**MINISTERE DE L'ENSEIGNEMENT SUPERIEUR ET DE LA RECHERCHE SCIENTIFIQUE**

**UNIVERSITE DE YAOUNDE II**

**UNIVERSITE D'ABOMEY-CALAVI**

**CONSORTIUM POUR LA RECHERCHE ECONOMIQUE EN AFRIQUE**

**CENTRE D'ETUDES, DE FORMATION ET DE RECHERCHES EN DEVELOPPEMENT**

**FACULTE DES SCIENCES ECONOMIQUES ET DE GESTION**

**ECOLE DOCTORALE DES SCIENCES ECONOMIQUES ET DE GESTION**

**THESE DE DOCTORAT (Ph.D) DE L'UNIVERSITE D'ABOMEY-CALAVI (BENIN)**

***Discipline/Spécialité : Sciences Economiques/Economie de la Santé***

# ASSURANCE MALADIE ET UTILISATION DES SERVICES DE SANTE AU BENIN

*Présentée et soutenue publiquement le 21 Avril 2017 par :*


## Alexandre Yédjannavo ZOUNMENOU


**Directeurs de thèse :**

M. **Fulbert AMOUSSOUGA GERO**, Professeur Titulaire, Université d'Abomey-Calavi, Bénin

M. **Georges KOBOU**, Professeur Titulaire, Université de Yaoundé II, Cameroun

**JURY :**

**Président :**

M. **Adama DIAW,** Professeur Titulaire, Université Gaston Berger de Saint Louis, Sénégal

**Suffragants :**

M. **Fulbert AMOUSSOUGA GERO,** Professeur Titulaire, Université d'Abomey-Calavi, Bénin, Directeur

M. **Georges KOBOU,** Professeur Titulaire, Université de Yaoundé II, Cameroun, Co-directeur

M. **Chérif Sidy KANE,** Maître de Conférences Agrégé, Université Cheik Anta Diop de Dakar, Sénégal, Rapporteur

M. **Denis ACCLASSATO HOUENSOU,** Maître de Conférences Agrégé, Université d'Abomey-Calavi, Bénin, Rapporteur

*Cette thèse a été réalisée grâce aux financements :*

- *d'une part, du Consortium pour la Recherche Economique en Afrique (CREA) à travers son Programme de PhD Collaboratif en Economie pour l'Afrique sub-saharienne (CPP) ;*

- *d'autre part, de la Bourse Africaine de Recherche pour la Rédaction de la Thèse (ADDRF) octroyée par l'African Population and Health Research Center (APHRC) en partenariat avec le Centre de Recherche pour le Développement International (CRDI).*

*L'Université n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans les thèses ; ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur.*

**Table des matières**

Dédicaces ..... iv
Remerciements ..... v
Liste des sigles et acronymes ..... vii
Liste des figures ..... viii
Liste des tableaux ..... ix
Résumé ..... xi
Abstract ..... xii
Introduction générale ..... 1
1. Contexte et problématique de la thèse ..... 2
2. Objectifs et l'intérêt de la thèse ..... 7
2.1 Objectifs de la thèse ..... 7
2.2 L'intérêt de la thèse ..... 7
3. Structure de la thèse ..... 8
1. Assurance maladie formelle et utilisation des services de santé au Bénin ..... 10
1.1 Assurance maladie formelle et utilisation des services de santé : synthèse des études théoriques et empiriques ..... 12
1.1.1 Assurance maladie formelle et utilisation des services de santé : approche théorique ..... 12
1.1.2 Assurance maladie formelle et utilisation des services de santé : approche empirique ..... 14
1.2 Modèle d'analyse de l'impact de l'assurance maladie formelle sur l'utilisation des services de santé ..... 21
1.2.1 Justification du choix de la méthode d'estimation ..... 22
1.2.2 La spécification du modèle de Waters (1999) ..... 22
1.3 Cadre conceptuel et choix des variables de l'étude ..... 24
1.3.1 Présentation du cadre conceptuel de l'étude ..... 24
1.3.2 Données et choix des variables de l'étude ..... 28
1.3.2.1 Données et population de l'étude ..... 29
1.3.2.2 Choix et construction des variables ..... 30
1.4 Résultats, interprétations et discussion ..... 30
1.4.1 Caractéristiques des ménages ayant utilisé ou non les services de santé ..... 31
1.4.2 Discussion des résultats d'estimation du probit bivarié ..... 37
1.4.2.1 Sources et test d'endogénéité ..... 37

1.4.2.2 L'estimation du modèle logit et discussion ..... 42
Conclusion du chapitre ..... 49
2. Groupes d'assurance informelle et utilisation des services de santé au Bénin ..... 52
2.1 Offre et demande des caisses malheur-bonheur ..... 54
2.2 Caisses malheur-bonheur : une revue de la littérature théorique et empirique ..... 57
2.3 Spécification du modèle d'analyse de l'impact des caisses malheur-bonheur sur l'utilisation des services de santé ..... 60
2.4 Présentation et analyse des résultats ..... 62
2.4.1 Statistiques descriptives et interprétation ..... 62
2.4.2 Discussion des résultats des estimations ..... 69
2.4.2.1 Effets des caisses malheur-bonheur sur l'utilisation des services de santé ..... 69
2.4.2.2 Les facteurs associés à l'adhésion aux caisses malheur-bonheur ..... 75
Conclusion du chapitre ..... 81
3. Déterminants de la demande de l'assurance maladie formelle au Bénin ..... 83
3.1 Littérature théorique et empirique sur la demande de l'assurance maladie formelle 84
3.1.1 Demande de l'assurance maladie formelle : une revue de la littérature théorique ..... 84
3.1.2 Synthèse de la revue empirique sur la demande de l'assurance maladie formelle ..... 87
3.2 Modèles théoriques et spécification du modèle empirique de la demande de l'assurance maladie formelle ..... 93
3.2.1 Les modèles théoriques de la demande de l'assurance maladie ..... 94
3.2.1.1 Le modèle de Nyman (2001) à partir de la théorie du consommateur ..... 94
3.2.1.2 Le modèle de Nyman (2001) basée sur la théorie de l'utilité espérée ..... 96
3.2.2 La spécification du modèle empirique de la demande de l'assurance ..... 97
3.3 Description et construction des variables du modèle ..... 101
3.3.1 La variable expliquée du modèle ..... 101
3.3.2 Les variables explicatives du modèle ..... 101
3.4 Présentation des résultats et discussion ..... 105
3.4.1 Analyse des données ..... 105
3.4.1.1 Statistiques descriptives et interprétations ..... 105
3.4.1.2 Analyse exploratoire multidimensionnelle ..... 109
3.4.2 Résultats économétriques et discussion ..... 121
3.4.2.1 Robustesse des estimations ..... 121

3.4.2.2 Les déterminants de la demande de l'assurance maladie au Bénin .....124
Conclusion du chapitre .....132
Conclusion générale .....134
1. Conclusions partielles .....135
2. Limites de la dissertation doctorale .....137
3. Prolongements possibles de la thèse .....138
Références bibliographiques .....140
Annexes .....155
Annexe 1 .....156
A.1 L'assurance maladie au Bénin: état des lieux .....156
A.1.1 L'assurance maladie privée au Bénin .....156
A.1.2 L'assurance maladie publique au Bénin .....157
A.1.3 L'assurance maladie communautaire: les mutuelles de santé .....158
A.1.4 L'assurance maladie informelle .....159
Annexe 2 .....161
Chapitre 1 .....164
Chapitre 2 .....165
Chapitre 3 .....167

**Dédicaces**

A Bienvenu, mon feu père

A Avit et à Amiel, mes feux neveux

**Remerciements**

Au terme d'une œuvre dont on est l'auteur, il est souvent difficile de trouver les mots appropriés pour exprimer sincèrement sa reconnaissance à toutes les personnes remarquables qui ont contribué à son aboutissement. C'est pourquoi, par convention, on dit tout simplement merci. En ce moment, je m'inscris dans cette convention pour m'acquitter de ma dette de reconnaissance envers toutes les personnes physiques et morales qui m'ont accompagné, d'une manière ou d'une autre, dans la réalisation de cette thèse.

Ma reconnaissance s'adresse en premier lieu à mes directeurs de thèse : Monsieur Fulbert Amoussouga Gero (Professeur Titulaire de Sciences Economiques, Directeur de l'école doctorale de Sciences Economiques et de Gestion de l'Université d'Abomey-Calavi) et Monsieur Georges Kobou (Professeur Titulaire de Sciences Economiques, Université de Yaoundé II, Cameroun), pour qui j'ai une profonde estime et une grande admiration. Je tiens particulièrement à les remercier car leurs remarques constructives, leur rigueur, leur soutien, leur confiance, leur disponibilité et leur patience ont été déterminants tant du point de vue intellectuel que moral. Cela fut pour moi un immense plaisir et une chance de pouvoir travailler à leurs côtés.

Ma reconnaissance s'adresse également à Messieurs Denis Acclassato Houensou et Chérif Sidy Kane, Maîtres de Conférences Agrégés, rapporteurs de ma thèse, pour avoir accepté de porter leur regard critique sur ce travail. Ma reconnaissance s'adresse aussi à Monsieur Adama Diaw, Professeur Titulaire, pour avoir accepté de présider mon jury. La pertinence de leurs observations m'a permis d'améliorer la qualité de ce document.

Je voudrais ensuite dire ma reconnaissance à tout le corps enseignant de la Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de mes deux Universités (Abomey-Calavi et Yaoundé II) en particulier à Monsieur Gilles-Armand Sossou, Maître Assistant, pour ses commentaires, ses suggestions et surtout ses conseils tout au long de cette rédaction. Je tiens également à exprimer ma reconnaissance à Monsieur Philippe LeMay-Boucher, *Associate Professor (Senior Lecturer)*, pour avoir mis à ma disposition sa base de données sur les caisses malheur-bonheur (*nujè mèji gbê*) du Bénin, pour ses observations et pour l'opportunité qu'il m'offre d'apprendre à ses côtés.

Pour bien mener ce travail, j'ai bénéficié des financements du Consortium pour la Recherche Economique en Afrique (CREA) à travers son Programme de PhD Collaboratif en

Economie pour l'Afrique sub-saharienne et de la Bourse Africaine de Recherche pour la Rédaction de la Thèse (ADDRF) octroyée par *l'African Population and Health Research Center (APHRC)* en partenariat avec le Centre de Recherche pour le Développement International (CRDI). Je tiens à dire toute ma reconnaissance aux personnes ressources du CREA et aux facilitateurs de l'ADDRF pour leurs commentaires et suggestions constructifs.

Je remercie également Mesdames Fanny Olodo, Agathe Kouchika et Messieurs Anzis Abdou Alimi, Fernand Bossa pour avoir accepté de lire cette thèse afin d'en détecter les coquilles.

Ma famille en général, et ma fiancée en particulier, m'ont largement soutenu dans la réalisation de cette œuvre et je voudrais leur dire toute ma reconnaissance.

Pour terminer, je tiens à remercier tous mes collègues doctorants du CREA avec qui j'ai passé des instants mémorables, surtout lors du fameux *Joint Facility For Elective* du CREA. Dans ce registre, j'ai une gratitude spéciale à l'égard du Monsieur Alain Babatoundé et ses collègues, tous bénéficiaires du Programme du PhD Collaboratif du CREA (Communauté Ouest-Africaine qui a existé au quartier Olympique, Yaoundé) avec qui j'ai passé mes premiers mois camerounais. Je n'oublie pas tous mes amis qui, grâce à leur soutien et leur formidable énergie, ont fait de cette fin de thèse une période de ma vie tellement riche et épanouissante.

**Liste des sigles et acronymes**

| | | |
|---|---|---|
| EDSB | : | Enquête Démographique et de Santé du Bénin |
| EMICoV | : | Enquête Modulaire Intégrée sur les Conditions de Vie des ménages |
| FCFA | : | Franc de la Communauté Financière d'Afrique |
| FEDAS | : | Fédérale d'Assurances |
| INSAE | : | Institut National de la Statistique et de l'Analyse Economique |
| GAB | : | Générale des Assurances du Bénin |
| IARD | : | Incendie, Accidents et Risques Divers |
| ICF | : | International Finance Corporation |
| MASM | : | Medical Aid Society in Malawi |
| MEFPD | : | Ministère de l'Economie, des Finances et des Programmes de Dénationalisation |
| MS | : | Ministère de la Santé |
| NSIA | : | Nouvelle Société Inter-africaine d'Assurance |
| OCDE | : | Organisation de Coopération et de Développement Economiques |
| OMS | : | Organisation Mondiale de la Santé |
| OUA | : | Organisation de l'Unité Africaine |
| RAMU | : | Régime d'Assurance Maladie Universelle |
| SAARB | : | Société Africaine d'Assurances et de Réassurances du Bénin |
| UEMOA | : | Union Economique et Monétaire Ouest Africaine |
| UNICEF | : | Fonds des Nations Unies pour l'Enfance |
| USA | : | Etats Unis d'Amérique |

**Liste des figures**

**Figure 1.1 : Cadre conceptuel de l'utilisation des services de santé**.....25

**Figure 1.2 : Cadre conceptuel détaillant les déterminants de l'utilisation des services de santé**.....26

**Figure 1.3 : La courbe receiver operating characteristic (ROC)** .....43

**Figure A.2.1 : L'histogramme des 87 valeurs propres** .....169

**Figure A.2.2 : Représentation graphique des ménages dans le plan factoriel formé par les axes 1 et 2** .....170

**Figure A.2.3 : Représentation graphique des ménages dans le plan factoriel formé par les axes 2 et 3** .....171

**Figure A.2.4 : Histogramme des indices de niveau** .....172

**Figure A.2.5 : Dendrogramme issu de la classification ascendante hiérarchique des 17.181 ménages**.....173

**Liste des tableaux**

**Tableau 1.1 : Répartition des ménages en fonction de l'utilisation des services de santé, selon certaines caractéristiques démographiques** ..... 31

**Tableau 1.2 : Distribution des caractéristiques socio-démographiques des ménages en fonction de l'utilisation des services de santé (%)** ..... 33

**Tableau 1.3 : Les coefficients de corrélations entre l'utilisation des services de santé et les catégories de l'assurance maladie** ..... 40

**Tableau 1.4 : Le coefficient de corrélation entre les termes d'erreur des deux équations** ..... 40

**Tableau 1.5 : La significativité des valeurs prédites de chacune des équations de la demande de l'assurance maladie** ..... 41

**Tableau 1.6 : Résultats de la régression logistique : déterminants de l'utilisation des services de santé au Bénin** ..... 46

**Tableau 2.1 : Répartition des individus enquêtés en fonction de la participation aux caisses malheur-bonheur, selon certaines caractéristiques** ..... 64

**Tableau 2.2 : Participation aux nujè mèji gbê en fonction de certaines caractéristiques des membres** ..... 65

**Tableau 2.3 : Répartition des membres des caisses malheur-bonheur en fonction de l'utilisation des services de santé, selon certaines caractéristiques** ..... 66

**Tableau 2.4 : Distribution des caractéristiques socio-démographiques des membres des caisses malheur-bonheur et l'utilisation des services de santé (%)** ..... 68

**Tableau 2.5 : Facteurs associés à l'utilisation des services de santé** ..... 72

**Tableau 2.6 : Déterminants de la participation aux caisses malheur-bonheur** ..... 78

**Tableau 3.1 : Pourcentage de ménages par type d'assurance maladie et selon certaines caractéristiques socio-démographiques** ..... 108

**Tableau 3.2 : Le pourcentage des inerties interclasses** ..... 117

**Tableau 3.3 : Résumé des informations des 8 classes de ménages** ..... 117

**Tableau 3.4 : Tests de l'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinentes** ... 123

**Tableau 3.5 : Estimation logistique multinomiale de la demande de l'assurance maladie** ..... 126

**Tableau A.2.1 : Liste des variables utilisées dans les chapitres 1 et 3** ..... 161

**Tableau A.2.2 : Résultats bruts des coefficients estimés du modèle logit des déterminants de l'utilisation des services de santé au Bénin** ..... 164

**Tableau A.2. 3 : Test d'endogénéité de la participation aux caisses malheur-bonheur vis-à-vis de l'utilisation des services de santé à partir des observations de 2004** ..... 165

**Tableau A.2. 4 : Test d'endogénéité de la participation aux caisses malheur-bonheur vis-à-vis de l'utilisation des services de santé à partir des observations de 2006** ..... 166

**Tableau A.2.5 : Liste des variables retenues dans l'analyse multidimensionnelle des déterminants de l'assurance maladie** ..... 167

**Tableau A.2.6 : Résultats bruts des coefficients estimés du modèle logit multinomial** . 174

**Résumé**

L'utilisation des services de santé constitue un des facteurs indispensables à l'amélioration de l'état de santé des populations. Ainsi, de nombreux efforts ont été consacrés par les autorités nationales et les partenaires extérieurs au cours des dernières décennies pour améliorer l'offre des services de santé dans les pays en développement. Mais, force est de constater que l'utilisation des services de santé reste toujours faible en Afrique. Au Bénin, le taux de couverture en infrastructure sanitaire est de 93,1% en 2015. Ce fort taux témoigne d'une meilleure couverture en infrastructure sanitaire. Cependant, le taux de fréquentation des services de santé est relativement faible et s'établit à 50,3%. Compte tenu de l'écart entre ces deux taux, les travaux sur l'utilisation des services de santé soutiennent en majorité que recentrer le débat de l'accès aux soins de santé du côté de la demande va permettre d'améliorer l'utilisation des services de santé pour les couches défavorisées de la population. La présente dissertation doctorale mobilise les théories de la demande pour analyser l'utilisation des services de santé au Bénin. Elle s'organise autour de trois chapitres et défend la thèse selon laquelle la faible utilisation des services de santé au Bénin est due à la faible couverture en assurance maladie. Les modèles de choix discrets développés tout au long du travail, logit dans les deux premiers chapitres et logit multinomial dans le troisième chapitre, fournissent des arguments empiriques pour valider les développements théoriques.

Les analyses du premier chapitre nous ont permis de conclure que l'assurance maladie publique favorise l'utilisation des services de santé. L'amélioration de l'utilisation des services de santé au Bénin passe donc par l'augmentation de la couverture en assurance maladie publique. L'influence des groupes d'assurance informelle (*nujè mèji gbê*) sur l'utilisation des services de santé reste mitigée. Cependant, l'appartenance à un groupe d'assurance informelle contribue à réduire les dépenses de santé. Le logit multinomial estimé dans le troisième chapitre nous a permis de confirmer l'intuition selon laquelle l'assurance maladie formelle est réservée aux ménages riches et aux ménages dirigés par des individus ayant fait des études supérieures. Toutefois, les mutuelles de santé initiées pour étendre la protection contre le risque maladie aux travailleurs du secteur informel et plus précisément aux ménages pauvres ne leur sont pas accessibles.

**Mots clés :** utilisation des services de santé, assurance maladie formelle, groupes d'assurance informelle, analyse exploratoire multidimensionnelle, logit et logit multinomial.

## Abstract

Utilization of health care services is a key factor to improving population health status. To that extent, both local authorities and international partners have made significant investment over the past decades to improve the supply of health care services in developing countries. But, the utilization of health care services remains low in Africa compared to the rest of the world. Benin has good health coverage with a high rate of health infrastructure coverage (93.1% in 2015). However, the rate of attendance of health services is relatively low (50.3%). Given these discrepancies, studies on the utilization of health care services mostly support that the debate on the access to health care needs to be refocused on the demand side. They argue that this is very important for designing efficient strategies aimed at improving the utilization of health care services for poor people. This thesis mobilizes demand side theories to analyze the utilization of health care services in Benin. It is organized into three chapters and supports the point that the low utilization of health care services in Benin is heavily related to the low health insurance coverage. The discrete choice models used throughout the work, logit model in the first two chapters and the multinomial logit model in the third chapter, provide some empirical evidences in line with the theoretical framework predictions.

Chapter 1 shows that public health insurance enhances the utilization of health care services. Hence, an improvement of health care services utilization requires an increase of public health insurance coverage in Benin. Regarding, the effect of informal insurance groups (*nujè mèji gbê*) on the utilization of health care services, the conclusion is mixed. However, being member of an informal insurance group contributes to reduce health expenditures. The multinomial logit estimated in the third chapter confirms the intuition that formal health insurance is reserved to rich households and households headed by individuals with higher level of education. Nevertheless, the mutual health initiated to extend protection against health risks facing workers in the informal sector and specifically to poor households are not accessible to them.



**Key words:** Utilization of health care services, formal health insurance, informal insurance groups, multidimensional exploratory analysis, logit and multinomial logit model.

# Introduction générale

L'utilisation des services de santé constitue un des facteurs indispensables à l'amélioration de l'état de santé des populations. L'Initiative de Bamako qui a eu lieu en 1987 avait pour objectif d'assurer à l'ensemble de la population l'accès aux services de soins de santé primaires de qualité et de restaurer la confiance des usagers dans les services de santé publics. Plusieurs années après cette Initiative, il est estimé qu'entre 25 et 35% de la population africaine à revenu instable subissent des exclusions périodiques aux soins de santé primaires (UNICEF, 2009). Or, depuis l'Initiative de Bamako, les pouvoirs publics ainsi que les partenaires extérieurs se sont résolus à améliorer l'offre et l'utilisation des services de santé dans les pays en développement. Il importe donc d'analyser l'utilisation des services de santé dans les pays en développement et plus précisément au Bénin. C'est ce à quoi nous nous attelons tout au long de ce travail, en commençant par le présent chapitre introductif, où nous abordons successivement le contexte et la problématique de la thèse, l'objectif et l'intérêt de la thèse et la structure de la thèse.

## 1. Contexte et problématique de la thèse

La santé est « *un état complet de bien-être physique, mental et social, et ne consiste pas seulement en une absence de maladie ou d'infirmité* » (OMS, 1946). Elle constitue un droit humain fondamental (OMS, 1978). En 1965, avant même cette reconnaissance par l'Organisation Mondiale de la Santé (OMS), plusieurs Etats du monde se sont engagés à garantir le droit de chacun à la jouissance du droit à la santé, aux soins médicaux, à la sécurité sociale et aux services sociaux (Assembly, 1965). En Afrique particulièrement, le droit à la santé est également reconnu et c'est ainsi que, selon la Charte Africaine des Droits de l'Homme et des Peuples, « toute personne a le droit de jouir du meilleur état de santé physique et mentale » (OUA, 1981). Cependant, force est de constater que tous les individus ne bénéficient pas de ce droit et l'Afrique sub-saharienne surtout présente de mauvais résultats en matière de santé par rapport aux autres régions du monde. Elle compte 12% de la population mondiale, mais supporte 26% du fardeau que constituent les maladies observées à l'échelle planétaire (IFC et World Bank, 2012). Certaines populations africaines souffrent encore des maladies éradiquées dans les pays riches, comme le paludisme, la tuberculose, les affections liées à la malnutrition, etc. Pour la Région Afrique[1], le taux de mortalité infanto-juvénile et le taux de mortalité des hommes et des femmes âgés de 15 à 60 ans sont les plus élevés comparés aux

[1] Les pays membres de l'OMS sont regroupés en 6 régions à savoir : la région de l'Afrique, la région des Amériques, la région de l'Asie du Sud-Est, la région de l'Europe, la région de la Méditerranée orientale et la région du Pacifique occidental.

autres régions de l'OMS. En effet, en 2013, le taux de mortalité infanto-juvénile pour la région africaine est estimé à 90,1 décès pour 1.000 naissances vivantes alors que, pour la région européenne, ce taux est de 12,2 décès pour 1.000 naissances vivantes. De même, le taux de mortalité des femmes âgées de 15 à 60 ans est estimé à 281 décès pour 1.000 habitants et celui des hommes de la même tranche d'âge est estimé à 332 décès pour 1.000 habitants, contre respectivement, 79 et 178 décès pour 1.000 habitants pour la région européenne. De même, la région africaine de l'OMS connaît l'espérance de vie à la naissance la plus courte du monde. Cette espérance de vie est estimée à 58 ans en 2013 contre 76 ans pour le région européenne (OMS, 2015). Spécifiquement, l'Afrique de l'Ouest et du Centre a toujours connu les taux de mortalité des enfants de moins de 5 ans et de mortalité maternelle les plus élevés des régions du Fonds des Nations Unies pour l'Enfance (UNICEF)[2]. En 2015, ces taux s'établissent respectivement à 99 décès pour 1.000 naissances vivantes et 679 décès pour 100.000 naissances vivantes (UNICEF, 2016, p. 108 et 148).

En plus d'être un droit fondamental, la santé est un préalable au recul de la pauvreté, à la croissance économique et au développement économique à long terme (OMS, 2002). En effet, la santé réduit le temps perdu à cause de la maladie et détermine le temps total disponible aux activités de production, de consommation et de loisir (Grossman, 1972) ; elle accroît le taux de fréquentation scolaire et permet aux enfants de mieux assimiler les enseignements reçus (World Bank, 1993). L'UNICEF (2009) a remarqué que les soins de santé primaires abordables et accessibles pour tous sont primordiaux pour le développement humain, ce qui fait de la santé un facteur indispensable pour le développement. Cette réalité a amené, pendant plusieurs décennies, la plupart des pays à mettre l'accent sur l'offre des services de santé, qui peut se définir comme étant l'ensemble des services et des soins mis à la disposition de la population par les professionnels et les systèmes de soins de santé. Selon différentes études réalisées dans les pays à revenu élevé notamment ceux de l'Organisation de Coopération et de Développement Economiques (OCDE) (L'Horty et *al.*, 1997; Mahieu, 2002) et dans les pays à faible revenu (Lavy et *al.*, 1996; Thomas et *al.*, 1996) l'offre des services de santé est fortement corrélée avec l'état de santé de la population. Ce qui justifie le fait que, pendant longtemps, les décideurs publics, les chercheurs et les institutions internationales ont centré les questions de

[2] L'UNICEF compte sept (7) régions à savoir : la région des Amériques et Caraïbes, la région de l'Europe centrale et orientale et la Communauté d'Etats indépendants, la région de l'Asie orientale et Pacifique, la région de l'Afrique de l'Est et Afrique australe, la région du Moyen-Orient et Afrique du Nord, la région de l'Asie du Sud et la région de l'Afrique de l'Ouest et Afrique centrale.

l'utilisation des services de santé du côté de l'offre, notamment la construction des centres de santé, la formation du personnel de santé, la fourniture des soins de qualité, etc.

En s'inscrivant dans cette logique, le Bénin a défini, lors des Etats Généraux de la santé de Novembre 2007, la vision suivante : *« Le Bénin dispose en 2025 d'un système de santé performant basé sur des Initiatives publiques et privées, individuelles et collectives, pour l'Offre et la Disponibilité permanentes de Soins de Qualité, équitables et accessibles aux Populations de toutes catégories, fondées sur les Valeurs de Solidarité et de Partage de risques pour répondre à l'ensemble des besoins de santé du peuple béninois. »* (MS, 2007). Cette vision s'est traduite par les efforts fournis par l'Etat béninois pour augmenter la couverture en infrastructures sanitaires. En effet, même s'il existe des inégalités dans la répartition des centres de santé, le taux de couverture en infrastructures sanitaires a évolué passant de 89% en 2008 (MS, 2009) à 93,1% en 2015 (MS, 2016). Malgré cette disponibilité, le taux de fréquentation des services de santé reste toujours faible et s'établit autour d'une moyenne de 48,1% entre 2008 et 2015. Ce qui explique les mauvais résultats sanitaires du Bénin car selon Hodges et *al.* (2010), la faible utilisation des services de santé contribue aux taux élevés de mortalité infanto-juvénile et maternelle au Bénin.

La situation sanitaire du Bénin reste ainsi préoccupante. En effet, sur 1.000 naissances vivantes en 2013, 85,3 sont décédées avant d'atteindre leur cinquième anniversaire et on dénombre 284 et 238 décès d'adultes pour 1.000 habitants respectivement pour les hommes et les femmes, l'espérance de vie à la naissance est de 59 ans. Quant à la mortalité maternelle, en 2013, elle s'est établie à 340 décès maternels pour 100.000 naissances vivantes (OMS, 2015). Le paludisme grave constitue la principale cause de ces décès et représente 20,8% des causes de décès pour l'ensemble des décès enregistrés en 2015 et 38% des causes de décès des enfants de moins de cinq ans (MS, 2016). Cette cause peut être évitée si les ménages avaient un accès précoce et correct au diagnostic et au traitement car selon l'INSAE et Macro International Inc, (2006), 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. Kenagy et *al.* (1999) trouvent que l'accès tardif aux soins de santé influence négativement les résultats sanitaires en raison des retards dans le diagnostic et le traitement. Ces retards sont dus essentiellement au manque de ressources financières car les ménages qui ont des difficultés à payer les frais médicaux sont susceptibles de retarder les soins de santé dont ils ont besoin, voire d'y renoncer (OCDE, 2015). En Afrique, il est estimé qu'au moins 5% de la population n'ont jamais eu assez de ressources

pour accéder aux soins de santé primaires (UNICEF, 2009). Ce constat est le même au Bénin. En effet, le manque de ressources financières et le coût perçu comme trop élevé sont les principales raisons évoquées par les ménages pour les retards et la non utilisation des services de santé (INSAE et Macro International Inc, 2006).

