

IMPACT DES MUTUELLES DE SANTE SUR LES COMPORTEMENTS DE DEMANDE DE SANTE DES MENAGES AU CAMEROUN

Jean Colbert Awomo Ndongo
Roger Tsafack Nanfosso

RESEARCH
PAPER No.20

MAY 2012

IMPACT DES MUTUELLES DE SANTÉ SUR LES COMPORTEMENTS DE DEMANDE DE SANTÉ DES MÉNAGES AU CAMEROUN

JEAN COLBERT AWOMO NDONGO¹
AND ROGER TSAFACK NANFOSSO²

RESUME

Le paiement direct des soins de santé oblige parfois les ménages à engager des dépenses qui peuvent les entraîner de tomber dans la pauvreté, excluant par ce fait certaines couches de la population des soins de santé. Pour faire face à une telle exclusion, les mutuelles de santé ont émergé comme un système de protection sociale aux ménages à faibles revenus basés sur le principe de partage des risques. La présente étude vise à estimer les comportements de demande de soins de santé des ménages en régime de micro-assurance santé au Cameroun en postulant à une corrélation positive entre niveau d'assurance et niveau de consommation de soins. Les principaux résultats de nos estimations du système d'équations simultanées des décisions d'adhésion à une mutuelle et de consommation de soins par la procédure de Heckman en deux étapes avec exclusion du terme quadratique de l'âge ont montré que le bon état de santé du ménage exerce une influence négative et fortement significative sur l'adhésion à la mutuelle, justifiant par ce fait l'hypothèse d'anti-sélection. De plus, l'adhésion à la mutuelle de santé exerce une influence positive et fortement significative sur le niveau de consommation de soins, ce qui traduit une présomption d'aléa moral qu'une amélioration du niveau de consommation de soins des mutualistes. Ces derniers dépensent environ 51,70% plus pour la consommation de soins que les non-mutualistes. Cette analyse empirique infirme les résultats obtenus par certaines études menées en Afrique subsaharienne (corrélation positive entre niveau d'assurance et niveau de dépenses de soins avec absence d'anti-sélection et d'aléa moral). L'originalité de cet article découle du fait qu'en utilisant une méthodologie de qualité, il offre une description unique du système de santé camerounais d'une part, et d'autre part, il permet une analyse quantitative des déterminants de choix d'une mutuelle de santé et de consommation de soins dans ce pays. Les résultats de cette étude ont une forte implication politique à savoir l'amélioration de la pratique et des politiques en matière de MAS

au Cameroun comme instrument financier susceptible de réduire les obstacles financiers à la consommation de soins.

1. INTRODUCTION

L'introduction des paiements directs des soins de santé adoptée depuis la mise en œuvre de l'Initiative de Bamako en 1987 ne permet pas aux ménages pauvres qui gagnent moins de 2 dollars Américains par jour et qui représentent près de 50,6 % (INS-EDS, 2005) de la population camerounaise de payer les services de santé dont ils ont besoin ou, s'ils le font, tombent dans le dénuement. Ce grand problème d'inaccessibilité financière aux soins est d'autant plus aggravé par l'absence d'un système formel de protection sociale universelle (Fouakeng et Schroeder, 2009). Seules quelques catégories professionnelles (fonctionnaires et salariés du secteur privé) bénéficient d'une protection sociale organisée, encore la prise en charge n'est-elle que très partielle (Motazé, 2008). Pour la grande majorité de la population, environ 90,4% (INS-EESI, 2005) active dans le monde rural et dans le secteur urbain informel, il existe des mécanismes embryonnaires de financement collectif des soins à l'instar des mutuelles de santé, ce qui dénote une baisse généralisée de la fréquentation des centres de santé et des hôpitaux, malgré les efforts faits pour rationaliser les soins et rendre les médicaments essentiels disponibles (Aboubakar et Déveltere, 2003). De plus, à cause des coûts élevés des soins de santé, les populations à faibles revenus ont des comportements à recourir aux prestations de santé peu chères et de qualité douteuse ; intensément recours aux tradi-praticiens, aux groupes religieux et prophètes miracles qui s'érigent en structures et professionnels de santé (Commeyras et Ndo, 2006). Ainsi, si rien n'est fait pour faciliter leur recours aux soins de santé modernes, une frange importante de la population risque y être exclue et le taux de pauvreté qui se situe autour de 39,9% (INS-ECAM, 2008) pourrait connaître une progression très inquiétante. Ceci suscite une interrogation majeure à savoir : *Quel est l'impact des mutuelles de santé sur les comportements de demande de santé des ménages au Cameroun?* En d'autres termes, étant donné que le paiement direct des soins de santé, même routinier, en vue de soigner des maladies courantes et récurrentes peut avoir un impact financier dévastateur (BIT, 2007): *quel est l'effet des mutuelles de santé sur les dépenses de consommation de soins de santé des ménages?*

L'objectif principal de la présente étude est d'estimer la demande de soins exprimée par les ménages camerounais en régime de micro-assurance de santé (MAS pour la suite de l'exposé) en utilisant des données de l'enquête menée auprès de 317 ménages dans le district de santé de Mbalmayo (région du Centre au Cameroun). Autrement dit, eu égard au fait

1 Université de Yaoundé II

2 Université de Yaoundé II

que le débat sur la réforme du financement de la santé au Cameroun met en évidence la nécessité d'évoluer vers des solutions de prépaiement et de partage de risques (MINSANTE, 2006). Cette étude vise spécifiquement à : (i) estimer le choix et le niveau de consommation de soins des ménages en régime de MAS; (ii) savoir si la fréquentation et l'utilisation des services de santé modernes par les ménages peut être améliorée en régime de MAS.

La présente étude suppose qu'il existe une corrélation positive entre l'adhésion à la mutuelle de santé et le niveau de consommation de soins. De ce fait, on présentera d'une part, une revue de la littérature suivie d'un état des lieux des systèmes de MAS au Cameroun et d'autre part, la méthodologie utilisée. Ainsi, on reviendra premièrement sur les différentes méthodes existantes pour estimer cet impact dans la littérature, deuxièmement, en recourant à une spécification du modèle économétrique, on se livrera à une analyse du comportement de consommation de soins des individus en régime de MAS sur nos propres données.

2. REVUE DE LA LITTÉRATURE

Dans la littérature, l'approche par la demande de soins analyse les comportements thérapeutiques des agents économiques qui peuvent être appréhendés par une fonction d'utilité dont les arguments sont: l'état de santé de l'individu, les caractéristiques individuelles ou socio-économiques des agents, les caractéristiques des alternatives, etc. La modélisation de la demande de soins développée dans les années 1970 repose sur une vision instrumentale de ce bien : l'individu consomme des soins pour atteindre l'état de santé qu'il a choisi et arbitre rationnellement entre cette consommation et les autres (Acton, 1975 ; Grossman, 1972). Plus récemment, l'attention est de plus en plus focalisée sur les effets des systèmes d'assurance maladie sur la demande de soins autant au niveau des pays développés que des pays en développement.

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

Quelques auteurs ont étudié l'impact des mutuelles de santé sur la demande de soins dans certains pays d'Afrique subsaharienne. En 1999, le Ministère de la Santé du Rwanda a institué des tests pilotes de mutuelles de santé dans trois districts. Il ressort de ces tests que les membres des mutuelles se sont avérés jusqu'à 4 fois plus susceptibles de recourir au système de santé moderne en cas de maladie que les non-membres. Les taux de consultation pour les nouveaux cas concernant des membres étaient compris dans un intervalle allant de 1,2 à 1,6 consultations par an et par tête, par rapport à des taux de 0,2 à 0,3 pour les non-membres et pour la population des districts choisis (étude citée dans Waelkens et Criel, 2004). De même une enquête faite dans la région de Thiès au Sénégal révèle que les membres des mutuelles bénéficient deux fois plus de soins hospitaliers que les non-membres. Les interviews suggèrent néanmoins qu'il n'y ait pas d'aléa moral (Jütting et Tine, 2000). L'étude de Chee et al. (2002) dans le district de Hanang en Tanzanie, révèle que 5 % des ménages membres de la mutuelle CHF représentent 53 % de l'utilisation des soins. Les réponses des participants aux interviews et aux discussions de groupes focalisées sont semblables à celles de la Guinée : tant les responsables des centres de santé que les utilisateurs croient que les membres viennent plus souvent au centre de santé quand ils sont malades et qu'il n'y a pas d'augmentation des consultations « inutiles ». Schneider et Diop (2001 et 2001a) avaient observé une situation similaire au Rwanda: les membres malades utilisent 5 fois plus les soins modernes que les non-membres qui ont plus recours à l'automédication. Il n'y a pas de signes d'une croissance de consultations « inutiles », mais plutôt d'une meilleure accessibilité des soins modernes quand c'est nécessaire.

Les discussions de groupes focalisées organisées dans le cadre du projet de recherche PRIMA en Guinée suggèrent que les utilisateurs ne se rendent au centre de santé que quand ils se sentent vraiment malades. La remarque qu'il pourrait y avoir une surconsommation par les membres était particulièrement mal accueillie et vigoureusement démentie (Waelkens et Criel, 2002). Selon Dubois (2002), les adhérents à la mutuelle de santé accordent davantage d'importance à la santé que les non membres. En outre, les résultats d'une autre recherche au Burkina Faso indiquent que les adhérents à une mutuelle ont une perception plus négative des soins traditionnels que les non adhérents, les jugeant souvent médiocres ou inefficaces (De Allegri et al., 2006b). Par ailleurs, l'étude menée par Kouadio et al. (2005) dans la banlieue Abidjanaise (Yopougon), montre que l'état de santé et l'anticipation du choix d'un système d'assurance apparaissent plus importants pour le recours aux services de soins de santé. L'assurance mutuelle n'est pas significative pour le recours aux soins. Ces résultats ne sont pas totalement conformes à ceux de Tape et al. (2007)

qui ont trouvé que la variable assurance mutuelle est positive et statistiquement significative. Elle affecte seulement les recours publics avec un coefficient élevé (supérieur à 6). Ainsi, les individus qui disposent d'une assurance mutuelle, comparativement à ceux qui n'en disposent pas, ont tendance à consulter davantage ces différents fournisseurs de soins de santé modernes.

