

Impact de l'assurance maladie formelle sur l'utilisation des services de santé au Bénin

ZOUNMENOY Yédjannavo Alexandre,

06 BP : 3511 Cotonou

Tél : (+229) 97 32 95 90 / 94 96 84 84

E-mail : zalex007@yahoo.fr

Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de l'Université d'Abomey-Calavi, Bénin.

Résumé : L'objectif de ce papier est d'évaluer l'impact de l'assurance maladie sur l'utilisation des services de santé au Bénin. Ainsi, un modèle d'équations simultanées a été estimé par la méthode de maximum de vraisemblance, après avoir testé et corrigé l'endogénéité. Les données de cette étude proviennent de l'Enquête Démographique et de santé 2011-2012 du Bénin (EDSB-IV). De l'analyse descriptive, il ressort que, seulement 2% des ménages sont couverts par l'assurance maladie et 74,01% des ménages assurés sont couverts par l'assurance maladie offerte par l'employeur (l'Etat et les entreprises privées). Les ménages ayant utilisé les services de santé 12 mois avant l'enquête représente 24,99% de notre échantillon. Les résultats de l'estimation du probit bivarié montrent que seule l'assurance maladie privée améliore significativement l'utilisation des services curatifs de santé au Bénin et qu'aucun des autres types d'assurance (assurance publique, mutuelle de santé, et assurance maladie employeur) n'influence significativement l'utilisation des services curatifs de santé.

Mots clés : utilisation des services de santé, assurance maladie, équations simultanées, probit bivarié

Code JEL : I12, I13, C35

1. Introduction

Dans leur vie quotidienne, les ménages béninois sont exposés à de multiples risques qui affectent leur patrimoine. La maladie, les accidents de route, le chômage, les décès, etc, sont autant de risques auxquels les ménages sont confrontés. En 2011, 65,2% des ménages béninois déclarent avoir subi un choc au cours des 12 derniers mois et la maladie représente 65% des chocs sociaux¹ subis (Biaou, Adéchian, Essessinou, & Hounkpodoté, 2011). Cette statistique montre que la maladie constitue l'un des principaux chocs qui affectent les ménages béninois. La survenance de

¹ INSAE regroupe les chocs en trois catégories à savoir : les chocs sociaux, les chocs économiques et les chocs biophysiques.

la maladie est imprévisible et lorsqu'elle survient, elle a des conséquences qui rendent les ménages plus vulnérables à la pauvreté. En effet, les chocs liés à la santé affectent le bien-être des ménages à cause de la réduction de leur capacité productive, du manque à gagner et des dépenses nécessaires pour couvrir le coût du traitement. Au-delà de ces coûts directs, les pauvres sont particulièrement vulnérables à la pression de la perte de revenu quand un membre de la famille tombe malade. Car, lorsque cela se produit, les autres membres de la famille doivent abandonner leurs activités productives pour s'occuper du membre malade (Tabor, 2005). Ainsi, le mauvais état de santé engendre la perte de revenu, les frais de santé et une plus grande vulnérabilité aux pathologies catastrophiques et par conséquent entraîne la pauvreté (Wagstaff, 2002). De même, au Bénin le financement des dépenses de santé est caractérisé par une prédominance du paiement direct alors que le paiement direct empêche l'utilisation des services de santé (Palmer, Mueller, Gilson, Mills, & Haines, 2004). Le manque de ressources financières et le coût perçu comme trop élevé sont les raisons évoquées en 2006 par respectivement, 74% et 57% des femmes pour justifier la non utilisation des services de santé. De même, il est montré que les décès sont dus au dépistage tardif des complications, à l'arrivée tardive au centre de santé ou à l'administration tardive des soins appropriés (INSAE & Macro International Inc, 2006).

Les risques ci-dessus pouvaient être réduits car l'assurance vise à prendre en charge leurs éventuelles conséquences. En effet, l'assurance maladie vise à réduire le fardeau des dépenses des soins de santé par la mise en commun et le partage des risques liés à des événements inattendus de santé. Ainsi, elle diminue les contraintes financières liées à l'utilisation des services de santé et améliore l'accès aux soins de santé (Palmer et al., 2004). Selon Brown, Bindman et Lurie (1998), avoir l'assurance maladie augmente l'utilisation des services de santé. De même, l'augmentation de la couverture en assurance maladie en Amérique a généré à la fois, une demande des soins de qualité et une augmentation des services médicaux (Feldstein, 1977). Bernstein, Chollet et Peterson (2010) trouvent que la couverture en assurance est fortement liée à une meilleure santé pour les enfants et les adultes quand elle permet l'accessibilité aux soins de santé et aide les consommateurs à utiliser les soins appropriés. Ainsi, l'assurance maladie est non seulement une protection financière contre le risque maladie mais aussi, améliore l'efficacité et la qualité des soins. Elle permet également de mobiliser les ressources additionnelles pour le secteur de la santé, car selon Zweifel, Breyer et Kifmann (2009), les compagnies d'assurance peuvent négocier la fourniture des lits d'hôpitaux pour leur assurés.

Au Bénin, il existe deux catégories d'assurance maladie, l'assurance maladie formelle (qui est composée de trois types d'assurance : l'assurance maladie privée, l'assurance maladie publique et les mutuelles de santé) et l'assurance informelle. L'assurance maladie privée et publique sont réservées aux travailleurs du secteur formel et les mutuelles de santé ont émergé comme alternatives d'accès aux soins de santé et de protection contre les risques de maladie aux travailleurs du secteur informel. L'assurance formelle couvre à peine 15% de la population béninoise (MSP, 2010) et le reste de la population n'a aucune protection formelle contre les risques de maladie. Les exclus de l'assurance formelle développent des mécanismes de protection basés sur la réciprocité qui leur permet une solidarité face aux risques. Cette solidarité se manifeste à travers des groupements au sein desquels les membres comptent sur le soutien des pairs pour faire face à des événements de l'existence humaine, notamment les funérailles, la maladie, le mariage, la naissance, le baptême, etc. Au Bénin, le terme générique "*nujè mèji gbê*" (dont la traduction est : caisse malheur-bonheur) est utilisé pour désigner ces formes d'organisations. Celles-ci fournissent une assistance mutuelle entre les ménages et sont constituées sans aucune disposition juridique et ne sont pas fondées sur des associations formelles bien définies ayant des règles ou règlements écrits régissant leur fonctionnement. Elles sont donc qualifiées d'assurance informelle (Lemay-Boucher (2012), Dercon et al. (2006)).

L'objectif de cette étude est de montrer que si la demande de l'assurance maladie formelle augmente, l'utilisation des services de santé augmentera au Bénin. Le reste de notre papier s'organise de la façon suivante. La seconde section fait la synthèse théorique et empirique sur l'impact de l'assurance maladie. La troisième section est consacrée à la méthodologie de l'étude. On y présente la méthode employée pour estimer l'impact de l'assurance maladie sur l'utilisation des services de santé, d'une part, et les données de l'étude, d'autre part. La quatrième section est consacrée à la présentation des différents résultats, à leur analyse et à la discussion. La cinquième section aborde les principales conclusions qui se dégagent de l'analyse.

2. Revue de littérature

Cette section présente et discute la littérature théorique et empirique sur les effets de l'assurance maladie sur l'utilisation des services de santé.