Pour résoudre le problème de la faible utilisation des services de santé et donc pour réduire les conséquences de sa non utilisation, plusieurs études théoriques se sont intéressées aux déterminants de l'utilisation des services de santé. Selon ces différentes études (Andersen et Newman, 1973; Aday et Andersen, 1974; Andersen, 1995; Andersen et Newman, 2005), les facteurs favorisant l'utilisation des services de santé peuvent être catégorisés en trois groupes à savoir : les déterminants communautaires (normes sociales et technologies médicales), les déterminants propres au système de santé (ressources et organisation) et les caractéristiques individuelles (regroupées en des facteurs de prédisposition, des facteurs favorables et en des facteurs indiquant le niveau de la maladie). Ainsi, pour améliorer l'utilisation des services de santé l'attention doit être prêtée à chacun de ces différents facteurs. Cependant, à la faveur des études théoriques de Newhouse (1978) et de Phelps (1997), l'assurance maladie, qui est une des caractéristiques individuelles favorables à l'utilisation des services de santé, est capitale dans l'utilisation des services de santé.

Par définition, l'assurance maladie est un arrangement par lequel l'assureur[3] paie, en cas de survenance de maladie, une certaine somme d'argent à la personne assurée ou à son prestataire de soins de santé selon les termes de la police d'assurance (Culyer, 2005). Elle est un mécanisme de mise en commun et de partage des risques qui permet à l'assureur de prendre en charge un ensemble de risques et les compense conformément aux lois de la statistique. L'assurance maladie a pour objectif de réduire le fardeau des dépenses des soins de santé et favorise l'accès aux produits et services médicaux, et permet de se couvrir contre les aléas financiers d'un accident ou d'une maladie grave (OCDE, 2015). Elle est une subvention à l'achat des soins médicaux (Newhouse, 1978) et en réduisant le coût des soins de santé, l'assurance maladie génère une plus grande utilisation des services de santé (Phelps, 1997). A la suite des travaux théoriques de Newhouse (1978) et de Phelps (1997) plusieurs auteurs ont analysé de façon empirique la relation entre l'assurance maladie et l'utilisation des services de santé. Selon Feldstein (1977) l'augmentation de la couverture en assurance maladie en

[3] L'assureur désigne l'entreprise qui a reçu l'agrément et a les compétences technique et juridique pour pratiquer les opérations d'assurance.

Amérique a généré non seulement une augmentation de la demande des soins de qualité mais également une augmentation de l'offre des services médicaux. De même, en favorisant l'accessibilité aux soins de santé et en aidant les consommateurs à utiliser les soins de santé appropriés, la couverture en assurance maladie contribue à une meilleure santé des enfants et des adultes (Bernstein et *al.*, 2010). En France, Caussat et Glaude (1993), Chiappori et *al.* (1998) et Buchmueller et *al.* (2004) ont montré que l'assurance maladie influence positivement et significativement l'utilisation des services de santé. Cette relation positive entre l'assurance maladie et l'utilisation des services de santé n'a pas été seulement observée dans les pays développés mais certains auteurs l'ont également montré dans les pays en développement. Jütting (2003) au Sénégal, Ndongo et Nanfosso (2012) au Cameroun ont trouvé que les ménages membres des mutuelles de santé utilisent plus les services de santé et paient en moyenne moins de la moitié des sommes payées par les non-membres.

En dehors de son influence sur l'utilisation des services de santé, Weissman et *al.* (1992), ont montré qu'aux Etats-Unis, les ménages non assurés sont plus susceptibles d'être hospitalisés pour des maladies qui, si elles sont prises en charge précocement, ne nécessitent pas une hospitalisation. De plus, l'assurance maladie apparaît comme une stratégie de financement permettant de mobiliser les ressources pour le secteur de la santé. En effet, selon Dussault et *al.* (2006), l'assurance maladie fournit une ressource alternative de financement, propre à rendre l'offre des biens et services de santé moins sensible à des arbitrages budgétaires toujours changeants des pays en développement. Ainsi, l'assurance maladie joue un rôle primordial non seulement dans l'utilisation des services de santé mais également dans le système de santé en général.

Malgré son importance, l'assurance maladie est quasi-inexistante au Bénin. En effet, à peine 15% de la population béninoise est couverte par l'assurance maladie : 10% par l'assurance maladie publique[4], 3% par l'assurance maladie privée et 1,6% par les mutuelles de santé (MS, 2010). Selon l'INSAE et ICF International (2013), seulement 2% et 3% respectivement des femmes et des hommes âgés de 15 à 49 ans disposent d'une assurance maladie et sa contribution aux dépenses de santé des ménages est de 11,7% (MS, 2014). Ainsi, les paiements à l'acte par les ménages représentent 88,3% des dépenses de santé des ménages

[4] Ici nous désignons par l'assurance maladie publique, le *Régime des 4/5$^{ième}$*, un système de protection contre le risque maladie mis en place par l'Etat Béninois pour ses agents permanents, civils et militaires, émargeant au budget national ainsi que pour leurs conjoints et leurs ayants droits. Pour plus de détails, confère l'annexe A.1.2. De même, indiquons que l'annexe 1 fait l'état des lieux de l'assurance maladie au Bénin.

et les ménages constituent la première source de financement de la santé au Bénin. En effet, les dépenses directes des ménages représentent 42,22% des dépenses totales de la santé en 2012 et l'assurance maladie ne finance que 5,08% de ces dépenses totales de santé (MS, 2014). Le financement des dépenses de santé au Bénin reste alors caractérisé par une prédominance du paiement à l'acte. Or, le paiement à l'acte constitue une barrière financière à l'accès aux soins de santé (OCDE, 2015) ; et empêche l'utilisation des services de santé (Palmer et *al.*, 2004). Face à tout ce qui précède, la question se pose de savoir *si le faible taux d'utilisation des services de santé au Bénin n'est dû au faible taux d'assurance maladie ?* Pour répondre à cette question, cette thèse s'est fixé des objectifs à atteindre.

## 2. Objectifs et l'intérêt de la thèse

### 2.1 Objectifs de la thèse

L'objet de cette thèse est de montrer que le faible taux de couverture en assurance maladie est la cause de la faible utilisation des services de santé au Bénin.

A cet effet, nous avons :

- d'une part, déterminé l'apport de l'assurance maladie formelle à l'utilisation des services de santé au Bénin ;
- d'autre part, apprécié l'apport de l'assurance informelle à l'utilisation des services de santé au Bénin.

### 2.2 L'intérêt de la thèse

La gestion du risque maladie demeure encore un défi majeur pour les ménages des pays en développement, notamment les ménages béninois. L'assurance maladie apparaît comme une alternative pour faire face au financement de la santé et à l'amélioration de l'utilisation des services de santé. Toutefois, le dispositif assuranciel reste embryonnaire au Bénin, en témoigne son faible taux de couverture et sa faible contribution aux dépenses de santé. Ceci peut être dû au fait que les décideurs publics et les chercheurs ont longtemps centré les questions des soins de santé du côté de l'offre, notamment la construction des centres de santé, la formation du personnel de santé, la fourniture des soins de qualité, etc. En majorité, les travaux sur l'assurance maladie (Develtere et *al.*, 2004; Dror et *al.*, 2007) et les travaux sur l'utilisation des services de santé (Barkat et *al.*, 1995; Piet-Pelon et *al.*, 1999) soutiennent que recentrer le débat

de l'accès aux soins du côté de la demande va permettre d'améliorer l'utilisation des services de santé aux couches défavorisées de la population. Cette demande, si elle est solvable devrait favoriser l'entrée des privés sur le marché des soins de santé ou encourager les privés exerçant déjà à traiter les patients, quel que soit leur statut social. Cette solvabilité de la demande est garantie par l'assurance maladie. Cette thèse qui est une réflexion théorique et empirique sur le mode de financement de la santé qui est l'assurance maladie présente plusieurs intérêts pour les chercheurs et pour les décideurs.

Pour les chercheurs, cette thèse synthétise la littérature théorique et empirique ayant abordé le lien entre l'assurance maladie et l'utilisation des services de santé. Elle présente les différentes approches ainsi que leurs limites et se positionne par rapport à une méthodologie qui est appropriée aussi bien pour l'analyse de la demande de l'assurance maladie que pour l'étude des facteurs favorisant l'utilisation des services. Elle participe également au débat scientifique en analysant un type d'assurance informelle qui favorise l'utilisation des services de santé. Pour l'autorité publique, la présente thèse pourra être un outil d'aide à la décision en matière d'accès aux soins de santé, surtout que la couverture médicale des populations est une des préoccupations actuelles du Ministère en charge de la Santé au Bénin (INSAE et ICF International, 2013). Elle pourra aussi aider les décideurs politiques à l'élaboration ou à l'amélioration des stratégies de développement de ce secteur. Ceci est important surtout que le Bénin essaie depuis décembre 2011 de mettre en place le Régime d'Assurance Maladie Universelle (RAMU). Enfin, cette thèse pourra aider les dirigeants des groupes informels d'assurance à réorganiser leurs groupes de manière à favoriser l'utilisation des services de santé par leurs membres.

### 3. Structure de la thèse

La présente thèse est structurée en trois chapitres. Le premier chapitre est intitulé « *Assurance maladie formelle, une condition nécessaire à l'utilisation des services de santé au Bénin* ». Il montre que l'assurance maladie est le mode de financement de la santé approprié pour améliorer l'utilisation des services de santé au Bénin. Plusieurs approches méthodologiques ont été utilisées dans la littérature pour démontrer l'importance de l'assurance maladie formelle dans l'utilisation des services de santé. Au nombre de celles-ci nous pouvons distinguer les méthodes non-paramétriques (les techniques d'appariement sur score de propension ou *propensity score matching*) et les méthodes paramétriques (logit, variables instrumentales et équations simultanées). Compte tenu de certaines limites, nous avons opté

pour les équations simultanées. Les données utilisées dans ce chapitre proviennent de la quatrième Enquête Démographique et de Santé du Bénin (EDSB-IV) qui s'est déroulée de décembre 2011 à mars 2012. Ces données ont été collectées par l'Institut National de la Statistique et de l'Analyse Economique (INSAE).

Le deuxième chapitre intitulé, « *Groupes d'assurance informelle et utilisation des services de santé au Bénin* », est consacré aux initiatives de partage de risque développées par les ménages pauvres pour faire face aux risques de leur vie quotidienne. Ce chapitre analyse, d'une part, les implications de cette catégorie d'assurance sur l'utilisation des services de santé au Bénin. D'autre part, il détermine les facteurs explicatifs de la participation des ménages aux groupes d'assurance informelle. Pour atteindre ces deux objectifs, le logit binaire est estimé. Les données utilisées dans ce deuxième chapitre proviennent de deux enquêtes réalisées par LeMay-Boucher en 2004 et en 2006 dans deux quartiers de Cotonou à savoir : *Vossa* et *Enagnon.*

Le troisième chapitre intitulé, « *Déterminants de la demande de l'assurance maladie formelle au Bénin* », est consacré à l'analyse de la demande de l'assurance formelle. Ceci pour mieux appréhender le comportement des ménages béninois face à la décision de souscrire à l'assurance maladie formelle. Ce chapitre a également pour but de proposer les mesures de politique pouvant contribuer à la promotion de cette dernière. Ainsi, s'appuyant sur la théorie de la demande de l'assurance, ce chapitre analyse le comportement des ménages béninois face à chacun des trois types d'assurance maladie formelle. Ce chapitre permet de mieux comprendre la faible protection des ménages contre le risque maladie. Le choix de la souscription à l'assurance maladie est un choix discret à multiples décisions. Ainsi, pour déterminer les facteurs qui influencent le choix des ménages de souscrire à un contrat d'assurance maladie, nous avons estimé un modèle logit multinomial dans ce chapitre. Les données utilisées ici sont celles de la quatrième Enquête Démographique et de Santé du Bénin (EDSB-IV) qui a été réalisée de décembre 2011 à mars 2012 par l'INSAE.

# 1. Assurance maladie formelle et utilisation des services de santé au Bénin

Depuis plusieurs décennies, beaucoup d'actions ont été menées dans l'optique de favoriser l'utilisation des services de santé par la population. Ces actions ont été notamment : la gratuité des soins (décidée lors de la conférence d'Alma-Ata en 1978), la contribution financière des usagers (Initiative de Bamako en 1987) et le développement des mécanismes assuranciels. Ainsi, pendant longtemps les actions étaient orientées vers l'offre de soins et ce n'est qu'à partir des années 90 que des réflexions théoriques et opérationnelles ont été engagées sur le financement de la santé basé sur l'assurance maladie dans les pays en développement. Ces réflexions ont abouti aux conclusions suivantes : les assurances maladie, toutes formes confondues, doivent permettre de collecter des revenus supplémentaires et stables, de lever la barrière financière d'accès aux soins et d'assurer une redistribution des ressources entre les assurés (Mills, 1983).

Selon Bennett et *al*. (1998), les mécanismes de l'assurance maladie notamment la micro-assurance devraient permettre aux individus et aux ménages de rationaliser leurs dépenses de santé et d'améliorer la qualité des soins dispensés dans les structures sanitaires. Dans ces conditions l'assurance maladie devrait permettre de répondre aux difficultés financières rencontrées par les ménages depuis la mise en place de l'initiative de Bamako et l'introduction du paiement direct des soins par les usagers. L'une des questions actuelles est donc de savoir si le faible niveau des mécanismes assurantiels ne justifie pas le faible niveau d'utilisation des services de santé dans les pays en développement, notamment au Bénin. Ainsi, ce chapitre cherche à répondre à la question suivante : le taux de couverture actuel des régimes d'assurance formels existants au Bénin ne justifient-ils pas le faible niveau d'utilisation des services de santé ? L'objectif de ce chapitre est donc d'apprécier l'apport de l'assurance maladie formelle à l'utilisation des services de santé au Bénin.

Ce chapitre est organisé de la manière suivante : la section 1 présente les principaux axes de réflexions théoriques et empiriques rencontrées dans la littérature ainsi que leurs principales conclusions. La section 2 discute les différentes méthodes d'estimation utilisées dans la littérature empirique et spécifie la méthode d'estimation utilisée dans ce chapitre. La section 3 présente le cadre conceptuel de l'utilisation des services de santé et justifie le choix des différentes variables utilisées. Enfin, les résultats ainsi que leur discussion sont présentés dans la section 4.

## 1.1 Assurance maladie formelle et utilisation des services de santé : synthèse des études théoriques et empiriques

Ici nous présentons et discutons la littérature théorique et empirique sur les effets de l'assurance maladie sur l'utilisation des services de santé. Nous présentons d'abord les principales théories puis les principales conclusions des études empiriques.

### 1.1.1 Assurance maladie formelle et utilisation des services de santé : approche théorique

Nous nous proposons à ce niveau de discuter de la littérature théorique sur les effets de l'assurance maladie sur l'utilisation des services de santé. Les études résumées ont été sélectionnées non seulement en raison de leurs contributions à la compréhension des effets de l'assurance maladie sur l'utilisation des services de santé, mais aussi en raison du fait que beaucoup d'études dans la littérature empirique s'en sont inspirées.

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. Ainsi, en faisant l'hypothèse que les individus peuvent influencer leur probabilité de tomber malade en entreprenant divers efforts de prévention et d'autoprotection, l'aléa moral *ex ante* implique la possibilité que l'assurance maladie encourage la diminution des incitations à la prévention (Pauly, 1986). Ce mécanisme, théoriquement, n'est pas sans ambiguïté, et il existe très peu de résultats empiriques à ce sujet (Zweifel et Manning, 2000). Ceci pour la simple raison que, même si une assurance complète couvre les composants monétaires de la perte liée à la maladie (i.e. les dépenses médicales et le manque à gagner), il y aura encore des pertes d'utilité non assurable dans le cas de la maladie.

Ces pertes sont liées d'une part, à la douleur et à la souffrance qui est habituellement associée à la maladie et d'autre part, au fait que les soins médicaux ne peuvent pas toujours restaurer à une personne malade son état initial de parfaite santé. La présence de ces conséquences non monétaires de la maladie, qui ne peuvent être assurées, suggère que le risque moral *ex ante* qui perturbe les incitations à investir dans la prévention est probablement faible (Kiil, 2012).

Le comportement opportuniste le plus fréquemment mentionné dans la littérature 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 effet, la théorie économique prédit que l'assurance maladie induit l'aléa moral *ex post* dans l'utilisation des services de soins de santé pour lesquels la demande est élastique au prix en abaissant le prix de ces services au point d'utilisation, ce qui conduit à des niveaux d'utilisation plus élevés (Arrow, 1963). Ainsi, l'aléa moral *ex post* peut être considéré comme l'effet de substitution pour les personnes qui dépensent plus de ressources financières sur les soins de santé. L'aléa moral *ex post* n'est donc pas une sorte de faillite morale, mais plutôt une réponse rationnelle à une incitation économique (Kiil, 2012). De même, en supposant que la demande des soins de qualité est élastique au prix, l'assurance maladie peut affecter le type ou la qualité des soins médicaux que les individus choisissent de recevoir. Cet effet de l'assurance sur l'utilisation des services de soins de santé est appelé « aléa moral qualitatif » (Pauly, 1983). Par ailleurs, l'assurance maladie permet également d'accroître l'utilisation des services de soins de santé en réduisant le risque financier, car permettant le transfert de revenus aux individus en cas de maladie (De Meza, 1983).

La théorie économique distingue deux types d'aléas moraux *ex post* à savoir : l'aléa moral statique *ex post* et l'aléa moral dynamique *ex post*. L'aléa moral statique *ex post* est l'augmentation de la demande des soins médicaux due à l'assurance maladie tandis que l'aléa moral dynamique *ex post* est la demande de la technologie médicale la plus récente. Selon Zweifel et Manning (2000), l'effet de l'aléa moral statique *ex post* 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'efficience (Crew, 1969). Deuxièmement, l'aléa moral peut encourager l'utilisation des services médicaux les plus efficaces en termes de coûts dans un régime d'assurance (Pauly et Held, 1990). D'où, la quantité optimale de l'aléa moral est positive plutôt que nulle.

### 1.1.2 Assurance maladie formelle et utilisation des services de santé : approche empirique

Notre objectif ici d'exposer une sélection d'études empiriques. La synthèse de ces études permet la discussion des résultats de l'analyse de l'impact de l'assurance maladie sur l'utilisation des services de santé, aussi bien dans les pays développés que dans les pays en développement.

En étudiant l'effet de l'assurance maladie sur l'utilisation des services de santé, le principal problème qui se pose aux chercheurs est l'endogénéité qui résulte de la sélection adverse. Ce problème est présent car les individus peuvent s'auto-sélectionner dans les programmes d'assurance maladie compte tenu de leurs caractéristiques qui les prédisposent à consommer les soins de santé. En effet, les individus qui espèrent utiliser plus les services de santé sont plus incités à demander une couverture complète d'assurance en sélectionnant le plan d'assurance le plus généreux offert par l'employeur ou en travaillant pour l'employeur qui propose l'assurance la plus généreuse ou encore en achetant l'assurance privée la plus généreuse (Manning et *al.*, 1987). Sans contrôler ce phénomène, il serait impossible d'avoir une estimation robuste de l'impact de l'assurance maladie sur l'utilisation des services de santé. Les données naturelles et expérimentales permettent de contrôler les effets de la sélection adverse.

A notre connaissance, la seule expérience contrôlée est celle de la *RAND Corporation* qui a été conduite aux Etats-Unis et a consisté à collecter des informations sur 6.000 ménages pendant 5 ans (1974 à 1979). Cette expérience a permis de rendre les caractéristiques de l'assurance maladie aléatoires et exogènes aux autres variables et donc d'isoler les effets de celles-ci. Les auteurs (Phelps et Newhouse, 1974; Manning et *al.*, 1987) ont utilisé les données de cette expérience pour analyser l'impact de l'assurance maladie sur l'utilisation des services de santé aux Etats-Unis. De même, à partir des données provenant d'une expérience naturelle, Chiappori et *al*. (1998) ont étudié l'effet de l'aléa moral sur la visite chez les médecins en France. En effet, ces auteurs ont utilisé les informations collectées sur un échantillon de 4.578 salariés appartenant à différentes entreprises avant et après l'introduction d'un ticket modérateur de 10%. Cette expérience est une expérience naturelle dans la mesure où la décision de changer le contrat d'assurance n'est pas prise par les salariés mais par les

entreprises. Hormis ces trois travaux, les études synthétisées ici ont utilisé les données non expérimentales. En présence de données non expérimentales, plusieurs approches économétriques permettent de corriger le biais de sélection.

En utilisant les données provenant de la *RAND Corporation*, Phelps et Newhouse (1974) ont montré que le ticket modérateur exerce un impact positif sur l'utilisation des différents types de services médicaux, rejetant ainsi l'hypothèse selon laquelle le ticket modérateur n'est pas pertinent dans le choix des soins médicaux. En effet, cette hypothèse de la non-pertinence du ticket modérateur était faite par certains auteurs car pour eux, ce sont les médecins qui prennent les décisions pertinentes en ce qui concerne la consommation des soins médicaux. Pour Manning et *al.* (1987), quel que soit le type du plan d'assurance choisi, l'utilisation des services de santé augmente avec le niveau du revenu. Ils trouvent également que les services d'hospitalisation des enfants sont moins sensibles aux différents contrats d'assurance. Ils concluent enfin que les services d'hospitalisation et les services ambulatoires sont complémentaires et non substituables. Il ressort de ces deux études que l'assurance maladie influence l'utilisation des services de santé aux Etats-Unis. Selon Chiappori et *al.* (1998) les études effectuées sur les données françaises jusqu'en 1998 ne permettent pas de savoir clairement si l'augmentation de l'utilisation des services de santé est une réponse à l'incitation du contrat d'assurance ou si les individus souscrivent à un contrat spécifique parce qu'ils savent qu'ils auront besoin d'un service de santé particulier dans le futur. Ainsi, pour tenir compte de ces phénomènes (sélection adverse et aléa moral) dans le contexte français, Chiappori et *al.* (1998) ont étudié l'impact de la variation des tickets modérateurs proposés aux salariés de certaines entreprises françaises sur la demande des services de santé. De leur analyse, il ressort que l'aléa moral n'a aucune influence sur la visite des patients chez les médecins. Selon les auteurs, ce résultat peut s'expliquer par la présence des coûts non monétaires (le temps et les coûts de transport et le temps d'attente) associés à la consommation des services de santé qui peuvent représenter une part importante des coûts subis par les patients. Cependant, il est important de noter que l'expérience naturelle est sujette à de nombreuses limites. En effet, une expérience naturelle n'a pas de groupe de contrôle, de sorte que tout changement de comportement sera attribué au changement de plan alors que ce changement pouvait intervenir même en absence de ce nouveau plan. De même, les individus présents dans cet échantillon ne sont pas nécessairement représentatifs de la population totale.

Comme indiqué ci-dessus, les travaux utilisant les données non expérimentales font recours à plusieurs approches économétriques pour résoudre le problème d'endogénéité. Ainsi,

trois modèles sont utilisés dans la littérature. Le premier consiste à déterminer simultanément la probabilité de souscription à une assurance maladie et la probabilité de consommation des services médicaux par les individus en estimant un système d'équations simultanées (Caussat et Glaude, 1993; Holly et *al.*, 1998; Waters, 1999; Jütting, 2003; Buchmueller et *al.*, 2004; Gardiol et *al.*, 2005; Albouy et Crepon, 2007; Ndongo et Nanfosso, 2012; Li et Zhang, 2013). Le deuxième type de modèle utilise la technique d'appariement sur score de propension (*propensity score matching*) (Barros et *al.*, 2008; Koch et Alaba, 2010; Blanchet et *al.*, 2012). Le troisième modèle est la méthode des variables instrumentales (Jowett et *al.*, 2004; Meer et Rosen, 2004; Kondo et Shigeoka, 2013). Dans le cas où l'assurance maladie est obligatoire (dans ce cas le choix est exogène) ou lorsque l'hypothèse d'endogénéité est rejetée, les auteurs (Smith et Sulzbach, 2008; Saksena et *al.*, 2011) ont estimé un modèle logit. Le reste de notre revue de la littérature empirique est organisé autour de ces approches économétriques.

***Estimation de l'impact avec le système d'équations simultanées***

En se basant sur les données françaises, Caussat et Glaude (1993) ont estimé l'impact de la couverture sociale sur les dépenses médicales. Ils trouvent que la consommation des mutualistes est supérieure, en moyenne, de 30% à celle des non-mutualistes et concluent qu'avoir une couverture complémentaire augmente de 16% le montant moyen des dépenses de santé et de 12% la probabilité de consommer les soins médicaux. Ce dernier résultat sera confirmé par les données suisses. En effet, en utilisant les données provenant de la première enquête sur l'état de la santé des populations en Suisse, Holly et *al.* (1998) montrent que l'assurance complémentaire augmente la probabilité d'avoir au moins une hospitalisation. Si ces deux études se sont intéressées à l'assurance maladie complémentaire, Waters (1999) par contre, a évalué l'impact des programmes d'assurance maladie publique sur l'utilisation des services de santé en Equateur. Deux programmes d'assurance maladie sont gérés par l'Institut Equatorien de Sécurité Sociale. Il s'agit de : *General Health Insurance (GHI)* qui est destiné aux travailleurs du secteur formel et *Seguro Campesino Social (SSC)* qui est réservé aux agriculteurs. A partir des données de l'enquête sur le niveau de vie des ménages en Equateur, Waters (1999) a estimé l'impact de chacun de ces programmes sur l'utilisation des soins curatifs et préventifs en utilisant les modèles probit univarié et bivarié. 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.

Buchmueller et *al.* (2004) ont montré que l'assurance maladie 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 son côté, Jütting (2003), en examinant les données provenant des ménages ruraux sénégalais, a trouvé 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. Avec la méthode d'estimation du maximum de vraisemblance à information complète, Gardiol et *al.* (2005) ont analysé les effets de l'anti-sélection en Suisse. Ils trouvent que cet effet est fort et robuste et qu'une fois que cet effet est contrôlé, l'aléa moral *ex post* influence la consommation des soins médicaux. Leurs résultats indiquent également que la diminution du ticket modérateur de 100% à 10% augmente la demande marginale des soins médicaux de plus de 90% et si le ticket modérateur 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. De même, Albouy et Crepon (2007) ont étudié le comportement opportuniste (l'aléa moral) des français. Ainsi, à partir des données de l'enquête décennale Santé conduite entre septembre 2002 et octobre 2003 auprès de 40.000 personnes vivant en ménage ordinaire, Albouy et Crepon (2007) ont estimé 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 assurance complémentaire, se porterait à 95% chez les personnes qui ont l'assurance complémentaire.

En confirmant également les hypothèses d'anti-sélection et d'aléa moral au Cameroun, Ndongo et Nanfosso (2012) ont montré que le bon état de santé des ménages camerounais exerce une influence négative et significative sur l'adhésion à la mutuelle de santé et que l'adhésion à la mutuelle de santé exerce à son tour une influence positive et significative sur le niveau de consommation des soins. Les mutualistes dépensant environ 51,70% pour la consommation des soins médicaux plus que les non-mutualistes. 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.

***Estimation de l'impact avec la méthode d'appariement sur score de propension***

Barros et *al.* (2008) ont estimé l'impact de l'assurance maladie privée (complémentaire) dénommée ADSE 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 effet, ADSE est une assurance maladie privée complémentaire fournie par le gouvernement portugais à tous les agents permanents de l'Etat et à leurs ayants droit. En faisant l'hypothèse que la décision de souscrire à cette assurance maladie 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 respectivement 21,8% et 30% du nombre moyen de visites médicales et de tests d'urine. Les auteurs montrent également que l'aléa moral n'influence pas la probabilité de visiter un dentiste. Contrairement aux autres travaux résumés ici, Koch et Alaba (2010) ne se sont pas intéressés aux effets de l'aléa moral ou de la sélection adverse. En effet, Koch et Alaba (2010) ont remarqué que les discours sur la couverture universelle en assurance maladie dans les pays en développement tiennent rarement compte des effets de cette assurance sur l'allocation des ressources budgétaires des ménages. Ainsi, à partir des données de l'enquête sur le revenu et les dépenses des ménages de l'Afrique du Sud de 2000, les auteurs ont montré que l'allocation des ressources budgétaires des ménages sud-africains est affectée par l'assurance maladie obligatoire. Leur résultat montre également que, pour faire face aux coûts engendrés par l'assurance maladie obligatoire, les ménages ruraux doivent réduire leurs dépenses alimentaires de 20% ou réduire leurs budgets de transport et de communication de 15%. Koch et Alaba (2010) concluent qu'une bonne mesure de politique sociale peut donc avoir des conséquences négatives.

En comparant la consommation des groupes des individus assurés et non assurés, Blanchet et *al.* (2012) ont évalué l'impact de l'assurance maladie nationale sur le

comportement des demandeurs des soins médicaux au Ghana. Ils trouvent que les personnes assurées sont plus susceptibles d'obtenir les prescriptions médicales, de visiter les cliniques et de demander les services de santé formels quand elles sont malades. Blanchet et *al.* (2012) concluent que l'objectif du gouvernement ghanéen d'augmenter l'accès aux services formels de santé à travers l'assurance maladie est atteint.