3. ETAT DES LIEUX DES SYSTEMES DE MAS AU CAMEROUN

Au Cameroun une grande partie de la population ne bénéficie d'aucune protection sociale formelle et la question de l'accès aux soins se pose pour 50,6% (INS-EDS, 2005) des citoyens environ. La stratégie Sectorielle Santé élaborée en 2001 prévoit de couvrir en 10 ans, 40% de la population à travers la création d'au moins une mutuelle de santé par district de santé (MINSANTE, 2006). Les mutuelles de santé mises en place ont suscité un engouement auprès des populations. En 2000, le premier inventaire de la Concertation dénombrait 9 mutuelles au Cameroun (Concertation, 2001). En 2003, un second recensement organisé par le SAILD (Service d'Appui aux Initiatives Locales de Développement) avec l'appui de la Concertation avait trouvé 37 mutuelles en activité au Cameroun (Concertation, 2004).

En 2006, la Coopération Technique Allemande (GTZ) et le Service de Coopération et d'Action Culturelle Français en appui au Ministère de la Santé Publique et au Ministère du Travail et de la Sécurité Sociale, ont réalisé un répertoire pour fournir à tous ceux qui s'intéressent au mouvement mutualiste camerounais, une information actualisée sur les systèmes de MAS évoluant au Cameroun³. Au total 101 structures de MAS ont été répertoriées parmi lesquelles 73 dans le secteur informel, 26 dans le secteur formel et 2 couvrant exclusivement les religieux. On note que 62% des MAS répertoriées sont fonctionnelles, 23% en gestation, 10% en projet et 5% en redressement. Au total 22% des districts de santé disposent d'au moins une mutuelle et le nombre de personnes couvertes par ces systèmes représente 1,39% de la population totale. Les régions les plus couvertes sont le Littoral (28), le Centre (25) et l'Ouest (23). Environ 78% des MAS sont communautaires, 11% sont des MAS d'entreprise et 11% sont des MAS d'assurances. On note que 44% des MAS sont exclusivement rurales.

Le mode de paiement des cotisations est variable en fonction de la mutuelle. Il peut être mensuel, trimestriel ou annuel. Les cotisations des MAS communautaires des zones rurales sont collectées après la

commercialisation des cultures de rente. Le montant moyen de la prime individuelle mensuelle, est de 336 FCFA, soit un total annuel de 20 160 FCFA pour un ménage moyen de 5 personnes avec des écarts allant de 100 FCFA à plus de 2000 FCFA. Ce qui supposerait alors des revenus annuels variant entre 672 000 FCFA et 1 008 000 FCFA. Les fonds collectés sont gérés de la manière suivante : 20% des cotisations pour le fonctionnement, 70% des cotisations pour la prise en charge et 10% des cotisations pour les réserves. L'adhésion familiale est le mode le plus répandu et le tiers payant (88%) représente le mode de prise en charge par excellence. La moyenne des bénéficiaires varie entre 746 pour les MAS gérées par des bénévoles et 7783 pour des MAS gérées par du personnel salarié. La prise en charge comprend les consultations, les examens médicaux, les hospitalisations, les chirurgies, les accouchements et la radiologie. Toutefois, les mutualistes paient un ticket modérateur de 25% pour les soins ambulatoires et 50% pour la chirurgie dans certaines MAS.

La demande de couverture des pathologies chroniques (notamment le VIH/Sida) qui ne sont généralement pas prises en charge s'est accrue. Malheureusement, la faiblesse des moyens mobilisés par lesdites mutuelles ne permet pas de satisfaire ce besoin. Il faut noter que le gouvernement camerounais a rendu gratuit le traitement par les AntiRetroViraux (ARV) en mai 2007. Dans certaines MAS, les personnes vivant avec le VIH/Sida sont couvertes à 100% (des MAS de Sa'a, Tiko, Manjo, Kumbo et Wum, par exemple) (GTZ, 2008).

Les promoteurs les plus actifs sont les coopérations bilatérales (30%) et les organisations non gouvernementales (17%). Le Cameroun dispose pour l'instant de 9 structures (bureaux d'étude et ONG) qui appuient le développement des MAS. Le Ministère de la santé Publique à travers les formations sanitaires qui mettent gracieusement des locaux à la disposition des mutuelles et offrent les prestations suivant les conventions signées (prise en charge, conseil, etc.). Toutefois, les MAS rencontrent certaines difficultés dans leur fonctionnement à savoir : les difficultés de couverture des charges de fonctionnement ; les difficultés de mener une sensibilisation et de faire la coordination à cause du manque des moyens de déplacement et autres frais de motivation ; la rupture de stocks de médicaments génériques dans les pharmacies des formations sanitaires, qui ne permet pas aux mutualistes de profiter pleinement de leur adhésion ; la difficulté pour certains adhérents d'être à jour du paiement de leur cotisation soit du fait de l'absence de culture de mutualiste ou par simple négligence, etc.

3 GTZ - Cameroun. (2006), Inventaire de systèmes de Micro Assurance Santé au Cameroun. Yaoundé : GTZ Volet MAMS et Coopération Française, Yaoundé.

4. METHODOLOGIE

Pour ceux qui ont recouru aux soins au moins une fois dans les 15 jours qui précèdent le passage de l'enquêteur dans le ménage, on estime leur demande de soins en régime de MAS. La démarche économétrique qu'on adoptera dérive d'une part, d'une étude critique des méthodologies adoptées dans la littérature pour estimer l'impact de l'assurance maladie sur le recours aux soins de santé et d'autre part, de la spécification et de la stratégie d'estimation du modèle économétrique adoptées dans le cadre de notre étude.

4.1 ETUDE CRITIQUE DES METHODOLOGIES ADOPTEES DANS LES ETUDES AYANT TRAITE LE SUJET

Il serait impossible de faire une synthèse objective des multiples méthodologies utilisées dans les travaux consacrés à cette épineuse question tant les résultats paraissent contradictoires, hétérogènes ou non significatifs. Cela tient à l'impossibilité pratique de se trouver « toutes choses étant égales par ailleurs ». Les facteurs intervenant sont souvent auto-corrélés : par exemple, l'éducation, le revenu, le niveau d'assurance et le choix des soins. Légal (2008) et Albouy et Crépon (2007) fournissent une synthèse complète de ces travaux et des difficultés méthodologiques de mesure.

- a) Recours à un dispositif d'expérience contrôlée et une situation d'expérience naturelle

Une seule expérience contrôlée, celle de la RAND Corporation, conduite par Phelps et Newhouse (1974), mais aussi Manning et al. (1987) aux Etats Unis, fait la référence en matière d'estimation des comportements de consommation de soins des assurés, malgré son ancienneté. Expérience contrôlée unique dans l'histoire de l'économie de la santé, en grandeur réelle pendant 5 années (1974 à 1979), sur 6000 personnes, elle a permis de rendre les caractéristiques de l'assurance maladie aléatoires et exogènes par rapport aux autres variables, donc d'isoler les effets de celles-ci. Les sujets avaient accepté de souscrire au plan d'assurance proposé par les expérimentateurs et défini soit au hasard soit selon le niveau de revenu. Ces recours ont ensuite été regroupés en épisodes de soins, définis comme l'ensemble des consommations associées à un même motif de recours aux soins. Les économistes de la RAND ont ensuite analysé aussi bien les décisions de débiter un épisode de soins, que la longueur de ces épisodes, en fonction, entre autres, de la situation assurantielle des familles.

De même, le travail empirique mené par Chiappori et al. (1998) est effectué, lui, sur données françaises. Ces derniers exploitent une situation d'expérience naturelle

lors de l'augmentation du ticket modérateur de 5% décidé par la loi Veil en 1993. Plus précisément, ils disposent d'un échantillon d'environ 4500 salariés appartenant à différentes entreprises. Ces individus, observés sur les années 1993 et 1994, sont tous couverts par le même contrat collectif à formule unique. Les garanties de la formule sont telles que la quasi-totalité des dépenses médicales sont couvertes. En 1994, 3689 individus subissent l'introduction d'un co-paiement de 10% (l'entreprise à laquelle ils appartiennent ayant décidé de changer les garanties du contrat), les autres conservant l'ancienne couverture. Ceci constitue bel et bien une expérience naturelle dans le sens où la décision de changer de contrat n'est pas prise par l'individu mais par l'entreprise. Ce dernier point limite les risques de sélection adverse, puisque la souscription ne résulte pas d'un choix du salarié (elle est donc exogène). De plus, la double dimension des données permet de prendre en compte l'hétérogénéité non observée dans les procédures d'estimation. Enfin la présence d'un groupe de contrôle garantit que les changements de comportement testés ne découlent pas d'un autre événement intervenu de manière concomitante aux changements de contrat. Bien que la structure d'expérience naturelle permette de bien neutraliser les effets de sélection, ce travail n'épuise pas la question de l'aléa moral.

- b) Des stratégies pour neutraliser la sélection endogène des choix d'assurance

Pour la majorité des économètres, qui ne disposent pas de données issues d'un dispositif d'expérience contrôlée ou d'expérience naturelle à l'instar des expérimentateurs de la RAND et l'étude de Chiappori et al. (1998), la validation de l'effet de l'assurance sur la demande de soins exploite les différences de dépenses en soins entre des personnes de niveaux d'assurance différents (par exemple, les mutualistes et les non-mutualistes). Cette approche se heurte à la sélection endogène des choix d'assurance. On peut identifier quatre stratégies dans les travaux récents d'économistes pour neutraliser cette endogénéité sur données en coupe transversale. La première école consiste à faire l'hypothèse que la corrélation entre choix d'assurance et consommation médicale ne tient qu'à des facteurs observables (au rang desquels l'état de santé) et que si ces variables sont des variables de contrôle, le niveau d'assurance n'est plus endogène dans l'équation de consommation (Gardiol et al., 2005 ; Buchmueller et al., 2002a ; Genier, 1998 et Caussat et Glaude, 1993). Cette approche est insuffisante pour contrôler la deuxième source d'anti-sélection, celle relative à des propensions à consommer différentes, à état de santé donné.

La deuxième école consiste à estimer le système d'équations simultanées constitué par l'équation de

choix de souscription d'une assurance mutuelle et par l'équation de consommation médicale. La résolution de ce système suppose soit de mobiliser un instrument, soit d'opter pour une résolution reposant sur la seule forme fonctionnelle des équations (Gardiol et al., 2006 ; Buchmueller et al., 2004 ; Holly et al., 1998). L'estimation du système d'équations simultanées bute donc sur le fait qu'il n'existe pas de variable d'exclusion dont la validité fasse consensus au sein de la communauté des chercheurs. Toutefois, Albouy et Crépon (2007) notent que techniquement parlant, l'estimation du système d'équations simultanées peut se faire sans variable d'exclusion. L'identification se fait grâce à la spécification de la loi jointe des termes d'erreur.