2.1. Revue de la littérature théorique de l'étude

En considérant les effets de l'assurance maladie sur l'utilisation des services de santé, la théorie économique montre que l'assurance maladie a le potentiel d'accroître l'utilisation des services de soins de santé à travers plusieurs mécanismes (réduction des coûts liés aux soins de santé, les comportements opportunistes, etc.). En étudiant la relation entre l'assurance maladie et l'utilisation des services de santé, Newhouse (1978) affirme que l'assurance maladie est une subvention à l'achat des soins médicaux, car elle réduit le prix unitaire des soins. De même, selon Phelps (1997), la couverture en assurance maladie induit une plus grande utilisation des services de santé en réduisant le coût des soins aux patients. En présence de l'assurance, les individus peuvent augmenter leur consommation de services de santé. Deux types de comportements opportunistes (l'aléa-moral *ex-ante* et l'aléa-moral *ex-post*) dus à l'assurance maladie ont été identifiés. Puisque l'assurance maladie réduit les frais d'utilisation des services de santé, on note l'aléa-moral *ex-ante* et l'aléa-moral *ex-post* chez les assurés. L'aléa-moral *ex-ante* se réfère à la réduction de la consommation des soins préventifs (alimentation, exercices physiques et sportifs et le milieu de vie) qui augmente la probabilité pour un individu de tomber malade. Ce mécanisme, théoriquement, n'est pas sans ambiguïté, et il existe très peu de résultats empiriques à ce sujet (Zweifel & Manning, 2000). Le mécanisme le plus fréquemment mentionné est l'aléa-moral *ex-post* (une augmentation de la demande des soins médicaux, et l'utilisation des services les plus coûteux, une fois que la maladie s'est produite). L'aléa-moral *ex-post* se produit parce que l'assurance maladie fait baisser le prix auquel les patients font face, ce qui conduit à une plus grande utilisation des services de santé. En outre, l'assurance maladie peut également accroître l'utilisation des services de soins de santé en réduisant le risque financier, car permettant le transfert de revenu aux individus en cas de maladie. Selon Zweifel et Manning (2000), l'effet de l'aléa-moral statique *ex-post* (augmentation de la demande des soins médicaux due à l'assurance maladie) est plus fort. L'aléa-moral a des externalités positives et négatives. L'aléa-moral entraîne une externalité négative, car elle provoque l'augmentation des primes d'assurance pour tout le monde. L'aléa-moral peut être bénéfique pour deux raisons. Tout d'abord, en présence du monopole sur le marché des soins de santé, la quantité des soins médicaux consommés est en deçà de l'optimum. Ainsi donc, l'augmentation de la quantité des soins de santé causée par l'aléa-moral peut accroître l'efficacité (Crew, 1969). Deuxièmement, l'aléa-moral peut encourager l'utilisation des services

médicaux les plus coût-efficaces dans un régime d'assurance (Pauly & Held, 1990). D'où, la quantité optimale de l'aléa-moral est positive plutôt que nulle.

2.2. Revue de la littérature empirique de l'étude

Etre assuré peut être endogène aux décisions d'utilisation des services de santé. Ainsi pour corriger le problème d'endogénéité, Meer et Rosen (2004) utilisent la méthode des variables instrumentales quand ils ont examiné le lien entre l'assurance maladie et l'utilisation des services de soins médicaux aux Etats-Unis. Les auteurs ont trouvé un effet positif et statistiquement significatif de l'assurance, même en corrigeant l'endogénéité. Si cette étude montre une relation positive entre l'utilisation des services de santé et l'assurance maladie, il reste à déterminer le sens de la causalité. Dans les pays en développement, la plupart des études ont évalué l'impact des mutuelles de santé sur l'accès aux soins de santé. Ainsi, Jütting (2004) trouve que les membres des mutuelles de santé ont une probabilité plus élevée d'avoir accès aux services de santé que les non-membres et paient en moyenne moins de la moitié de la somme payée par les non-membres quand ils ont besoin de soins. D'où, la participation à la mutuelle de santé est associée à une meilleure protection contre le risque financier pour les ménages (Saksena, Antunes, Xu, Musango, & Carrin, 2011). De même, en confirmant les hypothèses d'anti-sélection et d'aléa moral, Ndongso et Nanfosso (2012) montrent que le bon état de santé des ménages camerounais exerce une influence négative et significative sur l'adhésion à la mutuelle et que l'adhésion à la mutuelle de santé exerce une influence positive et significative sur le niveau de consommation de soins. Les mutualistes dépensent environ 51,70% pour la consommation de soins médicaux plus que les non-mutualistes. Smith et Sulzbach (2008), quant à eux, trouvent que l'adhésion aux mutuelles de santé a un impact positif sur l'utilisation des services de santé maternels (au Sénégal, Mali et Ghana), particulièrement dans les zones où le taux d'utilisation est très faible et pour les soins accouchements qui sont chers. Cependant, l'adhésion aux mutuelles n'influence pas les comportements de soins maternels.

Les auteurs (Albouy & Crepon (2007), Buchmueller et al. (2004) et Caussat & Glaude (1993)) ont estimé l'impact de l'assurance maladie sur l'utilisation des services de santé en France. Albouy et Crepon (2007) utilisent les données de l'enquête décennale Santé conduite entre septembre 2002 et octobre 2003 auprès de 40.000 personnes vivant en ménage ordinaire pour estimer la sensibilité des consommations de soins en présence de l'assurance santé. En faisant

l'hypothèse que l'impact de l'assurance est hétérogène au sein de la population, les auteurs trouvent que la probabilité d'aller au moins une fois chez le médecin dans l'année augmenterait de presque 20 points. Ainsi, cette probabilité, de l'ordre de 75% chez les personnes sans complémentaire, se porterait à 95% chez les personnes qui ont de complémentaire. De même, en se basant sur les données de l'Enquête Santé Protection Sociale réalisée en 1998, Buchmueller et al. (2004) montrent que l'assurance influence fortement et significativement l'utilisation des services des médecins en France. Ils concluent que les individus avec couverture complémentaire ont plus recours aux médecins que ceux qui n'en ont pas et que, dans le cas où, les patients peuvent choisir leurs médecins, il n'y a pas de différence entre le nombre de visites des adultes chez les généralistes et chez les spécialistes. De leur côté, Caussat et Glaude (1993) trouvent que avoir une couverture complémentaire augmente de 12% la probabilité de consommer les soins médicaux et de 16% le montant moyen des dépenses de santé. Ils concluent qu'au total, la consommation des mutualistes serait supérieure, en moyenne, de 30 % à celle des non-mutualistes.

Gardiol et al. (2005) et Holly et al. (1998) ont analysé l'effet de l'assurance maladie sur l'utilisation des services de santé en Suisse. En utilisant la méthode d'estimation du maximum de vraisemblance à information complète, Gardiol et al. (2005) trouvent que l'anti-sélection a un effet fort et robuste et qu'une fois cet effet est contrôlé, l'aléa-moral *ex-post*, influence la consommation des soins médicaux. Leurs résultats indiquent également que la diminution du co-paiement de 100% à 10% augmente la demande marginale des soins médicaux de plus de 90% et si le co-paiement passe de 100% à 0%, la demande marginale augmente de 150%. Gardiol et al. (2005) attribuent 75% de la relation entre l'assurance maladie et les dépenses de santé à l'anti-sélection et 25% à l'aléa-moral. Holly et al. (1998) montrent que l'effet de l'assurance complémentaire est d'augmenter la probabilité d'avoir au moins une hospitalisation.

Barros et al. (2008) ont estimé l'impact de l'assurance complémentaire (assurance privée) sur la demande de plusieurs services de santé (nombre de visites médicales, nombre de tests du sang et de l'urine et la probabilité de visiter un dentiste) au Portugal. En faisant l'hypothèse que la décision de souscrire à l'assurance maladie, la plus connue au Portugal (ADSE) est exogène, ils trouvent que l'assurance maladie influence positivement le nombre de tests du sang et de l'urine chez les jeunes de 18 à 30 ans et cet effet représente 30% du nombre moyen de tests. Les auteurs montrent que l'aléa moral n'influence pas la probabilité de visiter un dentiste.

En utilisant les modèles probit univarié et bivarié, Waters (1999) a évalué l'impact des programmes d'assurance maladie publique sur l'utilisation des services de santé en Equateur. En effet, deux programmes d'assurance maladie sont gérés par l'Institut Equatorien de Sécurité Sociale. *General Health Insurance (GHI)* est destiné aux travailleurs du secteur formel tandis que le *Seguro Campesino Social (SSC)* est réservé aux agriculteurs. A partir des données de l'enquête sur le niveau de vie des ménages en Equateur (*Ecuador Living Standards Measurement Survey*), Waters (1999) a estimé l'impact de chacun des programmes sur l'utilisation des soins curatifs et préventifs. Après avoir testé et corrigé l'endogénéité, l'auteur trouve que le *GHI* est fortement et positivement associé à l'utilisation des soins curatifs, mais n'a aucune influence significative sur l'utilisation des soins préventifs. De même, il montre que les personnes atteintes de maladies graves et qui sont éligibles au *GHI* ont une préférence pour les services privés de soins de santé. Enfin, Waters (1999) conclut que le *SSC* n'a pas d'effets sur l'utilisation des soins curatifs et préventifs.