***Estimation de l'impact avec la méthode des variables instrumentales***

Pour examiner le lien entre l'assurance maladie et l'utilisation des services de soins médicaux aux Etats-Unis, Meer et Rosen (2004) ont utilisé la méthode des variables instrumentales. Les auteurs ont montré que l'auto-emploi n'affecte pas l'utilisation des services de santé et l'état de santé. Pour cela, ils ont choisi l'auto-emploi comme instrument. Meer et Rosen (2004) trouvent un effet positif et statistiquement significatif de l'assurance, même après avoir corrigé 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 auto-emplois se retrouvent dans l'informel, ainsi l'auto-emploi n'est pas un bon instrument de l'assurance maladie dans ces pays. Pour cette raison, Jowett et *al.* (2004), en étudiant l'assurance maladie et le comportement des demandeurs de soins au Vietnam, ont utilisé comme instrument le nombre d'associations dans laquelle l'assuré est membre. Cette variable a été incorporée dans deux variables explicatives à savoir le statut d'assuré et l'interaction entre le statut d'assuré et les dépenses de consommation par tête. Jowett et *al.* (2004) trouvent que les patients assurés ont tendance à utiliser les services ambulatoires et à fréquenter les hôpitaux publics au Vietnam. Ils concluent que l'élasticité-prix de la demande des ménages à faible revenu est élevée, ainsi, la réduction des frais des services de santé provoquée par la couverture en assurance augmente l'utilisation des services de santé chez les pauvres plus que chez les riches. Ce qui signifie que lorsque ces ménages sont couverts par l'assurance maladie, ils consomment les soins de santé plus que ce qu'ils pouvaient consommer en absence de l'assurance maladie.

A partir du modèle de panel à effets fixes et des représentations graphiques, Kondo et Shigeoka (2013) ont analysé les effets de l'assurance maladie universelle sur l'utilisation des soins de santé et sur l'offre des services de santé au Japon. En remarquant que certaines préfectures ont un taux de couverture universel élevé, ils se sont fixés comme objectif de comparer les résultats sanitaires de ces préfectures aux autres sur la période allant de 1950 (7 avant l'introduction de la politique de l'assurance universelle) à 1970. Notons que cette politique a été menée pendant 4 ans (1957 – 1961). Les auteurs aboutissent à deux résultats

importants, le premier concernant l'utilisation des services de santé et le second, la réponse de l'offre des services de santé à la demande induite par l'assurance universelle. Ainsi, ils montrent que l'utilisation des services de santé, mesurés en termes d'admission, du nombre de jours d'hospitalisation et de services ambulatoires dans les hôpitaux a significativement augmenté après l'introduction de l'assurance universelle. De même, le nombre de lits d'hôpitaux a augmenté mais cette politique n'a pratiquement pas d'effets sur le nombre d'hôpitaux ni sur le nombre de médecins et d'infirmiers. Kondo et Shigeoka (2013) concluent que l'absence ou l'insuffisance de la réaction de l'offre peut limiter la capacité du système sanitaire japonais à répondre à l'augmentation rapide de la demande résultant de l'expansion massive de la couverture.

***Assurance maladie communautaire exogène à l'utilisation des services de santé***

En faisant l'hypothèse que le développement des mutuelles de santé est exogène à l'utilisation des services de santé dans les pays en développement, les auteurs (Smith et Sulzbach, 2008; Saksena *et al.*, 2011) ont montré que l'assurance communautaire influence positivement l'utilisation des services de santé. Ainsi, Smith et Sulzbach (2008) trouvent que dans les trois pays concernés par leur étude (Ghana, Mali et Sénégal), l'adhésion aux mutuelles de santé a un impact positif sur l'utilisation des services de santé maternelle et sur la demande des soins relatifs à l'accouchement qui sont chers, particulièrement dans les zones où le taux d'utilisation est très faible. Cependant, les auteurs notent une divergence des résultats à travers les pays. Ainsi, Smith et Sulzbach (2008) montrent qu'au Ghana, la participation aux mutuelles de santé n'influence ni l'utilisation des soins prénataux ni celle des soins d'accouchement alors que dans les deux autres pays, la participation influence soit l'utilisation des deux types de soins à la fois (Mali) ou uniquement l'utilisation des soins d'accouchement (Sénégal). Mais au Ghana, c'est plutôt les paiements directs des services d'hospitalisation pour les accouchements compliqués qui sont influencés par la participation aux mutuelles. Les auteurs concluent que l'adhésion aux mutuelles n'influence pas le comportement des demandeurs des soins d'accouchements. Pour eux, c'est l'introduction des soins maternels dans le paquet minimum qui fait la différence en termes d'utilisation. Remarquons qu'à partir de cette étude, contrairement au Bénin, les accouchements compliqués sont pris en charge par les mutuelles de santé au Ghana.

Saksena et *al.* (2011) ont évalué l'effet de la mutuelle de santé sur l'utilisation des services de santé et sur la protection contre le risque financier au Rwanda. Les auteurs ont utilisé les données provenant de l'Enquête Intégrée sur les conditions de Vie des ménages de

2005-2006 (EICV2) réalisée par l'Institut National de la Statistique du Rwanda. Saksena et *al.* (2011) trouvent que les individus vivant dans les ménages participant aux mutuelles de santé, quand ils tombent malades, utilisent trois fois plus de soins que ceux vivant dans les ménages sans participation. Ils concluent également que l'assurance communautaire exerce une grande influence sur la protection contre le risque maladie et que l'incidence des dépenses de santé catastrophiques chez les ménages assurés est quatre fois moindre que ceux sans aucune couverture.

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 pour les enfants latino-américains. Ils ont conclu que l'absence d'une assurance maladie et l'absence d'une source régulière de soins médicaux sont les principaux obstacles à l'accès aux soins de santé pour 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.

En conclusion, nous retiendrons de cette revue que beaucoup d'auteurs ont utilisé les équations simultanées pour évaluer l'impact de l'assurance maladie sur l'utilisation des services de santé. De même, la plupart des études menées dans les pays en développement se sont intéressées à l'impact des mutuelles de santé. Ainsi, à la différence de ces travaux, nous évaluons dans ce chapitre l'impact de chaque type d'assurance (assurance maladie privée, assurance maladie publique et l'assurance maladie communautaire) sur l'utilisation des services de santé au Bénin. Ce chapitre permet donc d'identifier le type d'assurance maladie qui contribue le plus à l'utilisation des services de santé au Bénin.

## 1.2 Modèle d'analyse de l'impact de l'assurance maladie formelle sur l'utilisation des services de santé

Rappelons que ce chapitre cherche à déterminer quels changements dans l'utilisation des services de santé au Bénin, peuvent être attribués à l'assurance maladie formelle. Pour mieux analyser cet effet, il est nécessaire de spécifier le modèle approprié. Ainsi, cette partie est subdivisée en deux sous-parties. La première justifie le choix du modèle retenu et la seconde est consacrée à sa spécification.

### 1.2.1 Justification du choix de la méthode d'estimation

De la revue de littérature, il ressort que trois méthodes d'estimation sont couramment utilisées pour estimer l'impact de l'assurance maladie sur l'utilisation des services de santé. Ces méthodes sont : le système d'équations simultanées, la méthode d'appariement sur score de propension et la méthode des variables instrumentales. La méthode d'appariement sur score de propension et la méthode des variables instrumentales peuvent s'avérer inappropriées dans notre contexte. En effet, les études qui utilisent le *propensity score matching*, considèrent les dépenses de santé ou le nombre de visites chez les médecins comme variable dépendante or la base de données que nous disposons ne renseigne ni sur les dépenses de santé ni sur le nombre de visites chez les médecins. Elle fournit seulement d'information sur l'utilisation ou non des services de santé. De même, la plupart des études ayant utilisé la méthode des variables instrumentales choisissent comme instrument l'emploi. Au Bénin, hormis les employés des grandes entreprises et ceux de l'Etat, les autres employés, qu'ils soient du secteur formel ou informel sont pour la plupart sans couverture médicale. Ainsi, l'assurance maladie n'est pas directement liée à l'emploi au Bénin. Dans ce cas et compte tenu des spécificités du contexte de notre étude, trouver un instrument valide pourrait être difficile. Pour surmonter ces différentes contraintes, nous avons donc choisi le modèle d'équations simultanées, méthode utilisée par la plupart des auteurs rencontrés dans la littérature. Ainsi, le modèle spécifié ici est inspiré de celui développé par Waters (1999).

### 1.2.2 La spécification du modèle de Waters (1999)

Le système d'équations simultanées permet de tester le biais de sélection et de le corriger le cas échéant. En effet, le biais de sélection rend endogènes les variables indépendantes biaisant ainsi l'association observée entre ces dernières et la variable dépendante. Il est donc nécessaire de le traiter. Suivant Waters (1999), notons $M_i^*$ la variable endogène représentant la demande des services de santé par le ménage *i*. $M_i^*$ est supposé être une fonction linéaire des variables exogènes ( $X$ ) et de la variable supposée endogène (assurance maladie ( $y$ )). D'où, l'équation de l'utilisation des services de santé est :

$$M_i^* = \beta X_i + \alpha y_i + \varepsilon_i \qquad (1.1)$$

où $\varepsilon_i$ est le terme d'erreur.

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

$$M_i = \begin{cases} 1 \ le\ ménage\ i\ a\ utilisé\ les\ services\ de\ santé & \text{si } M_i^* > 0 \\ 0 \ le\ ménage\ i\ n'a\ pas\ utilisé\ les\ services\ de\ santé & par\ ailleurs \end{cases} \quad (1.2)$$

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 (1.1) ne sera pas identifiée. L'équation de l'assurance maladie peut donc être écrite de la manière suivante :

$$y_i^* = \gamma X_i + \delta Z_i + \mu_i \quad (1.3)$$

$y_i$ observée est une fonction de la value de $y_i^*$ :

$$y_i = \begin{cases} 1 & si\ y_i^* > 0 \\ 0 & par\ ailleurs \end{cases} \quad (1.4)$$

$y_i^* > 0$ si le ménage $i$ bénéficie de l'un des trois types de l'assurance maladie.

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

$$\begin{cases} M_i^* = \beta X_i + \alpha y_i + \varepsilon_i \\ y_i^* = \gamma X_i + \delta Z_i + \mu_i \end{cases} \quad (1.5)$$

Selon l'équation (1.5), il y a endogénéité ou biais de sélection s'il y a corrélation entre $y$ et $\varepsilon$. 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 $\varepsilon$ et $\mu$ 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 est utilisé pour estimer simultanément les deux équations. Une fois la distribution des termes d'erreur est connue, le choix de la méthode d'estimation dépend 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

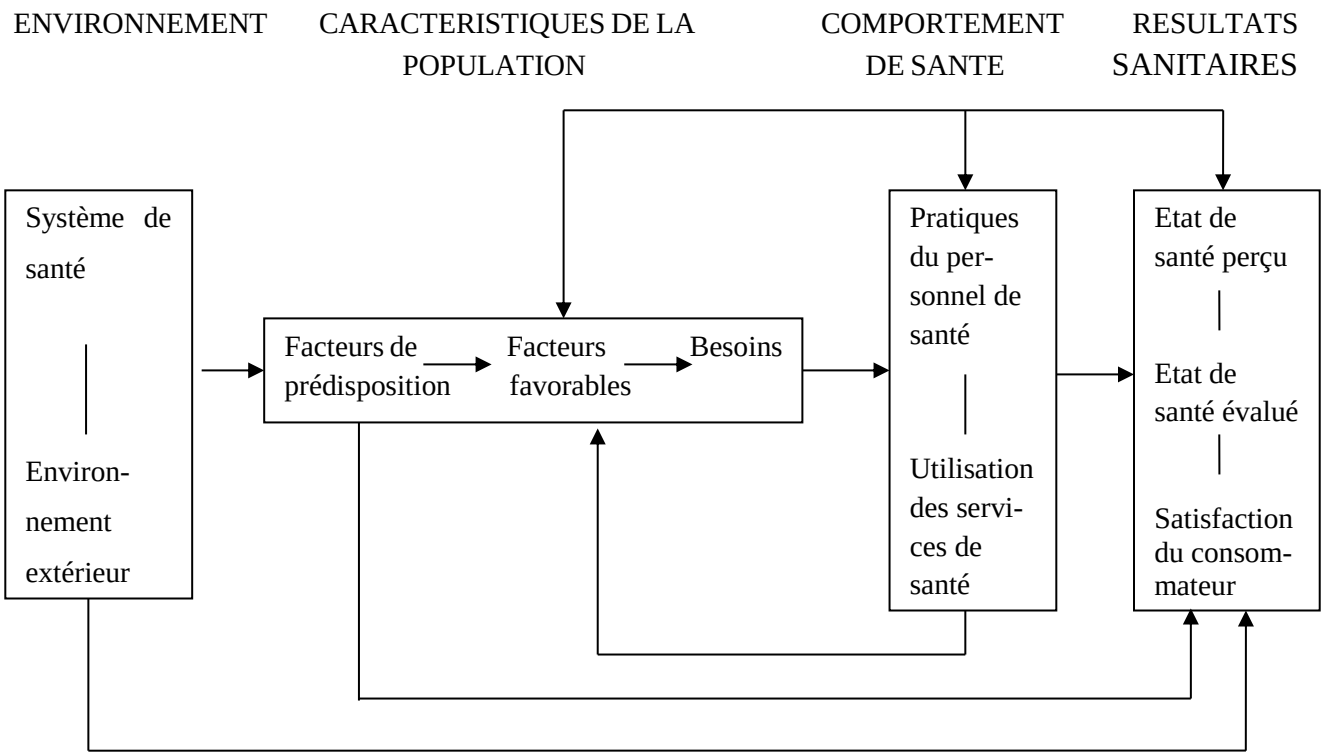
cas de la non linéarité (O'Higgins, 1994). De même, dans un exemple relatif à l'offre du travail des femmes, Greene (2012, p. 878) montre qu'en cas de non-linéarité, les coefficients du modèle de Heckman en deux étapes sont supérieurs à ceux du maximum de vraisemblances. Ici, l'utilisation des services 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 et 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.

### 1.3 Cadre conceptuel et choix des variables de l'étude

L'objectif de cette partie est de présenter le cadre conceptuel de l'utilisation des services de santé. Ceci nous permet, d'une part, de mieux appréhender les facteurs qui influencent l'utilisation des services de santé et d'autre part, de choisir les variables pertinentes de notre étude.

#### 1.3.1 Présentation du cadre conceptuel de l'étude

Le cadre conceptuel de cette étude est résumé dans le schéma ci-dessous. Il traduit les différentes relations entre les différents facteurs qui affectent l'utilisation des services de santé. Ce cadre conceptuel est inspiré, d'une part, du papier de Andersen (1995) et d'autre part, de celui de Andersen et Newman (2005).

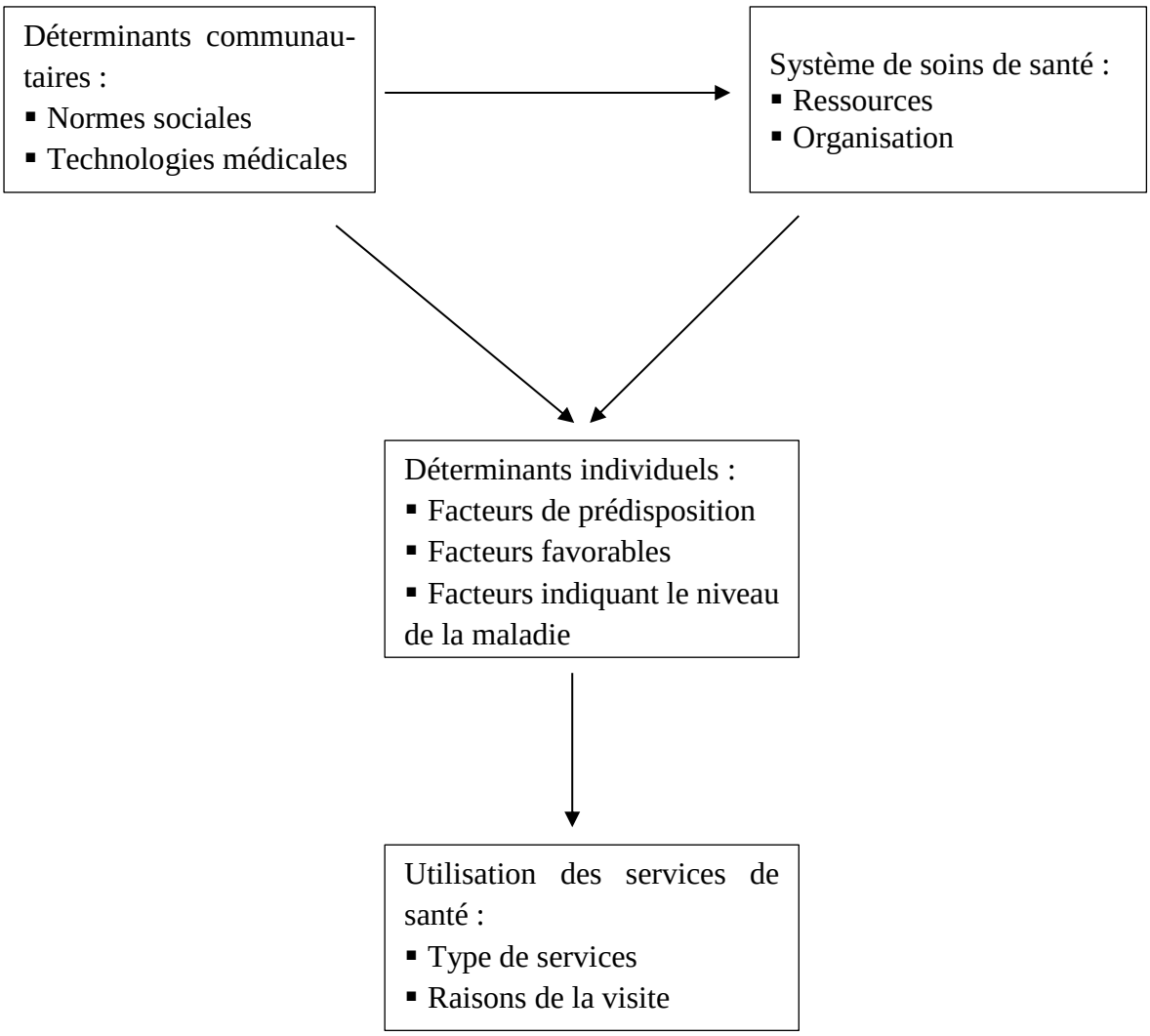



**<u>Figure 1.1</u> : Cadre conceptuel de l'utilisation des services de santé**

*Source* : Andersen (1995)

La figure 1.1 montre la relation qui existe entre les différents facteurs qui influencent l'utilisation des services de santé. Il ressort de l'analyse de cette figure que le cadre théorique de l'utilisation des services de santé permet de distinguer trois grands groupes de facteurs qui déterminent l'utilisation des services de santé. Ces facteurs interagissent pour influencer les résultats sanitaires, mesurés par l'état de santé de la population. Ainsi, les déterminants environnementaux affectent directement ou à travers les caractéristiques individuelles, l'état de santé de la population. Les facteurs environnementaux regroupent le système de santé et l'environnement extérieur au système de santé. Les différents facteurs, qui au niveau des ménages, influencent l'utilisation des services de santé sont classés en trois ensembles à savoir les facteurs de prédisposition, les facteurs favorables et les facteurs indiquant le niveau de la maladie. Cette analyse théorique met également en exergue, l'existence possible d'une relation bi-direction entre l'utilisation des services de santé et les caractéristiques des individus. Cela suppose l'existence des comportements opportunistes chez les demandeurs de soins de santé. Une version simplifiée du cadre conceptuel a été présentée par Andersen et Newman (2005) qui montrent que les déterminants communautaires influencent le système sanitaire et les deux, à leur tour, influencent l'utilisation des services de santé à travers les caractéristiques individuelles. La figure qui schématise les interactions entre les différents déterminants de

l'utilisation des services de santé selon Andersen et Newman (2005) se présente comme suit. Remarquons que la figure 2.2 ne présente pas la relation inverse entre l'utilisation des services de santé et les facteurs favorables.




**<u>Figure 1.2</u> : Cadre conceptuel détaillant les déterminants de l'utilisation des services de santé**

*Source* : Andersen et Newman (2005)

La figure 1.2 apporte les détails sur les déterminants qui influencent l'utilisation des services de santé. Les principaux déterminants communautaires sont les normes sociales et les technologies médicales. Les normes sociales sont les comportements, les règles de conduite, les attitudes, les jugements, les opinions et les croyances socialement partagés, fondés sur des valeurs communes. Selon Warner (1972), les technologies médicales désignent l'ensemble des principes et des techniques fournissant des outils qui permettent l'extension du pouvoir

d'observation des médecins et leur permettent de prendre des décisions efficaces. A ces déterminants communautaires identifiés par Andersen et Newman, nous pouvons ajouter les influences géographiques et écologiques. En effet, la disponibilité en infrastructures sanitaires et routières est aussi déterminante dans l'utilisation des services de santé. De même, les bonnes pratiques d'hygiène sont relativement difficiles à respecter là où les conditions locales d'approvisionnement en eau et d'assainissement sont mauvaises. Ainsi, la disponibilité des infrastructures sanitaires et routières, les conditions d'approvisionnement en eau et d'assainissement sont autant de facteurs communautaires qui peuvent influencer l'utilisation des services de santé dans les pays en développement.

Selon l'OMS (2000), le système de santé est l'ensemble des organisations, institutions et ressources consacrées à la production d'interventions sanitaires. Il comprend tous les arrangements organisationnels et les processus à travers lesquels une société fait des choix concernant la production, la consommation et la distribution des services de santé (Santerre et Neun, 2009). Le système de santé assure donc la fourniture des biens et services de soins de santé. Ainsi, les ressources et l'organisation du système de santé sont deux dimensions importantes qui façonnent la provision des services de soins de santé aux individus (Andersen et Newman, 2005). Les ressources du système de santé sont le travail et le capital consacrés aux soins de santé. Ces ressources sont mesurées par certains ratios à savoir le nombre d'habitants par médecin, le nombre de femmes en âge de procréer par sage-femme, le nombre d'habitants par lit d'hôpital, le nombre d'habitants par infirmier, etc. L'organisation met l'accent sur les caractéristiques du système qui déterminent la prise en charge du patient, une fois en contact avec le système. Une autre caractéristique du système de santé qui influence l'utilisation des services de santé est la qualité des soins délivrés. Selon Audibert et de Roodenbeke (2005), l'une des composantes unanimement reconnues de la qualité des soins est la disponibilité en médicaments. Plusieurs études empiriques (Gilson, 1997; Audibert et Mathonnat, 2000; Chawla et Ellis, 2000) ont montré que la disponibilité en médicaments influence positivement l'utilisation des services de santé qu'ils soient curatifs ou préventifs dans les pays de l'Afrique Sub-saharienne. La seconde composante est la qualité des soins perçue par les usagers. Celle-ci recouvre l'accueil, la marque de compassion, le respect du patient en tant que personne, le temps consacré au malade par le médecin, les explications prodiguées, l'honnêteté dans le comportement des professionnels de santé. Ces différents éléments, qui sont tant de la qualité perçue que de la qualité attendue par les usagers, conditionnent l'utilisation des services de santé (Audibert et de Roodenbeke, 2005).

Les facteurs ci-dessus mentionnés influencent l'utilisation des services de santé à travers les caractéristiques individuelles de la population. Ces caractéristiques individuelles concernent la prédisposition de l'individu à utiliser les services de santé, sa capacité à obtenir les soins de santé et le niveau de sa maladie. En effet, certains individus ont une propension à utiliser les services de santé plus que d'autres. Les caractéristiques individuelles qui existent avant l'apparition des épisodes spécifiques de la maladie et qui prédisposent l'individu à utiliser les services de santé comprennent les variables démographiques, socio-culturelles, les attitudes et les croyances. Les variables démographiques regroupent l'âge, le sexe, la situation matrimoniale et les antécédents sur le plan médical. Les antécédents médicaux sont relatifs à l'historique médical de l'individu, s'il a souffert d'une maladie dans le passé ou si ses parents, grands-parents ont été victimes d'une maladie qui le prédispose à contracter une maladie. L'âge semble faire l'unanimité au sein des chercheurs du fait que le stock de santé se déprécie à un taux croissant au fur et à mesure que l'âge avance. Par contre, pour certains auteurs, le sexe n'a pas d'effet sur l'utilisation de soins de premier niveau (Mariko, 2003) et pour d'autres, les femmes utiliseraient « naturellement » moins les structures de soins alors qu'elles auraient davantage de besoins de santé (Buor, 2004b). Cependant, notons que tout dépend du type de service de santé analysé.

Les variables socio-culturelles comprennent le niveau d'éducation, la situation professionnelle, la taille des ménages, l'ethnie, la religion et le milieu de résidence. Ces variables déterminent le style de vie de l'individu. Le niveau d'instruction apparaît dans certaines études comme déterminant pour l'accès aux soins des femmes notamment en milieu rural (Buor, 2004b) et n'aurait pas particulièrement d'effet en milieu urbain (Mariko, 2003). Les attitudes et les croyances concernent la connaissance des maladies et les attitudes envers les services de santé. Même si les individus peuvent être prédisposés à utiliser les services de santé, les ressources doivent être disponibles pour eux afin qu'ils les utilisent. Ainsi, les déterminants favorisant l'utilisation des services de santé peuvent être mesurés par le revenu du ménage, la possession de l'assurance maladie et par le prix des soins médicaux. A supposer que les conditions de prédispositions et celles favorables sont remplies, le niveau de la maladie perçu ou évalué détermine également l'utilisation des services de santé.

### 1.3.2 Données et choix des variables de l'étude

Cette sous-partie présente d'une part, les données et l'unité d'analyse et d'autre part, les variables utilisées dans ce chapitre.

#### 1.3.2.1 Données et population 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 du Bénin (EDSB-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 et 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 (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. Ainsi, l'assurance maladie privée qualifiée de commerciale est celle achetée par les ménages eux-mêmes. 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 questionnaires 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 retenus dans la base pour 88.174 membres de ménages. Précisons que notre unité d'analyse est le ménage.

#### 1.3.2.2 Choix et construction des variables

La variable dépendante de notre modèle est l'utilisation des services de santé et les variables potentiellement endogènes sont : assurance maladie publique, assurance maladie privée, assurance maladie employeur et les mutuelles de santé.

Les variables explicatives retenues dans ce modèle ont été tirées, d'une part, du cadre théorique présenté ci-dessus et d'autre part, des études empiriques. Trois catégories de facteurs à savoir les déterminants communautaires, les caractéristiques du système de santé et les caractéristiques individuelles sont retenues. Une *variable communautaire* a été retenue : il s'agit de la distance parcourue pour se rendre au centre de santé le plus proche. La variable *distance parcourue pour se rendre au centre de santé le plus proche* est une variable dummy qui prend 1 si pour le ménage, la distance parcourue avant de se rendre au centre de santé le plus proche est un gros problème et 0 si non.

Comme indiqué plus haut, les caractéristiques individuelles qui influencent l'utilisation des services de santé peuvent être regroupées en trois catégories à savoir les facteurs de prédisposition, les facteurs favorables et les facteurs indiquant le niveau de la maladie. Ainsi, suivant Andersen et Newman (2005), *les variables de prédisposition* sont : le niveau d'éducation du chef de ménage et de son conjoint, la situation professionnelle 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 ans et de femmes enceintes dans le ménage, la région et le milieu de résidence. *Les variables favorables* : l'indice de richesse, les moyens financiers (qui est une variable dummy prenant 1 si avoir les moyens financiers pour se rendre à l'hôpital est un gros problème et 0 si non) et la couverture en assurance maladie. *La variable du niveau de la maladie* est mesurée par la présence d'un malade dans le ménage. A ces variables nous avons ajouté la variable *permission* (qui prend 1 si avoir la permission pour se rendre à l'hôpital est un gros problème) et la variable *fréquence d'accès aux médias* (radio, télévision et journaux). Les symboles et les définitions des différentes variables utilisées sont présentés dans le tableau A.2.1 de l'annexe 2.

### 1.4 Résultats, interprétations et discussion

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

### 1.4.1 Caractéristiques des ménages ayant utilisé ou non les services de santé

Nous présentons dans ce paragraphe la description des ménages de notre échantillon en fonction de l'utilisation des services de santé. Pour ce faire, nous avons utilisé le test du chi-deux de Pearson qui permet d'étudier l'indépendance entre deux variables qualitatives et le t-test de Student qui permet d'étudier l'égalité de moyennes de deux variables quantitatives. Ce traitement préalable fournit des informations pertinentes et utiles pour l'identification des variables à retenir dans la modélisation économétrique.

Nous commençons la présentation des caractéristiques des ménages par quelques variables quantitatives de notre base. Le tableau 1.1 présente les résultats du test d'égalité de moyennes (t-test).

**Tableau 1.1 : Répartition des ménages en fonction de l'utilisation des services de santé, selon certaines caractéristiques démographiques**

| Caractéristiques démographiques | Utilisation des services de santé | | Différence de moyenne | Ensemble Moyenne (SD) |
|---|---|---|---|---|
| | Non | Oui | | |
| Age du chef de ménage | 44,837<br>(13,401) | 41,526<br>(13,216) | 3,311*** | 44,010<br>(13,431) |
| Taille de ménage | 6,758<br>(3,618) | 6,382<br>(3,366) | 0,403*** | 6,685<br>(3,561) |
| Nombre d'enfants de moins de 5 ans et de femmes enceintes | 2,517<br>(2,120) | 2,870<br>(1,874) | - 0,353*** | 2,605<br>(3,561) |

*Source :* Auteur, à partir des données d'EDSB 2011 – 2012. *, ** et *** significatifs respectivement à 10%, 5% et 1%. Les valeurs qui sont dans les parenthèses représentent les écart-types. *N = 17.181*.

En moyenne, l'âge du chef de ménage est de 44,01 ans avec un écart-type de 13,431. Le coefficient de variation (0,305) montre une faible dispersion autour de la moyenne. 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 en 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 en moyenne 2,19 et 2,90 d'enfants de moins de cinq ans et de femmes enceintes dans les milieux urbains et ruraux respectivement. Le t-test indique que toutes les différences de moyennes sont significatives au seuil de 1%, ce qui montre qu'il existe 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 utilisés.