La troisième approche dérive des travaux de Gardiol et al. (2003) et se démarquent des deux familles de travaux précédents par l'originalité de leur démarche. S'appuyant sur les résultats de la RAND selon lesquels l'aléa moral était limité sur la probabilité d'avoir un séjour hospitalier dans l'année, les auteurs font ici l'hypothèse qu'il n'y a pas d'aléa moral sur les soins en institution (bien que Gardiol ait abouti à la conclusion inverse dans ses travaux avec Holly en 1998 sur les mêmes données). La validité de cette hypothèse peut être discutée : il se peut que les personnes les moins couvertes, repoussant la date des soins qui leur seraient nécessaires, se retrouvent in fine plus souvent à l'hôpital. Cette hypothèse leur permet néanmoins d'estimer l'aléa moral sur la consommation de soins de ville. Enfin, des méthodes de type « matching estimator » ont été développées par Barros et al. (2005). Sur données françaises, cette dernière méthode permettrait par exemple de comparer la population juste en dessous et au dessus du seuil d'éligibilité à la couverture maladie universelle.

Au regard de tout ce qui précède, il est opportun de savoir comment s'inscrit notre démarche au milieu de toutes ces contributions empiriques.

4.2. NOTRE SPECIFICATION ECONOMETRIQUE ET STRATEGIE D'ESTIMATION

Dans le cadre de ce travail, pour étudier les comportements de consommation de soins selon diverses caractéristiques socio-économiques, démographiques et selon l'adhésion à la mutuelle, suivant la démarche de Gardiol et al. (2006), Buchmueller et al. (2004) et Holly et al. (1998), on teste des différences entre les mutualistes et les non-mutualistes quant à l'utilisation des services médicaux. On construit une méthode d'estimation permettant de déterminer simultanément la probabilité d'adhésion à une mutuelle de santé et la consommation médicale, et de tester ainsi si possible l'existence des comportements d'anti-sélection et de risque moral.

Ainsi, il ressort que l'endogénéité est perceptible car la demande d'assurance maladie dépend : du revenu, du prix des soins, du prix de l'assurance, de la qualité du remboursement, de la probabilité d'être malade et d'autres variables socio-démographiques comme le sexe et l'âge. De même, la demande de soins est une fonction des mêmes variables, à savoir : le revenu, prix des soins, probabilité d'être malade et d'autres variables socio-démographiques, et du fait d'être assuré (Caussat et Glaude, 1993). Tout dépend donc de la spécification économétrique du modèle et de la stratégie d'estimation pour rendre les résultats robustes, corrigés des différents problèmes empiriques potentiels.

a) Méthode de résolution des problèmes empiriques potentiels

On inclut une variable indiquant si l'individu a adhéré à une mutuelle ou non, en raison des problèmes d'endogénéité et d'hétérogénéité inobservée. Ainsi, afin de tenir compte de la simultanéité des décisions d'adhésion et de demande des services de santé, on propose d'estimer un système d'équations simultanées qui modélise conjointement les probabilités d'adhérer à une MAS et leur influence sur la demande de soins mesurée par la consommation de soins des ménages. En outre, si de fortes capacités inobservées jouent à la fois sur les consommations de soins et l'adhésion à la mutuelle, on peut observer des niveaux de consommation de soins plus élevés pour les mutualistes, même si le statut de mutualiste n'a pas d'impact réel sur sa demande de soins. Par conséquent, afin de ne pas associer à la demande d'assurance une influence causale sur la consommation de soins, qui ne serait que le reflet des caractéristiques inobservables, on suppose que les termes d'erreurs de notre système d'équations simultanées peuvent être corrélés entre eux : la spécification suivante que nous proposons permet ainsi d'obtenir des résultats robustes, même si des caractéristiques individuelles omises influencent à la fois l'accès à la mutuelle de santé et les consommations de soins.

b) Construction du modèle économétrique

Soit C_i la consommation médicale, M_i une variable dichotomique exprimant l'adhésion à une mutuelle de santé de l'individu i , Z_i et X_i des ensembles de variables socio-économiques et démographiques. Le modèle statistique s'écrit :

$$\begin{aligned} M_i^* &= Z_i a \\ C_i^* &= X_i b + \beta M_i \end{aligned} \quad (1.1)$$

Avec

$$\begin{cases} M_i = 1 \text{ si } M_i^* > 0 \\ M_i = 0 \text{ sinon} \end{cases} \text{ et } \begin{cases} C_i = 1 \text{ si } C_i^* > 0 \\ C_i = 0 \text{ sinon} \end{cases} \quad (1.2)$$

C_i^* et M_i^* sont les variables latentes exprimant les motivations de la consommation médicale et d'adhésion à une mutuelle de santé, a et b sont des vecteurs de paramètres et β un paramètre scalaire à estimer. L'estimation du modèle simultané avec risque moral dans l'équation de consommation et d'anti-sélection dans l'équation d'adhésion à la mutuelle n'est pas aisée compte tenu de la nature des variables observées (Caussat et Glaude, 1993). Avoir ou non une assurance est une variable dichotomique, et l'observation des consommations de soins est entachée de nombreuses valeurs nulles correspondant à l'absence de consommation sur la période de l'observation. Ainsi, dans notre échantillon, les données sont par définition tronquées. En effet, ce n'est que si une personne a une propension à consommer des soins supérieure à zéro, que nous pourrions étudier les facteurs (parmi lesquels l'adhésion à la mutuelle) l'ayant poussée à choisir tel niveau plutôt qu'un autre. Nous constatons donc que le modèle économétrique envisagé dans cette étude relève du domaine des variables qualitatives, plus précisément des modèles de sélection. Tel qu'illustré, on propose un modèle à deux équations simultanées: la première équation est le choix de la personne de son niveau d'assurance (où sa consommation de soins anticipée est susceptible d'intervenir) ; la seconde est la détermination de la dépense en soins (où le niveau d'assurance est susceptible d'intervenir). Plus précisément, on note M_i une variable dichotomique qui vaut 1 si l'individu i a adhéré à une mutuelle de santé et 0 sinon et C_i^* la variable latente associée au fait de consommer des soins (on prend l'exemple où la mesure de la consommation de soins est la variable binaire indiquant si on a consommé des soins au cours de la période de référence). Soit donc le système suivant :

$$\begin{aligned} M_i^* &= Z_i a + \mathcal{G}_{im} \\ C_i^* &= X_i b + \beta M_i + \mathcal{G}_{ic} \end{aligned} \quad (1.3)$$

Dans le cas où l'on pense que c'est à partir des caractéristiques observables que l'individu fonde son anticipation de dépenses en soins, on peut mettre ces variables en variables de contrôle et faire l'hypothèse que les résidus (\mathcal{G}_{im} et \mathcal{G}_{ic}) sont supposés être indépendants et identiquement distribués (iid) et suivent

une loi normale bivariée de moyenne nulle et de matrice de variance - covariance Ω :

$$\begin{pmatrix} \mathcal{G}_{im} \\ \mathcal{G}_{ic} \end{pmatrix} \rightarrow N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_m^2 & \rho\sigma_{cm} \\ \rho\sigma_{cm} & \sigma_c^2 \end{pmatrix} \right] \quad (1.4)$$

$$\Omega = \begin{pmatrix} \sigma_m^2 & \rho\sigma_{cm} \\ \rho\sigma_{cm} & \sigma_c^2 \end{pmatrix} \quad (1.5)$$

Où σ_m^2 et σ_c^2 sont les variances respectives des résidus (\mathcal{G}_{im} et \mathcal{G}_{ic}) et ρ est le coefficient de corrélation entre les résidus.

Cette spécification modélise les corrélations possibles entre l'adhésion à la mutuelle et la consommation de soins, reflète d'éventuelles simultanités dans les décisions des individus. Puisque dans les modèles à variables discrètes des problèmes de cohérence logique (Maddala, 1983) rendent difficiles l'expression d'une simultanité directe des décisions, on en tient compte ici par les coefficients de corrélation entre les caractéristiques non observables des mutualistes.

c) La technique d'estimation

Il existe plusieurs méthodes d'estimation pour le modèle complet défini par les équations (1.3) et (1.5). Il est possible d'adopter une stratégie en deux étapes, c'est-à-dire d'estimer premièrement les paramètres des règles d'adhésion à la mutuelle de santé en utilisant un modèle probit ou logit et deuxièmement d'estimer l'équation de consommation de soins en utilisant les erreurs prédites comme variables explicatives supplémentaires afin de contrôler la sélection endogène des adhérents à la mutuelle. De plus, en postulant une distribution bivariée normale des résidus (autorisant leur corrélation), on peut estimer tous les paramètres simultanément en utilisant la méthode de maximum de vraisemblance (MMV) qui permet d'obtenir des coefficients sans biais, convergents et asymptotiquement efficaces.

Tel qu'illustré, l'estimation de l'équation de consommation de soins est faite uniquement à partir des données sur les individus ayant consommé les soins, l'espérance conditionnelle des erreurs n'est pas nulle et, de ce fait les estimateurs des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) sont biaisés. En effet, l'échantillon est tronqué dans la mesure où les observations affectées aux individus qui n'ont pas consommé de soins sont perdues pour ceux qui ont consommés. Dans ce cas les scores de satisfaction observés pour ceux qui ont consommés ne nous permettent pas de déduire le score qu'aurait eu un individu non consommateur s'il avait fait recours aux soins. Afin de corriger ce biais de sélection, nous

utiliserons la procédure de Heckman (1979) en deux étapes, moins sensible que la MMV à l'hypothèse de normalité des erreurs des fonctions de scores. Il est montré (Lee, 1992) que la méthode en deux étapes donne des estimateurs convergents tant que la normalité des erreurs de l'équation de sélection est vérifiée.

Dans la modélisation précédente, nous avons supposé que les termes d'erreurs de différentes équations étaient distribués de façon normale. Pourtant, un certain nombre d'articles ont mis en évidence la possibilité que la distribution des scores ne soit pas normale (Heckman et Sedlacek, 1990 notamment). En pratique, l'absence de normalité des erreurs de fonction de score n'est pas un problème très important tant que les erreurs de l'équation d'adhésion à la

mutuelle sont distribuées de façon normale puisque, dans ce cas, la méthode d'Heckman en deux étapes fournit des résultats convergents. La validité de l'hypothèse de normalité des erreurs de l'équation d'adhésion à la mutuelle dépend principalement de la qualité de l'ajustement. Heckman et Sedlacek (1985) ont toutefois montré qu'il était possible de retenir l'hypothèse de normalité des erreurs dans l'équation d'adhésion lorsque la distribution des erreurs de la fonction de scores ne s'écartait pas trop de la loi normale. L'asymétrie et l'aplatissement de la distribution des erreurs de la fonction de scores étant respectivement -0,6 et 3,8. Le test sur la normalité des résidus nous a permis d'avoir une p-value = 0,5713 > 0,05, donc au rejet de l'hypothèse d'absence de normalité (voir tableau 1 et graphique 1 en annexe).