Dans deux provinces chinoises (Zhejiang et Gansu), Li et Zhang (2013) ont examiné l'impact de trois programmes d'assurance maladie (*Urban Employee Basic Medical Insurance (UEBMI)*, *Urban Resident Basic Medical Insurance (URBMI)*, et *New Cooperative Medical Scheme (NCMS)*) du gouvernement chinois sur l'utilisation des services de santé des vieilles personnes. Ils montrent que les individus qui ont souscrit à UEBMI et URBMI sont plus susceptibles d'utiliser les services ambulatoires et que les paiements directs des personnes ayant UEBMI sont moindres dans la région de Zhejiang, tandis que dans la région de Gansu les individus ayant NCMS sont moins susceptibles d'utiliser les services ambulatoires. Dans cette région, les personnes ayant souscrit à UEBMI sont plus susceptibles d'être hospitalisées.

Donfouet et Mahieu (2012) ont résumé les études récentes qui portent sur le lien entre la mutuelle de santé et le capital social et trouvent que l'absence de couverture en assurance maladie par les pauvres dans les pays en développement entrave l'accès aux soins de santé adéquats. Leur résumé a aussi révélé qu'un niveau plus élevé de capital social influence la décision de souscrire à l'assurance maladie par les ménages et par conséquent augmente la demande de l'assurance maladie à base communautaire. De même, Schneider (2004) en résumant les travaux sur les facteurs qui influencent le processus de prise de décision par les pauvres trouve que l'aversion au risque, le niveau de revenu élevé, le faible niveau de la prime d'assurance et les frais de soins de santé élevés peuvent stimuler la demande d'assurance maladie. Et les raisons possibles de non-

assurance sont: faible niveau des frais de soins de santé, nécessité pour la consommation courante parce que les individus sont trop pauvres pour se prémunir contre un éventuel risque dans le futur. Flores et Vega (1998) ont identifié les obstacles à l'accès aux soins de santé des enfants latino-américains en faisant le résumé des articles qui ont abordé les obstacles à l'accès aux soins de santé par les enfants latino-américains. Ils ont conclu que l'absence d'une assurance maladie et de l'absence d'une source régulière de soins médicaux sont les principaux obstacles à l'accès aux soins de santé par les enfants latino-américains, de même les comportements et les pratiques des fournisseurs de soins de santé et des parents peuvent influencer l'accès aux soins médicaux.

3. Méthodologie de l'étude

L'estimation de l'impact global de l'assurance maladie sur l'utilisation des services de santé nécessite le contrôle des effets de l'anti-sélection et de l'aléa-moral, d'une part et la correction d'endogénéité d'autre part. Ainsi, pour prendre en compte les effets des deux phénomènes liés à l'asymétrie d'information et pour corriger l'endogénéité, trois types de modèles sont utilisés dans la littérature. Le premier consiste à déterminer simultanément la probabilité de souscrire à une assurance maladie et de consommation des services médicaux par les individus en estimant un système d'équation simultanée (Li & Zhang (2013), Ndongo & Nanfosso (2012), Albouy & Crepon (2007), Gardiol, Geoffard & Grandchamp (2005), Buchmueller, Couffinhal, Grignon & Perronnin (2004), Waters (1999), Holly, Gardiol, Domenighetti & Bisig (1998) et Caussat & Glaude (1993), etc.). Le deuxième type de modèle utilise la technique d'appariement sur score de propension (propensity score matching) (Koch & Alaba (2010) et Barros, Machado & Sanz-de-Galdeano (2008), etc.). Le troisième modèle est la méthode des variables instrumentales (Meer et Rosen (2004), etc.). Dans le cas où l'assurance maladie est obligatoire, les auteurs (Barros et al. (2008), Buchmueller et al. (2004) et Caussat & Glaude (1993)) ont fait l'hypothèse que le choix de l'assurance maladie est exogène c'est-à-dire qu'il n'y a pas de corrélation entre l'assurance maladie et l'état de santé et donc il n'est pas nécessaire de tester et corriger l'endogénéité. Cependant, les auteurs (Smith et Sulzbach (2008), Saksena et al. (2011), etc.) ont utilisé le modèle logit.

Ce papier utilise le modèle d'équations simultanées, qui consiste à déterminer simultanément la probabilité de souscrire à une assurance maladie et d'utiliser les services de santé. Cette section spécifie donc le modèle et présente les données utilisés dans cette étude.

3.1. La spécification du modèle de Waters (1999)

Le système d'équations simultanées permet de tester le biais de sélection et le corrige quand cela existe. En économétrie, le biais de sélection est équivalent à l'endogénéité, ce qui biaise l'association observée entre les variables indépendantes et la variable dépendante (Waters, 1999). Suivant Waters (1999), notons M_i^* une variable endogène représentant la demande des services médicaux par le ménage i . M_i^* est une fonction linéaire des variables exogènes (X) et de la variable supposée endogène (assurance maladie (I)). D'où, l'équation de l'utilisation des services de santé est :

$$M_i^* = \beta X_i + \alpha y_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

où y se reporte à l'assurance maladie (I).

La variable dichotomique associé à M_i^* est M_i et est définie comme la suivante :

$$M_i = \begin{cases} 1 & \text{le ménage } i \text{ a utilisé les services de santé} & \text{si } M_i^* > 0 \\ 0 & \text{le ménage } i \text{ n'a pas utilisé les services de santé} & \text{par ailleurs} \end{cases} \quad (2)$$

Notons y_i^* la variable supposée endogène, représentant l'assurance maladie. y_i^* est une fonction linéaire de quelques-unes ou de toutes les variables exogènes (X) et aussi d'une ou de plusieurs variables exogènes (Z , variables liées exclusivement à l'assurance maladie). Ceci signifie qu'il y a plus de variables exogènes dans l'équation de l'assurance maladie que dans celle de l'utilisation des services de santé, autrement dit l'équation (2) ne sera pas identifiée. L'équation de l'assurance maladie peut donc être écrite de la manière suivante :

$$y_i^* = \gamma X_i + \delta Z_i + \mu_i \quad (3)$$

y_i observé est une fonction de la valeur de y_i^* :

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{par ailleurs} \end{cases} \quad (4)$$

Dans le cas de l'assurance maladie, $y_i^* > 0$ si le ménage i bénéficie de l'un des trois types de l'assurance maladie. En ce qui concerne l'assurance maladie, $y_i^* > 0$ si le ménage i indique qu'un membre du ménage a été malade.

En résumé, le système d'équation se présente comme suit :

$$\begin{cases} M_i^* = \beta X_i + \alpha y_i + \varepsilon_i \\ y_i^* = \gamma X_i + \delta Z_i + \mu_i \end{cases} \quad (5)$$

Selon l'équation (5), il y a endogénéité ou biais de sélection s'il y a corrélation entre y et ε . Cela signifie que les facteurs non observables qui influencent la variable assurance maladie, influencent également l'utilisation des services de santé. Les termes d'erreur ε et μ sont supposés suivre une distribution normale bivariée. Puisque, les variables observées (M_i et y_i) sont toutes des variables binaires (1/0) et les termes d'erreur ont une distribution normale bivariée, le modèle probit bivarié sera utilisé pour estimer simultanément les deux équations. Une fois que la distribution des termes d'erreur est connue, le choix de la méthode d'estimation dépendra de la première équation du système. Si cette équation est une fonction linéaire des variables explicatives, l'utilisation de la méthode de Heckman (1979) est appropriée. Cependant, cette technique n'est plus adaptée pour la correction du biais de sélection dans le cas de la non-linéarité (O'Higgins, 1994). De même, Greene (2012)² montre qu'en cas de non-linéarité les coefficients du modèle de Heckman en deux étapes sont supérieurs à ceux du maximum de vraisemblance. Ici, l'utilisation des services de santé est une fonction non-linéaire de l'âge. En effet, l'utilisation des services de santé varie suivant les groupes d'âge (Andersen & Newman, 2005). La relation entre l'âge et l'utilisation est en forme de U. Ainsi, l'utilisation est élevée chez le jeune enfant (0-5) ans puis relativement basse jusqu'à 40 ans et croît à partir de cet âge. Ainsi, la méthode du maximum de vraisemblance est utilisée pour estimer le système pour chaque type d'assurance après avoir testé l'endogénéité.