Le tableau 1.2 ci-dessous présente les résultats du test du chi-deux. Il montre que toutes les probabilités associées aux statistiques de Pearson sont inférieures à 1% à l'exception de celle associée à la variable « lecture de journal » qui est inférieure à 10%. Ainsi, les caractéristiques socio-démographiques des ménages diffèrent significativement entre les ménages qui ont utilisé les services de santé et ceux qui ne l'ont pas utilisés. Avant de procéder à une analyse approfondie des associations entre les différentes caractéristiques des ménages et l'utilisation des services de santé, indiquons que 24,99% des ménages enquêtés ont utilisé les services de santé au cours des 12 derniers mois avant l'enquête.

Le tableau 1.2 montre également que l'utilisation des services de santé varie en fonction de la couverture en assurance maladie. Quel que soit le type de l'assurance, ce sont les ménages bénéficiaires de l'assurance maladie publique qui ont plus utilisé les services de santé. On constate que c'est une faible proportion (24,66%) des ménages non assurés qui ont eu recours aux services de santé. De même, il faut noter que 96,69% des ménages ayant utilisé les services de santé n'ont pas de l'assurance maladie. Ceci justifie la prédominance des paiements à l'acte dans le financement des dépenses de santé au Bénin et par ricochet, peut expliquer la faible proportion des ménages ayant utilisé les services de santé. Les résultats montrent également que 28,26% des ménages ont connu un cas de maladie durant les deux dernières semaines avant l'enquête et seulement 31,82% de ces derniers ont utilisé les services de santé.

L'utilisation des services de santé varie aussi selon le sexe du chef de ménage. En effet, 22,03% et 25,69% des ménages dirigés respectivement par les femmes et par les hommes ont eu recours aux services de santé. En ce qui concerne la situation matrimoniale, ce sont les ménages dirigés par les individus mariés[5] qui ont eu plus de recours aux soins de santé (30,30) suivi des ménages ayant à leur tête des personnes qui vivent avec un partenaire (24,03%). La faible proportion de ménages ayant utilisé les services de santé représente les célibataires (12,91%).

[5] Sont considérées comme mariées dans l'EDSB-IV, toutes les personnes des deux sexes qui se sont mariées soit selon la coutume, la religion ou à l'état civil.

**Tableau 1.2 : Distribution des caractéristiques socio-démographiques des ménages en fonction de l'utilisation des services de santé (%)**

| Caractéristiques socio-démographiques | Utilisation des services de santé | | Statistique de Pearson (chi-2) (a) | Ensemble (b) |
|---|---|---|---|---|
| | Non | Oui | | |
| **Assurance maladie** | | | | |
| Assurance maladie privée | 58,18 | 41,82 | 8,33*** | 0,32 |
| Assurance maladie publique | 56,12 | 43,88 | 18,76*** | 0,57 |
| Assurance maladie employeur | 62,35 | 38,65 | 16,39*** | 0,95 |
| Mutuelle de santé | 62,07 | 37,93 | 7,81*** | 0,51 |
| Aucune assurance maladie | 75,34 | 24,66 | 46,85*** | 97,97 |
| **Sexe du Chef de Ménage (CM)** | | | 19,14*** | |
| Féminin | 77,97 | 22,03 | | 19,34 |
| Masculin | 74,31 | 25,69 | | 80,66 |
| **Situation matrimoniale du CM** | | | 459,66*** | |
| Célibataire | 87,09 | 12,91 | | 22,99 |
| Marié | 69,70 | 30,30 | | 9,64 |
| Vit avec un partenaire | 75,97 | 24,03 | | 15,58 |
| Veuf (ve) | 80,58 | 19,42 | | 1,80 |
| Divorcé / Séparé | 73,87 | 26,13 | | 3,47 |
| **Niveau d'instruction du CM** | | | 101,31*** | |
| Aucun | 76,71 | 23,29 | | 62,62 |
| Primaire | 69,87 | 30,13 | | 16,61 |
| Secondaire | 75,30 | 24,70 | | 19,37 |
| Supérieur | 56,43 | 43,57 | | 1,40 |
| **Occupation du CM** | | | 673,72*** | |
| Chômeurs | 61,02 | 38,98 | | 0,69 |
| Cadre/Technicien/Direction | 61,20 | 38,80 | | 8,34 |
| Clérical | 65,37 | 34,63 | | 1,95 |
| Ventes et services | 69,78 | 30,22 | | 13,19 |
| Agriculteurs | 77,53 | 22,47 | | 37,66 |
| Ouvriers | 64,27 | 35,73 | | 14,52 |
| Manquant | 86,59 | 13,41 | | 23,65 |
| CM est un agent de santé | 58,73 | 41,27 | 17,95*** | 17,95 |
| **Occupation du conjoint du CM** | | | 335,85*** | |
| Chômeurs | 80,85 | 19,15 | | 37,26 |
| Cadre/Technicien/Direction | 54,19 | 45,81 | | 1,94 |
| Clérical | 52,94 | 47,06 | | 0,89 |
| Ventes et services | 70,01 | 29,99 | | 33,29 |
| Agriculteurs | 77,32 | 22,68 | | 15,81 |
| Ménagères/Domestiques | 79,59 | 20,41 | | 0,29 |
| Ouvriers | 69,27 | 30,73 | | 5,81 |
| Manquant | 76,05 | 23,95 | | 4,71 |
| Conjoint du CM est un agent de santé | 52,17 | 47,83 | 19,28*** | 0,40 |
| **Indice de richesse** | | | 168,70*** | |
| Les plus pauvres | 80,00 | 20,00 | | 18,83 |
| Les pauvres | 78,17 | 21,83 | | 19,60 |
| La classe moyenne | 76,65 | 23,35 | | 20,84 |
| Les riches | 72,66 | 27,34 | | 21,23 |
| Les plus riches | 67,84 | 32,16 | | 19,51 |

## Tableau 2.2 (Continu)

| Caractéristiques socio-démographiques | Utilisation des services de santé | | Statistique de Pearson (chi-2) (a) | Ensemble (b) |
|---|---|---|---|---|
| | Non | Oui | | |
| **Religion du CM** | | | 110,78*** | |
| Vodoun | 79,79 | 20,21 | | 13,74 |
| Islam | 78,56 | 21,44 | | 23,83 |
| Catholique | 72,30 | 27,70 | | 30,81 |
| Protestant | 68,67 | 31,33 | | 6,02 |
| Christianisme | 72,95 | 27,05 | | 20,59 |
| Pas de religion | 77,82 | 22,18 | | 5,01 |
| **Ethnie du CM** | | | 92,25*** | |
| Adja | 73,61 | 26,39 | | 15,51 |
| Bariba | 79,82 | 20,18 | | 9,11 |
| Dendi | 75,27 | 24,73 | | 3,74 |
| Fon et apparentés | 73,02 | 26,98 | | 43,79 |
| Yao | 77,29 | 22,71 | | 3,74 |
| Bétamaribé | 71,16 | 28,84 | | 7,04 |
| Peulh | 83,54 | 16,46 | | 3,68 |
| Yoruba | 78,96 | 21,04 | | 11,76 |
| Autres béninois | 78,14 | 21,86 | | 1,62 |
| **Région** | | | 105,51*** | |
| Atacora – Donga | 73,06 | 26,36 | | 14,52 |
| Atlantique – Littoral | 70,64 | 29,36 | | 22,98 |
| Borgou – Alibori | 81,44 | 18,56 | | 14,17 |
| Mono – Couffo | 74,32 | 25,68 | | 13,62 |
| Ouémé – Plateau | 76,22 | 23,78 | | 17,23 |
| Zou – Collines | 76,22 | 23,48 | | 17,48 |
| **Milieu de résidence** | | | 45,39*** | |
| Urbain | 72,42 | 27,58 | | 42,42 |
| Rural | 76,92 | 23,08 | | 57,58 |
| **Permission** | | | | |
| Grand problème | 77,85 | 22,15 | | 34,90 |
| N'est pas un grand problème | 73,49 | 26,51 | | 65,10 |
| **Moyens financiers** | | | 21,74*** | |
| Grand problème | 76,20 | 23,80 | | 62,91 |
| N'est pas un grand problème | 73,01 | 26,99 | | 37,09 |
| **Distance** | | | 35,88*** | |
| Grand problème | 77,22 | 22,78 | | 44,63 |
| N'est pas un grand problème | 73,24 | 26,76 | | 55,37 |
| **Ecoute la radio** | | | 267,95*** | |
| Au moins une fois/semaine | 69,87 | 30,13 | | 43,91 |
| Moins d'une fois/semaine | 73,72 | 26,28 | | 19,63 |
| Pas du tout | 81,90 | 18,10 | | 36,46 |
| **Regarde la télé** | | | 146,43*** | |
| Au moins une fois/semaine | 69,79 | 30,31 | | 31,42 |
| Moins d'une fois/semaine | 73,00 | 27,00 | | 14,12 |
| Pas du tout | 78,55 | 21,45 | | 54,46 |
| **Lis les journaux** | | | 5,45* | |
| Au moins une fois/semaine | 73,58 | 26,42 | | 7,27 |
| Moins d'une fois/semaine | 72,42 | 27,58 | | 5,59 |
| Pas du tout | 75,30 | 24,70 | | 87,14 |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| **Présence de malade** | | | 168,71*** | |
| Oui | 68,18 | 31,82 | | 28,26 |
| Non | 77,71 | 22,29 | | 71,74 |

*Source :* Auteur, à partir des données d'EDSB 2011 – 2012. *, ** et *** significatifs respectivement à 10%, 5% et 1%. (a) les statistiques de Pearson figurent au niveau de chaque variable. (b) représente le pourcentage de la modalité dans l'échantillon. *N = 17.181*.

En analysant la question relative à l'accessibilité aux centres de santé, on note que 34,90% des enquêtés ont indiqué qu'avoir une permission pour se rendre dans un établissement de santé est un gros problème. Pour 62,91% et 44,63% des enquêtés, respectivement, ce sont les moyens financiers pour se rendre à l'hôpital et la distance qui les sépare du centre de santé le plus proche qui constituent un gros problème. Parmi les ménages dans lesquels la permission, les moyens financiers et la distance constituent de gros problèmes, respectivement 22,15%, 23,80% et 22,78% ont eu recours aux services de santé. Ceci montre que les moyens financiers, la permission et la distance, tous des facteurs liés à l'accessibilité, constituent des barrières à l'utilisation des services de santé au Bénin. Ces barrières peuvent être surmontées par l'assurance maladie.

Au niveau de l'éducation du chef de ménage, on note également des variations importantes. On constate que les ménages dirigés par les individus ayant fait les études supérieures ont plus utilisé les services de santé (43,57%) suivis des ménages dirigés par les individus ayant le niveau primaire (30,13%), ensuite le niveau secondaire (24,70%) et enfin ceux n'ayant aucun niveau d'études (23,29%). Le fait que les ménages dirigés par les personnes ayant atteint le supérieur utilisent plus les services de santé correspond aux effets attendus car ce sont ces ménages qui sont les plus couverts par l'assurance maladie.

Les résultats concernant l'occupation du chef de ménage et l'utilisation des services de santé montrent que les ménages ayant à leur tête des chômeurs ont recours aux services de santé plus que tous les autres ménages. Ceci ne correspond pas à notre intuition mais au regard de la définition retenue dans l'EDSB, ce résultat peut s'expliquer. En effet, sont considérés comme chômeurs, ceux qui n'ont exercé aucune activité durant les 12 derniers mois avant l'enquête (ICF International, 2012). De même, le manuel des enquêteurs demande aux agents de terrain de considérer également comme chômeurs, les étudiants et les élèves qui vivent séparés de leurs parents pour des raisons de formation. Puisque ces derniers continuent de recevoir des transferts de leurs parents et que généralement les parents n'encouragent pas que les enfants manquent leurs cours à cause de la maladie, on comprend donc aisément ce résultat. En ce qui concerne l'occupation du conjoint du chef de ménage, ce sont les chefs ayant comme

conjoint un fonctionnaire du clergé qui viennent en tête dans l'utilisation. Comme on aurait pu imaginer, ce sont les ménages dirigés par un agent de santé ou par un chef dont le conjoint est un agent de santé qui ont eu plus recours aux services de santé.

Suivant les quintiles de bien-être économique (indice de richesse), on constate également une variation importante de l'utilisation des services de santé. Ainsi, ce sont les ménages les plus riches (32,16%) qui ont plus utilisé les services de santé par opposition aux ménages les plus pauvres qui ont le faible pourcentage d'utilisation des services de santé (20%). Ceci confirme les analyses précédentes car, pour 74,06% des ménages les plus pauvres, les moyens financiers pour se rendre à l'hôpital constituent un gros problème.

Le tableau 1.2 montre également que l'utilisation des services de santé varie significativement en fonction de la religion pratiquée par le ménage. En effet, les ménages de la religion protestante ont eu plus recours aux services de santé (31,33%) que les autres ménages et c'est parmi les ménages adeptes de *Vodoun* (20,21%) qu'on note la faible proportion de l'utilisation des services de santé. Ceci se comprend car dans la pratique courante un adepte du *Vodoun* qui tombe malade va tout d'abord consulter le prêtre du *Vodoun* pour connaître l'origine de la maladie et obtenir les recettes (feuilles, racines des plantes, etc.) pour son traitement et c'est généralement en cas de la non-satisfaction que l'adepte se réfère à un centre de santé.

Au niveau départemental, on remarque que le pourcentage d'utilisation des services de santé est plus élevé dans l'Atlantique et le Littoral (29,36%). Ce qui est cohérent avec la couverture en infrastructures sanitaires du pays. En effet, ce sont les départements de l'Atlantique et du Littoral qui cumulent les structures sanitaires les plus équipées c'est-à-dire ayant les plateaux techniques les plus larges du Bénin. De plus, ces deux départements constituent le grand pôle d'attraction et abritent 20,8% de la population béninoise (INSAE, 2016). A l'opposé, ce sont les ménages des départements du Borgou et de l'Alibori qui ont le taux d'utilisation le plus faible (18,56%). Ceci correspond au résultat attendu car 73% de la population du département de l'Alibori est classée dans les deux quintiles les plus pauvres. Cependant, ce résultat montre que les mutuelles ne jouent pas encore pleinement leur rôle car ce sont les départements du Borgou et de l'Alibori qui concentrent plus de 40% des mutuelles de santé. Comme on aurait pu penser, ce sont les ménages du milieu urbain (27,58%) qui ont utilisé le plus les services de santé. En ce qui concerne les ethnies du chef de ménage, on note

que les *Bétamaribés* ont plus utilisé les services de santé tandis que ce sont les ménages *Peulhs* qui les ont moins utilisés.

Enfin, au niveau de l'accès aux médias, les résultats montrent également des variations importantes. De façon générale, les ménages qui ont accès aux médias au moins une fois par semaine ont utilisé les services de santé plus que les ménages qui n'ont pas du tout accès à ces services.

En résumé, les analyses descriptives ci-dessus montrent que plusieurs facteurs sont associés à l'utilisation des services de santé au Bénin. Le paragraphe suivant cherche à confirmer ces associations en estimant le modèle probit bivarié.

### 1.4.2 Discussion des résultats d'estimation du probit bivarié

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.

#### 1.4.2.1 Sources et test d'endogénéité

Dans la revue de littérature (aussi bien théorique qu'empirique), nous avons indiqué que l'analyse du comportement des ménages en présence de l'assurance maladie doit tenir compte des phénomènes de la sélection adverse et de l'aléa moral. La nature de nos données ne nous permet pas d'étudier directement ces deux phénomènes mais nous pouvons étudier la principale conséquence de ces phénomènes qui est l'endogénéité. Ainsi, dans ce sous-paragraphe, nous exposons, d'une part, les sources d'endogénéité et d'autre part, nous testons son existence.

##### 1.4.2.1.1 Sources possibles d'endogénéité

Selon Cahuzac et Bontemps (2008), l'endogénéité provient du fait qu'une variable utilisée comme explicative est une variable corrélée avec les termes d'erreurs de l'équation d'intérêt. Autrement, il existe des facteurs observables ou non (mais non pris en compte) qui jouent à la fois sur l'endogène et sur la variable à expliquer. Ici $y_i$ (une variable explicative supposée endogène), est considérée comme endogène si $\mathrm{cov}(y_i, \varepsilon_i) \neq 0$. Plusieurs causes sont à l'origine de ce problème mais nous présentons brièvement les trois sources les plus fréquentes

dans la littérature. La première source est le choix d'adhérer ou non au programme d'assurance maladie. 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 causes 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 d'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.

#### 1.4.2.1.2 Test d'endogénéité

Une fois que les sources possibles d'endogénéité sont connues, il est nécessaire de tester son existence à partir des données utilisées dans ce chapitre. Selon Waters (1999), trois méthodes sont généralement utilisées dans la littérature. Il s'agit de :

(i) *La significativité de* $\rho$ *(le coefficient de corrélation entre les termes d'erreur* $\varepsilon$ *et* $\mu$ *des deux équations) dans le modèle probit bivarié* : l'estimation du modèle probit bivarié fournit la statistique permettant de tester la significativité de $\rho$. Si $\rho$ est significativement différente de zéro, alors l'hypothèse d'exogénéité de la variable « assurance maladie » est rejetée ; et par conséquent la décision de souscrire à l'assurance maladie et d'utiliser les services de santé est prise simultanément. Il faut dans ce cas estimer le probit bivarié.

(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 en 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 ».

Notons que parmi ces trois tests, le test le plus fiable pour la variable dépendante binaire est celui de la significativité du rho du modèle probit bivarié. En effet, Mroz et *al.* (1995) ont montré, à partir d'une série de simulation de Monte-Carlo, que le test de significativité des résidus est sensible au pouvoir de prédiction de la forme réduite de l'équation lorsque la variable dépendante est binaire. Pour le test de comparaison des résultats du probit univarié et bivarié, intuitivement, il apparaît normal que ces résultats soient différents en présence d'endogénéité. Ceci du fait qu'en absence d'endogénéité, estimer simultanément les deux équations du système par un probit bivarié revient à estimer les deux équations séparément. Cependant, pour des raisons de comparaison, nous avons effectué les trois différents tests pour chacun des quatre types d'assurance maladie. Mais avant de procéder à la réalisation de ces tests, nous avons étudié la corrélation entre l'utilisation des services de santé (Use) et les différentes catégories de l'assurance maladie. Les coefficients de corrélations sont présentés dans le tableau 1.3 suivant.

Le tableau 1.3 ci-dessous montre une faible corrélation positive entre l'utilisation des services de santé et les différentes catégories de l'assurance maladie. Ceci suggère l'absence d'endogénéité et dans ce cas nous n'avons pas besoin d'estimer le modèle probit bivarié. Les trois tests décrits ci-dessus nous permettront d'infirmer ou de confirmer cette suggestion.

**Tableau 1.3 : Les coefficients de corrélations entre l'utilisation des services de santé et les catégories de l'assurance maladie**

| Variables | Use |
|---|---|
| Use | 1,000 |
| Assurance maladie privée | 0,022 |
| Assurance maladie publique | 0,033 |
| Assurance maladie employeur | 0,030 |
| Mutuelles de santé | 0,021 |

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

***(i) Le test de la significativité de rho***

Ici, nous testons :

$$\begin{cases} H_0 : \rho = 0, \ absence\ d'endogénéité \\ \qquad\qquad vs \\ H_1 : \rho \neq 0, \ présence\ d'endogénéité \end{cases}$$

Le tableau 1.4 ci-dessous donne la valeur des rho ainsi que leur p-value.

**Tableau 1.4 : Le coefficient de corrélation entre les termes d'erreur des deux équations**

| Variables | rho | p-value |
|---|---|---|
| Assurance maladie privée | 0,033 | 0,913 |
| Assurance maladie publique | 0,009 | 0,959 |
| Assurance maladie employeur | - 0,134 | 0,570 |
| Mutuelles de santé | 0,226 | 0,653 |

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

Le tableau 1.4 montre qu'aucun des rho n'est significatif. Ainsi, la corrélation entre les termes d'erreur de chacune des équations de la demande de l'assurance maladie et l'équation de l'utilisation des services de santé est statistiquement égale à zéro. Par conséquent, l'assurance maladie n'est pas endogène et dans ce cas nous estimons l'équation de l'utilisation des services de santé par le modèle probit.

***(ii) La significativité des résidus ou des valeurs prédites de la deuxième équation lorsqu'ils sont insérés dans la première équation***

Les hypothèses testées ici sont les suivantes :

$$\begin{cases} H_0 : Le\ \ coefficient\ \ de\ \ la\ \ valeur\ \ prédicte\ est\ \acute{e}gal\ \ \grave{a}\ \ zero \\ \qquad\qquad\qquad\qquad vs \\ H_1 : Le\ \ coefficient\ \ de\ \ la\ valeur\ prédicte est\ différent de\ zéro \end{cases}$$

Les résultats de l'estimation de l'équation de l'utilisation des services de santé sont rapportés dans le tableau 1.5 suivant, cependant ce sont uniquement les coefficients des valeurs prédites des équations de la demande de chacune des 4 catégories d'assurance maladie qui sont présentés.

**<u>Tableau 1.5</u> : La significativité des valeurs prédites de chacune des équations de la demande de l'assurance maladie**

| Equation de la demande de l'assurance maladie | Coefficient des valeurs prédites | p-value |
|---|---|---|
| Privée | - 1,699 | 0,215 |
| Publique | - 0,294 | 0,851 |
| Employeur | - 1,271 | 0,104 |
| Mutuelle de santé | - 0,824 | 0,676 |

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

Comme on peut le constater dans le tableau 1.5, aucun des coefficients des valeurs prédites n'est significatif. Ceci revient à rejeter l'hypothèse d'endogénéité de la variable assurance maladie.

***(iii) La comparaison des résultats du probit univarié et bivarié***

Cette comparaison peut être faite, soit en comparant directement les coefficients du modèle probit bivarié et ceux du modèle probit, soit en testant la significativité des coefficients de corrélation des résultats des deux modèles. Les résultats montrent que les coefficients des différentes variables du modèle ne changent pas lorsqu'on passe du probit bivarié au probit simple. De même, les coefficients de corrélation entre les résultats des deux modèles pour chaque catégorie d'assurance sont tous significatifs à 1% indiquant qu'il n'y a pas de différence

significative entre les coefficients du modèle probit bivarié et ceux du probit simple. Par conséquent ce test rejette également l'hypothèse d'endogénéité de l'assurance maladie.

En conclusion, tous les trois tests conduisent au rejet de l'hypothèse d'endogénéité de chacune des quatre catégories de l'assurance maladie. Ainsi, l'assurance maladie privée, l'assurance maladie publique, l'adhésion aux mutuelles de santé et l'assurance maladie employeur ne sont pas endogènes à l'utilisation des services de santé au Bénin. Nous avons donc le choix entre les modèles probit et logit pour l'analyse de l'influence de l'assurance maladie sur l'utilisation des services de santé au Bénin. Les modèles probit et logit produisent des résultats similaires et Amemiya (1981) a montré que les coefficients estimés du modèle logit représentent 1,6 fois ceux du modèle probit. Ainsi, selon Long (1997) le choix entre ces deux modèles est en grande partie dû à la convenance. En plus des raisons théoriques notamment celles liées à la fonction de densité de chacun des deux modèles, Cameron et Trivedi (2005) remarquent que le fait que les coefficients du modèle logit soient interprétables en termes de rapport de cotes (*odds ratio*) rend ce modèle très attractif. De plus, à partir d'une série de simulations de Monte-Carlo, Cakmakyapan et Goktas (2013) montrent que, par rapport au modèle probit, le modèle logit produit de meilleurs résultats sur les échantillons de taille élevée. Par ailleurs, lorsqu'ils ont montré que l'assurance maladie est exogène à l'utilisation des services de santé, Smith et Sulzbach (2008) et Saksena et *al.* (2011) ont estimé le modèle logit. Dans ce chapitre, nous optons donc pour le modèle logit.

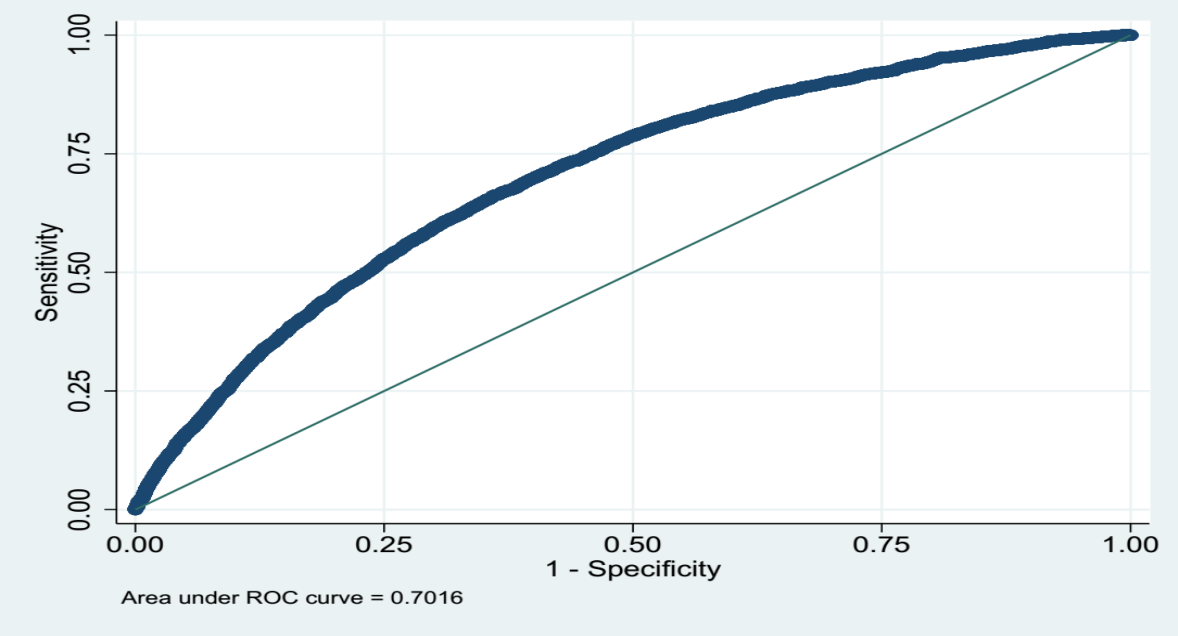
#### 1.4.2.2 L'estimation du modèle logit et discussion

Pour le choix des variables à introduire dans le modèle, nous avons eu recours aux tests d'indépendance et d'égalité de moyenne présentés ci-dessus. Etant donné que les rapports de cotes (*odds ratios*) représentent une manière simple d'interpréter les coefficients estimés du modèle logit (Cahuzac et Bontemps, 2008), nous avons présenté dans le tableau 2.6 les coefficients sous leur forme exponentielle, ainsi que les effets marginaux de chaque variable. En majorité, les variables explicatives du modèle sont dichotomiques ou polytomiques, nous avons donc calculé les effets marginaux en considérant les ménages bénéficiaires d'au moins une catégorie d'assurance maladie comme référence.

La statistique du chi2 du rapport de vraisemblance (LR) est égale à 1.642,62 avec une p-value de $10^{-4}$. Ainsi, on rejette l'hypothèse de nullité simultanée de tous les coefficients. Par conséquent, les variables explicatives du modèle ont simultanément une influence sur la

probabilité d'utiliser les services de santé. Le pseudo $R^2$ est faible (0,085) ce qui signifie que le modèle a un faible pouvoir prédictif. Mais, remarquons que le pseudo $R^2$ est généralement faible pour les modèles à variables qualitatives binaires (Pindyck et Rubinfeld, 1981). La valeur du coefficient de détermination ajusté de Nagelkerke (1991) montre que le modèle explique 13,5% du choix effectué par les ménages enquêtés entre l'utilisation des services de santé et son non-utilisation.

Selon Zweig et Campbell (1993) l'on peut également se servir de l'analyse de la courbe « *receiver operating characteristic* (ROC) » pour évaluer la qualité de l'ajustement du modèle logistique. La courbe ROC est une représentation graphique de la relation existante entre la sensibilité et la spécificité d'un test pour toutes les valeurs seuils possibles. Elle se construit de façon empirique en calculant la sensibilité puis la spécificité d'un test (Cahuzac et Bontemps, 2008) et dans ce chapitre, elle permet de discriminer les ménages ayant utilisé les services de santé de ceux qui ne l'ont pas utilisé. Stata permet la construction de cette courbe et son interprétation est basée sur la surface qui se situe en dessous d'elle. Selon Long et Freese (2006) lorsque l'aire en dessous de la courbe ROC est comprise entre 0,70 et 0,80, nous avons une faible discrimination ou une discrimination acceptable. La figure 2.3 ci-dessous montre que l'aire située en dessous de la courbe ROC est égale à 0,701. Par conséquent, nous avons une discrimination acceptable et donc notre modèle a une capacité de prédiction acceptable.




**<u>Figure 1.3</u> : La courbe receiver operating characteristic (ROC)**

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

Nos résultats indiquent que plusieurs facteurs sont pertinents dans le processus de la prise de décision en matière de l'utilisation des services de santé au Bénin. Andersen et Newman (2005) regroupent ces facteurs en trois catégories à savoir : les facteurs de prédisposition, les facteurs favorables et les facteurs indiquant le niveau de la maladie. Comme on peut le constater dans le tableau 2.6 la plupart de ces déterminants influencent significativement l'utilisation des services de santé au Bénin. Nous n'allons pas présenter un commentaire détaillé des résultats contenus dans le tableau 2.6 car le but visé par ce chapitre est d'analyser l'effet de l'assurance maladie sur l'utilisation des services de santé au Bénin. Cette stratégie nous permet de mettre un accent particulier sur les avantages, en termes de l'utilisation des services de santé, liés à la possession de l'assurance maladie. Ceci est très important surtout qu'un consensus apparaît sur le fait que le paiement à l'acte des soins est un obstacle à l'utilisation des services de santé pour les plus pauvres (Audibert et de Roodenbeke, 2005).