Tableau 1: Test sur la normalité des résidus

```
. sktest residu
```

variable	Skewness/Kurtosis tests for Normality			
	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2
residu	0.295	0.908	1.12	0.5713

Ainsi, pour estimer le modèle spécifié, la variable dépendante et les variables indépendantes suivantes ont été utilisées. La variable dépendante traduisant la consommation de soins regroupe les dépenses pour les consultations, examens de laboratoire, hospitalisations et les médicaments effectuées par les ménages

pour soigner les maladies survenues au cours des 15 jours précédant l'arrivée de l'enquêteur dans le ménage. De plus, la littérature a permis de recenser plusieurs variables susceptibles d'expliquer les comportements de consommation de soins par les ménages. Ces variables sont réparties en fonction des hypothèses précédemment formulées.

Tableau 2: Définition des variables expliquées et explicatives du modèle

Variables	Définition des variables
<i>Consommation de soins</i>	Montant des dépenses engagées pour accéder aux soins (consultations, examens de laboratoires, hospitalisations, médicaments) en logarithme
<i>Adhésion à une mutuelle de santé</i>	1 si mutualiste et 0 autrement
<i>Sexe</i>	1 si masculin et 0 si féminin
<i>Age</i>	Age de l'individu malade en nombre d'années révolues
<i>Religion</i>	1 si religion chrétienne et 0 si autres religions
<i>Etat de santé (global du ménage)</i>	1 si état de santé jugé bon et 0 si mauvais état de santé
<i>Situation matrimoniale</i>	1 si marié et 0 si célibataire
<i>Revenu</i>	Tranche de revenu mensuel du ménage
<i>Morbidité</i>	Nombre de malades dans le ménage

5. DONNEES

Les données utilisées dans cette étude ont été collectées au cours d'une enquête effectuée au cours de l'année 2011 sur un échantillon de 317 ménages dans le district de santé de Mbalmayo (couvrant une zone urbaine et une zone rurale). Cette enquête a été menée auprès des ménages mutualistes et des ménages non-mutualistes⁴. Ce district de santé couvre une population de 154 364 habitants avec 43 formations sanitaires donc 33 formations sanitaires publiques, 4 formations sanitaires privées confessionnelles et 6 formations sanitaires privées laïques. De plus, le district de santé de Mbalmayo est constitué de 18 aires de santé⁵ et de 6 mutuelles de santé (GTZ, 2006).

5.1.METHODOLOGIE D'ÉCHANTILLONNAGE

a) Base de sondage

La base de sondage disponible est constituée des aires de santé de la carte sanitaire du Cameroun. Selon le Ministère de la santé une aire de santé est définie comme une portion de territoire renfermant 5 à 10.000 habitants. Une aire de santé devra être couverte par la même équipe pour assurer le respect du principe de la séquence des codes ménages. Ainsi, trois aires de santé ayant au moins une mutuelle de santé ont été choisies comme unités d'échantillonnage. Les unités statistiques enquêtées sont les ménages et les individus malades présents dans ces ménages au cours de la période de référence qui est de 15 jours avant le passage de l'agent enquêteur ceci pour éviter les biais de mémorisation. Ces aires de santé se présentent donc comme des grappes d'une unité statistique.

b) Taille de l'échantillon

Les contraintes pour choisir la taille de l'échantillon sont beaucoup plus liées au niveau des analyses attendues qu'à la précision des résultats souhaités. On procède à un tirage aléatoire de l'échantillon à deux degrés. On tire au premier degré le nombre souhaité d'aires de santé parmi celles issues de la carte sanitaire du Cameroun de 2010, au deuxième degré, on tire les ménages à enquêter.

- Tirage du nombre d'aires de santé

Le mode de tirage utilisé est celui d'un tirage aléatoire simple par milieu de résidence et à probabilités inégales⁶. On a donc appliqué un tirage des aires de

santé proportionnellement à leur poids. Le poids de chaque aire de santé étant calculé à partir de trois éléments : le nombre de mutuelles de santé, le nombre de formations sanitaires et l'effectif de la population. Après des simulations c'est-à-dire en appliquant le principe de la variance minimale, nous avons obtenu $n = 3$ aires de santé.

- Tirage du nombre de ménages à enquêter

En considérant que les données de la zone d'étude ont révélé un taux d'utilisation des biens et services de santé de 25% (GTZ, 2006), nous pourrions calculer la

$$n = \frac{z^2 \cdot p \cdot q}{d^2}$$

taille de l'échantillon comme suit : n , où p est la proportion des mutualistes supposés demander les soins de santé ; $q = 1 - p$; z^2 l'écart qui correspond à un degré de confiance de 95% ; d^2 la précision (5%). Donc on aura :

$$n = \frac{(1,96)^2 \times 0,25 \times 0,75}{(0,05)^2} \approx 288,12$$

Ainsi, $n = 288$ ménages et pour compenser aux cas de non réponse ou autres, nous avons ajouté 10% de ce nombre et on pourrait obtenir une taille approximative $n = 317$ ménages au lieu de $n = 288$ ménages.

5.2. METHODE DE COLLECTE DES DONNEES

La collecte des données dans ce district de santé s'est basée sur une méthode de calibrage du questionnaire articulée autour des axes suivants : concevoir un mode de description de la mutuelle de santé permettant d'être compris et perçu par les enquêtés, recueillir des renseignements sur les pratiques en matière de recours aux soins, conception et pré-tests des questionnaires, élaboration et mise en œuvre des questionnaires finals. Le pré-test est parti d'une première version du questionnaire administrée à une quarantaine de chefs de ménage. Ce pré-test a permis d'apporter des corrections pour obtenir la version finale du questionnaire.

Les données ont été recueillies à l'aide d'un questionnaire structuré avec des questions fermées du type « bidding game » administré directement aux chefs de ménage ou tout autre répondant adulte pour chaque ménage et pour les individus constituant le

⁴Les ménages non-mutualistes sont les ménages assurés par une autre structure d'assurance maladie et les ménages pas du tout assurés.

⁵ Carte sanitaire du Cameroun, 2010, MINSANTE.

⁶ On a effectué 100 tirages aléatoires simples à probabilité inégale de 3 aires de santé. L'échantillon d'aires de santé (unités

primaires) retenu est celui pour lequel l'écart entre la moyenne estimée de l'échantillon et la moyenne de la population est minimal.

ménage. Pour chaque ménage, premièrement, on a recueilli des informations générales sur le chef de ménage (nationalité, sexe, âge, niveau d'étude, situation matrimoniale, groupe socio-économique) et sur la composition des membres du ménage (nombre de personnes dans le ménage y compris les visiteurs, nombre d'enfants (de 0 à 5 ans), nombre d'adulte). De plus on a recueilli des informations sur les caractéristiques du logement du ménage.

La seconde section est relative aux recours aux soins effectués par les ménages en cas de maladie, les préférences en matière de traitement et les dépenses de soins. Tout d'abord, on a cherché les informations sur le risque sanitaire des membres du ménage à travers trois grands groupes de maladies (le paludisme ou la fièvre, les maladies diarrhéiques et les maladies respiratoires), les plus récurrentes dans la zone d'étude d'après les études conjointes menées par le MINSANTE et l'OMS en 2010. Ainsi, pour chaque épisode qui a été recensé dans le ménage, on a recueilli les informations concernant la maladie (type de maladie, nombre de personnes ayant été malades, durée de la maladie). Ensuite sur le recours aux soins (si le malade a été consulté, si oui le lieu de la consultation, le motif de la consultation). Enfin sur les dépenses de soins (transport, consultation, examens de laboratoire, hospitalisation et médicaments).

La troisième section traite du recours à l'assurance maladie. Ici on a recherché les informations sur l'adhésion du ménage à une MAS ou à une autre

structure d'assurance (assurance sociale ou privée commerciale), le montant de la cotisation ou de la prime, les modalités de versement de la prime (mensuelle, trimestrielle ou annuelle), la souscription à un type de prise en charge. Dans le cas où le ménage n'est pas assuré, on a cherché à connaître les raisons de la non-adhésion à une structure d'assurance. Puis la tranche de revenu mensuel auquel appartient le chef de ménage.

La quatrième et la dernière section traite de la prise en charge du ménage par la structure d'assurance maladie. Ici, concernant les trois grands groupes de maladies diagnostiquées à la deuxième section, on a recueilli les informations sur la prise en charge : le type de prise en charge (remboursement, tiers payant, forfait etc.), le montant versé par l'assurance maladie toute forme confondue, les coûts couverts (transport, consultation, hospitalisation, examens, médicaments), l'appréciation du ménage de la qualité de la prise en charge.

6. RESULTATS DES ANALYSES DES DONNEES

6.1. RESULTATS DES ANALYSES DESCRIPTIVES

Les statistiques descriptives concernant les caractéristiques des chefs de ménage sont présentées au tableau 3.

Tableau 3: Répartition des chefs de ménages par types d'assurance en fonction du milieu de résidence, du sexe, de la religion, du niveau d'éducation, du revenu, de la situation matrimoniale et de l'état de santé global du ménage

Variables	Mutualistes	Non-mutualistes	P-value
Milieu de résidence			0,973
Urbain	47,40	52,60	
Rural	47,20	52,80	
Sexe			0,082
Masculin	43,09	56,91	
Féminin	52,94	47,06	
Religion			0,625
Chrétien	46,92	53,08	
Autres religions	52,00	48,00	
Niveau d'éducation			0,923
Primaire	49,33	50,67	
Secondaire	46,63	53,37	
Supérieur	46,88	53,13	
Revenu			0,001
Moins de 20000	28,57	71,43	
Entre 20000 et 60000	41,10	58,90	
Entre 60000 et 100000	59,26	40,74	

Plus de 100000	62,50	37,50	
Statut matrimonial			0,480
Célibataire	50,00	50,00	
Marié(e)	54,15	45,15	
Etat de santé global			0,154
Mauvais	49,58	50,42	
Bon	40,26	59,74	

Notes : *les chiffres représentent les fréquences et les pourcentages pour les variables ;