² Greene, W. H. (2012). *Econometric Analysis* (7th ed.), exemple 19.11: Female Labor Supply.

3.2. Données et variables de l'étude

Les analyses empiriques de cette étude s'appuient sur les données de la quatrième édition de l'Enquête Démographie et de Santé (EDS-IV), réalisée de décembre 2011 à mars 2012 par l'Institut National de la Statistique et de l'Analyse Economique (INSAE) auprès de 18.000 ménages béninois. L'EDSB-IV fait partie du programme mondial *Measure DHS* dont « *l'objectif est de collecter, d'analyser et de diffuser des données relatives à la population et à la santé de la famille, d'évaluer l'impact des programmes mis en œuvre et de planifier de nouvelles stratégies pour l'amélioration de la santé et du bien-être de la population* » (INSAE & ICF International, 2013). Les informations collectées au cours de cette enquête sont représentatives au niveau national, au niveau du milieu de résidence (urbain et rural), au niveau des douze départements et au niveau des soixante-dix-sept communes du Bénin. Contrairement aux éditions précédentes, l'EDSB-IV s'est intéressée à l'assurance maladie en posant une question relative à la couverture médicale aux hommes et aux femmes enquêtés. Ainsi, l'EDSB-IV fournit des informations détaillées sur chaque type d'assurance maladie (assurance mutuelle de santé ou assurance communautaire, l'assurance publique, assurance employeur et l'assurance privée commerciale). En séparant l'assurance maladie employeur de l'assurance maladie privée commerciale, l'EDSB-IV distingue quatre types d'assurance maladie. Nous utilisons donc cette distinction dans nos estimations.

Les informations sont recueillies auprès des individus éligibles à l'EDSB. Les individus éligibles à l'EDSB sont les hommes et les femmes âgés respectivement de 15 à 64 ans et de 15 à 59 ans. Toutes les femmes éligibles ont été enquêtées dans les 18.000 ménages sélectionnés et c'est dans un ménage sur trois que tous les hommes éligibles ont été enquêtés. Trois types de questionnaire ont été utilisés, le questionnaire ménage, le questionnaire femme et le questionnaire homme. Ces questionnaires ont permis de recueillir des données sur l'utilisation des services de santé, sur l'assurance maladie et sur les caractéristiques socio-démographiques des ménages. Au total, 17.181 ménages ont été enquêtés pour 88.174 membres de ménages. Précisons que notre unité d'analyse est le ménage.

La variable dépendante de notre modèle est l'utilisation des services de santé et les variables potentiellement endogènes sont chacun des quatre types d'assurance maladie. Selon Andersen et Newman (2005), les facteurs qui influencent l'utilisation des services de santé peuvent être regroupés en trois catégories à savoir les facteurs de prédisposition, les facteurs favorables et

les facteurs indiquant le niveau de la maladie. Ainsi, suivant ces auteurs les variables indépendantes de notre étude sont regroupées comme suit. *Les variables de prédisposition* : le niveau d'éducation du chef de ménage et de son conjoint, l'occupation du chef de ménage et de son conjoint, l'âge, le sexe, la religion et l'ethnie du chef de ménage, la taille du ménage, le nombre d'enfants de moins de cinq et de femmes enceintes dans le ménage, le type de toilette, la source de l'eau de boisson. *Les variables favorables* : le revenu du ménage, la couverture en assurance maladie, la distance parcourue avant d'atteindre l'établissement de santé le plus proche, la région et le milieu de résidence. *Les variables du niveau de la maladie* mesurées par les symptômes de la maladie : présence de la fièvre, de la toux, de la diarrhée et de l'anémie dans le ménage. A ces variables nous ajoutons une variable liée au style de vie du chef de ménage qui est mesurée à travers l'état fumeur ou non du chef de ménage. Les symboles et les définitions des différentes variables utilisées sont présentées à l'annexe1 du document.

4. Résultats et discussions

La présentation des résultats est organisée en trois étapes. Nous avons d'abord présenté les statistiques descriptives ; ensuite nous avons procédé à l'estimation du modèle et, enfin, nous avons abordé la discussion.

4.1. Statistiques descriptives

Le tableau 1 suivant donne la description des ménages de notre échantillon à travers les caractéristiques économiques et socio-démographiques des chefs de ménage. Ce tableau présente également, les caractéristiques des ménages suivant l'utilisation des services de santé au cours des douze derniers mois avant l'enquête.

Il ressort de ce tableau que, 24,99% des ménages enquêtés ont utilisé les services de santé pour les soins curatifs au cours des 12 derniers mois avant l'enquête. Dans l'ensemble la quasi-totalité des ménages enquêtés ne bénéficient pas de l'assurance maladie. En effet, seulement 2% des ménages sont couverts par l'assurance et 37,85% de ces derniers résident à Cotonou. 74,01% des ménages assurés sont couverts par l'assurance maladie offerte par l'employeur (l'Etat et les entreprises privées). Ce qui montre qu'au Bénin, l'assurance maladie est principalement réservée aux fonctionnaires de l'Etat ou des grandes sociétés privées. Notons également que 11,29% des ménages ayant l'assurance maladie publique sont couverts par l'un des autres types d'assurance. Ceci peut-être pour combler les insuffisances de l'assurance maladie publique.

Tableau 1 : Statistiques descriptives (utilisation des services de santé)

Variables	Utilisation des services de santé Moyenne (SD)		Différence de moyenne (t-test)	Total Moyenne (SD)
	Non	Oui		
<i>N</i>	<i>12888</i>	<i>4293</i>		<i>17181</i>
HI	0,016 (0,126)	0,033 (0,180)	0,172***	0,020 (0,142)
HI_Pri	0,002 (0,052)	0,005 (0,076)	0,003***	0,003 (0,059)
HI_Pub	0,004 (0,065)	0,010 (0,099)	0,005***	0,005 (0,075)
HI_Mut	0,004 (0,063)	0,007 (0,084)	0,003**	0,004 (0,069)
HI_Emp	0,007 (0,087)	0,014 (0,120)	0,006***	0,009 (0,096)
AgeCM	44,837 (13,401)	41,526 (13,216)	3,311***	44,010 (13,431)
SexeCM	0,799 (0,400)	0,829 (0,376)	0,030***	0,806 (0,394)
ReligionCM1	0,121 (0,327)	0,095 (0,294)	0,026***	0,115 (0,319)
ReligionCM3	0,249 (0,432)	0,204 (0,403)	0,045***	0,238 (0,426)
ReligionCM4	0,296 (0,456)	0,341 (0,474)	0,044***	0,308 (0,461)
ReligionCM5	0,028 (0,166)	0,033 (0,180)	0,004	0,029 (0,170)
ReligionCM7	0,062 (0,242)	0,075 (0,264)	0,013***	0,066 (0,248)
ReligionCM10	0,051 (0,222)	0,044 (0,206)	0,007*	0,050 (0,218)
SitMat1	0,266 (0,442)	0,118 (0,323)	0,148***	0,229 (0,420)
SitMat2	0,521 (0,499)	0,681 (0,466)	0,159***	0,561 (0,496)
SitMat3	0,157 (0,364)	0,149 (0,356)	0,007	0,155 (0,362)
SitMat4	0,019 (0,137)	0,013 (0,117)	0,005**	0,017 (0,132)
SitMat5	0,007 (0,086)	0,006 (0,081)	0,001	0,007 (0,085)
SitMat6	0,026 (0,160)	0,029 (0,169)	0,002	0,027 (0,163)
EducCM1	0,640 (0,479)	0,583 (0,492)	0,056***	0,626 (0,483)
EducCM2	0,154 (0,361)	0,200 (0,400)	0,045***	0,166 (0,372)
EducCM3	0,194 (0,395)	0,191 (0,393)	0,002	0,193 (0,395)
EducCM4	0,010 (0,102)	0,024 (0,154)	0,013***	0,014 (0,117)
NbreEtude	2,633 (4,064)	3,070 (4,400)	0,437***	2,742 (4,154)
OccupCM1	0,007 (0,086)	0,012 (0,109)	0,004**	0,008 (0,094)
OccupCM2	0,092 (0,290)	0,146 (0,354)	0,054***	0,108 (0,310)
OccupCM4	0,058 (0,235)	0,057 (0,233)	0,001	0,058 (0,234)
OccupCM5	0,496 (0,500)	0,360 (0,480)	0,135***	0,457 (0,498)
OccupCM7	0,108 (0,311)	0,123 (0,328)	0,014**	0,112 (0,316)
OccupCM8	0,157 (0,364)	0,216 (0,412)	0,058***	0,174 (0,379)
CM_AgSante	0,005 (0,075)	0,012 (0,109)	0,006***	0,007 (0,085)
OccupConj1	0,401 (0,490)	0,285 (0,451)	0,115***	0,372 (0,483)
OccupConj2	0,014 (0,117)	0,035 (0,185)	0,021***	0,019 (0,138)
OccupConj4	0,158 (0,365)	0,206 (0,405)	0,047***	0,170 (0,376)
OccupConj5	0,159 (0,366)	0,141 (0,348)	0,018***	0,155 (0,362)