Nos résultats montrent que, quel que soit le type de l'assurance maladie, les ménages assurés ont plus de chance d'utiliser les services de santé que les ménages non assurés. Mais cet effet est seulement significatif pour l'assurance maladie publique. En effet, le coefficient de la variable « assurance maladie publique » est positif et significativement différent de zéro au seuil de 5%. La probabilité pour qu'un ménage bénéficiaire de l'assurance maladie publique choisisse d'utiliser les services de santé vaut 1,719 fois celle d'un ménage qui ne possède pas l'assurance maladie publique. De même, le fait d'avoir l'assurance maladie publique augmente la probabilité d'utiliser les services de santé de 12 points de pourcentage comparativement au fait de ne pas avoir l'assurance maladie publique. Nous pouvons donc dire que l'assurance maladie publique augmente de 12% l'utilisation des services de santé au Bénin. Ce résultat confirme celui de Waters (1999) qui a montré que l'assurance maladie publique (notamment celle destinée aux travailleurs du secteur formel) a un effet positif et significatif sur l'utilisation des services de soins curatifs en Equateur mais n'a aucun effet sur celle des soins préventifs. Ainsi, les ménages couverts par l'assurance maladie publique utilisent davantage les soins de santé pour rétablir tout ou une partie de leur état de santé.

Les résultats ont révélé également que l'effet marginal de l'assurance publique est de 0,108 pour les ménages non bénéficiaires. Ceci signifie que, si les ménages non assurés possédèrent de l'assurance maladie publique, ils verront leur utilisation des services de santé augmenter de 10,8% par rapport à leur utilisation actuelle, toutes choses égales par ailleurs. Or, la majorité (39,09%) de ces ménages non assurés sont des pauvres. Ainsi, si l'assurance

maladie publique était obligatoire pour toute la population béninoise comme c'est le cas dans plusieurs pays (Rwanda, France, etc.), l'utilisation des services de santé s'améliorera et par ricochet on assistera à une réduction de la morbidité, ce qui aura un effet significatif sur la réduction de la pauvreté. Car, rappelons-le, *la pauvreté engendre la mauvaise santé et la mauvaise santé entretient la pauvreté* (Wagstaff, 2002). Ce résultat suggère que toutes mesures de politiques qui visent à étendre l'assurance maladie à toutes les couches de la population béninoise auront un impact significatif sur l'utilisation des services de santé. Ainsi, le Régime d'Assurance Maladie Universelle (RAMU)[6] que le Bénin essaie de mettre en œuvre depuis décembre 2011 doit être encouragé par des réflexions théoriques sur les insuffisances qui empêchent sa mise en œuvre effective.

Selon les résultats du tableau 1.6, le coefficient de la variable « assurance maladie privée » est positif mais statistiquement égal à zéro au seuil de 5%. Ce qui signifie que l'assurance maladie privée n'influence pas l'utilisation des services de santé au Bénin. Ce résultat ne corrobore pas ceux de Buchmueller et *al.* (2004) et de Barros et *al.* (2008) qui ont montré que l'assurance maladie privée influence positivement et significativement l'utilisation des services de santé en France et au Portugal respectivement. Cependant, notons que dans ces deux pays l'assurance maladie privée est une assurance complémentaire à l'assurance maladie publique obligatoire. L'absence de l'influence de l'assurance maladie privée au Bénin peut se justifier par le fait que l'assurance maladie privée est principalement destinée aux ménages les plus riches. En effet, 78,68% des ménages couverts par l'assurance maladie privée sont des ménages les plus riches du Bénin. Or, dans la pratique courante, ces ménages sont caractérisés par une gestion attentive de leur santé ce qui les amène à adopter des comportements préventifs. Ce souci de prévention peut s'expliquer soit par une aversion plus forte pour le risque, soit par une meilleure connaissance de leur état de santé. De plus, la prime d'assurance maladie privée est très élevée et représente 41%[7] des dépenses moyennes annuelles d'un ménage béninois et justifie le fait que l'assurance maladie privée demeure réservée à une classe donnée de population. Toutes actions visant donc à réduire cette prime peuvent permettre à la classe moyenne d'accéder à ce bien et par conséquent peuvent améliorer l'utilisation des services de santé.

[6] Le RAMU, une initiative du Gouvernement du Bénin, est un dispositif assurantiel destiné à protéger l'ensemble des populations béninoises contre les conséquences financières du risque maladie.

[7] Selon les données de l'EMICoV 2011, la dépense annuelle par tête est de 227.064 FCFA. De même, selon les informations recueillies auprès des compagnies d'assurance, en 2013, la prime d'assurance maladie la moins élevée s'élève à 470.000 FCFA (prime payée par un ménage d'au plus 8 personnes pour un plafond de consommation de 1.000.000 FCFA). En divisant cette prime par 227.064 FCFA x 8, l'on trouve 41%.

**<u>Tableau 1.6</u> : Résultats de la régression logistique : déterminants de l'utilisation des services de santé au Bénin**

| Caractéristiques socio-démographiques des ménages | Odds-ratios | Effets marginaux |
|---|---|---|
| Constante | 0,770 | - |
| Assurance maladie privée | 1,124 | 0,027 |
| Assurance maladie publique | 1,719** | 0,120** |
| Assurance maladie employeur | 1,024 | 0,005 |
| Mutuelle de santé | 1,171 | 0,037 |
| Sexe du Chef de Ménage (Homme) | 1,109* | 0,024* |
| Age du Chef de Ménage (CM) | 0,941*** | - 0,014*** |
| Age du CM au carré | 1,000*** | 0,000*** |
| Milieu de résidence (Urbain) | 0,998 | - 0,000 |
| Moyens financiers est un gros problème | 0,984 | - 0,003 |
| Distance du centre de santé + proche est un gros problème | 0,983 | 0,003 |
| Permission pour aller à l'hôpital est un gros problème | 0,881*** | - 0,030*** |
| Nombre d'enfants de moins de 5 ans et de femmes enceintes | 1,042*** | 0,010*** |
| Présence de malade dans le ménage | 1,469*** | 0,093*** |
| **Situation matrimoniale du CM** | | |
| Célibataire | Réf. | Réf. |
| Marié | 2,424*** | 0,207*** |
| Vit avec un partenaire | 1,780*** | 0,141*** |
| Veuf (ve) | 1,449** | 0,091** |
| Divorcé / Séparé | 1,966*** | 0,167*** |
| **Niveau d'instruction du CM** | | |
| Aucun | 0,357*** | - 0,247*** |
| Primaire | 0,455*** | - 0,175*** |
| Secondaire | 0,530*** | - 0,144*** |
| Supérieur | Réf. | Réf. |
| **Occupation du CM** | | |
| Chômeurs | 1,596** | 0,115** |
| Cadre/Technicien/Direction | 1,218** | 0,048** |
| Clérical | 1,032 | 0,007 |
| Ventes et services | 1,095 | 0,021 |
| Agriculteurs | Réf. | Réf. |
| Ouvriers | 1,341*** | 0,071*** |
| **Occupation du conjoint du CM** | | |
| Chômeurs | 0,889** | - 0,027** |
| Cadre/Technicien/Direction | 1,658*** | 0,125*** |
| Clérical | 1,669*** | 0,126*** |
| Ventes et services | 1,189*** | 0,041*** |
| Agriculteurs | Réf. | Réf. |
| Ménagères/Domestiques | 1,355 | 0,074 |
| Ouvriers | 1,282*** | 0,060*** |
| **Indice de richesse** | | |
| Les plus pauvres | 0,716*** | - 0,078*** |
| Les pauvres | 0,757*** | - 0,065*** |
| La classe moyenne | 0,779*** | - 0,058*** |
| Les riches | 0,864** | - 0,034** |
| Les plus riches | Réf. | Réf. |

**Tableau 1.6 (Continu)**

| Caractéristiques socio-démographiques des ménages | Odds-ratios | Effets marginaux |
|---|---|---|
| **Religion du CM** | | |
| Vodoun | Réf. | Réf. |
| Islam | 1,316*** | 0,066*** |
| Catholique | 1,377*** | 0,077*** |
| Protestant | 1,702*** | 0,131*** |
| Christianisme | 1,342*** | 0,071*** |
| Pas de religion | 1,229** | 0,050** |
| **Ethnie du CM** | | |
| Adja | 1,014 | 0,003 |
| Bariba | 0,896 | - 0,026 |
| Dendi | 1,058 | 0,013 |
| Fon et apparentés | Réf. | Réf. |
| Yao | 0,710** | - 0,079** |
| Bétamaribé | 1,413*** | 0,084*** |
| Peulh | 0,840 | - 0,050 |
| Yoruba | 0,783*** | - 0,057*** |
| Autres béninois | 0,673** | - 0,090** |
| **Région** | | |
| Atacora – Donga | 1,748*** | 0,137*** |
| Atlantique – Littoral | 1,228* | 0,049* |
| Borgou – Alibori | Réf. | Réf. |
| Mono – Couffo | 1,401** | 0,082** |
| Ouémé – Plateau | 1,052 | 0,012 |
| Zou – Collines | 1,186 | 0,041 |
| **Ecoute la radio** | | |
| Au moins une fois/semaine | 1,545*** | 0,106*** |
| Moins d'une fois/semaine | 1,826*** | 0,144*** |
| Pas du tout | Réf. | Réf. |
| **Regarde la télé** | | |
| Au moins une fois/semaine | 1,013 | 0,003 |
| Moins d'une fois/semaine | 0,967 | - 0,007 |
| Pas du tout | Réf. | Réf. |
| **Lis les journaux** | | |
| Au moins une fois/semaine | 0,968 | - 0,007 |
| Moins d'une fois/semaine | 0,775*** | - 0,059*** |
| Pas du tout | Réf. | Réf. |
| Nombre d'observation | 17.181 | |
| Log-vraisemblance | - 8.837,699 | |
| LR Chi2 (59) | 1.642,62*** | |
| P-value | 0,000 | |
| Pseudo $R^2$ | 0,085 | |
| $R^2$ ajusté de Cragg-Uhler/Nagelkerke | 0,135 | |

*Source* : Auteur, à partir des données d'EDSB 2011-2012. *, ** et *** significatifs respectivement à 10%, 5% et 1%. (Cf. résultats bruts en annexe 2, tableau A.2.2).

L'assurance maladie employeur, une assurance fournie par certaines entreprises privées à leurs employés et par certaines institutions publiques à leurs personnels, n'influence pas

l'utilisation des services de santé au Bénin. Rappelons que selon O'Brien (2003) les employeurs offrent de l'assurance maladie à leurs employés car ils pensent que cela améliore leurs attitudes et augmente leurs performances notamment en réduisant l'absentéisme au travail du fait de la maladie. Ainsi, les employeurs cherchent à réduire les coûts d'opportunité liés à l'absence de leur employé. Ce dernier étant également conscient de ce coût d'opportunité prendra des dispositions pour éviter la maladie. Comme indiqué dans le chapitre 3, les ménages dirigés par les individus ayant atteint le niveau d'éducation secondaire ou supérieur sont plus susceptibles de bénéficier de l'assurance maladie employeur. Ainsi, les ménages qui bénéficient de l'assurance maladie employeur sont dirigés par des personnes ayant un niveau d'éducation élevé, ce qui peut favoriser le développement des comportements qui contribuent à la prévention des maladies telles que le paludisme, les infections respiratoires et les affections gastro-intestinales qui constituent les trois principales pathologies rencontrées au Bénin (MS, 2016). De même, ces chefs de ménage sont plus susceptibles d'avoir une meilleure connaissance de leur état de santé ainsi que celui des membres de leur ménage. L'ensemble de ces comportements peuvent limiter l'utilisation des services de santé, toutes choses égales par ailleurs.

La variable « adhésion aux mutuelles de santé » n'exerce pas d'influence sur l'utilisation des services de santé au Bénin. Cela n'est pas conforme aux analyses de Jütting (2003) et de Saksena et *al.* (2011) mais est à nuancer avec les résultats de Smith et Sulzbach (2008). En effet, contrairement aux autres études, Smith et Sulzbach (2008) se sont intéressés à l'impact de l'adhésion aux mutuelles de santé sur l'utilisation des services de santé maternels et concluent que les résultats varient d'un pays à un autre. Ainsi, l'absence de l'influence obtenue à partir de nos données peut être liée à la définition de notre variable « utilisation des services de santé » qui prend en compte tous les services de santé. De même, au Bénin, les mutuelles de santé ne couvrent efficacement que les petits risques et le paquet minimum ne prend pas en compte ni les complications postnatales ni les soins de santé les plus coûteux. Cette situation peut également expliquer l'absence de l'influence de l'adhésion aux mutuelles de santé sur l'utilisation des services de santé. De plus, les difficultés liées à la viabilité financière ainsi qu'au faible pouvoir de négociation avec les prestataires de soins de santé peuvent limiter l'utilisation des services de santé des mutualistes.

L'absence de l'influence des trois types de régimes d'assurance maladie non étatique (à savoir : assurance maladie privée, assurance maladie employeur et mutuelles de santé) n'est

pas conforme aux prédictions de la théorie économique plus précisément à la théorie de la demande qui stipule que lorsque le prix d'un bien diminue sa quantité demandée augmente, toutes choses égales par ailleurs. En plus, des raisons évoquées ci-dessus pour justifier cette infirmation, nous pouvons ajouter une raison propre aux compagnies d'assurance privée. En effet, chaque compagnie d'assurance possède ses critères de sélection et entre autres, deux de ces critères sont communs aux compagnies privées exerçant au Bénin. D'une part, les compagnies d'assurance ne proposent que des contrats de groupe et pour réduire les comportements opportunistes, elles sont très sélectives dans la formation de ces groupes. D'autre part, chaque compagnie signe des conventions avec les formations sanitaires et les pharmacies d'officines de leur choix. Ce faisant, les compagnies imposent des choix à leurs clients ignorant donc les préférences de ces derniers en matière de formations sanitaires et de pharmacies d'officine. Ainsi, les personnes assurées peuvent ne pas fréquenter ces formations sanitaires si elles perçoivent que les services offerts ne sont pas de qualité ou si elles ont plus de confiance à une autre formation sanitaire. Partant, tous les accords entre les compagnies d'assurances maladie privées et les formations sanitaires d'une part, et entre les mutuelles de santé et les formations sanitaires d'autre part, qui favoriseront la prise des assurés ou des mutualistes dans n'importe quelle structure sanitaire peuvent donc relever le taux de fréquentation des services de santé au Bénin.

**Conclusion du chapitre**

En abordant ce chapitre, nous avions pour objectif d'apprécier l'apport des différents types d'assurance maladie formelle à l'utilisation des services de santé au Bénin. Pour ce faire et après avoir testé l'endogénéité entre chacun des types d'assurance maladie formelle (assurance maladie publique, assurance maladie employeur, assurance maladie privée et mutuelles de santé) et l'utilisation des services de santé, le modèle logit a été estimé. Les données utilisées dans cette analyse proviennent de la quatrième Enquête Démographique et de Santé du Bénin (EDSB-IV). Les statistiques descriptives indiquent que 24,99% des ménages enquêtés ont utilisé les services 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 maladie et 74,01% de ces ménages 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 l'échantillon contre respectivement 0,5%, 0,4% et 0,9% pour l'assurance maladie publique, les mutuelles de santé et l'assurance

maladie employeur. Les différents tests statistiques montrent que les caractéristiques des ménages diffèrent significativement entre les ménages qui ont utilisé les services de santé et ceux qui ne l'ont pas utilisés.

Au terme de nos analyses économétriques, l'assurance maladie publique apparaît comme la catégorie d'assurance maladie formelle la plus pertinente dans l'utilisation des services de santé au Bénin, les autres catégories n'ayant aucune influence significative. Ainsi, en ce qui concerne l'assurance maladie privée, l'assurance maladie employeur et les mutuelles de santé, nos résultats ne sont pas conformes aux prédictions de la théorie économique. Par contre, la corrélation positive trouvée entre ces différentes catégories d'assurance maladie et l'utilisation des services de santé montre qu'il existe une relation positive entre ces catégories d'assurance maladie et l'utilisation des services de santé au Bénin. Au-delà des raisons évoquées ci-dessus, la non-confirmation de cette relation par les analyses économétriques peut être expliquée par la faible proportion des ménages couverts par l'assurance maladie. Ainsi, les actions qui visent à augmenter la demande de l'assurance maladie conduiront à l'amélioration de l'utilisation des services de santé.

Le résultat de l'assurance maladie publique suggère que, étendre la couverture médicale à toutes les couches de la population améliorera l'utilisation des services de santé. De ce fait, il doit être porté à l'attention des donateurs, des Organisations Non Gouvernementales (ONG) et des décideurs politiques que l'amélioration de l'utilisation des services de santé au Bénin passe par l'augmentation de la couverture en assurance maladie publique. Dans ce contexte, le Régime d'Assurance Maladie Universelle (RAMU) doit être encouragé. L'une des importantes implications politiques de cette thèse est qu'il est nécessaire d'orienter le financement des dépenses de santé caractérisé par la prédominance du paiement à l'acte vers un financement basé sur les mécanismes de prépaiement. Ceci aura deux effets sur la réduction de la pauvreté, le premier est un effet direct tandis que le second est indirect. L'effet direct provient du fait que l'accès aux mécanismes de prépaiement va éviter aux ménages les dépenses catastrophiques. L'effet indirect, quant à lui, est lié au fait que les mécanismes de prépaiement permettent aux individus d'accéder aux opportunités économiques et sociales qu'offre l'utilisation des services de santé et par conséquent vont améliorer leur bien-être.

Un autre résultat qui nécessite une attention est l'absence d'endogénéité de l'assurance maladie. En effet, comme indiqué ci-dessus, l'assurance maladie formelle n'est pas endogène à l'utilisation des services de santé, ce qui suggère une absence de comportements

opportunistes (sélection adverse et l'aléa moral) de la part des assurés. Ce résultat peut être dû à l'étroitesse du marché[8] de l'assurance maladie au Bénin, ce qui permet aux compagnies d'assurance de contrôler les comportements de leurs clients. Ces contrôles passent par la contrainte faite aux assurés de se référer à une liste restreinte de prestataires de soins agréés par les compagnies. Cependant, ce résultat doit être pris avec précaution car la définition de la variable « utilisation des services de santé » ne permet pas de prendre en compte les problèmes d'incitations nés des situations de marché en asymétrie d'information. La variable « utilisation des services de santé » utilisée dans cette thèse est une variable dichotomique qui prend 1 lorsque le ménage a utilisé les services de santé pour n'importe quelle raison durant les 12 derniers mois avant l'enquête et 0 si non. Ainsi, elle ne renseigne ni sur la fréquence des visites chez les médecins ni sur le nombre de visites des structures sanitaires effectuées par les ménages. En conséquence, une étude basée sur les données détaillant la fréquence et le nombre de visites chez le médecin pourra permettre de savoir si les ménages achètent une police d'assurance parce qu'ils sont de gros consommateurs des soins de santé (sélection adverse) ou consomment davantage parce qu'ils sont assurés (aléa moral).

[8] L'annexe 1 fournit de détails sur le marché d'assurance maladie au Bénin.

## 2. Groupes d'assurance informelle et utilisation des services de santé au Bénin

Dans les pays à faible revenu, les ménages pauvres sont plus vulnérables aux chocs. De ce fait, ils sont exposés à de multiples risques de maladie et font face à d'énormes dépenses durant certains événements (décès, maladie, mariage, etc.). Dans la littérature économique, plusieurs auteurs (World Bank, 2000; Dercon et Hoddinott, 2003; Genicot et Ray, 2003; De Weerdt et Dercon, 2006; Dercon *et al.*, 2006; LeMay-Boucher, 2012) ont montré que les dépenses liées à ces événements (heureux ou malheureux) affectent le patrimoine des ménages pauvres. Pour la plupart de ces ménages, les coûts associés à une police d'assurance formelle sont prohibitifs. Exclus donc du système de l'assurance formelle, ils font recours à des réseaux de soutien ou à des mécanismes de partage de risques pour minimiser les effets négatifs des chocs résultant de différentes sources de risques (Aredo, 2010). Ainsi, plusieurs institutions de partage de risques sont rencontrées dans les pays à faible revenu où les ménages ne disposent pas de moyens formels et ont peu d'accès aux marchés de protection contre le risque (Coate et Ravallion, 1993). Ces institutions, qui fournissent une assistance mutuelle aux ménages, constituent un exemple remarquable des mécanismes de partage et de mutualisation des risques largement pratiqués par la plupart des communautés rurales en Afrique (Aredo, 2010). Ces institutions sont informelles parce qu'elles existent en dehors du marché et pratiquent leurs activités sans des bases légales.

Selon LeMay-Boucher (2009), les groupes d'assurance informelle rencontrés en Afrique de l'Est (*iddir* en Ethiopie) et en Afrique de l'Ouest (*nujè mèji gbê* au Bénin) sont similaires. Ces groupes sont décrits comme des institutions ayant des règles et règlements bien définis, offrant une aide financière en fonction des dépenses funéraires, ainsi que d'autres produits d'assurance et de crédit permettant de faire face à d'éventuelles difficultés quotidiennes. Mauri (1987) définit ces groupes comme une association constituée par un groupe de personnes unies par des liens familiaux ou d'amitié, vivant dans le même quartier, exerçant la même activité ou appartenant au même groupe ethnique et dont l'objet est de fournir une assistance financière dans certaines circonstances. Ainsi, les membres de ces groupes d'assurance informelle se connaissent préalablement et se réunissent dans l'objectif de s'entraider. Communément appelés « caisses malheur-bonheur », les groupes d'assurance informelle vont en aide à leurs membres, en cas d'évènements malheureux (décès ou maladie dans la famille d'un membre, etc.) ou d'évènements heureux (mariage, baptême, communion, etc.).

Au Bénin, les caisses malheur-bonheur sont créées principalement pour faire face aux dépenses de funérailles de leur membre. Mais accessoirement, elles interviennent également pour soulager les membres en cas de maladie (LeMay-Boucher, 2012). Mariam (2003) et Pankhurst (2008) ont montré que, hormis les dépenses de funérailles, les caisses malheur-bonheur (*iddir*) ont joué un important rôle dans le financement des dépenses de santé et ont favorisé l'utilisation des services de santé en Ethiopie. Ainsi, dans l'objectif de l'amélioration de l'utilisation des services de santé, n'est-on pas en droit de se demander si les caisses malheur-bonheur favorisent l'utilisation des services de santé au Bénin ? Ce chapitre a donc pour objectif, d'une part, de déterminer l'apport des caisses malheur-bonheur (*nujè mèji gbê*) à l'utilisation des services de santé au Bénin et d'autre part, d'analyser le profil des participants aux caisses malheur-bonheur. Ce chapitre est articulé en 4 sections. La première aborde l'offre et la demande des caisses malheur-bonheur. La deuxième présente la littérature théorique et empirique sur les caisses malheur-bonheur. La troisième décrit la démarche méthodologique utilisée et la quatrième présente et discute les principaux résultats.

### 2.1 Offre et demande des caisses malheur-bonheur

L'assurance informelle se définit comme l'ensemble des mécanismes informels de partage de risques qui permettent aux ménages, notamment ceux exclus des mécanismes formels, de faire face aux évènements de l'existence humaine. Elle se manifeste à travers des groupements au sein desquels les membres comptent sur le soutien des pairs en cas d'évènements heureux ou malheureux. Les cotisations en nature ou en espèce ne s'établissent ni en fonction de la probabilité d'occurrence ni en fonction de la gravité du risque, mais sont volontaires ou définies par le groupe. Cette assurance se base sur le principe de la réciprocité et engage les membres dans un horizon fini ou infini. Guidés par ce principe de réciprocité, les membres ne conçoivent pas les groupes d'assurance informelle comme un jeu où il y a de gagnants ou de perdants et où le revenu est distribué entre les heureux et les malheureux (Platteau, 1997) mais plutôt comme un mécanisme qui améliore le bien-être de chacun d'eux. Ainsi, dans une logique d'entraide, ces groupes d'assurance informelle réduisent les coûts liés à certains événements de la vie quotidienne de leurs membres.

Les groupes d'assurance informelle les plus rencontrés dans la littérature sont les réseaux de partage de risques et les caisses malheur-bonheur. Selon De Weerdt (2002), un réseau de partage de risques est formé par les ménages d'un groupe clairement identifiable à savoir : un village, la famille élargie, les paysans d'une région, etc. Ces réseaux ne sont pas des

structures organisées et les cotisations ne sont pas préétablies. Ils ne disposent pas de membres et ne font pas de réunions périodiques. Les participants à ces réseaux de partage de risques s'entraident quand ils en ont l'occasion. Ces réseaux changent et sont flexibles en fonction des amitiés et des fortunes de chacun. Ainsi, sur ces éléments, les réseaux de partage de risques se différencient des caisses malheur-bonheur. En effet, les caisses malheur-bonheur sont des associations qui se réunissent régulièrement et qui ont des statuts et règlements qui gouvernent leur fonctionnement. Les cotisations sont préétablies et les événements soumis à l'aide financière sont déclarés lors des réunions des membres. Avant toute aide financière, le bureau des caisses malheur-bonheur vérifie la conformité des événements déclarés à une liste bien définie de risques. Ainsi, au Bénin, les caisses malheur-bonheur couvrent les événements malheureux, tels que le décès d'un membre ou du proche d'un membre, la maladie d'un membre ou du proche d'un membre, la perte d'emploi d'un membre et la destruction des équipements ou des biens d'un membre. Les heureux événements couverts sont : la naissance de l'enfant d'un membre ou du proche d'un membre, le baptême de l'enfant d'un membre ou du proche d'un membre, le mariage d'un membre ou du proche d'un membre, remise du diplôme de libération et l'anniversaire d'un membre ou du proche d'un membre.

Les aides financières ou les cotisations à l'endroit du membre ayant connu un événement heureux ou malheureux sont allouées de façon cyclique. C'est-à-dire tout membre ayant bénéficié d'un certain nombre de cotisations doit attendre que tous les autres membres en reçoivent autant avant d'être rééligible à une nouvelle assistance. Le nombre d'aides financières varie entre deux et quatre selon les caisses malheur-bonheur et le cycle est généralement un an. En fonction des cotisations, on distingue deux catégories de caisses malheur-bonheur à savoir celles qui mobilisent les cotisations lors de la survenance des événements heureux ou malheureux et celles qui font des cotisations à des échéances régulières. La catégorie la plus rencontrée est celle qui mobilise les cotisations selon les échéances régulières. Ces échéances varient de trois à trente jours. Au bout d'un cycle, les caisses malheur-bonheur font le bilan de leurs activités. A cette occasion, le point de la trésorerie est fait et les groupes procèdent à ce qu'on appelle dans le dialecte local *Kèsi gbigba*. Pour les caisses malheur-bonheur, *Kèsi gbigba* est une réunion spéciale au cours de laquelle les cotisations non utilisées sont soit réparties entre les membres ou soit utilisées pour organiser des fêtes ou soit les deux. Selon LeMay-Boucher (2012), 17% des caisses malheur-bonheur enquêtées répartissent la totalité ou une partie des cotisations non utilisées entre les membres.

*Kèsi gbigba* constitue donc à la fois un moment de réjouissance et une occasion pour les membres de montrer aux non-membres la réussite de leur groupe.

Si l'on considère les caisses malheur-bonheur comme une mutuelle de santé, leur demande peut avoir trois effets. Car selon Jütting (2003), on identifie trois effets de la demande des mutuelles de santé. Ces effets sont : l'effet de la demande de la mutuelle de santé sur les membres, l'effet sur les fournisseurs des services de santé et l'effet sur la mutuelle de santé elle-même. L'auteur montre que l'adhésion aux mutuelles de santé réduit les contraintes financières liées à l'utilisation des services de santé, ce qui permet aux membres un accès précoce aux services de santé et limite les endettements ou le bradage des patrimoines. Les barrières étant réduites, l'on assistera à une augmentation de l'utilisation des services de santé. Selon Jütting (2003), cette augmentation va engendrer des ressources additionnelles pour les hôpitaux. Ces ressources pourront être utilisées pour améliorer la qualité des services de santé car une meilleure qualité des services fournis améliore le taux de fréquentation des hôpitaux. Si les deux premiers effets se réalisent, l'on devrait s'attendre à l'adhésion de nouveaux membres, ce qui peut réduire les cotisations des membres du fait de l'économie d'échelle. Dans le cas des caisses malheur-bonheur, l'effet de la demande sur les fournisseurs des services de santé peut ne pas se réaliser. En effet, les mutuelles de santé signent des contrats avec les hôpitaux et en cas de la maladie, les membres se rendent dans ces hôpitaux pour y bénéficier des réductions accordées selon le cahier de charges. Or, en ce qui concerne les caisses malheur-bonheur, les cotisations collectées sont remises directement aux membres malades ou ayant un proche malade. Ce dernier peut décider d'utiliser les services de santé modernes ou faire recours à la médecine traditionnelle. Ainsi, nous pouvons retenir que l'adhésion aux caisses malheur-bonheur peut avoir deux effets, l'effet sur les membres et l'effet sur les caisses elles-mêmes. Ces deux effets sont comparables à ceux de la mutuelle de santé, à la différence que les membres des caisses malheur-bonheur peuvent, malgré les aides financières, décider d'utiliser les services de la médecine traditionnelle.