**P-Value pour le test d'indépendance des variables (test de chi-deux).

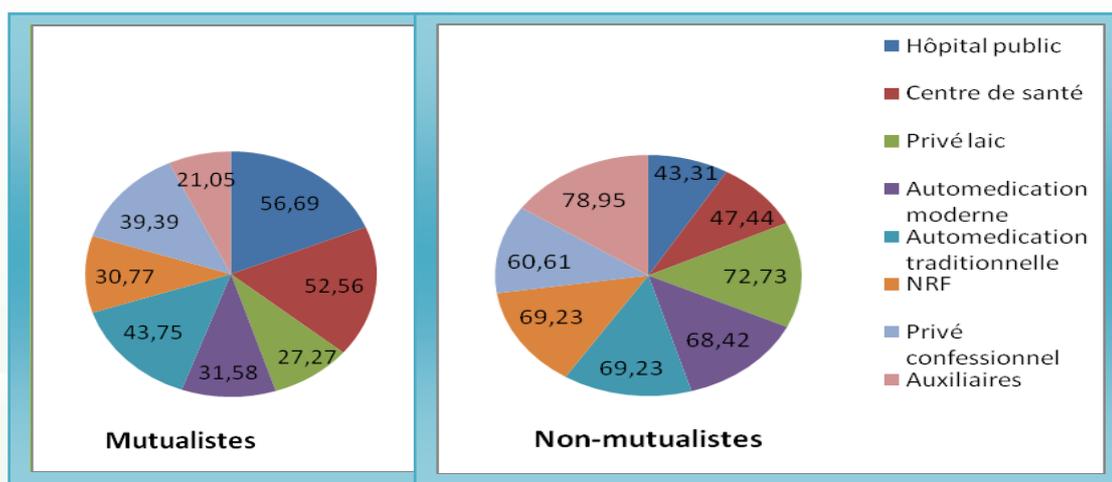
D'après ce tableau, il ressort que 47,40% et 47,20% des ménages vivants respectivement en milieu urbain et rural sont mutualistes. La répartition des mutualistes semble donc être proportionnelle dans les deux milieux de résidence. De même, un regard sur la répartition des chefs de ménages par sexe montre que 47,00% des hommes et 57,40% des femmes sont mutualistes. Ce qui permet de constater un engouement des populations au mouvement mutualiste. En ce qui concerne le revenu, 62,5% des mutualistes ont un revenu compris entre 100000 FCFA et plus. Cela semble s'expliquer par le fait que les individus appartenant à cette tranche de revenu adhèrent aux mutuelles appartenant à leur groupe socio-professionnel (mutuelle d'entreprise, amicale des enseignants, mutuelle du personnel de la santé par exemple).

Concernant le type de recours aux soins des malades dans les ménages, le graphique 1 ci-dessous laisse présager que le recours aux formations modernes

publiques (hôpital public (56,69%) et centres de santé (52,56%)) est le choix par excellence des mutualistes. Ceci peut s'expliquer par le fait que la stratégie de promotion et de développement des mutuelles de santé élaborée au Cameroun par le Ministère de la Santé Publique à travers les formations sanitaires publiques qui mettent gracieusement des locaux à la disposition des mutuelles et offrent les prestations suivant les conventions signées (prise en charge, conseil, etc.) améliorent l'accès et à moindre coût aux soins de santé modernes des adhérents aux mutuelles de santé. Par ailleurs, on peut constater un faible recours des mutualistes pour les autres types de recours aux soins comme l'automédication (moderne et/ou traditionnelle), les auxiliaires (les tradi-praticiens et les vendeurs informels des médicaments) et le recours « ne rien faire⁷ ». Ceci peut s'expliquer par le fait que les adhérents aux mutuelles de santé accordent davantage d'importance à la santé que les non-adhérents (Dubois, 2002) et d'autre part, les mutualistes ont une perception plus négative des soins traditionnels (automédication et auxiliaires) que les non-mutualistes, les jugeant souvent médiocres ou inefficaces (De Allegri et al., 2006b).

⁷ Ce recours est celui qui consiste à attendre de voir comment évoluera la maladie avant de prendre une décision.

Graphique 1: Types de recours aux soins des ménages



Le test de Student a été réalisé afin de rendre compte de la significativité de la différence de proportion des différentes variables. Il ressort que la différence de proportion des différentes variables est significativement différente de 0 au seuil de 5% (voir tableau 1 en annexe).

6.2. RÉSULTATS DES ANALYSES ÉCONOMÉTRIQUES

Nous exposons ici les résultats de l'estimation du modèle et analysons l'impact des variables explicatives sur la consommation des biens et services de santé.

- a) Les résultats de l'estimation de l'adhésion à la mutuelle de santé et de la consommation de soins de santé

Les estimations de la probabilité d'adhésion à une mutuelle et de consommer les biens et services médicaux confirment l'existence de variables significativement différentes car la convergence est rapide puisqu'elle a lieu après 3 itérations seulement. Avec une statistique de Wald de 77,99, le modèle estimé paraît bien spécifié : l'hypothèse H_0 que tous les coefficients sont égaux à zéro est aisément rejetée. Toutes les variables explorées n'affectent pas nécessairement le choix et le niveau de consommation de soins.

Nous constatons que l'échantillon total est composé de 317 individus, comme prévu. L'estimation de l'équation de sélection se fait à l'aide de la totalité des observations, que les individus aient consommé les soins ou non. Pour la deuxième étape, Stata utilise les « uncensored observations », c'est-à-dire uniquement les observations des individus ayant choisi de consommer les soins. Quant au coefficient de corrélation des termes d'erreur (ρ) des deux équations du modèle :

lorsque le modèle est estimé par la MMV, le logiciel effectue automatiquement un test du χ^2 pour vérifier si ρ est significativement différent de 0 ($H_0 : \rho = 0$). Le rejet de l'hypothèse nulle (pvalue < 0,05 si seuil critique à 5%) signifierait que l'équation d'adhésion à une mutuelle n'est pas indépendante de l'équation de consommation de soins; les deux décisions ne sont pas prises indépendamment l'une de l'autre. C'est pourquoi nous pouvons affirmer qu'une estimation du modèle par les MCO aurait fourni des estimateurs biaisés. D'après les résultats du tableau 2 en annexe) la pvalue >0,05 donc on accepte $H_0 : \rho = 0$ c'est-à-dire l'absence de corrélations entre les résidus. On retient la méthode d'estimation en deux étapes de Heckman. Les valeurs obtenues par les deux méthodes d'estimation sont similaires et s'interprètent pareillement, même si la procédure de Heckman reste une approximation de la MMV. Tout comme Holly et al. (1998), nous avons retenu comme variable d'exclusion⁸ l'âge sous forme quadratique⁹ qui pourtant explique le comportement d'adhésion, mais n'explique pas du tout le niveau de consommation de soins, afin que la première étape de l'estimation serve (par le biais du mills ratio) à corriger le biais de sélection. De plus, l'âge sous forme quadratique rend non significative l'effet des variables « Age », « religion », « bonétatsanté » et « rev3 » sur le niveau de consommation de soins (voir tableau 3 en annexe). A l'issu de plusieurs estimations faites pas à pas, il ressort qu'il existe un ensemble d'indicateurs clés qui déterminent le choix de consommer ou non les soins et le niveau de consommation des ménages en régime de MAS au Cameroun. Le tableau 4 suivant présente

⁸ Les variables d'exclusion sont les variables incluses dans la première équation et pas dans la seconde.

⁹ Les effets linéaires de cette variable étant présents dans les deux équations.

les résultats obtenus par la procédure de Heckman en deux étapes.

Tableau 4: Résultats de l'estimation des comportements de consommation de soins en régime de MAS

Variables explicatives	Adhésion à la mutuelle de santé	Consommation des soins
	Coefficients	coefficients
Age	-0.1251759** (0.014)	0.0133654** (0.044)
Age2	0.0014199** (0.012)	-----
Féminin	-0.0946607 (0.562)	-0.2332286 (0.187)
Marié	-0.165469 (0.325)	-0.3889468** (0.037)
Religion	0.0108864 (0.970)	0.5147971* (0.078)
Morbidité	-----	0.213136*** (0.000)
Bon état de santé	-0.628821*** (0.000)	-0.7522122** (0.015)
Revenu mensuel		
-entre 20000 et 60000 FCFA	0.642829*** (0.005)	0.4131062 (0.240)
-entre 60000 et 100 000 FCFA	0.8976206*** (0.000)	0.7425265* (0.069)
-plus de 100 000 FCFA	0.404251 (0.160)	0.9657395*** (0.007)
Adhésion à une mutuelle de santé	-----	0.5170159*** (0.002)
Constante	2.923775** (0.011)	3.006486*** (0.000)
Mills ratio	0.3103966 (0.671)	
Number of obs	= 317	
Censored obs	= 102	
Uncensored obs	= 215	
Wald chi2(18)	= 103.89	
Prob > chi2	= 0.0000	

Notes : Significativement différent de 0 au seuil de 1% (***), de 5% (**) et de 10% (*).

Les p-values sont entre parenthèses. Le modèle est estimé par la procédure de Heckman en deux étapes, en prenant pour variable expliquée le logarithme de la consommation médicale totale. La situation de référence ici est un non-mutualiste de sexe masculin, célibataire, de religion chrétienne ayant un mauvais état de santé avec un revenu inférieur à 20000 FCFA.

b) Interprétation des résultats

Les signes des coefficients¹⁰ estimés sont semblables à ceux attendus pour la plupart des variables. Les résultats montrent que les variables « Age », « Age2 », « bonétatsanté » et « revenu » expliquent l'adhésion à

la mutuelle de santé. Tandis que les variables « Age », « marié », « religion », « bonétatsanté », « morbidité », « revenu » et « adhésion à la mutuelle » expliquent le niveau de consommation de soins.

La probabilité d'adhérer à une mutuelle est négativement corrélée avec l'âge de l'individu, mais cet effet n'est pas le même au cours de la vie de l'individu puisque le coefficient du terme quadratique de l'âge est positif et significatif. Ceci signifierait que l'adhésion à une mutuelle baisse jusqu'à un certain âge, puis augmente ensuite, car à cet âge l'individu est

¹⁰ Les coefficients de l'équation d'adhésion à la mutuelle de santé s'interprètent comme ceux d'un modèle Probit. Quant aux coefficients de l'équation de consommation de soins, ils représentent le changement de la variable dépendante suite à une modification de la variable explicative, c'est-à-dire un effet marginal (voir tableau 5 en annexe).

supposé connaître une dégradation de l'état de santé (Grossman, 1972)¹¹. Ainsi, il doit donc compter sur le système de mutualisation de risque maladie qui établit une certaine solidarité entre les jeunes et les vieux, les bien-portants et les malades. De plus, l'âge explique positivement le niveau de consommation de soins ceci signifie que plus l'âge d'un individu augmente, plus son niveau de consommation de soins est susceptible d'augmenter. Ce résultat est conforme à celui de Causat et Glaude (1993) qui ont démontré que les individus d'un âge avancé consomment davantage de soins que les jeunes.