OccupConj8	0,151 (0,358)	0,192 (0,394)	0,040***	0,161 (0,368)
OccupConj9	0,053 (0,224)	0,069 (0,254)	0,016***	0,057 (0,232)
Conj_AgSante	0,002 (0,052)	0,007 (0,087)	0,004***	0,004 (0,063)
CM_PraMed	0,006 (0,080)	0,005 (0,073)	0,001	0,006 (0,079)
Nbre_Mem	6,785 (3,618)	6,382 (3,366)	0,403***	6,685 (3,561)
Permission	0,362 (0,480)	0,309 (0,462)	0,052***	0,348 (0,476)
Moy_Fin	0,639 (0,480)	0,599 (0,490)	0,039***	0,629 (0,483)
Distance	0,459 (0,498)	0,406 (0,491)	0,052***	0,446 (0,497)
Nbre_Enf5	1,302 (1,313)	1,515 (1,250)	0,213***	1,355 (1,301)
Enf5_FemEn	2,517 (2,120)	2,870 (1,874)	0,353***	2,605 (2,067)
Inf_Resp	0,016 (0,127)	0,044 (0,206)	0,027***	0,023 (0,151)
Diarrhee	0,037 (0,190)	0,073 (0,260)	0,035***	0,046 (0,210)
Anemie	0,180 (0,384)	0,212 (0,409)	0,031***	0,188 (0,391)
Palu	0,071 (0,258)	0,136 (0,343)	0,064***	0,088 (0,283)
Mal	0,256 (0,436)	0,359 (0,480)	0,103***	0,282 (0,450)
Milieu	0,409 (0,491)	0,468 (0,499)	0,058***	0,424 (0,494)

Source : Auteur, à partir des données d'EDSB 2011-2012.

*, ** et *** significatifs respectivement à 10%, 5% et 1%.

Le tableau montre que, l'âge moyen du chef de ménage est de 44,01 ans et que 80,6% des ménages sont dirigés par des hommes. Le chef de ménage le plus vieux a 95 ans tandis que le plus jeune a 16 ans. La plupart des chefs de ménage interrogés sont mariés (56,1%) et de religion catholiques (30,8%). Quatre niveaux d'étude ont été distingués : aucun, primaire, secondaire et supérieur. Le tableau ci-dessus indique que 62,6% des chefs de ménage n'ont aucun niveau d'instruction, 16,6% ont le niveau primaire, 19,3% ont le niveau secondaire et seulement 1,4% ont le niveau supérieur. En ce qui concerne la situation professionnelle des chefs de ménage, 45,7% des répondants sont des agriculteurs indépendants, 17,4% sont des ouvriers qualifiés, 11,2% sont dans les services, 10,8% sont des professionnels/techniciens/gestionnaires et 0,8% sont sans emploi. Ainsi, l'agriculture est la profession principale des chefs de ménage au Bénin, tandis que la vente (17%) est la principale activité des conjoints occupés. Par ailleurs, les ménages les plus pauvres représentent 18,83% contre 19,51% pour les plus riches, la classe moyenne représentant 20,84% de l'échantillon.

Dans l'échantillon, la taille moyenne des ménages est de 6,685 personnes et le nombre moyen d'enfants de moins de cinq ans et de femmes enceintes dans les ménages lors de l'enquête est de 2,605. Ces nombres sont plus élevés dans le milieu rural qu'urbain. En effet, la taille moyenne est de 6,928 dans le milieu rural et 6,354 dans le milieu urbain et il y a 2,19 et 2,90

d'enfants de moins de cinq ans et de femmes enceintes dans les milieux urbains et ruraux respectivement. Il faut noter que près de trois ménages sur sept (42,4%) vivent en milieu urbain. Dans 8,8% des ménages, au moins un membre a souffert du paludisme au cours des deux semaines précédant l'enquête et 28,2% ont connu au moins un cas maladie. Les maladies diarrhéiques et les infections respiratoires ont affecté les enfants respectivement dans 4,6% et 2,3% des ménages tandis que dans 18,8% des ménages, l'anémie a affecté les enfants ou les femmes enceintes. Les maladies affectant les enfants de moins de cinq ans sont surtout l'anémie et la diarrhée.

En analysant la question relative à l'accessibilité aux centres de santé, 34,8% des répondants ont indiqué qu'avoir une permission pour se rendre dans un établissement de santé est un gros problème. Pour 62,9% et 44,6% des répondants, ce sont les moyens financiers et la distance respectivement qui constituent un gros problème. Ainsi, respectivement 63,9%, 36,2% et 45,9% n'ont pas utilisé les services de santé car les moyens financiers, la permission d'y aller et la distance constituent un gros problème pour eux. Ceci montre que les moyens financiers est l'une des grandes barrières à l'utilisation des services de santé au Bénin.

La quasi-totalité des tests de différence de moyenne sont significatives au seuil de 1% indiquant une différence significative entre les ménages ayant utilisé les services de santé au cours des douze derniers mois avant l'enquête et ceux qui ne l'ont pas utilisé. Enfin, les statistiques descriptives ci-dessus suggèrent que les ménages couverts par l'assurance maladie utilisent les services de santé que ceux qui ne le sont pas.

4.2. Les résultats d'estimation

Avant de procéder aux estimations, il est nécessaire de tester et de corriger l'endogénéité si elle existe. En effet, ignorer ce phénomène entraînera un biais dans les estimations et donc conduira à des analyses erronées.

4.2.1. Sources et test d'endogénéité

Une variable explicative est dite endogène lorsqu'elle est liée au terme d'erreur. Ici, y_i est considérée comme endogène si $Cov(y_i, \varepsilon_i) \neq 0$. Plusieurs causes sont à l'origine de ce problème mais nous présentons brièvement les trois causes les plus fréquentes dans la littérature. La première source est le choix d'adhérer ou non au programme d'assurance. Le choix de souscrire à une assurance maladie n'est pas aléatoire. En effet, les individus qui sont couverts par l'assurance

maladie ont des caractéristiques inobservables différentes de ceux qui ne le sont pas (il y a donc omission des variables). Etant donné qu'au Bénin, l'assurance maladie est principalement réservée aux fonctionnaires, cette source d'endogénéité peut-être la plus prépondérante. La seconde source potentielle d'endogénéité est l'erreur de mesure. Selon Cameron et Trivedi (2005), les sources de l'erreur de mesure sont la mauvaise réponse à une question de l'enquête, le codage incorrect d'une réponse correcte, et l'utilisation d'une variable mesurée correctement comme un proxy pour une autre variable théoriquement valable mais non observée. Ces différentes erreurs sont présentes lors des enquêtes et par conséquent les données sont mesurées avec erreur. La troisième source potentielle d'endogénéité est la simultanéité. Elle arrive lorsqu'au moins une variable explicative est déterminée simultanément avec la variable expliquée. Ici, cela arrivera lorsque la demande d'assurance maladie et l'utilisation des services de santé seront déterminées simultanément. Nous pensons que cette cause est peu probable dans le contexte béninois.