Les marchés d'assurance formelle sont caractérisés par la présence des phénomènes de sélection adverse et d'aléa moral. Tout comme ces marchés, la méconnaissance des risques encourus par un membre est susceptible de menacer l'existence des caisses malheur-bonheur. Ainsi, pour résoudre les problèmes liés à la sélection adverse, les caisses malheur-bonheur adoptent plusieurs stratégies parmi lesquelles nous pouvons citer : l'investigation sur le futur membre, le parrainage et l'exigence d'habiter le même quartier. Les investigations consistent à

chercher les informations sur le passé et sur la source de revenus du futur membre (notamment s'il a une source stable de revenu ou pas). Pour le parrainage, un ancien membre se porte financièrement garant du futur membre pour une période de temps. Selon LeMay-Boucher (2012), 86% et 85% des caisses malheur-bonheur enquêtées font respectivement recours à l'investigation et au parrainage pour surmonter les problèmes liés à la sélection adverse et 20% exigent que le futur membre vive dans le même quartier que les membres. Compte tenu du fait que la première raison d'être des caisses malheur-bonheur est le financement des dépenses de funérailles et que nul ne peut prédire le jour de son décès ou adopter des comportements opportunistes pouvant le conduire à la mort, l'aléa moral peut être considéré comme inexistant.

### 2.2 Caisses malheur-bonheur : une revue de la littérature théorique et empirique

Selon Kazianga (2006) les économistes se sont intéressés aux motives de transferts privés entre les ménages après les travaux de Becker (1974) et de Cox (1987). Trois hypothèses théoriques sont à la base de leur analyse. La première est relative au modèle d'altruisme. En effet, selon Becker (1974) les donateurs se préoccupent du bien-être des bénéficiaires et les transferts dépendent à la fois de la situation financière du donateur et du bénéficiaire. Dans ce cas, les transferts sont motivés par l'amour pour autrui qui oblige à la sympathie, à la compassion et à l'intérêt pour l'infortune d'autrui (Smith, 1986). Ainsi, c'est l'amélioration du bien-être du bénéficiaire qui est la principale motivation des transferts. La deuxième hypothèse est basée sur l'échange. Cette hypothèse est fondée sur le principe de la réciprocité et les transferts sont considérés comme des contreparties des transferts antérieurs (Cox, 1987; Foster et Rosenzweig, 2001) ou postérieurs. Ici, les transferts sont motivés par la solidarité et la confiance réciproque. Enfin, la troisième hypothèse est fondée sur l'assurance mutuelle. Selon cette hypothèse, les ménages concluent des accords mutuels et les transferts de revenus transitoires sont utilisés pour lisser la consommation (Townsend, 1994).

La plupart des groupes d'assurance informelle rencontrés dans la littérature se sont formés sur la base du motif d'échange. La formation de ces groupes se repose sur le principe de la réciprocité, de la solidarité et de la confiance réciproque. Les auteurs ayant fait des analyses théoriques de ces groupes se sont focalisés sur les réseaux de partage de risques. Au nombre de ces auteurs, nous pouvons citer : Kimball (1988), Coate et Ravallion (1993), Ligon et *al.* (2002), Genicot et Ray (2003) et Bloch et *al.* (2008). Ces auteurs ont analysé à partir du

modèle avec engagement limité et du modèle sans engagement[9] la mutualisation des risques au sein des réseaux de partage de risques. Ainsi, à notre connaissance et selon Dercon et *al.* (2006) et LeMay-Boucher (2012), il n'existe pas encore une formalisation théorique des caisses malheur-bonheur. Cependant, la théorie sur les réseaux de partage de risques peut aider à comprendre le fonctionnement des caisses malheur-bonheur. En effet, Coate et Ravallion (1993) montrent qu'un équilibre en assurance informelle ne sera réalisable que lorsque la différence entre l'utilité espérée des ménages due à leur participation au mécanisme de partage de risques et celle due à leur non-participation est toujours supérieure au gain provenant de leur défection. De même, Ligon et *al.* (2002) montre qu'avec un engagement limité, une mutuelle d'assurance n'est possible que si les avantages à long terme, qui découlent du transfert entre les ménages en termes d'assurance future, dépassent les coûts à court terme, c'est-à-dire si les promesses de réciprocité dans le futur sont perçues comme crédibles et suffisamment attractives. En ce qui concerne la stabilité et donc la longévité des réseaux de partage de risques, Genicot et Ray (2003) ont montré que la formation et la stabilité des sous-groupes d'individus au sein des mutuelles d'assurances peuvent les déstabiliser. En supposant que la consommation et le transfert dépendent du revenu de l'individu, de son identité et de ses obligations vis-à-vis des autres membres du réseau, Bloch et *al.* (2008) montrent que la stabilité des réseaux dépend des comportements des individus, lesquels peuvent être encadrés par des punitions. Bloch et *al.* (2008) concluent que les réseaux de partage de risques sont des canaux de transferts et de transmission d'informations.

Sur le plan empirique, plusieurs auteurs ont analysé les caisses malheur-bonheur et nous nous proposons ici d'en résumer quelques-uns.

Pankhurst et Mariam (2000) ont étudié l'impact social du VIH/SIDA et la contribution des *iddirs* au contrôle et à la prévention de cette maladie en Ethiopie. A partir d'une enquête auprès des membres de 118 associations *iddirs*, les auteurs trouvent qu'environ 15% des associations apportent un soutien financier aux soins médicaux. Ce soutien couvre les frais pharmaceutiques, les frais d'hospitalisation et dans certains cas toute la dépense de santé. Ils trouvent également qu'environ 38% des associations qui n'apportent pas de soutien financier aux soins médicaux à leurs membres sont prêts à joindre le programme de l'assurance maladie qui leur a été proposé contre un paiement mensuel de 0,30 dollar US. Pankhurst et Mariam (2000) montrent qu'à cause de la pandémie du VIH/SIDA, environ 30% des associations ont

[9] Notons que ces deux catégories de modèles sont construites à partir de la théorie des jeux non coopératifs.

connu une augmentation considérable du nombre de ménages[10] qui doivent bénéficier des aides pour les dépenses funéraires. Pour faire face à cette augmentation, les associations ont été obligées d'augmenter leurs cotisations mensuelles ou de chercher d'autres sources de financement. Les auteurs concluent enfin que les campagnes de sensibilisation utilisées par les associations *iddirs* pour communiquer, informer et éduquer leur membre ont eu une influence positive sur la prévention et le contrôle de la pandémie du VIH/SIDA en Ethiopie.

LeMay-Boucher (2009) a discuté et a comparé les groupes d'assurance informelle de deux pays (Ethiopie et Bénin) en mettant l'accent sur leurs ressemblances et leurs dissemblances. Il conclut que les ménages pour lesquels les coûts des contrats d'assurance formelle sont prohibitifs ont tendance à gérer les risques de façon comparable. En utilisant les données croisées du Bénin et de l'Ethiopie au niveau des ménages, LeMay-Boucher (2009) montre que les caractéristiques individuelles influencent à la fois la participation aux groupes d'assurance informelle ainsi que le choix des risques couverts. Ainsi, à partir d'un modèle probit, l'auteur montre que la possession de bétail, les ménages dirigés par les femmes et la taille du ménage influencent positivement la participation aux groupes en Ethiopie, tandis qu'au Bénin, ce sont le revenu total et l'âge qui augmentent la probabilité d'adhérer à un groupe d'assurance informelle. En Ethiopie, les groupes offrent principalement l'assurance pour les dépenses de funérailles des proches des membres (décès des époux, des parents, des frères et sœurs et des enfants) tandis qu'au Bénin, les groupes couvrent une partie des dépenses liées aux funérailles, aux maladies et autres événements de la vie (tels que le mariage, le baptême, etc.). Contrairement au Bénin, la participation aux *iddirs* est socialement obligatoire en Ethiopie. Partant, les groupes éthiopiens existent depuis le XX$^{e}$ siècle et sont impliqués dans la prévention des crimes et des programmes d'assainissement. Ils ont également étendu leur activité en créant des liens avec les institutions de microfinance existantes. Par contre au Bénin, à la fin du cycle, c'est-à-dire lorsque tous les membres du groupe ont reçu une fois au moins une aide financière, les ressources financières restantes sont utilisées pour organiser les fêtes ou sont redistribuées entre les membres (c'est appelé *Kèsi gbigba*). Pour contrôler l'anti-sélection, les groupes béninois et éthiopiens surveillent étroitement les nouveaux membres qui ne peuvent faire une demande d'aide financière qu'au bout d'une période donnée. De même, en cas de défection, les sanctions sont les mêmes : exclusion, paiement d'une amende et la saisine d'un tribunal local compétent.

[10] De 20 ménages en moyenne par an, ce nombre est passé à 31 ménages.

En analysant l'assurance informelle au Bénin, LeMay-Boucher (2012) détermine les caractéristiques individuelles qui expliquent la participation aux groupes et le choix de la couverture d'assurance. Appelés « *nujè mèji gbé* » au Bénin, ces groupes d'assurance informelle offrent une couverture contre la totalité ou une fraction des dépenses de funérailles et toute autre forme de dépenses qui peut survenir en cas de difficultés (maladie, mariage, baptême, etc.). Les données utilisées par l'auteur proviennent d'une enquête réalisée dans deux quartiers les plus pauvres de Cotonou (*Enagnon* et *Vossa*). Au total, 496 ménages appartenant à 209 groupes différents ont été interviewés. Les dépenses les plus couvertes sont celles liées aux funérailles et à la maladie. En utilisant la démarche de Heckman à deux étapes, LeMay-Boucher (2012) trouve que les facteurs tels que : l'ethnie, nombre de personnes à charge, avoir un emploi d'au moins 24 mois, le revenu et l'âge augmentent la probabilité d'adhérer à un groupe d'assurance informelle. De même, l'auteur montre que le genre, la situation matrimoniale, l'âge, l'éducation, la part du revenu de la femme dans le revenu total du ménage, un emploi stable, être salarié n'ont aucun effet sur le choix de la couverture tandis que les variables déterminant ce choix sont le revenu et le nombre de personnes à charge. En cas de défection les groupes utilisent une ou la combinaison des sanctions suivantes : l'exclusion, l'imposition de l'amende ou l'exclusion de « *kèsi gbigba* » (la fête organisée à la fin de chaque cycle), refus d'aider financièrement jusqu'au paiement dû, donner un délai de paiement après un avertissement public et la saisine d'un tribunal local compétent.

### 2.3 Spécification du modèle d'analyse de l'impact des caisses malheur-bonheur sur l'utilisation des services de santé

Evaluer l'impact de la caisse malheur-bonheur sur l'utilisation des services de santé revient à tester les différences entre les membres et les non-membres par rapport à l'utilisation des services de santé. Ainsi, pour mieux isoler cet impact on privilégie une approche méthodologique qui tient compte des problèmes d'endogénéité résultant de la sélection adverse et de l'aléa moral. Pour ce faire, on construit généralement une méthode[11] d'estimation permettant de déterminer simultanément la probabilité d'adhérer à une caisse malheur-bonheur et la probabilité d'utiliser les services de santé. Etant donné que la raison d'être des caisses malheur-bonheur est principalement les dépenses de funérailles et que les différentes stratégies adoptées avant l'acceptation d'un nouveau membre limitent la sélection adverse, nous pouvons penser à priori à une hypothèse d'absence d'endogénéité. Cependant, les tests appropriés seront

[11] Pour plus d'information sur les différentes méthodes utilisées, confère la sous-section 1.2.2 de cette thèse.

faits pour infirmer ou confirmer cette hypothèse. En absence d'endogénéité, nous avons estimé un modèle logit[12]. Cette spécification nous a permis d'analyser les facteurs qui influencent l'utilisation des services de santé et de déterminer si l'adhésion aux caisses malheur-bonheur réduit les barrières à l'utilisation des services de santé. Le modèle se présente comme suit :

$$prob(Util) = X\beta + M\alpha + u \tag{2.1}$$

En réécrivant le modèle, nous obtenons :

$$prob(Util_i) = \frac{\exp\left(X_i'\beta + M_i\alpha + u_i\right)}{1+\exp\left(X_i'\beta + M_i\alpha + u_i\right)} \tag{2.2}$$

Avec $X_i$ le vecteur des caractéristiques de l'individu $i$, $M_i$ une variable *dummy* qui prend 1 si l'individu $i$ est membre d'une caisse malheur-bonheur et 0 si non et $u_i$ le terme d'erreur.

En plus de ce modèle, nous avons estimé le modèle logit qui permet de déterminer les facteurs qui expliquent l'adhésion aux caisses malheur-bonheur. Nous supposons comme Jütting (2003) que l'adhésion $(Dcmb)$ d'un individu aux caisses malheur-bonheur dépend de son revenu $(y)$, des caractéristiques de son ménage $(Z)$, celles du chef de son ménage $(H)$ et des caractéristiques de sa communauté. L'adhésion $(Dcmb)$ peut donc s'écrire sous la forme suivante :

$$Dcmb_i = f\left(y_i, Z_i, H_i, C_i\right) \tag{2.3}$$

Et la probabilité d'adhérer à une caisse malheur-bonheur est :

$$Dcmb_i^* = \gamma y_i + \eta Z_i + \varphi H_i + \lambda C + \nu_i \tag{2.4}$$

Où $\nu_i$ est le terme d'erreur et la variable dichotomique associée à $Dcmb_i^*$ est $Dcmb_i$ et est définie de la manière suivante :

$$Dcmb_i = \begin{cases} 1 & \text{si } Dcmb_i^* > 0, \text{l'individu est membre d'une caisse malheur - bonheur} \\ 0 & \text{par ailleurs} \end{cases}$$

[12] Le choix du modèle logit est justifié à la fin de la sous-section 1.4.2.1.2 de cette thèse.

Au total, deux équations ont été estimées dans ce chapitre. La première analyse l'impact des caisses malheur-bonheur sur l'utilisation des services de santé et la deuxième étudie les déterminants de la participation aux caisses malheur-bonheur.

### 2.4 Présentation et analyse des résultats

Dans cette section, nous présentons et analysons les statistiques descriptives et les résultats des différentes estimations.

#### 2.4.1 Statistiques descriptives et interprétation

Avant de présenter et d'interpréter les statistiques descriptives, nous présentons d'abord les données ainsi que les variables retenues dans l'analyse.

Les données utilisées dans ce chapitre proviennent d'une base conçue par LeMay-Boucher (2012) à la suite de deux séries d'enquêtes socio-économiques réalisées dans deux quartiers de Cotonou (*Vossa* et *Enagnon*). La première enquête a été effectuée en 2004 auprès de 496 ménages sélectionnés aléatoirement qui se répartissent entre les deux quartiers (110 à *Vossa* et 386 à *Enagnon*). La deuxième enquête a été réalisée auprès des mêmes ménages en 2006. Les deux enquêtes ont permis de collecter les informations sur la participation des individus aux caisses malheur-bonheur. Au total, 1.179 individus répartis dans les 496 ménages ont été enquêtés. En 2004, seulement 18,15% de ces individus étaient membres d'une caisse malheur-bonheur. Dans les deux quartiers de Cotonou (*Vossa* et *Enagnon*), LeMay-Boucher (2012) a dénombré et enquêté 209 caisses malheur-bonheur. En 2004, la plus ancienne avait 60 ans tandis que la plus jeune un (01) mois. Les deux enquêtes nous permettent d'avoir des informations sur l'adhésion aux caisses malheur-bonheur et sur l'utilisation des services de santé par les membres. Ce qui nous permet donc de mener à bien notre analyse et d'examiner si les caisses malheur-bonheur réduisent les barrières à l'utilisation des services de santé au Bénin.

Les variables expliquées de cette étude sont : l'utilisation des services de santé (*Util*) et l'adhésion aux caisses malheur-bonheur (*Dcmb*). Notons que l'adhésion aux caisses malheur-bonheur est une variable explicative pour la variable *Util*. Les variables *Util* et *Dcmb* sont des *dummies*. Ainsi, *Util* prend 1 si le membre d'une caisse malheur-bonheur ou l'un de ses proches a utilisé les services de santé au cours des six derniers mois avant l'enquête et 0 si non ; *Dcmb* prend 1 si l'individu enquêté est membre d'une caisse malheur-bonheur et 0 si non. Il est

important de mentionner que la participation aux caisses malheur-bonheur (*Dcmb = 1*) couvre une période de temps plus longue que les informations collectées sur l'utilisation des services de santé qui ne concernent qu'une durée de six mois avant l'enquête.

Au regard d'une part, des enseignements tirés de la littérature empirique sur la participation aux mécanismes informels de partage de risques et d'autre part, des résultats de notre analyse statistique et de notre connaissance du cadre de l'étude, nous avons sélectionné un certain nombre de variables explicatives que nous supposons *à priori* pertinentes pour la prise de décision d'utiliser les services de santé et d'adhérer aux caisses malheur-bonheur. Ces variables explicatives sont regroupées en trois catégories à savoir : les caractéristiques individuelles, les caractéristiques du ménage et les caractéristiques communautaires. Les caractéristiques propres aux individus sont : l'âge, le sexe, le niveau d'instruction, la situation matrimoniale, la situation professionnelle et le revenu de l'individu. La taille du ménage, la possession de sa propre maison, l'ethnie et les chocs sur l'état de santé d'un membre du ménage constituent les caractéristiques du ménage. Le quartier de résident étant la seule caractéristique communautaire.

Les statistiques descriptives présentées ici ont été calculées à l'aide du test d'indépendance de chi-deux et du test d'égalités des moyennes (t-test). Rappelons que la base de données utilisée dans ce chapitre provient de deux enquêtes effectuées auprès des mêmes ménages en 2004 et en 2006. Pour ce faire, nous avons décrit les ménages en fonction de la participation aux caisses malheur-bonheur à partir des observations de 2004. Quant aux observations de 2006, elles ont servi à présenter les caractéristiques des ménages en fonction de l'utilisation des services de santé. Ainsi, les tableaux 2.1 et 2.2 présentent les caractéristiques des individus enquêtés en fonction de la participation aux *nujè mèji gbê* (caisses malheur-bonheur) tandis que les tableaux 2.3 et 2.4 présentent les mêmes caractéristiques mais en fonction de l'utilisation des services de santé.

Le tableau 2.1 ci-dessous présente les résultats du test d'égalités des moyennes. Selon ce tableau, l'âge moyen des membres des *nujè mèji gbê* est de 39,355 ans sachant que celui des non-membres est de 31,745 ans, ces statistiques montrent qu'il existe une différence d'âge entre les participants et les non-participants aux caisses malheur-bonheur. Au regard du t-test, cette différence est significative au seuil de 1%. De même, le revenu individuel des membres des *nujè mèji gbê* est supérieur à celui des non-membres et la différence est significative au seuil de 5%. La répartition selon le choc sur le revenu et la taille du ménage ne diffèrent pas

significativement entre les adhérents et non-adhérents. Cependant, remarquons que les chocs sur le revenu ont affecté les non-adhérents plus que les adhérents. La taille moyenne du ménage s'établit à 5,204 personnes pour l'ensemble de l'échantillon alors qu'elle est de 5,056 et 5,237 respectivement pour les ménages dans lesquels vivent les membres et les non-membres. Ces statistiques confirment celles de la quatrième Enquête Démographique et de Santé (EDSB-IV) qui montre que la taille moyenne des ménages dans les villes du Bénin est de 5,2 personnes (INSAE et ICF International, 2013).

**Tableau 2.1 : Répartition des individus enquêtés en fonction de la participation aux caisses malheur-bonheur, selon certaines caractéristiques**

| | Participation aux *nujè mèji gbê* | | Différence de moyenne | Ensemble Moyenne (SD) |
|---|---|---|---|---|
| | Oui | Non | | |
| Age | 39,355<br>(11,350) | 31,745<br>(13,586) | 7,610*** | 33,126<br>(13,526) |
| Revenu mensuel individuel (1000 FCFA) | 66,194<br>(46,088) | 47,374<br>(108,716) | 18,820** | 50,790<br>(100,543) |
| Choc sur le revenu (1000 FCFA) | - 17,404<br>(61,568) | - 22,330<br>(105,806) | 4,926 | - 21,436<br>(99,249) |
| Taille du ménage | 5,056<br>(2,707) | 5,237<br>(2,868) | 0,181 | 5,204<br>(2,839) |
| Dépenses sanitaires de 6 mois avant l'enquête en FCFA | 13.877,76<br>(28.750,57) | 9.565,368<br>(32.645,91) | 4.312,389** | 10.348,11<br>(32.005,82) |
| Nombre d'observation | 214 | 965 | | 1.179 |

*Source :* Auteur, à partir des données de LeMay-Boucher (2012). *, ** et *** significatifs respectivement à 10%, 5% et 1%. Les résultats présentés ici sont issus du test d'égalité des moyennes (t-test) et les données sont celles de 2004. Les valeurs qui sont dans les parenthèses représentent les écart-types.

En ce qui concerne les dépenses de santé, on observe une différence statistiquement significative entre les adhérents et les non-adhérents (P = 0,037). En effet, en considérant les dépenses de santé sur une période de 6 mois avant l'enquête, les membres dépensent en moyenne plus d'argent que les non-membres (13.877,76 FCFA contre 9.565,91 FCFA respectivement). Ainsi, la participation aux caisses malheur-bonheur semble rendre solvable la demande latente de soins favorisant le recours aux services de santé. Contrairement aux assurances formelles où l'assureur paie une partie des dépenses directement aux formations sanitaires, réduisant le montant payé par l'assuré, les caisses malheur-bonheur remettent les cotisations aux membres malades ou ayant un membre de son ménage malade. Ce qui explique les dépenses plus élevées chez les participants.

**<u>Tableau 2.2</u> : Participation aux *nujè mèji gbê* en fonction de certaines caractéristiques des membres**

| | Participation aux caisses malheur-bonheur | | Statistique de Pearson (chi-2) (a) | Ensemble (b) |
|---|---|---|---|---|
| | Non | Oui | | |
| **Sexe** | | | 1,702 | |
| Masculin | 47,88 | 52,80 | | 48,77 |
| Féminin | 52,12 | 47,20 | | 51,23 |
| **Situation matrimoniale** | | | 41,159*** | |
| Marié | 45,39 | 69,63 | | 49,79 |
| Célibataire | 54,61 | 30,37 | | 50,21 |
| **Peut lire et écrire le français** | | | 7,781*** | |
| Oui | 51,19 | 40,65 | | 50,72 |
| Non | 48,81 | 59,35 | | 49,28 |
| **Propre maison** | | | 18,959*** | |
| Oui | 67,15 | 82,24 | | 69,89 |
| Non | 32,85 | 17,76 | | 30,11 |
| **Ethnie** | | | 46,116*** | |
| Fon | 23,11 | 10,28 | | 20,78 |
| Goun | 31,19 | 51,40 | | 34,86 |
| Popo | 31,19 | 32,71 | | 31,47 |
| Peulh | 3,42 | 0,47 | | 2,88 |
| Yoruba | 5,28 | 2,80 | | 4,83 |
| Autre | 5,80 | 2,34 | | 5,17 |
| **Quartier de résidence** | | | 8,593** | |
| Vossa | 25,18 | 25,70 | | 25,28 |
| Enagnon | 54,40 | 45,33 | | 52,76 |
| Autre | 20,41 | 28,97 | | 21,97 |
| **Occupation** | | | 0,743 | |
| Salarié | 12,75 | 14,95 | | 13,15 |
| Non salarié | 87,25 | 85,05 | | 86,85 |
| **A gardé le même emploi** | | | 73,539*** | |
| Oui | 52,12 | 84,11 | | 57,93 |
| Non | 47,88 | 15,89 | | 42,07 |
| **Nombre d'observation** | 965 | 214 | | 1.179 |

*Source* : Auteur, à partir des données de LeMay-Boucher (2012). *, ** et *** significatifs respectivement à 10%, 5% et 1%. Les résultats présentés dans ce tableau sont issus du test d'indépendance de chi-deux et les données sont celles de 2004. (a) les statistiques de Pearson figurent au niveau de chaque variable. (b) représente le pourcentage de la modalité dans l'échantillon.

Le tableau 2.2 ci-dessus présente les résultats du test d'indépendance de chi-deux. Ces résultats montrent que la distribution de l'échantillon selon le sexe et l'occupation ne diffère pas significativement entre les membres et non-membres. Cependant, la proportion des femmes membres (52,12%) est plus élevée que celle des hommes membres (47,88%) indiquant que les femmes participent plus que les hommes aux *nujè mèji gbê*. La majorité des individus qui participent aux caisses malheur-bonheur (85,05%) est sans emploi salarié et dans l'ensemble de l'échantillon cette proportion est de 86,85%. Les membres des *nujè mèji gbê* ont un emploi stable car plus de 4 individus sur 5 (84,11) ont gardé le même emploi durant les 24 derniers

mois avant l'enquête. La p-value de la statistique de chi2 associée au fait de garder le même emploi et la participation aux caisses malheur-bonheur est de 1%, indiquant que ces deux variables ne sont pas distribuées de façon indépendante.

Le tableau 2.2 montre également que près de trois membres sur cinq (59,35%) ne savent ni lire ni écrire le français. Notons que cette catégorie de personne représente 48,49% de l'échantillon total. Ce résultat correspond au résultat attendu car les quartiers *Vossa* et *Enagnon* sont des quartiers les plus pauvres et les plus enclavés de Cotonou. La répartition des individus enquêtés suivant la possession de la maison indique que 69,89% des individus possèdent leur propre maison et 82,24% parmi eux sont membres des caisses malheur-bonheur. Pour finir, remarquons que les individus mariés (69,63%) participent plus aux *nujè mèji gbê* que les célibataires (30,37%). En comparant les statistiques de 2004 à celles de 2006, on remarque qu'entre 2004 et 2006, 26,16% des individus qui étaient membres en 2004 ne demeurent plus membres en 2006. Ce taux montre que les groupes d'assurance informelle connaissent des défections plus ou moins importantes.

Une fois la répartition des individus enquêtés en fonction de l'adhésion aux caisses malheur-bonheur est connue, nous passons à la description des individus de notre base de données en fonction de l'utilisation des services de santé. Les tableaux 2.3 et 2.4 suivants présentent les différentes statistiques.

**Tableau 2.3 : Répartition des membres des caisses malheur-bonheur en fonction de l'utilisation des services de santé, selon certaines caractéristiques**

| | Utilisation des services de santé | | Différence de moyenne | Ensemble Moyenne (SD) |
|---|---|---|---|---|
| | Oui | Non | | |
| Age | 43,268<br>(13,178) | 31,881<br>(14,226) | 11,387*** | 35,332<br>(14,862) |
| Revenu mensuel individuel (1000 FCFA) | 66,307<br>(75,796) | 31,739<br>(42,172) | 34,567*** | 42,193<br>(56,790) |
| Choc sur le revenu (1000 FCFA) | - 2,900<br>(91,382) | - 1,410<br>(35,287) | 1,594 | - 1,778<br>(57,848) |
| Taille du ménage | 4,613<br>(2,678) | 5,436<br>(2,930) | 0,823 | 5,187<br>(2,880) |
| Dépenses sanitaires de 6 mois avant l'enquête en FCFA | 19.330,2<br>(39.151,8) | 0<br>(0) | 19.330,2*** | 5.733,901<br>(23.054,86) |
| Nombre d'observation | 264 | 609 | | 873 |

*Source* : Auteur, à partir des données de LeMay-Boucher (2012). *, ** et *** significatifs respectivement à 10%, 5% et 1%. Les résultats présentés ici sont issus du test d'égalité des moyennes (t-test) et les données sont celles de 2004. Les valeurs qui sont dans les parenthèses représentent les écart-types.

Les résultats du tableau 2.3 permettent de constater que la moyenne d'âge des individus ayant utilisé les services de santé au cours des six derniers mois avant l'enquête est plus élevée que celle des individus n'ayant pas utilisé. Le revenu moyen mensuel des individus qui ont utilisé les services de santé est plus de deux fois (2,089) plus élevé que celui des individus qui ne l'ont pas utilisé. Ce résultat semble confirmer l'idée selon laquelle certaines couches de la population béninoise sont toujours exclues de l'utilisation des services de santé. On note également que ceux qui ont utilisés les services de santé ont dépensé en moyenne 19.330,2 FCFA. A l'exception de la taille du ménage et du choc sur le revenu, les valeurs de la statistique de Student nous conduisent à conclure à des différences significatives de moyennes d'âge, de revenu et de dépense de santé entre ceux qui ont utilisés les services de santé et ceux qui ne l'ont pas utilisés.

Les résultats présentés dans le tableau 2.4 ci-dessous portent sur l'utilisation des services de santé en fonction de certaines caractéristiques socio-démographiques. Ce tableau indique que 13,37% des individus enquêtés sont membres des caisses malheur-bonheur en 2006. On remarque que l'utilisation des services de santé varie en fonction de l'adhésion aux caisses malheur-bonheur. En effet, 23,11% de ceux qui ont utilisé les services de santé sont membres des caisses malheur-bonheur. De même, on note que plus de la moitié des individus (53,79%) qui ont utilisé les services de santé ou ayant des proches qui ont utilisés les services de santé au cours des six derniers mois avant l'enquête sont des femmes. Suivant la situation matrimoniale, on constate également une variation importante de l'utilisation des services de santé. En effet, ce sont les individus mariés (63,64%) qui ont plus utilisé les services de santé.

En ce qui concerne le niveau d'instruction, on remarque que près de six personnes sur dix (59,09%) de ceux qui ont utilisé les services de santé ne savent ni lire ni écrire le français. Ce qui peut se justifier par le fait que ces individus ont un accès limité aux informations et donc adoptent peu de mesures préventives contre la maladie. Le tableau 2.4 montre également que parmi ceux qui ont utilisé les services de santé, plus de trois quarts (75,53%) possèdent leur propre maison. Sachant que la possession de sa propre maison est un indicateur de richesse, cette statistique confirme l'analyse selon laquelle les riches ont plus recours aux services de santé.