La morbidité dans le ménage a une incidence positive et fortement significative sur le niveau de consommation de soins. Ceci est justifié par le fait que plus le nombre de malades augmente dans le ménage plus le niveau de dépense de soins est susceptible d'augmenter. Par ailleurs, le mariage semble jouer négativement et significativement sur la consommation de soins. Ce résultat montre que les mariés consomment moins les soins par rapport aux célibataires. De plus, la religion a une incidence positive sur la consommation de soins. Ceci trouve son explication dans la prolifération des églises au Cameroun depuis le décret promulguant la loi sur la libéralisation des associations de 1992 et la plupart des églises traditionnelles que sont : Catholique, Evangélique, Presbytérienne et Baptiste ont en leur sein des formations sanitaires ce qui pourrait expliquer la forte propension de leurs fidèles à faire recours aux soins de santé.

Le revenu exerce une incidence positive et significative sur la probabilité d'adhérer à une mutuelle de santé. Les individus ayant un revenu compris entre 20000 et 60000 FCFA ou entre 60000 et 100 000 FCFA ont tendance à adhérer aux mutuelles de santé par rapport aux individus ayant un revenu mensuel de moins de 20000 FCFA. Ceci s'explique par la capacité qu'ont ces individus à payer régulièrement leur cotisation. De plus, au regard des résultats, des revenus appartenant à la tranche « plus de 100 000 FCFA » ne sont pas significatifs pour l'adhésion à une mutuelle de santé, mais sont significatifs pour l'explication du niveau de consommation de soins car les individus ayant des revenus très élevés dépensent environ 96,57% plus pour la consommation de soins que ceux ayant des revenus inférieurs à 20000 FCFA. Par ailleurs, les individus appartenant à la tranche « plus de 100 000 FCFA » semblent à peu près ne pas adhérer à la mutuelle de santé car certains doutent de la gestion des fonds, d'autres préfèrent le

paiement direct des services de santé et surtout une grande partie des individus appartenant à cette tranche de revenu sont pris en charge par le système de sécurité sociale donc ils ne trouvent pas d'intérêt à adhérer à une mutuelle de santé. Contrairement aux individus ayant un revenu de moins de 20000 FCFA qui jugent qu'ils sont très pauvres ou que leur revenu est insuffisant pour pouvoir adhérer à une mutuelle et payer régulièrement les cotisations.

Le bon état de santé du ménage exerce une influence négative et fortement significative sur l'adhésion à la mutuelle. Ainsi, plus l'état de santé du ménage est jugé bon, moins il est susceptible d'adhérer à la mutuelle de santé par rapport au ménage qui juge son état de santé mauvais. De ce fait l'hypothèse d'anti-sélection semble être vérifiée car la mutuelle de santé ne disposant pas d'information sur la catégorie de risque de ses adhérents attire en masse les personnes ayant une propension élevée à consommer les soins, soit en raison de leur état de santé, plus ou moins observable, soit du fait des caractéristiques individuelles inobservables, telle une forte aversion pour le risque. Ce résultat semble confirmé ceux obtenus par de nombreuses études menées dans certains pays développés (Légal, 2008 ; Franc et Perronin, 2007 ; Gardiol et al., 2005 ; Buchmueller et al., 2002a et Causat et Glaude, 1993). Ceci semble d'une part, être confirmé par l'influence positive et significative du terme quadratique de l'âge sur l'adhésion à la mutuelle c'est-à-dire les plus âgés ayant eu au cours de la vie une propension élevée à adhérer à un mécanisme de mutualisation de risque maladie, le risque augmentant avec l'âge (Causat et Glaude, 1993 et Grossman, 1972). Et d'autre part, par l'influence négative et significative de la variable « bon état de santé » sur la consommation de soins. En effet, les ménages qui jugent avoir un bon état de santé dépensent 75,22% moins pour la consommation de soins que les ménages qui ont un mauvais état de santé. Toutefois, ce résultat semble infirmer ceux obtenus dans certains pays d'Afrique subsaharienne (De Allegri et al., 2006a ; Jütting, 2005 et Dubois, 2002) et celui obtenu par Genier (1998) qui trouve que les phénomènes de sélection liés à la santé sont probablement d'ampleur limitée en France.

La variable « adhésion à la mutuelle de santé » exerce une influence positive et fortement significative sur le choix et le niveau de consommation de soins. Cela confirme donc l'analyse théorique qui montre qu'il existe une corrélation positive entre le niveau d'assurance et le niveau de dépenses de santé. Ce résultat a été obtenu dans certaines études menées dans certains pays d'Afrique subsaharienne (Tape et al., 2006 ; Jütting, 2005 ; Jütting et Tine, 2000, etc.). Ce résultat infirme celui de Kouadio et al. (2005) qui ont trouvé que l'assurance mutuelle n'était pas significative pour le recours aux soins. Toutefois, cette

¹¹ Grossman (1972) suppose que les individus disposent d'un capital santé initial qui se déprécie plus ou moins rapidement avec l'âge selon l'importance de soins reçus pendant l'existence.

augmentation des dépenses de soins consécutive à l'adhésion à la mutuelle pourrait traduire une présomption d'aléa moral qu'une amélioration du niveau de consommation de soins des mutualistes par rapport aux non-mutualistes. En effet, comme le précise Caussat et Glaude (1993), si on était en présence de simples effets d'anti-sélection, ceux-ci devraient être inclus dans les variables qui expliquent simultanément l'adhésion à la mutuelle et la consommation médicale. L'ajout de l'adhésion à la mutuelle ne devrait pas améliorer la qualité du modèle explicatif de la consommation de soins. Tel n'est pas le cas, et ceci incite à penser que le niveau de couverture a une incidence spécifique sur le niveau de consommation de soins, conformément à la théorie du risque moral. Ainsi, les mutualistes dépensent 51,70% plus pour la consommation de soins que les non-mutualistes. Ceci confirme donc les résultats obtenus par Holly et al. (1998) qui estiment la présence de l'aléa moral sur la consommation de soins hospitaliers en Suisse, de Gardiol et al. (2006) ; Buchmueller et al. (2002b et 2004) ; Caussat et Glaude (1993) en France. Ce résultat semble rejeter la thèse d'une absence d'aléa moral de la part des adhérents à la mutuelle et infirmant par ce fait les résultats obtenus par Jütting et Tine (2000) dans la région de Thiès (Sénégal), Chee et al. (2002) et Schneider et Diop (2001 et 2001a) au Rwanda, Waelkens et Criel (2002) pour le projet PRIMA en Guinée.

6. CONCLUSIONS

L'objectif de l'étude était d'estimer les comportements de demande de soins des ménages en régime de MAS à partir d'un échantillon représentatif de 317 ménages du district de santé de Mbalmayo dans la région du Centre. Ainsi, nous avons effectué un recensement de quelques études ayant traité ce sujet à travers une revue de la littérature empirique. Cette investigation nous a permis de constater que certaines études conduisaient à une corrélation positive entre niveau d'assurance santé et niveau de dépenses de soins justifiant par ce fait un effet d'anti-sélection et d'aléa moral entraînant une surconsommation de soins des mutualistes. D'autres par contre, ayant trouvé une corrélation positive entre l'adhésion à la mutuelle et le niveau de consommation de soins, rejettent la thèse d'une consommation « inutile » des soins par les mutualistes. Cette étude infirme les résultats obtenus par ces dernières.

En fait, l'estimation du système d'équations simultanées d'adhésion à la mutuelle de santé et de consommation de soins en utilisant la procédure de Heckman en deux étapes a permis d'une part de neutraliser les corrélations possibles entre l'adhésion à la mutuelle de santé et la consommation de soins, reflets d'éventuelles simultanités dans les décisions des individus. Ainsi, les principaux résultats de nos estimations ont montré que

le bon état de santé du ménage exerce une influence négative et fortement significative sur l'adhésion à la mutuelle, justifiant par ce fait l'hypothèse d'anti-sélection car les ménages qui jugent avoir un bon état de santé dépensent 75,22% moins pour la consommation de soins que les ménages qui ont un mauvais état de santé. De même, l'adhésion à la mutuelle de santé exerce une influence positive et fortement significative sur le niveau de consommation de soins. Cette augmentation des dépenses de soins consécutive à l'adhésion à la mutuelle pourrait traduire une présomption d'aléa moral qu'une amélioration du niveau de consommation de soins des mutualistes, car ces derniers dépensent 51,70% plus pour la consommation de soins que les non-mutualistes. Ainsi, l'originalité de cet article découle du fait qu'en utilisant une méthodologie de qualité, il offre une description unique du système de santé camerounais d'une part, et d'autre part, il permet une analyse quantitative des déterminants de choix d'une mutuelle de santé et de consommation de soins dans ce pays. Par ailleurs, il est important de remarquer que l'augmentation des recours aux soins est en partie souhaitable, notamment pour les personnes défavorisées. De même, il faut aussi observer que le problème des pays en développement en général et du Cameroun en particulier est la faiblesse de la consommation de soins médicaux et qu'on est très loin de la situation des pays industrialisés. Ainsi, les questions liées à l'anti-sélection et au risque moral doivent être prises au sérieux lorsqu'on met en place une MAS. Car ces deux phénomènes menacent la viabilité financière des MAS.

Au regard de ces résultats, les autorités gouvernementales et les partenaires sociaux devraient :

- Encourager les MAS d'avoir en leur sein des personnes en bonne santé. Puisqu'elles ne font pas la sélection des membres en fonction des risques qu'ils présentent, elles chercheront plutôt dans cette optique à élargir le groupe : inciter à l'affiliation de tous les membres d'une famille, ou tenter de convaincre un groupe entier (par exemple les associations de femmes) de s'affilier. Car plus grand est le groupe qui partage les risques, moins élevées pourront être les cotisations prélevées auprès des membres et plus nombreux seront les risques couverts par la mutuelle de santé ;
- Encourager la fédération des mutuelles et créer un cadre réglementaire pour le fonctionnement des MAS afin de ne pas décourager certains individus, de devenir ou rester membres de la mutuelle de santé ;
- Soutenir financièrement les MAS et appuyer en médicaments les formations sanitaires qui ont signées les conventions avec les MAS

pour faire face à la surconsommation médicale ;

- Encourager les MAS de sensibiliser leurs membres et de les dissuader de surconsommer en faisant payer le membre une partie de ses dépenses de soins.