Une fois que les sources probables d'endogénéité sont connues, il est nécessaire de tester son existence dans nos données. Ainsi suivant Waters (1999), trois méthodes sont utilisées : (i) *La significativité de ρ (la covariance entre les termes d'erreur ε et μ) dans le modèle probit bivarié* : l'estimation du modèle probit bivarié fournit la statistique permettant de tester la significativité de ρ . Si ρ est significativement différente de zéro, alors l'hypothèse d'exogénéité de la variable "assurance maladie" est rejetée. (ii) *La significativité des résidus ou des valeurs prédites de la deuxième équation lorsqu'ils sont insérés dans la première équation* : ce test provient d'une estimation à deux étapes et a été développé par Smith et Blundell (1986). Tout d'abord, l'équation de la demande d'assurance est estimée et ces valeurs prédites sont ensuite insérées dans l'équation d'utilisation des services de santé. La significativité du coefficient des valeurs prédites indique que la variable "assurance maladie" est endogène. Etant donné que la variable "assurance maladie" est une variable binaire, les résidus de l'équation de la demande d'assurance sont équivalents à la valeur prédite. (iii) *La comparaison des résultats du probit univarié et bivarié* : la différence entre les coefficients de la variable "assurance maladie" du probit univarié et bivarié montre l'ampleur de l'effet de la correction de l'endogénéité. Une large différence des coefficients, le changement de signe du coefficient ou le changement de la significativité du coefficient sont tous indicateurs de l'endogénéité de la variable "assurance maladie". Ces trois différents tests sont faits pour chacun des quatre types d'assurance maladie.

Le test de significativité de rho (test (i)) montre que, seul le rho de l'assurance maladie privée ($\rho = -0,6207$ et $p = 0,0544$) est statistiquement différent de zéro au seuil de 10%. De même, le test de comparaison de coefficient (test (iii)) indique un changement de significativité de la variable «assurance maladie privée» lorsqu'on compare les modèles probit univariés et bivariés. Ainsi, au regard de ces deux tests, seule l'assurance maladie privée est endogène à l'utilisation des services de santé au Bénin. Le test (ii) indique qu'aucune des variables de l'assurance maladie n'est significative. Etant donné que le test sur les résidus est sensible au pouvoir de prédiction de la forme réduite, nous retiendrons que l'assurance maladie privée est endogène dans la suite du travail. En conclusion, l'assurance maladie publique, l'adhésion aux mutuelles de santé et l'assurance maladie employeur sont exogènes à l'utilisation des services de santé au Bénin. Pour corriger donc l'endogénéité de l'assurance maladie privée, nous estimons le système d'équations simultanées. Pour les autres, le probit univarié est estimé.

Un autre problème important dans cette étude est celui relatif à l'hétéroscédasticité. En effet, cette étude utilise dans une même équation les variables mesurées à plusieurs niveaux : individu, ménage et communauté. Cela est une source potentielle de l'hétéroscédasticité, de même l'hétéroscédasticité est présente aussi bien dans les données en coupe transversale que dans les séries temporelles (Greene, 2012). Comme dans le cas de l'endogénéité, ignorer l'hétéroscédasticité conduit à des estimateurs biaisés et inefficients (Greene, 2012; O'Higgins, 1994), il est donc l'importance de tester et de corriger l'hétéroscédasticité si elle est présente.

4.2.2. L'estimation du modèle et discussion

Rappelons que notre système d'équations est identifié si le nombre de variables dans l'équation d'utilisation des services de santé inférieur au nombre de variables dans l'équation de la demande d'assurance. Ainsi, comme Buchmueller et al. (2004), nous avons retenu comme variable d'exclusion la profession du chef de ménage et de son conjoint. L'équation de la demande contient donc en plus des variables de l'équation d'utilisation, les variables liées à la profession. Les variables retenues dans l'équation d'utilisation sont des variables significatives au seuil de 1% et de 5% après l'estimation du modèle probit univarié.

Après la correction du biais de sélection et la prise en compte de l'hétéroscédasticité, il ressort des différentes estimations que, seule l'assurance maladie privée a une influence positive sur l'utilisation des services curatifs de santé et que les autres types d'assurance n'influencent pas

significativement l'utilisation des services curatifs de santé au Bénin. Le tableau 2 ci-dessous, résume les résultats des modèles univariés et bivariés, seules les variables significatives dans le modèle lié à l'assurance maladie privée sont présentées dans le tableau.

L'objectif de ce papier étant d'évaluer l'impact de l'assurance maladie sur l'utilisation des services de santé, nous n'avons pas présenté un commentaire détaillé du tableau 2. Nous nous sommes focalisé sur les résultats de l'impact de l'assurance. Le tableau 2 montre que, pour l'assurance maladie privée, l'effet marginal positif non significatif de 0,0035 dans le modèle univarié a été remplacé par l'effet marginal positif et significatif de 0,0033 dans le modèle probit bivarié. Ce résultat indique que la non prise en compte de l'endogénéité biaise l'analyse. L'effet marginal dans le modèle probit bivarié est positif et significatif à 5%, cela signifie que, avoir l'assurance maladie privée augmente la probabilité d'utiliser les soins de santé de 0,33%. De même, le coefficient de corrélation entre les termes d'erreur du probit bivarié (ρ) est négatif et significatif à 10%. Ainsi, les facteurs inobservables qui influencent à la fois l'adhésion à l'assurance maladie et l'utilisation des services de santé sont négativement corrélés. Par conséquent, les personnes qui sont plus susceptibles d'utiliser les soins curatifs de santé pour des raisons non observables sont moins susceptibles d'être assurées, ce qui confirme les résultats de Waters (1999).

Nos résultats indiquent un faible impact de l'assurance maladie sur l'utilisation des services curatifs de santé au Bénin. Ceci peut être justifié par le fait que les adhérents ne choisissent pas leur prestataire de soins. En effet, chaque compagnie d'assurance signe un contrat avec un réseau de prestataires vers qui elle dirige ces clients. Ainsi, les personnes assurées ne peuvent pas fréquenter n'importe quel service de santé pour bénéficier des soins. Ce qui limite leur préférence quant au choix des services et du personnel de santé. De même, la faible proportion (0,3%) et la catégorie des individus ayant l'assurance maladie privée peuvent également expliquer le faible impact. En effet, 78,68% des ménages couverts par l'assurance maladie privée sont des ménages les plus riches du Bénin (ce qui se justifie car la prime d'assurance est très élevée). Ces ménages les plus riches adoptent des comportements préventifs et sont moins susceptibles d'être malade. Ainsi, les individus les plus susceptibles d'utiliser les services de santé n'ont pas d'assurance maladie. Elargir donc la couverture d'assurance maladie vers ces derniers augmentera l'utilisation des services de santé au Bénin.

Tableau 2 : Déterminants de l'utilisation des services de santé au Bénin : résumé des résultats du modèle univarié et bivarié

Variables	Probit univarié		Probit bivarié	
	Coefficient	p-value	Coefficient	p-value
Constante	- 0,315	0,161	- 0,154	0,587
Assurance maladie privée	0,116	0,496	1,535**	0,016
Sexe du CM	0,063**	0,047	0,158***	0,000
Age du CM	- 0,023***	0,000	- 0,024***	0,000
Age du CM au carré	0,0001***	0,000	0,0001***	0,000
Religion traditionnelle	- 0,331***	0,001	- 0,320***	0,002
Catholique	0,134**	0,013	0,111**	0,058
Protestant méthodiste	0,165**	0,037	0,142*	0,099
Autres protestants	0,282***	0,000	0,250***	0,003
Christianisme céleste	0,159**	0,015	0,136*	0,051
Autres christianismes	0,123**	0,038	0,114*	0,074
Pas de religion	Omise	-	Omise	-
Célibataire	- 0,594***	0,000	Omise	-
Vit avec un partenaire	- 0,082	0,251	- 0,147**	0,045
Séparé	Omise	-	Omise	-
Nbre d'années d'étude	0,043***	0,000	0,014	0,292
CM est un agent de santé	0,262**	0,028	0,294**	0,013
Conj du CM est un agent de santé	0,304*	0,070	0,280	0,139
Taille du ménage	- 0,023	0,000	- 0,023***	0,000
Permission	- 0,100***	0,000	- 0,111***	0,000
Nbre d'enfants de moins de 5 ans	0,088***	0,000	0,093***	0,000
Présence de malade dans le ménage	0,196***	0,000	0,184***	0,000
Milieu	0,050**	0,043	0,041	0,139
Alibori	- 0,423***	0,000	- 0,508***	0,000
Atacora	0,338***	0,000	0,275***	0,000
Collines	0,121**	0,020	0,100*	0,080
Couffo	0,315***	0,000	0,275***	0,000
Donga	0,196***	0,002	0,081	0,244
Littoral	0,250***	0,000	0,197***	0,001
Mono	0,035	0,539	- 0,106*	0,092
Ouémé	0,175***	0,000	0,173***	0,001
Plateau	- 0,060***	0,002	- 0,167**	0,010
Zou	Omise	-	Omise	-
Nombre d'observations	17.181		13.231	
Pseudo R ²	0,077		nd	
Effet marginal de l'assurance	0,0035	0,496	0,0033**	0,016
Valeur de rho (ρ)	nd		- 0,620*	0,071

Source : Auteur, à partir des données d'EDSB 2011-2012.

