut Supérieur des Techniques Médicales de Gemena*, RD Congo
- Musango, L., & Criel, B. (2004). Les mutuelles de santé en Afrique centrale : état des lieux et perspectives. In *Les mutuelles de santé en Afrique : caractéristiques et mise en œuvre* (pp. 61-80). Paris: Karthala.
- Musango, L., & Nabyonga, J. (2004). The impact of mutual health organizations on social inclusion, access to health care, and household income protection: Evidence from Ghana, Senegal, and Mali. *Health Policy and Planning*, 19(3), 147-157.
- Musango, L., et al. (2004). “Les déterminants de l’adhésion aux mutuelles de santé en Afrique subsaharienne : un inventaire des travaux empiriques.” *Mondes en développement*, 153(1), 7-26.
- Nanda, P. (1999). “Women’s Participation in Rural Credit Programmes in Bangladesh and Their Demand for Formal Health Care: Is There a Positive Impact?” *Health Economics*, 8(5), 415-428.
- Ndongo, J. C. A., Mahieu, P. A., & Nanfosso, R. T. (2012). “Mutuelles de santé et État de santé des populations au Cameroun : une enquête conduite dans la région du Centre pour estimer l’effet de l’adhésion à une mutuelle sur l’état de santé déclaré.” *Journal de gestion et d’économie médicales*, 32(4), 263-279
- Organisation Internationale du Travail (OIT) (2022). Les mutuelles de santé en Afrique subsaharienne : Défis et opportunités. Rapport de l’OIT, Genève
- Preker, A. S., Carrin, G., Dror, D., Jakab, M., Hsiao, W., & Arhin-Tenkorang, D. (2003). “Rich-poor Differences in Health Care Financing.” World Bank Publications.
- Ranson, M. K. (2003). “Community-based Health Insurance Schemes in India: A Review.” *National Medical Journal of India*, 16(2), 79-89.
- Schneider, P. (2005). “Trust in micro-health insurance: An exploratory study in Rwanda.” *Social Science & Medicine*, 61(7), 1430-1438.
- Seck, I., Sagna, O., Leye, M. M., & Dia, A. T. (2017). Déterminants de l’adhésion et de la fidélisation aux mutuelles de santé dans la région de Ziguinchor (Sénégal). *Santé publique*, 29(1), 105-114

Sheila, L., Christensen, L. J., & Holtz, J. (2010). "Innovations et barrières en microassurance santé." Findev Gateway.

Sogoba S., Mahfouz Maiga M., Bengaly B., Kone A., Keita B., Diakite B-D., Diop S., (2020). "Determinant de l'adhésion a la couverture maladie dans le secteur informel au Mali : cas de la commune rurale de M'pessoba." *Revue Malienne de Science et de Technologie*, Vol. 01 No 23 (Juin 2020) -.

Sow P. G., Bop M. C., Akoetey K., Diop C. T., Kâ O., (2020). "Facteurs d'adhésion et, utilisation des Mutuelles de Santé (MS) : région Ziguinchor au Sénégal. " *Santé Publique*, volume 32.

Tine, J. (2000). Les mutuelles de santé en Afrique: état des lieux et perspectives. *Revue internationale de sécurité sociale*, 54(1), 45-64.

Waelkens, M. P., & Criel, B. (2003). "The role of social health insurance in developing countries: The case of Africa." *Health Policy and Planning*, 18(1), 47-58.

Waelkens, M. P., & Criel, B. (2004). "The role of social health insurance in developing countries: The case of Africa." *Health Policy and Planning*, 19(3), 147-156.

Waelkens, M.-P., & Criel, B. (2004). Les mutuelles de santé en Afrique subsaharienne : état des lieux et réflexions sur un agenda de recherche. In *Les mutuelles de santé en Afrique : caractéristiques et mise en œuvre* (pp. 15-40). Paris: Karthala.

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.