REFERENCES

- Aboubakar, K. Y. et Develtere, P. (2003), « Mutuelles de santé au Cameroun : Étude Comparative », Rapport réalisé pour la coopération technique Belge. Yaoundé: Coopération Belge - Cameroun et Leuven: Katholieke Universiteit Leuven. <https://lirias.kuleuven.be/handle/123456789/187374> [consulté le 27/11/2010].
- Acton, J.P., (1975), "Nonmonetary factors in the demand for medical services. Some empirical evidence". *Journal of Political Economy* n°83, PP. 595-616.
- Albouy, V. et Crépon, B. (2007), « Aléa moral en Santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Robin ». Document de Travail, INSEE. 50 Pages.
- Arrow, K.J. (1963), "Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care". *American Economic Review*, Vol 53, n°5. PP. 941-973.
- Barros, P. P., Machado, M.P., Sanz de Galdeano, A. (2005), "Moral Hazard and the Demand for Health Services: a Matching Estimator Approach", working paper, Universidad Carlos III de Madrid, Departamento de Economía
- BIT (2007), la Protection sociale de la santé : Stratégie de l'OIT pour un accès universel aux soins de santé, Document de travail de nature consultative, Avril 2007.
- BIT-STEP (2002), Micro-assurance, Guide d'introduction aux mutuelles de santé en Afrique, Geneva: STEP, PP.15.
- Buchmueller, T. C., Couffinhal, A., Grignon, M. et Perronnin, M. (2004), "Access to physician services: does supplemental insurance matter? Evidence from France", *Health Economics*, vol. 13.
- Buchmueller, T.C., Couffinhal, A., Grignon, M. et Perronnin, M. (2002a), « access to physician services: does supplemental insurance matter? Evidence from France ». NBER Working Paper n° 9238.
- Caussat, L. et Glaude, M. (1993), « Dépenses médicales et couverture sociale ». *Economie et Statistique*, n°265, PP. 31-43.
- Chee, G., Smith, K. et Kapinga, A. (2002), "Assessment of Community Health Fund in Hanang District, Tanzania". Bethesda, MD: The Partners for Health Reformplus Project, Abt Associates Inc.
- Chiappori, P.A., Durand, F. et Geoffard, P.Y. (1998), "Moral Hazard and the Demand for Physician Services: First Lessons from a French Natural Experiment". *European Economic Review*. n° 42, PP. 499-511.
- Concertation (2004), Inventaire des systèmes d'assurance maladie en Afrique : synthèse des travaux de recherche dans 11 pays, La Concertation, Dakar. 112 pages. <http://www.concertation.org/>
- Concertation (2001), Base de données sur les mutuelles de santé et leurs structures d'appui, travaux de recherche dans 11 pays d'Afrique : le Cameroun. La Concertation, Dakar. <http://www.concertation.org/>
- Commeyras, C. et Ndo, J.R. (2006), « Caractéristiques de la consommation de soins et de médicaments au Cameroun », *Cahiers Santé*, vol. 16, n° 1, janvier-février-mars 2006.
- De Allegri, M., Kouyaté, B., Becher, H., Gbangou, A., Pokhrel, S., Sanon, M. et Sauerborn, R. (2006b), "Understanding enrolment in community health insurance in sub-saharan Africa: a population-based case-control study in rural Burkina Faso". *Bulletin of World Health Organization*, vol 84, n° 11, PP.852-861.
- De Allegri, M., Sanon, M., Bridges, J. et Sauerborn, R. (2006b), "Understanding consumers' preferences and decision to enrol in community-based health insurance in rural West Africa". *Health Policy*, n°76, PP.58-71.
- Fouakeng, F. et Schroeder, S. (2009), « Mise en place d'un système de mutualisation du risque maladie au Cameroun : état des lieux, problèmes et perspectives des initiatives en cours depuis quelques années », Ministère de la Santé Publique, (CERDESS) - Cameroun. Janvier 2009.
- Franc, C., Perronnin, M. (2007), "Aide à l'acquisition d'une Assurance Maladie Complémentaire: une première évaluation du dispositif ACS", *Question d'Economie de la Santé* n°121, IRDES.
- Gardiol, L., Geoffard, P.Y. et Grandchamp, C. (2006), "Separating selection and incentives effects: An econometric study of Swiss health insurance claims data", in *Competitive Failures in Insurance Markets*, The MIT press.
- Gardiol, L., Geoffard, P.Y. et Grandchamp, C. (2003), "Separating selection and incentives effects in Health Insurance", PSE working paper n° 2005-38.
- Genier P. (1998), « Assurance et recours aux soins. Une analyse micro-économétrique à partir de l'enquête Santé 1991-1992 de l'INSEE », *Revue Economique*, Vol. 49, n°3, p. 809-819.
- Geoffard, P-Y. (2000), « Dépenses de santé : l'hypothèse d'aléa moral », *Economie et Prévision*, vol.142, PP. 123-135.
- Geoffard, P-Y. et Grandchamp, C. (2006), "Incentives and Selection effects in Health Insurance", chap. 10 in *Elgar Companion to Health Economics*, A. Jones, ed., Edward Elgar
- GTZ (2008), « Prise en charge du traitement et du suivi biologique des personnes vivant avec le VIH/Sida par les systèmes de micro-assurance et mutuelles de santé au Cameroun », Volet MAMS, Yaoundé-Cameroun.
- Grossman, M. (1972), "On the concept of health capital and the demand for health", *Journal of Political Economy*, n°80, p. 223-255.

- Heckman, J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, n°47, PP.153-162.
- Heckman, J. et Sedlacek, G. (1990), "Self Selection and the Distribution of Hourly Wages", *Journal of Labor Economics*, vol 8, pp 328-363.
- Heckman J., Sedlacek G. (1985), "Heterogeneity, Aggregation and Market Wage Functions : An Empirical Model of Self-Selection in the Labor Market", *Journal of Economy*, vol. 93, n° 6, pp 1077-1125.
- Holly, A., Gardiol, L., Domeninghetti, G. et Bisig, B. (1998), "An econometric model of health care utilization and health insurance in Switzerland". *European Economic Review*. Vol. 42, PP. 513-522.
- Institut National de la Statistique (2008) : Troisième enquête camerounaise auprès des ménages, Yaoundé-Cameroun.
- Institut National de la Statistique (2005) : Deuxième enquête sur l'emploi du secteur informel, Yaoundé-Cameroun.
- Institut National de la Statistique (2005) : Troisième enquête démographique et de santé, Yaoundé-Cameroun.
- Jütting, J. (2005), "Health insurance for the poor in the developing countries", Ashgate, Burlington. <http://hc.wharton.upenn.edu/impactconference/>.
- Jütting, J. & Tine, J. (2000), "Micro insurance schemes and health care provision in developing countries: An empirical analysis of the impact of mutual health insurance schemes in rural Senegal". <http://www.zef.de/download/Artikel/KV-Senegal.pdf>.
- Kouadio, A. et al. (2005), « Bien-être social et demande de soins de santé en milieu urbain ivoirien », African Economic Research Consortium (AERC-CREA).
- Lee, L-F. (1992), "On efficiency of methods of simulated moments and maximum simulated likelihood estimation of discrete response models". *Econometrica Theory*, vol. 8, pp. 518-552.
- Légal, R. (2008), « Les Déterminants de la Demande Individuelle de Couverture Complémentaire Santé en France », Thèse de doctorat, Université Paris IX Dauphine.
- Maddala, G. (1983), *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press.
- Manning, WG et al. (1987), "Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment". *American Economic Review*, vol. 77, n°3, P. 251-77.
- Ministère de la Santé Publique (2006), Plan Stratégique de Promotion et de Développement des Mutuelles de Santé au Cameroun. Yaoundé-Cameroun : MINSANTE et MINTSS. <http://www.platfomecm.org/platfnews/plan-strategique-des-ms-au-cameroun.pdf>
- Motazé, L. P. (2008), *L'Afrique et le défi de l'extension de la sécurité sociale : l'exemple du Cameroun*. La Case africaine pour le social et l'économique (Paris).
- Phelps, C. E. et Newhouse, J. (1974), "Coinsurance, the price of time, and the demand for medical services", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 56, pp. 334-342.
- Schneider, P. et Diop, F. (2001), "Synopsis of results on the impact of community-based health insurance on financial accessibility to health care in Rwanda". In: *Health Care Financing for Rural and Low-Income Populations: The Role of Communities in Resource Mobilization and Risk Sharing*, ed. Preker, A. Washington: World Bank.
- Schneider, P. et Diop, F. (2001a), "Impact of Prepayment Pilot on Health Care Utilization and Financing in Rwanda: Findings from Final Household Survey". Bethesda, MD: The Partners for Health Reformplus Project, Abt Associates Inc.
- Tape, B., Lacroix, G. et Duclos, J.Y. (2007), « Analyse économétrique de l'itinéraire thérapeutique des ménages de Côte d'Ivoire », sur : www.irec.net/index.jsp?p=28&f=424. [Consulté le 21/04/2009].
- Waelkens, M.P. et Criel, B. (2004), « Les mutuelles de santé en Afrique sub-saharienne - état des lieux et réflexions sur un agenda de recherche », Washington (DC): World Bank.
- Waelkens, M.P. et Criel, B. (2002), « Étude de la perception sociale de la MUCAS Maliando ». In : *Le projet PRIMA en Guinée Conakry. Une expérience d'organisation de mutuelles de santé en Afrique rurale*, ed. Criel, B., Barry, A. et von Roenne, F. Bruxelles : Medicus Mundi Belgique.

ANNEX

Graphique 1: Diagramme issu du test sur la normalité des résidus

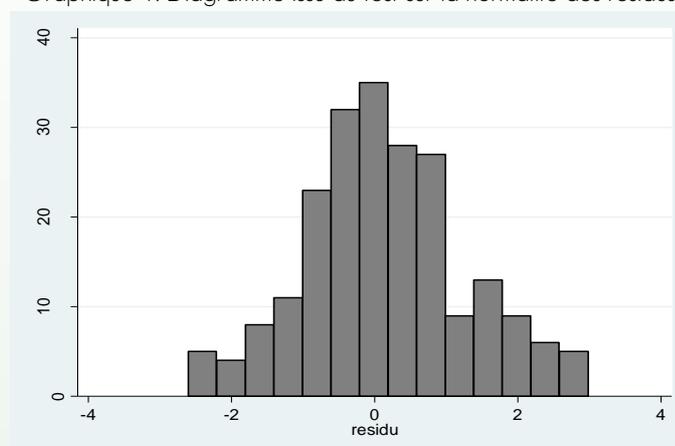


Tableau 1: Test de différence de proportion des variables (test de Student)

	Test Value = 0					
	t	dl	Significativité	Différence de Proportion	Intervalle de confiance de différence à 95%	
					Inférieur	Supérieur
Milieu de résidence	14,343	316	0,000	0,394	0,34	0,45
Sexe	15,409	316	0,000	0,429	0,37	0,48
Religion	5,201	316	0,000	0,079	0,05	0,11
Situation matrimoniale	24,050	316	0,000	0,647	0,59	0,70
Adhésion à la mutuelle	16,847	316	0,000	0,473	0,42	0,53
Etat de santé du ménage	31,384	316	0,000	0,757	0,71	0,80

Note sur le Test de différence de proportion

Tester une différence de proportions entre deux populations revient à vérifier si cette différence suit une loi normale de moyenne nulle (donc centrée). C'est

l'hypothèse H_0 . Si l'on réduit cette différence en la divisant par son écart-type, la variable aléatoire obtenue suit une loi normale non seulement centrée mais réduite.