*, ** et *** significatifs respectivement à 10%, 5% et 1%.

5. Conclusion

L'assurance maladie formelle couvre une proportion marginale de la population béninoise. Les contraintes économiques et financières, la prime d'assurance élevée et la méconnaissance des avantages de l'assurance maladie font que la protection contre le risque maladie est quasi-absente au Bénin. L'objectif de ce papier est de montrer si l'on augmente la demande d'assurance maladie au Bénin, l'on augmentera l'utilisation des services de santé. Pour ce fait, cette étude a analysé l'impact de l'assurance maladie sur l'utilisation des services de santé au Bénin. Les statistiques descriptives indiquent que 24,99% des ménages enquêtés ont utilisé les services curatifs de santé au cours des 12 derniers mois avant l'enquête et la quasi-totalité des ménages enquêtés ne bénéficient pas de l'assurance maladie. En effet, seulement 2% des ménages sont couverts par l'assurance et 74,01% des ménages assurés sont couverts par l'assurance maladie offerte par l'employeur (l'Etat et les entreprises privées). L'assurance maladie privée couvre 0,3% des ménages de notre échantillon. 0,5%, 0,4% et 0,9% des ménages enquêtés sont couverts respectivement par l'assurance maladie privée, les mutuelles de santé et l'assurance maladie employeur.

Les résultats des estimations indiquent que seule l'assurance maladie privée est endogène à l'utilisation des services curatifs de santé. Ainsi, après avoir corrigé l'endogénéité et tenu compte de l'hétéroscédasticité, les résultats montrent que seule l'assurance maladie privée améliore significativement l'utilisation des services curatifs de santé au Bénin et que les autres types d'assurance (assurance publique, mutuelle de santé, et assurance maladie employeur) n'a aucune influence significative sur l'utilisation des services curatifs de santé. Toutefois, il convient de souligner que l'impact de l'assurance maladie privée est faible. Cependant, les mesures incitatives qui visent à augmenter la demande d'assurance maladie privée améliorera l'utilisation des services curatifs au Bénin. Notons que notre base de données ne contient pas d'information sur les soins préventifs, ainsi cette étude n'a pas pu analyser l'impact de l'assurance maladie sur l'utilisation des soins préventifs. Donc, l'une des pistes possibles de recherche future serait d'analyser l'impact de l'assurance maladie sur l'utilisation des services préventifs au Bénin.

6. Références bibliographiques

Albouy, V., & Crepon, B. (2007). Aléa moral en santé: une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin. *Institut national de la statistique et des études économiques (Insee), Direction des Etudes et Synthèses Economiques, Document de travail, 12.*

- Andersen, R., & Newman, J. F. (2005). Societal and individual determinants of medical care utilization in the United States. *Milbank Quarterly*, 83(4), Online-only-Online-only.
- Barros, P. P., Machado, M. P., & Sanz-de-Galdeano, A. (2008). Moral hazard and the demand for health services: a matching estimator approach. *Journal of health economics*, 27(4), 1006-1025.
- Bernstein, J., Chollet, D., & Peterson, S. (2010). How does insurance coverage improve health outcomes. *Mathematica Policy Research, Inc*, 1, 1-10.
- Biaou, A., Adéchian, D. D., Essessinou, R., & Hounkpodoté, E. (2011). Enquête Modulaire Intégrée sur les Conditions de Vie des ménages 2ème édition (EMICoV 2011) : rapport préliminaire. Ministère du Développement, de l'Analyse Economique et de la Prospective: Institut National de la Statistique et de l'Analyse Economique (INSAE), Cotonou, Bénin.
- Brown, M. E., Bindman, A. B., & Lurie, N. (1998). Monitoring the consequences of uninsurance: a review of methodologies. *Medical Care Research and Review*, 55(2), 177-210.
- Buchmueller, T. C., Couffinhal, A., Grignon, M., & Perronnin, M. (2004). Access to physician services: does supplemental insurance matter? Evidence from France. *Health economics*, 13(7), 669-687.
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: methods and applications*: Cambridge university press.
- Caussat, L., & Glaude, M. (1993). Dépenses médicales et couverture sociale. *Economie et statistique*, 265(1), 31-43.
- Crew, M. (1969). Coinsurance and the welfare economics of medical care. *The American economic review*, 59(5), 906-908.
- Dercon, S., De Weerd, J., Bold, T., & Pankhurst, A. (2006). Group-based funeral insurance in Ethiopia and Tanzania. *World Development*, 34(4), 685-703.
- Donfouet, H. P. P., & Mahieu, P.-A. (2012). Community-based health insurance and social capital: a review. *Health economics review*, 2(1), 1-5.
- Feldstein, M. (1977). Quality change and the demand for hospital care. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1681-1702.
- Flores, G., & Vega, L. R. (1998). Barriers to health care access for Latino children: a review. *Family Medicine-Kansas City*, 30, 196-205.
- Gardiol, L., Geoffard, P.-Y., & Grandchamp, C. (2005). Separating selection and incentive effects in health insurance. *Paris-Jourdan Sciences Economiques, Working paper*(2005-38).
- Greene, W. H. (2012). *Econometric Analysis* (7th ed.). Pearson Education, Inc: Prentice Hall.
- Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 153-161.
- Holly, A., Gardiol, L., Domenighetti, G., & Bisig, B. (1998). An econometric model of health care utilization and health insurance in Switzerland. *European economic review*, 42(3), 513-522.

- INSAE, & ICF International. (2013). Enquête Démographique et de Santé du Bénin 2011-2012 : Rapport de synthèse: Calverton, Maryland, USA : Institut National de la Statistique et de l'Analyse Économique et ICF International, Cotonou, Bénin.
- INSAE, & Macro International Inc. (2006). Enquête Démographique et de Santé (EDSB-III)- Bénin 2006: Calverton, Maryland, USA : Institut National de la Statistique et de l'Analyse Économique [Benin] et Macro International, Cotonou, Bénin.
- Jütting, J. P. (2004). Do community-based health insurance schemes improve poor people's access to health care? Evidence from rural Senegal. *World Development*, 32(2), 273-288.
- Koch, S., & Alaba, O. (2010). On health insurance and household decisions: A treatment effect analysis. *Social Science & Medicine*, 70(2), 175-182.
- Lemay-Boucher, P. (2012). Insurance for the Poor: the Case of Informal Insurance Groups in Benin. *Journal of Development Studies*, 48(9), 1258-1273.
- Li, X., & Zhang, W. (2013). The impacts of health insurance on health care utilization among the older people in China. *Social Science & Medicine*.
- Meer, J., & Rosen, H. S. (2004). Insurance and the utilization of medical services. *Social Science & Medicine*, 58(9), 1623-1632.
- MSP. (2010). Atelier sur l'assurance maladie universelle en Afrique Francophone, Kigali, Rwanda: Ministère de la Santé Publique, République du Bénin.
- Ndongo, J. C. A., & Nanfosso, R. T. (2012). Impact des Mutuelles de santé sur les Comportements de Demande de Santé des Ménages au Cameroun. *Micro Insurance Innovation Facility, EU-DN, International Labour Office, Geneva, Research Paper(20)*.
- Newhouse, J. P. (1978). *The economics of medical care: a policy perspective*: Addison-Wesley Publishing Company.
- O'Higgins, N. (1994). YTS, employment, and sample selection bias. *Oxford Economic Papers*, 605-628.
- Palmer, N., Mueller, D. H., Gilson, L., Mills, A., & Haines, A. (2004). Health financing to promote access in low income settings—how much do we know? *The Lancet*, 364(9442), 1365-1370.
- Pauly, M. V., & Held, P. J. (1990). Benign moral hazard and the cost-effectiveness analysis of insurance coverage. *Journal of health economics*, 9(4), 447-461.
- Phelps, C. E. (1997). *Health Economics*: Pearson, USA.
- Saksena, P., Antunes, A. F., Xu, K., Musango, L., & Carrin, G. (2011). Mutual health insurance in Rwanda: evidence on access to care and financial risk protection. *Health policy*, 99(3), 203-209.
- Schneider, P. (2004). Why should the poor insure? Theories of decision-making in the context of health insurance. *Health policy and planning*, 19(6), 349-355.
- Smith, K. V., & Sulzbach, S. (2008). Community-based health insurance and access to maternal health services: evidence from three West African countries. *Social Science & Medicine*, 66(12), 2460-2473.