**<u>Tableau 2.4</u> : Distribution des caractéristiques socio-démographiques des membres des caisses malheur-bonheur et l'utilisation des services de santé (%)**

| | Utilisation des services de santé | | Statistique de Pearson (chi-2) (a) | Ensemble (b) |
|---|---|---|---|---|
| | Non | Oui | | |
| **Adhésion aux caisses** | | | 30,7110*** | |
| Oui | 09,27 | 23,11 | | 13,37 |
| Non | 90,73 | 76,89 | | 86,63 |
| **Sexe** | | | 0,182 | |
| Masculin | 47,78 | 46,21 | | 47,31 |
| Féminin | 52,22 | 53,79 | | 52,69 |
| **Situation matrimoniale** | | | 36,339*** | |
| Marié | 41,53 | 63,64 | | 48,09 |
| Célibataire | 58,47 | 36,36 | | 51,91 |
| **Peut lire et écrire le français** | | | 28,294*** | |
| Oui | 60,43 | 40,91 | | 54,52 |
| Non | 39,57 | 59,09 | | 45,48 |
| **Propre maison** | | | 4,015** | |
| Oui | 81,31 | 75,38 | | 79,55 |
| Non | 18,69 | 24,62 | | 20,45 |
| **Ethnie** | | | 5,540 | |
| Fon | 21,25 | 20,83 | | 21,12 |
| Goun | 36,26 | 34,09 | | 35,62 |
| Popo | 28,75 | 32,95 | | 30,00 |
| Peulh | 4,63 | 5,68 | | 4,94 |
| Yoruba | 2,88 | 3,41 | | 3,03 |
| Autre | 6,23 | 3,03 | | 5,28 |
| **Quartier de résidence** | | | 0,660** | |
| Vossa | 20,45 | 20,45 | | 20,45 |
| Enagnon | 65,34 | 63,26 | | 64,72 |
| Autre | 14,22 | 16,29 | | 14,83 |
| **Occupation** | | | 0,289 | |
| Salarié | 12,32 | 13,64 | | 12,71 |
| Non salarié | 87,63 | 86,36 | | 87,29 |
| **A gardé le même emploi** | | | 102,294*** | |
| Oui | 46,65 | 83,33 | | 57,53 |
| Non | 53,35 | 16,67 | | 42,47 |
| **Nombre d'observation** | 626 | 264 | | 890 |

*Source* : Auteur, à partir des données de LeMay-Boucher (2012). *, ** et *** significatifs respectivement à 10%, 5% et 1%. Les résultats présentés dans ce tableau sont issus du test d'indépendance de chi-deux et les données sont celles de 2004. (a) les statistiques de Pearson figurent au niveau de chaque variable. (b) représente le pourcentage de la modalité dans l'échantillon.

Les résultats concernant le quartier de résidence et le fait de garder le même emploi montrent que, parmi les individus qui ont utilisé les services de santé, les habitants de *Enagnon* (63,26%) et les individus qui ont gardé le même emploi durant les vingt-quatre derniers mois (83,33%) ont eu plus recours aux services de santé. Pour finir, remarquons également que les statistiques de Pearson permettent de conclure que l'adhésion aux caisses malheur-bonheur, la situation matrimoniale, le niveau d'éducation, la possession de sa propre maison, le quartier de

résidence et le fait de garder son emploi durant les vingt-quatre derniers mois ne sont pas distribués indépendamment de l'utilisation des services de santé.

En résumé, les différents tests statistiques effectués ci-dessus montrent que plusieurs caractéristiques sont associées à l'adhésion aux caisses malheur-bonheur et à l'utilisation des services de santé. Nous cherchons à confirmer ces associations en estimant les différents modèles suivants.

### 2.4.2 Discussion des résultats des estimations

Comme annoncé au niveau de la section 2.3, deux équations ont été estimées. Rappelons que la première équation analyse l'utilisation des services de santé et la deuxième est consacrée à l'étude des déterminants de la participation aux caisses malheur-bonheur. Pour chaque variable dépendante, deux modèles ont été estimés. Le premier modèle utilise les données issues de l'enquête de 2004 tandis que le deuxième utilise les données de 2006. L'objectif visé est de comparer les résultats entre les deux périodes afin d'examiner les différences dans les associations. Les résultats des différentes estimations sont présentés dans les tableaux 2.5 et 2.6. Notre discussion est organisée en deux points à savoir : effets des caisses malheur-bonheur sur l'utilisation des services de santé et les déterminants de la participation aux caisses malheur-bonheur.

#### 2.4.2.1 Effets des caisses malheur-bonheur sur l'utilisation des services de santé

Avant de procéder à l'estimation des effets des caisses malheur-bonheur sur l'utilisation des services de santé par un modèle logit, il paraît nécessaire d'effectuer le test d'endogénéité. Car ignorer ce phénomène va entraîner un biais dans les estimations et donc va conduire à des analyses erronées. La littérature nous permet de distinguer trois tests d'endogénéité qui sont : le test de significativité du rho du modèle probit bivarié, le test de significativité des résidus ou des valeurs prédites et le test de la comparaison des résultats des modèles probit univarié et bivarié. Les détails sur ces différents tests sont fournis à la sous-section 1.4.2.1.2 du premier chapitre de cette thèse. Pour les variables binaires, le test de significativité du rho du modèle probit bivarié est le plus fiable. Nous l'avons donc utilisé ici pour tester l'endogénéité de la variable « participation aux caisses malheur-bonheur ».

La mise en œuvre du test de significativité du rho passe par l'estimation du modèle probit bivarié et à étudier la significativité du rho. Notons que rho est le coefficient de

corrélation entre les termes d'erreur de l'équation de l'utilisation des services de santé et celle de la participation aux caisses malheur-bonheur. Le test d'endogénéité a été effectué sur chacune des observations de 2004 et de 2006. Il ressort des estimations que les rhos obtenus à partir des échantillons de 2004 et de 2006 sont respectivement de – 0,323 et 0,501 avec des p-values respectives de 0,218 et 0,14. Ainsi, au regard de ce test, la participation aux caisses malheur-bonheur n'est pas endogène à l'utilisation des services de santé. Par conséquent, nous pouvons estimer et discuter les résultats du modèle logit. Les résultats bruts de ce test figurent dans les tableaux A.2.3 et A.2.4 de l'annexe 2 de la thèse.

Les résultats du modèle logit estimé sont résumés dans le tableau 2.5 ci-dessous. Ce tableau présente les résultats obtenus à partir des observations de 2004 (modèle 1a) et ceux obtenus à partir des observations de 2006 (modèle 1b). Au regard, d'une part, des paramètres propres à une régression logistique et d'autre part, du coefficient de détermination de Nagelkerke (1991) et de l'aire en dessous de la courbe ROC[13], les deux modèles sont globalement adéquats. D'abord, pour les deux modèles, les statistiques du chi2 de Wald sont, respectivement, 234,73 et 231,51 pour une même p-value de $10^{-3}$. Ainsi, nous rejetons l'hypothèse de nullité globale des coefficients. Ensuite, la valeur du coefficient de détermination ajusté de Nagelkerke (1991) indique que le modèle 1a explique 28,9% du choix effectué par les ménages enquêtés entre l'utilisation des services de santé et sa non-utilisation tandis que le modèle 1b explique 33% de ce choix. Les facteurs explicatifs retenus influencent donc le choix des ménages enquêtés. Enfin, les aires en dessous des courbes ROC issues des deux estimations montrent que les modèles discriminent de façon acceptable les ménages ayant utilisé les services de santé de ceux qui ne l'ont pas utilisé. Ainsi, nous acceptons l'hypothèse que les deux modèles possèdent une capacité de prédiction acceptable.

Les variables sexe du membre, l'âge du membre et son carré, revenu du membre et son carré, la taille du ménage, le statut d'emploi durant les 24 derniers mois avant l'enquête, le niveau d'éducation et l'ethnie du membre influencent significativement l'utilisation des services de santé en 2004. A l'exception de la variable revenu du membre, l'âge du membre et le statut d'emploi, les autres variables sont négativement corrélées avec la probabilité d'utiliser les services de santé. Les coefficients des variables revenu et âge sont positifs et significativement différents de zéro à 1%. Ainsi, à mesure que le revenu ou l'âge du membre de la caisse malheur-bonheur augmente, la probabilité pour qu'il ou l'un de ses proches utilise

[13] Receiver Operating Characteristic (ROC).

les services de santé augmente aussi. Ces résultats corroborent ceux de Andersen et Newman (2005), de Audibert et de Roodenbeke (2005) et de Jütting (2003) qui ont montré que le revenu et l'âge jouent des rôles primordiaux dans l'utilisation des services de santé. De plus, le résultat concernant l'âge corrobore la théorie de Grossman (1972), selon laquelle le stock initial de santé diminue à mesure que l'individu prend de l'âge et pour l'entretenir l'individu doit faire recours aux services de santé.

Les résultats du modèle 1a montrent également que le fait d'être une femme membre de la caisse malheur-bonheur diminue la probabilité pour que le ménage utilise les services de santé de 15,3 points de pourcentage comparativement à celle d'un homme membre. Cela semble raisonnable dans la mesure où, au Bénin, ce sont les femmes qui sont généralement plus préoccupées par la santé des membres de la famille et adoptent des comportements de prévention. Ces comportements sont entre autres l'utilisation de la médecine traditionnelle notamment la préparation des tisanes. Il n'est donc pas rare de constater que, dès l'apparition des premiers symptômes de la maladie surtout du paludisme (la première cause de morbidité au Bénin) ou périodiquement, les femmes font des infusions et obligent tous les membres de la famille à les boire. Ce qui réduit la prévalence de la maladie et donc l'utilisation des services de santé. Or, les groupements d'individus surtout les caisses malheur-bonheur constituent des canaux de partage des connaissances des feuilles et des écorces des plantes. D'où, la participation des femmes aux caisses malheur-bonheur diminue la probabilité que leurs ménages utilisent les services de santé.

La variable *statut d'emploi durant les 24 derniers mois* est positivement et significativement corrélée avec l'utilisation des services de santé. Ainsi, au seuil d'erreurs de 1%, la probabilité d'utiliser les services de santé augmente de 12,5 points de pourcentage lorsque le membre de la caisse a gardé le même emploi durant les 24 derniers mois avant l'enquête. Remarquons que dans la littérature certains auteurs (Develay et *al.*, 1996; Duong et *al.*, 2004; Baker et Liu, 2006) dans leur analyse ont utilisé la profession des chefs ménages et ont montré que l'occupation du chef de ménage n'exerce aucune influence sur l'utilisation des services de santé. Contrairement à ces auteurs, nous avons introduit la variable *statut d'emploi durant les 24 derniers mois* dans le modèle en raison, d'une part, de l'hypothèse selon laquelle le revenu et la profession sont fortement corrélés et d'autre part, du fait que notre base de données ne fournit pas de détails sur la profession des membres des caisses malheur-bonheur mais les distinguent en salariés et non-salariés.

**Tableau 2.5 : Facteurs associés à l'utilisation des services de santé**

| Caractéristiques économiques et socio-démographiques des membres des caisses malheur-bonheur | Modèle 1a | | Modèle 1b | |
|---|---|---|---|---|
| | Coef. | SE | Coef. | SE |
| Adhésion aux caisses malheur-bonheur (Oui) | 0,070 | 0,045 | 0,113** | 0,049 |
| Sexe du membre (femme) | - 0,153*** | 0,049 | - 0,029 | 0,041 |
| Age du membre | 0,034*** | 0,009 | 0,023*** | 0,006 |
| Age du membre au carré | - 0,000*** | 0,000 | - 0,000** | 0,000 |
| Quartier de résidence (Vossa) | - 0,022 | 0,047 | - 0,087** | 0,033 |
| Situation matrimoniale (en couple) | - 0,007 | 0,123 | 0,078 | 0,050 |
| Revenu du membre (1000 FCFA) | 0,001*** | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| Revenu du membre au carré (1.000.000) | - 0,000** | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| Part du revenu de la femme dans le revenu du ménage | 0,409 | 0,518 | - 0,130 | 0,229 |
| Part du revenu de la femme dans le revenu du ménage au carré | - 0,267 | 0,523 | 0,213 | 0,228 |
| Choc sur le revenu (1000 FCFA) | 0,000 | 0,000 | - 0,000* | 0,000 |
| Taille du ménage | - 0,036*** | 0,007 | - 0,015** | 0,006 |
| Statut d'emploi durant les 24 derniers mois | 0,125*** | 0,046 | 0,141*** | 0,037 |
| Salarié | - 0,018 | 0,057 | - 0,034 | 0,041 |
| Niveau d'instruction (Peut lire et écrire le français) | - 0,091** | 0,042 | - 0,070** | 0,034 |
| Possession de maison | - 0,027 | 0,044 | - 0,112 | 0,047 |
| **Ethnie du membre** | | | | |
| Fon | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. |
| Goun | - 0,057 | 0,058 | - 0,062 | 0,043 |
| Peulh | 0,041 | 0,126 | - 0,044 | 0,065 |
| Popo | - 0,107** | 0,052 | - 0,023 | 0,042 |
| Yoruba | - 0,029 | 0,096 | - 0,029 | 0,079 |
| Autre | - 0,176** | 0,082 | - 0,097* | 0,058 |
| Nombre d'observation | 961 | | 871 | |
| Log-vraisemblance | - 548,474 | | - 418,576 | |
| LR Chi2 (21) | 234,73 | | 231,51 | |
| P-value | 0,000 | | 0,000 | |
| Pseudo $R^2$ | 0,176 | | 0,216 | |
| Aire en dessous de la courbe ROC | 0,754 | | 0,794 | |
| Coefficient de détermination ajusté de Cragg-Uhler/Nagelkerke | 0,289 | | 0,330 | |

*Source* : Auteur, à partir des données de LeMay-Boucher (2012). *, ** et *** significatifs respectivement à 10%, 5% et 1%. Les coefficients sont des effets marginaux. Les modèles 1a et 1b utilisent respectivement les données de 2004 et de 2006.

Le coefficient estimé pour la variable taille du ménage est négatif et significativement différent de zéro au seuil de 1%. Toutes choses égales par ailleurs, l'augmentation de la taille du ménage d'un individu diminue la probabilité d'utiliser les services de santé de 3,6 points de pourcentage. Cet effet estimé ne correspond pas à l'effet attendu car on aurait pu penser que plus la taille du ménage augmente plus la probabilité d'utiliser les services de santé va augmenter. Mais, nos résultats corroborent ceux de Buor (2004a) qui a trouvé que la taille du ménage est un facteur limitant l'utilisation des services de santé aussi bien dans le milieu urbain que rural du Ghana. Ceci peut se justifier par le fait que l'augmentation de la taille du ménage exerce une pression supplémentaire sur les ressources financières déjà insuffisantes et paralyse

de ce fait l'utilisation des services de santé. Cette pression supplémentaire se manifeste, selon Tape et *al.* (2007), par le fait que l'augmentation de la taille du ménage réduit le revenu par tête qui devient beaucoup plus faible, si bien que les ménages ont tendance à abandonner les recours modernes où le coût moyen de prescription est plus élevé que le recours traditionnel. Cependant, des résultats contradictoires peuvent être obtenus suivant le milieu de résidence et le type de services. Ainsi, Duong et *al.* (2004) ont trouvé que la taille du ménage influence significativement l'utilisation des services de santé dans les milieux ruraux du Vietnam, tandis que Develay et *al.* (1996) ont montré que la taille du ménage n'a aucune influence sur l'utilisation des services de santé dans les milieux urbains des pays africains. Rwenge et Nguemaleu (2011) trouvent que l'appartenance à une famille de très grande taille est un facteur limitant l'utilisation des services de soins obstétricaux par les adolescentes camerounaises alors que Babalola et Fatusi (2009) ont trouvé que la taille du ménage influence positivement et significativement l'utilisation des services postnataux au Nigéria.

Au seuil d'erreurs de 5%, le niveau d'instruction de l'enquêté influence négativement et significativement l'utilisation des services de santé. Ainsi, le fait de savoir lire et écrire le français diminue de 9,1 points de pourcentage la probabilité d'utiliser les services de santé. D'une part, ce résultat ne corrobore pas les résultats obtenus par Blackwell et *al.* (2009), Buor (2004a) et Buor (2002) qui ont trouvé que le niveau d'instruction influence positivement l'utilisation des services de santé en général. D'autre part, il n'est pas conforme aux résultats obtenus par Babalola et Fatusi (2009), Duong et *al.* (2004) et Becker et *al.* (1993) qui ont montré que le niveau d'instruction a une influence positive sur l'utilisation des services de santé maternels. Cependant, notons que Baker et Liu (2006) et Develay et *al.* (1996) ont conclu que le niveau d'éducation n'exerce aucune influence sur l'utilisation des services de santé. Notre résultat peut se justifier par le fait que près de 60% des enquêtés de notre base ne savent ni lire ni écrire et donc comparer à ceux-là, ceux qui peuvent lire et écrire ont plus accès aux informations qui leur permettent de développer des comportements d'hygiène et de prévention. Ce qui réduit leur utilisation des services de santé.

En ce qui concerne l'ethnie de l'enquêté, on constate que, comparativement aux *Fon*, les *Popo* et les enquêtés d'autres ethnies (hormis *Goun*, *Peulh* et *Yoruba*) ont moins de chance d'utiliser les services de santé. En effet, le fait d'être un *Popo* ou d'une autre ethnie diminue respectivement de 10,7 et 17,6 points de pourcentage la probabilité d'utiliser les services de

santé. Ces effets estimés ne sont pas conformes aux résultats de Develay et *al.* (1996) qui a conclu que l'ethnie n'influence pas l'utilisation des services de santé à Ouagadougou.

En comparant les résultats obtenus à partir des données de 2004 à ceux obtenus à partir des données de 2006, on note trois grandes différences. Premièrement, les variables sexe et revenu du membre, même si elles ont gardé le même signe, ne sont plus significatifs à partir des données de 2006. Deuxièmement, l'âge du membre, la taille du ménage, le statut d'emploi durant les 24 derniers mois et le niveau d'instruction influencent significativement l'utilisation des services de santé et chacune de ces variables a gardé le même signe, quelle que soit la période d'étude considérée. Troisièmement, les variables quartier de résidence du membre et adhésion aux caisses malheur-bonheur deviennent significatives à partir des données de 2006. Ainsi, au seuil de 5%, le fait d'être membre d'une caisse malheur-bonheur augmente de 11,3 points de pourcentage la probabilité d'utiliser les services de santé. Par conséquent, l'adhésion aux caisses malheur-bonheur permet aux membres d'utiliser davantage les services de santé.

Ce résultat intéressant peut s'expliquer par deux raisons. La première concerne les cotisations reçues des autres membres. En effet, un membre malade ou ayant un proche malade reçoit des cotisations des autres membres de caisse malheur-bonheur. Ces cotisations réduisent les barrières financières à utilisation des services de santé et favorisent l'accès aux soins de santé. La deuxième raison est relative au fait que les caisses malheur-bonheur constituent des creusets de partage d'informations où plusieurs individus avec des expériences différentes de vie familiale font l'échange d'informations et d'idées. Ainsi, les caisses malheur-bonheur permettent aux membres d'avoir plus d'information sur les maladies, les hôpitaux qui fournissent des soins de qualité à moindres coûts, etc. Ces informations peuvent donc influencer les attitudes et les comportements et favoriser l'utilisation des services de santé par les membres ainsi que leur ménage.

Au-delà de la comparaison des résultats obtenus sur les différentes périodes, nous avons analysé la robustesse de nos résultats en ajoutant ou en retranchant des variables aux différentes spécifications. Au total, trois différentes modifications ont été apportées à la spécification de base. Tout d'abord, les carrés des variables âge, revenu et part du revenu de la femme dans le revenu total du ménage ont été retranchés de la spécification de base (première modification), ensuite nous avons ajouté la variable femme en couple et retranché les variables situation matrimoniale et sexe (deuxième modification). Enfin, nous avons ajouté à la spécification de

base la variable femme en couple tout en supprimant les variables situation matrimoniale, sexe, revenu du membre et son carré (troisième modification).

Les différentes estimations montrent que, pour les données de 2004, les pseudos $R^2$ sont de 0,167 ; 0,176 et 0,169 respectivement pour la première, deuxième et troisième modification contre 0,176 pour la spécification de base. Pour les données de 2006, le pseudo $R^2$ est de 0,216 pour la spécification de base contre 0,209 ; 0,214 et 0,206 respectivement pour la première, deuxième et troisième modification. On constate donc une faible variation au niveau des différents pseudos $R^2$. Ce qui signifie que notre spécification de base n'est pas influencée par l'ajout ou le retrait de variables explicatives.

Les résultats montrent également que les variables significatives dans la spécification de base sont demeurées significatives et ont gardé leur signe, quelles que soient la modification et la période d'étude considérée. De même, leurs coefficients sont restés quasi-inchangés. Par exemple, l'effet marginal de la variable taille de ménage, lorsqu'on considère les observations de 2004, est de 3,642% pour la spécification de base contre respectivement 3,442% ; 3,597% et 3,301% pour la première, deuxième et troisième modification. Et si on considère les observations de 2006, le fait d'être membre d'une caisse malheur-bonheur augmente la probabilité d'utiliser les services de santé de 11,391 points de pourcentage selon la spécification de base contre respectivement 11,421 ; 11,672 et 12,283 points de pourcentage pour la première, deuxième et troisième modification. Cependant, à partir des données de 2004, on constate qu'en plus des variables significatives de la spécification de base, la variable part du revenu de la femme dans le revenu total du ménage et son carré deviennent significatives, quelle que soit la modification. Par contre, pour les données de 2006, seules les variables significatives dans la spécification de base sont restées significatives, quelle que soit la modification.

En conclusion, quelle que soit la période d'étude considérée, nos résultats sont robustes.

#### 2.4.2.2 Les facteurs associés à l'adhésion aux caisses malheur-bonheur

Les résultats relatifs aux déterminants de l'adhésion aux caisses malheur-bonheur sont présentés dans le tableau 2.6 ci-dessous. Il ressort de ce tableau que les statistiques du chi2 du rapport de vraisemblance (LR) des modèles 2a et 2b sont respectivement égales à 169,94 et à 149,94 avec une p-value égale à 0,000. Ainsi, on rejette l'hypothèse de nullité simultanée de tous les coefficients des deux modèles au seuil de 1%. Par conséquent, les variables explicatives de ces deux modèles ont simultanément une influence sur la probabilité d'adhérer aux caisses

malheur-bonheur. Les pseudo $R^2$ (0,171 et 0,219) sont faibles mais ne constituent pas un problème dans la mesure où Greene (2003) indique qu'une valeur faible du pseudo $R^2$ obtenu à partir des données en coupe transversale n'est pas un problème. De même, Pindyck et Rubinfeld (1981) ont montré que la bonne supérieure du pseudo $R^2$ des modèles binaires est d'environ 0,33. Les aires en dessous des courbes ROC (0,823 et 0,783 pour les modèles 2b et 2a respectivement) montrent que le modèle 2b possède un bon pouvoir discriminatoire tandis que le modèle 2a possède un pouvoir discriminatoire acceptable. En résumé, les deux modèles sont globalement adéquats. Une fois que nous avons une assurance par rapport à la qualité de nos deux modèles, nous pouvons procéder à l'analyse et à la discussion des résultats de leurs estimations.

Les résultats des deux estimations nous permettent d'identifier un ensemble de variables qui expliquent l'adhésion aux caisses malheur-bonheur. Au nombre de ces variables nous pouvons citer pour le modèle 2a : l'âge et le revenu du membre et leurs carrés, les dépenses de santé, le choc sur l'état de santé, la variable croisant situation matrimoniale et le sexe (femme en couple), la possession de sa propre maison et l'ethnie du membre.

Le coefficient associé à l'âge est positif et statistiquement significatif au seuil de 1%, ce qui signifie que la probabilité d'adhérer aux caisses malheur-bonheur augmente de 1,4 point de pourcentage lorsque l'âge du potentiel adhérant augmente d'un an. Le coefficient de l'âge au carré de signe négatif indique que l'âge a un effet quadratique, c'est-à-dire que la relation entre l'âge et l'adhésion aux caisses malheur-bonheur est en forme de U. Ainsi, la probabilité de participer aux caisses malheur-bonheur augmente parmi les jeunes et diminue par les personnes les plus âgées. Ce résultat qui corrobore celui de LeMay-Boucher (2012) peut s'expliquer de deux manières. Premièrement, les jeunes sont plus susceptibles de connaître les événements heureux ou malheureux (mariage, décès d'un proche, baptême d'un enfant, etc.) que les plus âgés et deuxièmement, une personne âgée a eu le temps d'accumuler de moyens suffisants pouvant lui permettre de faire face aux événements heureux ou malheureux du restant de sa vie. Ces moyens proviennent, par exemple, de l'investissement fait dans les enfants et dans la construction des maisons à louer. En effet, selon les pratiques courantes au Bénin et dans la plupart des pays en développement, une fois qu'une personne âgée arrive à réussir dans ces investissements, elle considère ces derniers comme son assurance et donc n'a plus besoin d'une entraide venant d'une caisse malheur-bonheur. De plus, les personnes âgées peuvent ne

plus avoir suffisamment de force pour participer pleinement aux activités des caisses malheur-bonheur.

Les résultats du modèle 2a montrent également qu'il y a une relation non linéaire entre le revenu et l'adhésion aux caisses malheur-bonheur. Une augmentation du revenu de 1.000 FCFA, augmente la probabilité d'adhérer aux caisses malheur-bonheur de 0,1 point de pourcentage. La forme non linéaire (quadratique) entre le revenu et l'adhésion aux caisses malheur-bonheur permet de conclure que les individus ayant un niveau de revenu élevé ne participent pas aux caisses malheur-bonheur. Ce qui est conforme aux pratiques courantes selon lesquelles ce sont généralement les individus pauvres ou ayant un niveau de revenu modéré qui sont membres des caisses malheur-bonheur. En ce qui concerne le choc sur l'état de santé du membre ou d'un proche du membre, on constate que son coefficient est positif et statistiquement différent de zéro au seuil de 10%. Ainsi, avoir un choc de santé augmente la probabilité d'adhérer aux caisses malheur-bonheur de 3,1%. Ce résultat n'est pas conforme au résultat attendu et laisse supposer l'existence du phénomène de la sélection adverse. En effet, on aurait pu penser que le choc sur l'état de santé d'un individu ou du proche d'un individu réduirait la probabilité qu'il adhère aux caisses malheur-bonheur. Ceci, d'une part, du fait que le risque le plus couvert par les caisses malheur-bonheur est le décès du proche d'un membre et d'autre part, du fait que les caisses malheur-bonheur adoptent des stratégies pour éviter le phénomène de la sélection adverse.

La variable croisant situation matrimoniale et le sexe désignée par la variable femme en couple influence négativement et significativement l'adhésion aux caisses malheur-bonheur. Ainsi, le fait d'être une femme en couple diminue de 4,7 points de pourcentage la probabilité d'adhérer aux *nujè mèji gbê*. Ce résultat n'est pas conforme au résultat attendu. En effet, une femme en couple a plus de chance de connaître des événements heureux (baptême de ses enfants, mariage ….) ou malheureux (décès des parents ou des beaux parents …) et donc devrait être plus enclin d'adhérer aux caisses malheur-bonheur. De même, ce résultat ne corrobore pas celui de LeMay-Boucher (2012) qui a montré que l'adhésion aux caisses malheur-bonheur est individuelle et ne dépend pas de la situation matrimoniale.

La possession de sa propre maison a une influence positive et significative sur l'adhésion aux caisses malheur-bonheur. Selon les résultats du modèle 2a, le fait de posséder sa propre maison augmente de 6,3% la probabilité d'adhérer aux caisses malheur-bonheur. Ceci se justifie par le fait qu'il sera difficile pour un propriétaire de fuir en cas de défaut de paiement

des cotisations. De plus, rappelons que certaines caisses malheur-bonheur exigent que le futur membre habite le même quartier que les autres membres et la possession de sa propre maison constitue une preuve de cette exigence. D'où, la possession de sa propre maison est un facteur favorable à l'adhésion aux caisses malheur-bonheur.