Les hypothèses à tester sont les suivantes :

$$\begin{cases} H_0: p_1 = p_2 \\ H_1: p_1 \neq p_2 \end{cases}$$

La variable statistique à tester ici est définie par

$$Z = \frac{p_1 - p_2}{\sqrt{\frac{p_1(1-p_1)}{n_1} + \frac{p_2(1-p_2)}{n_2}}}$$

qui suit une loi normale centrée réduite.

L'estimateur d'une proportion étant la fréquence observée sur un échantillon. L'espérance de l'écart entre ces fréquences (qu'on peut supposer nulle) est donc égale à l'écart $p_1 - p_2$.

Ainsi on compare la valeur Z de la loi normale centrée réduite (c'est-à-dire 1,96 si l'on utilise le classique intervalle de confiance bilatéral de 95 %) à cette statistique.

Règle de décision au seuil de 5% :

Si $z \in [-1,96; 1,96]$, ne pas rejeter H_0

Si $z \in]-\infty; -1,96] \cup [1,96; +\infty[$, Rejeter H_0

Tableau 2: Estimation de l'équation simultanée de consommation médicale et d'adhésion à la mutuelle de santé par la méthode du Maximum de Vraisemblance (MMV)

```
. xi: heckman Consom adhésion age feminin marie religion bonétatsanté morbidite rev2 re
> v3 rev4, select(age age2 feminin marie religion bonétatsanté rev2 rev3 rev4)
```

```
Iteration 0: log likelihood = -513.75527
Iteration 1: log likelihood = -513.71024
Iteration 2: log likelihood = -513.69996
Iteration 3: log likelihood = -513.69991
```

```
Heckman selection model          Number of obs   =       317
(regression model with sample selection)  Censored obs   =       102
                                           Uncensored obs =       215

Log likelihood = -513.6999          wald chi2(10)  =       77.99
                                           Prob > chi2    =       0.0000
```

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
Consom						
adhésion	.5199525	.1646693	3.16	0.002	.1972066	.8426985
age	.013088	.0065052	2.01	0.044	.000338	.025838
feminin	-.2262596	.1741928	-1.30	0.194	-.5676713	.1151521
marie	-.3716928	.1775872	-2.09	0.036	-.7197574	-.0236282
religion	.5103762	.2898557	1.76	0.078	-.0577305	1.078483
bonétatsanté	-.6998966	.2629129	-2.66	0.008	-1.215196	-.1845968
morbidite	.2126938	.0505693	4.21	0.000	.1135798	.3118079
rev2	.3626195	.3130955	1.16	0.247	-.2510363	.9762754
rev3	.676732	.3512584	1.93	0.054	-.0117217	1.365186
rev4	.9400597	.3498599	2.69	0.007	.2543468	1.625773
_cons	3.111345	.6546336	4.75	0.000	1.828287	4.394404
select						
age	-.1256736	.0510456	-2.46	0.014	-.2257211	-.0256261
age2	.0014281	.0005702	2.50	0.012	.0003105	.0025456
feminin	-.090995	.1634613	-0.56	0.578	-.4113733	.2293832
marie	-.1655318	.1683465	-0.98	0.325	-.4954849	.1644213
religion	.0080465	.2861834	0.03	0.978	-.5528627	.5689556
bonétatsanté	-.6290576	.178012	-3.53	0.000	-.9779548	-.2801605
rev2	.6453351	.2314219	2.79	0.005	.1917566	1.098914
rev3	.901289	.2579625	3.49	0.000	.3956917	1.406886
rev4	.4073787	.2875506	1.42	0.157	-.1562101	.9709675
_cons	2.928539	1.156339	2.53	0.011	.6621563	5.194922
/athrho	.1256787	.4547084	0.28	0.782	-.7655333	1.016891
/lnsigma	.1237327	.055308	2.24	0.025	.0153309	.2321345
rho	.1250211	.4476011			-.6443247	.7685971
sigma	1.131713	.0625928			1.015449	1.261289
lambda	.1414881	.5104345			-.8589451	1.141921
LR test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 0.08 Prob > chi2 = 0.7752						

Tableau 3: Estimation de l'équation simultanée de consommation médicale et d'adhésion à la mutuelle de santé par la méthode de Heckman en deux étapes sans exclusion de la variable « Age2 »

```
. xi: heckman Consom adhesion age age2 feminin marie religion bonétatsanté morbidite re
> v2 rev3 rev4, select(age age2 feminin marie religion bonétatsanté rev2 rev3 rev4) two
> step
```

```
Heckman selection model -- two-step estimates      Number of obs      =      317
(regression model with sample selection)          Censored obs       =      102
                                                    Uncensored obs     =      215

                                                    wald chi2(20)     =      96.85
                                                    Prob > chi2       =      0.0000
```

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
Consom						
adhesion	.5209287	.1648201	3.16	0.002	.1978873	.8439701
age	-.0219843	.0957571	-0.23	0.818	-.2096648	.1656963
age2	.0003946	.0010657	0.37	0.711	-.0016941	.0024832
feminin	-.2576279	.2030013	-1.27	0.204	-.6555032	.1402474
marie	-.4391894	.2432475	-1.81	0.071	-.9159458	.037567
religion	.5041705	.3204742	1.57	0.116	-.1239475	1.132288
bonétatsanté	-.9743175	.6773799	-1.44	0.150	-2.301958	.3533228
morbidity	.2111486	.0509207	4.15	0.000	.1113459	.3109512
rev2	.6370045	.7050739	0.90	0.366	-.744915	2.018924
rev3	1.044287	.9158764	1.14	0.254	-.7507978	2.839372
rev4	1.110925	.5452397	2.04	0.042	.0422747	2.179575
_cons	3.336059	1.216854	2.74	0.006	.9510703	5.721049
select						
age	-.1251759	.0507962	-2.46	0.014	-.2247346	-.0256172
age2	.0014199	.0005667	2.51	0.012	.0003092	.0025307
feminin	-.0946607	.1631387	-0.58	0.562	-.4144066	.2250852
marie	-.165469	.1682115	-0.98	0.325	-.4951574	.1642195
religion	.0108864	.2860306	0.04	0.970	-.5497232	.571496
bonétatsanté	-.628821	.1780424	-3.53	0.000	-.9777777	-.2798644
rev2	.642829	.2311308	2.78	0.005	.189821	1.095837
rev3	.8976206	.2578062	3.48	0.000	.3923297	1.402912
rev4	.404251	.2874374	1.41	0.160	-.1591161	.967618
_cons	2.923775	1.154599	2.53	0.011	.6608016	5.186747
mills						
lambda	.9920903	1.960126	0.51	0.613	-2.849685	4.833866
rho	0.75164					
sigma	1.3198922					
lambda	.99209033	1.960126				

Tableau 4: Estimation de l'équation simultanée de consommation médicale et d'adhésion à la mutuelle de santé par la méthode de Heckman en deux étapes avec exclusion de la variable « Age2 »

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
Heckman selection model -- two-step estimates						
(regression model with sample selection)					Number of obs	= 317
					Censored obs	= 102
					Uncensored obs	= 215
					wald chi2(18)	= 103.89
					Prob > chi2	= 0.0000
Consom						
adhésion	.5170159	.1648833	3.14	0.002	.1938505	.8401813
age	.0133654	.0066253	2.02	0.044	.0003802	.0263507
feminin	-.2332286	.1767251	-1.32	0.187	-.5796035	.1131462
marie	-.3889468	.1867667	-2.08	0.037	-.7550028	-.0228908
religion	.5147971	.2924948	1.76	0.078	-.0584822	1.088076
bonétatsanté	-.7522122	.3102569	-2.42	0.015	-1.360304	-.14412
morbidite	.213136	.0505841	4.21	0.000	.1139929	.3122791
rev2	.4131062	.3517086	1.17	0.240	-.2762301	1.102443
rev3	.7425265	.4083566	1.82	0.069	-.0578377	1.542891
rev4	.9657395	.3609003	2.68	0.007	.258388	1.673091
_cons	3.006486	.7348397	4.09	0.000	1.566227	4.446746
select						
age	-.1251759	.0507962	-2.46	0.014	-.2247346	-.0256172
age2	.0014199	.0005667	2.51	0.012	.0003092	.0025307
feminin	-.0946607	.1631387	-0.58	0.562	-.4144066	.2250852
marie	-.165469	.1682115	-0.98	0.325	-.4951574	.1642195
religion	.0108864	.2860306	0.04	0.970	-.5497232	.571496
bonétatsanté	-.628821	.1780424	-3.53	0.000	-.9777777	-.2798644
rev2	.642829	.2311308	2.78	0.005	.189821	1.095837
rev3	.8976206	.2578062	3.48	0.000	.3923297	1.402912
rev4	.404251	.2874374	1.41	0.160	-.1591161	.967618
_cons	2.923775	1.154599	2.53	0.011	.6608016	5.186747
mills						
lambda	.3103966	.7318795	0.42	0.671	-1.124061	1.744854
rho	0.27052					
sigma	1.1474269					
lambda	.31039659	.7318795				

Tableau 5: Effets marginaux

Marginal effects after heckman
y = Fitted values (predict)
= 4.3876234

variable	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]		x
adhésion*	.5170159	.16488	3.14	0.002	.19385	.840181	.473186
age	.0133654	.00663	2.02	0.044	.00038	.026351	42.5615
feminin*	-.2332286	.17673	-1.32	0.187	-.579603	.113146	.429022
marie	-.3889468	.18677	-2.08	0.037	-.755002	-.022892	1.64669
religion	.5147971	.29249	1.76	0.078	-.058482	1.08808	1.07886
bonéta~é*	-.7522122	.31026	-2.42	0.015	-1.3603	-.14412	.22082
morbid~e	.213136	.05058	4.21	0.000	.113993	.312279	1.84227
revcm2*	.4131062	.35171	1.17	0.240	-.27623	1.10244	.460568
revcm3*	.7425265	.40836	1.82	0.069	-.057838	1.54289	.255521
revcm4*	.9657395	.3609	2.68	0.007	.258388	1.67309	.15142
age2	0	0	.	.	0	0	1948.6

(*) dy/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1