NbreEtude	Nombre d'année d'étude du chef de ménage	Le nombre d'année qui a été fait au niveau d'étude atteint
OccupCM	Profession du chef de ménage	1. Chômeurs 2. Professionnelle/Technique/Gestion 3. Clérical 4. Vendeurs 5. Agriculteurs indépendants 6. Agriculteurs employés 7. Services 8. Ouvriers qualifiés 9. Ouvriers non qualifiés 10. Ne sait pas Une variable dummy (0/1) a été créée pour chaque catégorie
CM_AgSante	Agent de santé	1 si le chef de ménage est un agent de santé et 0 si non
OccupConj	Profession du conjoint ou du partenaire du chef de ménage	1. Chômeurs 2. Professionnelle/Technique/Gestion 3. Clérical 4. Vendeurs 5. Agriculteurs indépendants 6. Agriculteurs employés 7. Ménagères et domestiques 8. Services 9. Ouvriers qualifiés 10. Ouvriers non qualifiés 11. Ne sait pas Une variable dummy (0/1) a été créée pour chaque catégorie
Conj_AgSante	Agent de santé	1 si le conjoint ou le partenaire du chef de ménage est un agent de santé et 0 si non
CM_PraMed	Agent de santé	1 si le chef de ménage est un tradi-praticien et 0 si non
Ethni_CM	Ethnie du chef de ménage	1. Adja 2. Bariba 3. Dendi 4. Fon 5. Yoa 6. Betamaribe 7. Peulh 8. Yoruba 9. Autres béninois 10. Autres nationalités Une variable dummy (0/1) a été créée pour chaque catégorie
Nbre_Mem	Taille du ménage	Le nombre de personnes qui, habituellement, vivent et prennent leur repas ensemble
Permission	Avoir la permission pour se rendre à l'hôpital	1 si avoir la permission est un gros problème et 0 si non
Moy_Fin	Moyens financiers nécessaires pour se soigner	1 si obtenir le moyen financier nécessaire est un gros problème et 0 si non
Distance	Distance parcourue pour se rendre au centre de santé le plus proche	1 si la distance parcourue est un gros problème et 0 si non
Fume_CM	Fumeur	1 si le chef de ménage est un fumeur et 0 si non
Nbre_Enf5	Enfants de moins de cinq ans	Le nombre d'enfants de moins de cinq ans dans le ménage au cours de l'enquête
Fem_En	Femmes enceintes	Le nombre de femmes enceintes dans le ménage au cours de l'enquête
Enf5_FemEn	Enfants de moins de cinq ans et femmes enceintes	Le nombre d'enfants de moins de cinq ans et de femmes enceintes dans le ménage au cours de l'enquête
Eco_Radio	Fréquence d'écoute de la radio par le chef de ménage	1. Pas du tout 2. Moins d'une fois par semaine 3. Au moins une fois par semaine
Reg_Tv	Fréquence d'accès aux informations à la télé par le chef de ménage	1. Pas du tout 2. Moins d'une fois par semaine 3. Au moins une fois par semaine
Lis_Jou	Fréquence de lecture des journaux par le chef de ménage	1. Pas du tout 2. Moins d'une fois par semaine 3. Au moins une fois par semaine
Region	Région de résidence du chef de ménage	1. Alibori 2. Atacora 3. Atlantique 4. Borgou 5. Collines 6. Couffo 7. Donga 8. Littoral 9. Mono 10. Ouémé 11. Plateau 12. Zou Une variable dummy (0/1) a été créée pour chaque région

Source_Eau	Principale source d'eau que boive le ménage	1. Eau de pluie 2. Eau de surface 3. Eau de puits/Forage 4. Eau de robinet 5. Eau de robinet 6. Autres sources Une variable dummy (0/1) a été créée pour chaque source
Milieu	Milieu de résidence	0. Rural 1. Urbain
Ind_Rich	Indice de richesse	1. Les plus pauvres 2. Les pauvres 3. La classe moyenne 4. Les riches 5. Les plus riches
Per_Deci	Personne qui prend la décision des soins médicaux	1. Le répondant lui-même 2. Le répondant et le mari/partenaire 3. Mari/partenaire 4. Une autre personne 5. Autres
Type_Toilet	Type de toilette	1. Chasse d'eau/chasse manuelle 2. Fosse/Latrines 3. Pas de toilettes/Nature 4. Autres sources
Aut_Medp	Automédication	1 si au moins un membre de ménage a fait de l'automédication et 0 si non
Inf_Resp	Infections respiratoires	1 si au moins un enfant du ménage a eu une infection respiratoire au cours des 2 semaines avant l'enquête et 0 si non
Diarrhee	Diarrhée	1 si au moins un enfant du ménage a eu une diarrhée au cours des 2 semaines avant l'enquête et 0 si non
Anemie	Anémie	1 si au moins un enfant ou une femme enceinte du ménage a eu de l'anémie au cours des 2 semaines avant l'enquête et 0 si non
Palu_Res	Résultat du test de paludisme	1 si le test a indiqué qu'au moins un membre de ménage a souffert du paludisme au cours des 2 semaines avant l'enquête et 0 si non
Palu_Enf	Paludisme de l'enfant	1 si au moins un enfant du ménage a souffert du paludisme au cours des 2 semaines avant l'enquête et 0 si non
Palu	Présence du paludisme dans le ménage	1 si au moins un membre du ménage a souffert du paludisme au cours des 2 semaines avant l'enquête et 0 si non
Mal	Présence d'un malade dans le ménage	1 si au moins un membre du ménage a été malade au cours des 2 semaines avant l'enquête et 0 si non
Trai_Eau	Traitement de l'eau de boisson	1 si le ménage traite l'eau avant de la boire et 0 si non
Fai_Bou	Bouillir l'eau	1 si le ménage faire bouillir l'eau avant de la boire et 0 si non
Ajou_Jav	Ajouter de l'eau de javel	1 si le ménage ajoute de l'eau de javel ou du chlore à l'eau avant de la boire et 0 si non
Fil_Lin	Utilise linge comme filtre	1 si le ménage utilise le linge pour filtrer l'eau avant de la boire et 0 si non
Uti_Fil	Utilise filtre eau	1 si le ménage utilise le filtre eau pour filtrer l'eau avant de la boire et 0 si non
Des_Sol	Désinfection solaire	1 si le ménage utilise la désinfection solaire pour rendre propre à la boisson et 0 si non
Lai_Rep	Laisse reposer	1 si le ménage laisse reposer l'eau avant de la boire et 0 si non
Pre_Mou	Possession de la moustiquaire	1 si le ménage possède de la moustiquaire et 0 si non
Nbre_Mou	Nombre de moustiquaire	Nombre de moustiquaire dans le ménage
Per_Mou	Dormir sous moustiquaire	Nombre de personnes qui dorment sous une seule moustiquaire
Typ_Mou	Type de moustiquaire	Le type de moustiquaire posséder par le ménage