**Tableau 2.6 : Déterminants de la participation aux caisses malheur-bonheur**

| Caractéristiques économiques et socio-démographiques des membres des caisses malheur-bonheur | Modèle 2a | | Modèle 2b | |
|---|---|---|---|---|
| | Coef. | SE | Coef. | SE |
| Femme en couple | - 0,047** | 0,019 | - 0,046** | 0,018 |
| Age du membre | 0,013** | 0,005 | 0,002 | 0,004 |
| Age du membre au carré | - 0,000** | 0,000 | - 0,000 | 0,000 |
| Quartier de résidence (Vossa) | 0,022 | 0,022 | 0,087** | 0,034 |
| Revenu du membre (1000 FCFA) | 0,001*** | 0,000 | 0,001** | 0,000 |
| Revenu du membre au carré (1.000.000) | - 0,000*** | 0,000 | - 0,000* | 0,000 |
| Part du revenu de la femme dans le revenu du ménage | 0,106 | 0,105 | 0,188* | 0,107 |
| Part du revenu de la femme dans le revenu du ménage au carré | - 0,136 | 0,097 | - 0,212** | 0,097 |
| Choc sur le revenu (1000 FCFA) | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| Nombre de personnes en charge | 0,006 | 0,004 | 0,013*** | 0,004 |
| Dépense de santé | - 0,000* | 0,000 | - 0,000 | 0,000 |
| Choc sur l'état de santé | 0,035* | 0,018 | 0,053** | 0,024 |
| Statut d'emploi durant les 24 derniers mois | 0,028 | 0,022 | 0,064** | 0,024 |
| Salarié | - 0,014 | 0,023 | 0,018 | 0,028 |
| Niveau d'instruction (Peut lire et écrire le français) | - 0,026 | 0,018 | - 0,030 | 0,021 |
| Possession de maison | 0,061*** | 0,019 | 0,023 | 0,021 |
| **Ethnie du membre** | | | | |
| Fon | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. |
| Goun | 0,103*** | 0,039 | 0,045 | 0,032 |
| Peulh | - 0,065 | 0,041 | Omise | Omise |
| Popo | 0,145*** | 0,040 | 0,076** | 0,035 |
| Yoruba | 0,039 | 0,062 | - 0,002 | 0,060 |
| Autre | 0,031 | 0,069 | 0,083 | 0,089 |
| Nombre d'observation | 961 | | 828 | |
| Log-vraisemblance | - 413,457 | | - 262,244 | |
| LR Chi2 (21) | 166,68 | | 157,22 | |
| P-value | 0,000 | | 0,000 | |
| Pseudo $R^2$ | 0,167 | | 0,230 | |
| Aire en dessous de la courbe ROC | 0,781 | | 0,834 | |
| Coefficient de détermination ajusté de Cragg-Uhler/Nagelkerke | 0,247 | | 0,308 | |

*Source* : Auteur, à partir des données de LeMay-Boucher (2012). *, ** et *** significatifs respectivement à 10%, 5% et 1%. Les coefficients sont des effets marginaux. Les modèles 2a et 2b utilisent respectivement les données de 2004 et de 2006.

En ce qui concerne les groupes ethniques, le tableau 2.6 montre que deux groupes ethniques (*Goun* et *Popo*) influencent positivement et significativement l'adhésion aux caisses malheur-bonheur. Ainsi, le fait d'appartenir aux groupes ethniques *Goun* et *Popo* augmente respectivement de 9,5 et de 14 points de pourcentage la probabilité d'adhérer aux caisses

malheur-bonheur. Ces effets estimés correspondent aux effets attendus. En effet, dans les pratiques courantes on constate que les cérémonies d'enterrement sont plus développées dans le Sud-Bénin notamment à Porto-Novo et ses environs, à majorité *Goun* et apparentés. Ainsi, il n'est pas rare de rencontrer, chaque week-end, dans la ville de Porto-Novo et ses environs, des manifestations dites *ago* (cérémonie dans le dialecte local). C'est principalement au cours de ces manifestations que les *nujè mèji gbê* (caisses malheur-bonheur) se montrent à travers les pagnes spécialement choisis pour l'occasion. De même, c'est à ces manifestations que les cotisations collectées auprès des membres sont remises au membre ayant connu le décès d'un de ses proches. La présence des membres à ces manifestations constitue le moment de témoignage de la solidarité à l'égard du membre éploré. Quant aux *Popo*, ils sont pour la plupart des pêcheurs et vivent en communauté autour des plans d'eau (lacs et lagunes) du Sud-Bénin.

La comparaison des résultats des modèles 2a et 2b permet de constater que les variables quartier de résidence, part du revenu de la femme dans le revenu total du ménage et son carré, le nombre de personnes en charge et le statut d'emploi durant les 24 derniers mois avant l'enquête qui n'avaient aucune influence sur l'adhésion aux caisses malheur-bonheur deviennent significatives lorsqu'on utilise les données de 2006. Ainsi, au risque d'erreur de 1%, résider dans le quartier *Vossa* augmente de 10,4% la probabilité d'adhérer aux caisses malheur-bonheur. Le fait de garder le même emploi durant les 24 derniers mois et donc avoir une source stable de revenu influence positivement et significativement l'adhésion aux caisses malheur-bonheur. Ce résultat peut se justifier par le fait qu'avoir une source stable et régulière de revenu permet d'honorer ces engagements vis-à-vis de la caisse malheur-bonheur et favorise de ce fait l'adhésion. Les résultats du modèle 2b montrent également que le coefficient lié aux nombres de personnes en charge est positivement et significativement différent de zéro au seuil d'erreurs de 1%. Ainsi, plus le nombre de personnes en charge augmente plus la probabilité d'adhérer aux caisses malheur-bonheur augmente aussi. Ce qui correspond aux effets attendus.

Un résultat du modèle 2b qui mérite une attention est celui relatif à la variable part du revenu de la femme dans le revenu total du ménage. En effet, cette variable est utilisée comme le proxy du pouvoir de négociation de la femme dans le couple. Ainsi, on suppose que plus la part du revenu de la femme est élevée, plus elle a un pouvoir de décision important dans le couple. Le coefficient significatif et positif de cette variable indique qu'à mesure que la part du revenu de la femme dans le revenu total du ménage augmente, la probabilité que le ménage adhère aux caisses malheur-bonheur augmente de 18,8 points de pourcentage. Son carré de

signe négatif amène à conclure qu'au-delà d'un seuil, l'augmentation de la part du revenu de la femme n'influence plus positivement l'adhésion aux caisses malheur-bonheur. Ce résultat ne corrobore pas celui de LeMay-Boucher (2012) qui a trouvé que les coefficients de la variable part du revenu de la femme dans le revenu total du ménage et son carré ne sont pas significatifs. Cependant, signalons que ce résultat a été obtenu sur l'échantillon de 2004, ce qui correspond à notre résultat obtenu sur le même échantillon. Ce résultat mitigé nous invite à poursuivre des analyses sur la participation de la femme aux caisses malheur-bonheur.

Pour analyser le degré de sensibilité de notre modèle de la participation aux caisses malheur-bonheur, nous avons ajouté et retranché des variables explicatives à la spécification de base. Ainsi, la robustesse des résultats issus du modèle logit a été vérifiée par trois variantes de spécifications :

(i) tout d'abord, il y a eu la suppression des carrés des variables âge, revenu et part du revenu de la femme dans le revenu total du ménage de la spécification de base ;

(ii) ensuite, nous avons supprimé la variable femme en couple et ajouté des variables situation matrimoniale et sexe du membre ;

(iii) enfin, nous avons supprimé la variable femme en couple, part du revenu de la femme dans le revenu total du ménage et son carré et ajouté les variables situation matrimoniale et sexe du membre à la spécification initiale.

Pour les données de 2004, les résultats des différentes estimations donnent un pseudo $R^2$ de 0,167 contre 0,132 ; 0,171 et 0,209 respectivement pour la variante (i), (ii) et (iii). A partir de l'échantillon de 2006, les pseudos $R^2$ sont 0,210 ; 0,228 et 0,227 pour respectivement la variante (i), (ii) et (iii) contre un pseudo $R^2$ de 0,230 pour la spécification de base. Les résultats indiquent donc une faible variation des pseudos $R^2$ surtout pour les données de 2006. A ce stade nous pouvons conclure que les résultats obtenus à partir des données de 2006 sont plus robustes que ceux obtenus à partir des données de 2004.

En ce qui concerne la significativité des variables explicatives, on constate que toutes les variables significatives dans la spécification de base sont demeurées significatives (quelles que soient la période et la variante considérée) à l'exception de la variable part du revenu de la femme dans le revenu total du ménage lorsqu'on considère les données de 2006. En effet, à partir des données de 2006, on observe que la variable part du revenu de la femme dans le

revenu total du ménage qui était significative au niveau de la spécification de base n'est plus significative au niveau des variantes de spécifications. Ce résultat peut se justifier par le fait que c'est la variable croisant le sexe et la situation matrimoniale (femme en couple) qui a été introduite dans la spécification de base.

En résumé, les résultats obtenus à partir du modèle logit qui nous a permis d'analyser les déterminants de la participation aux caisses malheur-bonheur sont robustes.

**Conclusion du chapitre**

Ce chapitre a eu pour objectifs, d'une part, de montrer que les groupes d'assurance informelle (les caisses malheur-bonheur) favorisent l'utilisation des services de santé et d'autre part, d'analyser les facteurs qui expliquent l'adhésion aux caisses malheur-bonheur. Pour ce faire et en absence d'endogénéité entre l'adhésion aux caisses malheur-bonheur et l'utilisation des services de santé, deux modèles logistiques ont été estimés. Les données utilisées proviennent de deux enquêtes effectuées par LeMay-Boucher en 2004 et 2006. Afin de comparer les résultats, les régressions logistiques ont été effectuées sur les données de chacune des deux périodes. Au total, quatre modèles ont été estimés. Les différents tests statistiques effectués permettent de conclure, d'une part, que l'adhésion aux caisses malheur-bonheur n'est pas distribuée indépendamment de l'utilisation des services de santé et d'autre part, que plusieurs caractéristiques socio-démographiques sont associées à l'adhésion aux caisses malheur-bonheur. Les différents modèles estimés ont permis d'approfondir ces différents résultats statistiques.

Les analyses empiriques montrent que l'influence des caisses malheur-bonheur varie d'une période à une autre. Ainsi, en 2004 on observe un effet positif mais non significatif de l'adhésion aux caisses malheur-bonheur sur la probabilité d'utiliser les services de santé tandis qu'en 2006, l'adhésion aux caisses malheur-bonheur augmente de 11,3 points de pourcentage la probabilité d'utiliser les services de santé. Ce dernier résultat est intéressant et confirme l'intuition selon laquelle les caisses malheur-bonheur favorisent l'utilisation des services de santé au Bénin. Etant donné que cet effet n'a été observé sur les données de 2004, des études postérieures à 2006 doivent donc être effectuées afin de confirmer ou d'infirmer le résultat. Si l'influence de l'adhésion aux caisses malheur-bonheur sur l'utilisation des services de santé arrivait à être confirmée, cela permettra la mise en œuvre des mesures de politiques pouvant favoriser l'utilisation des services de santé aux membres des caisses malheur-bonheur. En effet,

les cotisations collectées à l'intention du membre malade ou ayant un proche malade peuvent constituer une garantie pour le paiement des premiers soins et de ce fait va rendre solvable tout au moins une partie de la demande des soins de santé. Ainsi, des contrats concernant la prise en charge des premiers soins peuvent être signés entre les caisses malheur-bonheur et les prestataires des soins de santé. Les résultats montrent également que, comparés aux non-membres, les membres des caisses malheur-bonheur ont moins dépensé pour les services de santé.

En ce qui concerne l'adhésion aux caisses malheur-bonheur, les résultats montrent que les déterminants varient d'une période à une autre. Cependant, quelle que soit la période d'étude, les variables telles que revenu du membre, choc sur l'état de santé et l'ethnie influencent positivement et significativement l'adhésion aux caisses malheur-bonheur.

Nous avons analysé la robustesse des différents résultats en ajoutant et/ou en retranchant des variables aux spécifications de base. Les différentes estimations nous ont permis de conclure que les résultats sont robustes.

L'enquête transversale à passage unique auprès des ménages présente la photographie de la situation socio-économique des ménages à une période donnée. Il apparaît alors non indiquer de prendre des décisions politiques relatives à l'utilisation des services de santé par les membres des caisses malheur-bonheur sur la base des résultats uniquement obtenus dans ce chapitre. D'autres pistes de recherches peuvent donc être orientées vers des études basées sur un échantillon plus grand et représentatif au niveau national afin de mieux cerner l'influence des caisses malheur-bonheur sur l'utilisation des services de santé et de mieux appréhender les déterminants de l'adhésion aux caisses malheur-bonheur.

# 3. Déterminants de la demande de l'assurance maladie formelle au Bénin

Les différentes analyses présentées dans les chapitres précédents montrent que, d'une part, l'assurance maladie publique favorise l'utilisation des services de santé au Bénin et d'autre part, l'appartenance aux caisses malheur-bonheur réduit les dépenses de santé. De même, nous avons également noté que l'absence de l'influence des autres types d'assurance maladie (assurance maladie privée, assurance maladie employeur et l'adhésion aux mutuelles de santé) sur l'utilisation des services de santé peut-être liée à la faible proportion des ménages couverts par ces différents types d'assurance maladie. Ainsi, étendre la couverture en assurance maladie aux ménages non assurés va permettre davantage l'utilisation des services de santé. Pour ce faire, il est important d'appréhender les facteurs explicatifs de la demande de l'assurance maladie formelle au Bénin.

L'objectif de ce chapitre est donc d'examiner les déterminants de la demande de l'assurance maladie formelle au Bénin. Ici, l'accent est mis sur l'assurance maladie formelle car les facteurs explicatifs de la participation aux caisses malheur-bonheur ont été déjà analysés dans le chapitre 2.

Ce chapitre 3 est organisé de la façon suivante. La section 1 présente la revue de littérature. La section 2 aborde le cadre conceptuel de la demande de l'assurance et spécifie le modèle d'estimation. La section 3 est consacrée à la présentation des données et des variables de l'étude. Et enfin, la section 4 présente et discute les résultats de nos différentes estimations.

## 3.1 Littérature théorique et empirique sur la demande de l'assurance maladie formelle

Cette partie est consacrée à la revue de littérature en relation avec la demande de l'assurance maladie formelle. Dans un premier temps, nous présentons la revue de littérature théorique et dans un second temps, les études empiriques sur la question.

### 3.1.1 Demande de l'assurance maladie formelle : une revue de la littérature théorique

L'information étant imparfaite, plusieurs choix, notamment les choix concernant les soins médicaux sont incertains. La plupart des maladies surviennent de façon aléatoire, ainsi la demande des soins médicaux est fréquemment imprévisible et par conséquent le temps et les frais médicaux sont incertains. Puisque la survenance de la maladie est imprévisible, cela implique un certain degré de risque. Selon la théorie de la décision, le risque et l'incertitude constituent deux aspects du manque de connaissance (Hansson, 2004). Le risque provient de l'exercice des activités humaines durant lequel les individus mettent en jeu leur vie pour des

résultats inconnus. Selon Rosa (1998) le risque est un événement indésirable qui peut ou non survenir. La différence entre le risque et l'incertitude, est que, s'agissant du risque, les probabilités de réalisation des événements sont connues, tandis que ceci n'est pas le cas de l'incertitude. Ainsi, pour se prémunir contre les conséquences de cette incapacité à prédire la probabilité de réalisation des événements indésirables, les individus sont prêts à payer un certain montant. L'un des mécanismes de protection contre les conséquences de la maladie est l'assurance maladie.

La théorie de la demande de l'assurance a été proposée pour la première fois par Daniel Bernoulli en 1738. Dans son article intitulé « *Exposition of a new theory on the measurement of risk* » traduit du latin en anglais par Sommer en 1954, Bernoulli (1954) postula que les individus dérivent leur satisfaction à partir de différents niveaux de revenu et qu'en général l'utilité de l'individu augmente avec son revenu, mais à un taux décroissant. Cette théorie a été appliquée pour la première fois à l'assurance (Nyman, 2003) et à Bernoulli de conclure que l'assurance est achetée parce que les individus cherchent à maximiser leur utilité espérée. En 1944, von Neumann et Morgenstern développent la théorie de l'espérance d'utilité qui permet de mesurer l'utilité en fonction du revenu ou de la richesse. Se basant sur cette théorie, la théorie qualifiée de conventionnelle ou ancienne par Nyman (1999) dont les principaux auteurs sont Friedman et Savage (1948), Arrow (1963) et Pauly (1968) va tenter d'apporter des réponses à la question suivante : « *pourquoi les individus souscrivent-ils à un contrat d'assurance maladie ?* » L'une des réponses fournies par la théorie conventionnelle à cette question est que les individus demandent l'assurance maladie pour se couvrir contre le risque financier. Selon Arrow (1963), l'assurance maladie est généralement désirée parce qu'elle permet de se protéger contre le risque financier. En effet, les coûts de traitement dans un cas particulier de maladie peuvent dépasser le revenu disponible et l'individu mourra faute de traitement. La nouvelle théorie développée par Nyman soutient que, l'assurance maladie est non seulement un mécanisme de protection mais aussi un moyen qui permet d'accéder aux soins de qualité qui autrement étaient inaccessibles (Nyman, 1999).

Friedman et Savage (1948) ont postulé que les consommateurs préfèrent la certitude à l'incertitude et sont donc motivés à acheter une police d'assurance selon leur degré d'aversion pour le risque[14]. Autrement dit, en achetant l'assurance maladie, les consommateurs demandent

[14] Aversion pour le risque est une attitude qui consiste à préférer obtenir le gain espéré (et certain) d'un jeu, sans y participer, au gain attendu (et aléatoire) obtenu en y participant, Guerrien, B. (2002), Dictionnaire d'analyse économique, La Découverte & Syros : Paris, France, p. 568.

la certitude et préfèrent perdre un petit montant (la prime d'assurance) en vue d'éviter le risque d'être exposé aux énormes dépenses de santé dans le futur. Cette théorie sera remise en cause par Nyman (2003) selon qui, la décision de souscrire à l'assurance maladie est faite en comparant le gain d'utilité espérée dû au transfert de revenu en cas de maladie et la perte d'utilité espérée due au paiement de la prime d'assurance en cas d'absence de maladie plutôt qu'en comparant l'utilité espérée avec et sans assurance, respectivement. Etant donné que l'incertitude se produit à la fois avec et sans assurance, l'aversion pour le risque est seulement appelée à jouer un rôle mineur dans la demande d'assurance maladie. Par conséquent, la nouvelle théorie postule que, l'individu achète une police d'assurance parce qu'il désire obtenir un transfert de revenu à partir de la mise en commun des risques lorsqu'il va tomber malade. Cependant, Schlesinger (2013) dans son article intitulé « *The theory of insurance demand* » montre que le degré d'aversion pour le risque joue un rôle primordial dans la demande de l'assurance. En effet, Schlesinger (2013) a montré qu'une augmentation du degré d'aversion pour le risque de l'individu à tous les niveaux de richesse entraîne une augmentation du niveau optimal de couverture, *ceteris paribus*. Ainsi donc, la théorie de Schlesinger semble remettre en cause la théorie postulée par Nyman (2003). Mais signalons que le champ d'application des deux théories diffère. Les hypothèses de base de la théorie de Schlesinger sont tirées de la théorie du portefeuille et cette théorie est beaucoup plus applicable aux actifs financiers. La santé étant un bien différent de tous les autres biens, nous retiendrons comme la théorie de Nyman (2003) que l'aversion au risque joue un rôle mineur dans la demande de l'assurance maladie.

La théorie conventionnelle de l'assurance maladie et la nouvelle théorie se sont également intéressées au problème d'aléa moral. Pauly (1968) soutient que les services additionnels de soins de santé consommés par les assurés (qui est l'aléa moral) sont inefficients et représentent une perte de bien-être pour la société parce que l'assurance maladie réduit le prix des soins de santé sans effets sur leurs coûts de production. Nyman (2003) rejette cette théorie de Pauly (1968) en postulant que les consommateurs demandent principalement l'assurance maladie pour obtenir un gain de bien-être du fait de l'aléa moral et que l'achat volontaire de l'assurance maladie augmente le bien-être des consommateurs.

Au-delà des controverses entre la théorie conventionnelle et la nouvelle théorie, Nyman a apporté des réponses à la question : *pourquoi y a-t-il tant d'individus non assurés si l'assurance maladie est si précieuse ?* En analysant plusieurs raisons, Nyman (2003) conclut

que les principaux facteurs qui empêchent les individus de souscrire à l'assurance maladie sont : l'existence de la charité ou de programmes d'assurances gouvernementales, le montant des primes d'assurance et la sélection adverse. Selon Nyman, la présence de charité (ou par exemple du *Medicaid*[15] aux USA) réduit la demande de l'assurance maladie privée parce qu'elle annule les conséquences de l'absence de l'assurance maladie sur l'état de santé. Cependant, si l'assurance privée fournit des soins de qualité supérieure aux soins fournis par les programmes gouvernementaux, la différentielle de qualité constituera une incitation à l'achat de l'assurance maladie privée. Plusieurs auteurs ont testé empiriquement cette affirmation et ont conclu qu'en élargissant le *Medicaid* aux femmes en âge de procréation, celles qui avaient une assurance maladie privée vont rompre leur contrat (Cutler et Gruber, 1996; Dubay et Kenny, 1997) et que la suppression du *Medicaid* à elle seule suffit pour augmenter la demande de l'assurance maladie privée de 50% aux Etats Unis (Thomas, 1994). Quant à la prime de l'assurance maladie, Nyman (2003) affirme que leur réduction, du fait par exemple des subventions de l'Etat, pourrait augmenter la demande de l'assurance maladie privée. En analysant la sélection adverse, Nyman montre que la présence de ce phénomène fera que les compagnies d'assurance fixeront une prime au-dessus du risque moyen décourageant ainsi les individus qui ont moins de risques. Dans les pays en développement en général, et au Bénin en particulier, les deux types d'assurance (privée et publique) sont quasi-absents et nous pensons qu'à part la prime d'assurance, les deux autres facteurs peuvent ne pas expliquer le faible taux d'assurance maladie.

### 3.1.2 Synthèse de la revue empirique sur la demande de l'assurance maladie formelle

Après avoir fait le point de la littérature théorique sur la demande de l'assurance maladie formelle, nous présentons dans ce paragraphe, quelques travaux empiriques qui ont été conduits aussi bien dans les pays développés que ceux en développement. Les travaux empiriques sur la demande de l'assurance maladie peuvent être regroupés en trois catégories à savoir : les travaux qui ont examiné les avantages liés à la possession de l'assurance maladie, ceux qui ont estimé l'élasticité de la demande de l'assurance maladie et enfin les travaux qui ont analysé les caractéristiques socio-économiques des assurés et des non assurés.

[15] Medicaid est un programme d'assurance maladie pour les personnes à faibles revenus. Ce programme est mis en place par chaque Etat des Etats Unis en suivant les lignes directives du gouvernement fédéral et avec son assistance financière.

Selon Brown et *al*. (1998) plusieurs études ont montré que les non assurés sont plus exposés au risque de mauvaise santé, utilisent moins les services médicaux et ont des taux de mortalité plus élevés que les personnes assurées. La principale contribution de cet article a été de synthétiser les différentes méthodologies utilisées pour mesurer les effets de non-assurance. Ainsi, si la méthodologie appropriée pour évaluer l'impact de l'absence de l'assurance maladie demeure un grand défi pour les chercheurs, plusieurs auteurs (Baker et *al.*, 2002; Kilbourne, 2005; Dorn, 2008; Wilper et *al.*, 2009) ont indiqué que, près de 44.500 décès par an aux Etats-Unis sont dus à l'absence de l'assurance maladie. L'assurance maladie permet donc de réduire le taux de mortalité. Elle agit également sur la productivité des employés. Selon O'Brien (2003) au cours d'une enquête réalisée par *Employee Benefits Research Institute* aux Etats-Unis, trois quarts des employeurs ont indiqué que, offrir l'assurance maladie à leur employé augmente leur attitude et leur performance et 60% pensent qu'elle permet de réduire l'absentéisme au travail du fait de la maladie. Ainsi, pour que les entreprises demeurent compétitives, ces employeurs pensent qu'elles doivent acheter une police d'assurance à leur employé. Cependant, notons qu'il existe peu de travaux empiriques qui indiquent les apports de l'assurance maladie à l'amélioration de l'état de santé, de la productivité et de l'absentéisme des employés (Buchmueller, 2000).

L'un des premiers auteurs ayant estimé l'élasticité-prix de la demande de l'assurance maladie est Phelps (1973). Ainsi, en utilisant la théorie de l'utilité espérée, Phelps (1973) trouve qu'une augmentation de la prime d'assurance diminue la demande de l'assurance maladie aux Etats-Unis. Quelques années plus tard, le résultat de Phelps (1973) sera remis en cause par les auteurs (Farley et Wilensky, 1985; Short et Taylor, 1989; Marquis et Long, 1995) qui ont montré que la demande de l'assurance maladie est inélastique aux Etats-Unis. En effet, Farley et Wilensky (1985) ; Short et Taylor (1989) ; Marquis et Long (1995) trouvent respectivement les élasticités prix-demande de l'assurance qui sont de l'ordre de – 0,41, – 0,32 et de – 0,03. Ces auteurs trouvent également que l'assurance maladie est un bien normal (l'élasticité revenu est supérieure à zéro) mais qu'elle a un faible effet-revenu. De même, Manning et *al*. (1987) ont estimé l'élasticité de la co-assurance-demande des soins médicaux aux Etats-Unis et trouvent qu'elle varie entre – 0,1 et – 0,2. Ils rejettent ainsi l'hypothèse selon laquelle une couverture sanitaire plus favorable aux malades réduit la dépense totale de santé. En tenant compte des composants de la prime d'assurance omis par les études précédentes (l'état de santé et la régulation des primes dans certains Etats), Auerbach et Ohri (2006) ont estimé l'élasticité-prix de la demande individuelle de l'assurance maladie des travailleurs sans

subvention de leurs employeurs aux Etats-Unis. Ils trouvent une élasticité-prix de – 0,59 qui montre un faible impact de la subvention sur la demande des non assurés. Auerbach et Ohri (2006) trouvent également que la subvention à hauteur de 25% et 50% des primes d'assurance va entraîner respectivement la souscription de 2,1% et 4,4% des non-assurés de leur échantillon. Remarquons que toutes ces études ont été effectuées aux Etats-Unis. L'inexistence de base de données contenant des informations détaillées sur les revenus des ménages et sur les primes d'assurance (notamment du fait que l'assurance maladie est un phénomène relativement récent ou quasi inexistant dans les pays en développement) peut expliquer la rareté de ces études dans les pays en développement. Si les primes d'assurance n'affectent pas la demande d'assurance ou si cette demande répond moins à la variation du revenu, l'on est en droit de se demander les facteurs socio-économiques qui influencent la souscription à l'assurance maladie. Les paragraphes suivants résument les études qui se sont focalisées sur les caractéristiques socio-économiques des ménages ayant une assurance.

Cameron et *al*. (1988) ont développé un modèle micro-économétrique de la demande des soins de santé et de l'assurance maladie en présence de l'incertitude. Ce modèle a été testé empiriquement par les auteurs sur les données provenant de l'enquête santé de 1977 - 1978 de l'Australie. Cameron et *al*. (1988) concluent que l'état de santé et le revenu jouent un rôle primordial dans la demande de l'assurance maladie. Ces facteurs qui influencent la demande de l'assurance maladie ont été confirmés par les auteurs résumés ci-dessous. Ainsi, en estimant les facteurs qui influencent la demande de l'assurance maladie dans la population âgée de 18 à 24 ans aux USA, Markowitz et *al*. (1991) concluent que l'emploi est le déterminant le plus important de la souscription à l'assurance maladie. De même, aux Etats-Unis, Davidoff et Garrett (2001) ont trouvé que le revenu, l'éducation, la situation matrimoniale, l'âge, la race, le nombre d'enfants, avoir un membre de la famille en mauvaise santé et avoir une activité sont les principaux déterminants de la demande de *Medicaid*[16] et de l'assurance privée des enfants âgés de 0 à 17 ans. Schneider (2004) en résumant les travaux sur les facteurs qui influencent le processus de prise de décision par les ménages pauvres conclut que l'aversion au risque, le niveau de revenu élevé, le niveau d'éducation, le faible niveau de la prime d'assurance, le mauvais état de santé, les frais des soins de santé élevés et la qualité des soins offerts stimulent la demande de l'assurance maladie. Les raisons possibles de la non-souscription sont : faible niveau des frais des soins de santé, nécessité pour la consommation courante parce que les

[16] Rappelons Medicaid est un programme d'assurance mise en place par chaque Etat et soutenu par le gouvernement américain.

individus sont trop pauvres pour se prémunir contre un éventuel risque dans le futur. En estimant un modèle de panel dynamique, Bolhaar et *al*. (2012) trouvent que l'éducation, le revenu, l'âge et le milieu de résidence influencent significativement la demande de l'assurance maladie en Irlande. Ces déterminants expliquent également la demande de l'assurance maladie dans les pays en développement selon les études qui ont été effectuées.

En étudiant la demande de l'assurance maladie privée dans un régime de soins publics de santé gratuits, Makoka et *al*. (2007) trouvent que le revenu, l'âge, le nombre d'enfants et l'état de santé sont les déterminants significatifs de la demande de l'assurance maladie privée au Malawi. Nketiah-Amponsah (2009) trouve qu'au Ghana la demande de l'assurance maladie publique des femmes est influencée par le revenu, l'âge, la religion, l'accès aux informations sur la santé via la télévision et les journaux, le faible nombre d'habitants par infirmier et la distance qui sépare les ménages du centre de santé le plus proche. Notons que l'assurance maladie publique et l'assurance maladie privée, de par leurs conditions de souscription, sont réservées aux employés du secteur formel et aux ménages riches. Ainsi, les ménages pauvres notamment ceux exerçant dans l'informel sont exclus de ces deux types d'assurance. Or ce secteur d'activité est très développé dans les pays en développement. Pour étendre la protection contre le risque maladie aux travailleurs de ce secteur, les mutuelles de santé à base communautaire ont émergé. Certains auteurs ont analysé l'adhésion à ces mutuelles.

Ekman (2004) a fait une revue systématique de 36 articles ayant analysé les mutuelles de santé comme une option pour la mobilisation des ressources pour le secteur de la santé et pour la fourniture de la protection financière pour les ménages pauvres des pays en développement. Il ressort de sa synthèse que les mutuelles de santé ont eu une influence positive sur la mobilisation des ressources dans leur milieu d'implantation. De même, ces mutuelles ont permis la réduction des paiements directs des soins de santé des membres augmentant ainsi l'utilisation des services de santé. Il trouve également que les mutuelles de santé n'affectent pas la qualité des soins fournis et les comportements opportunistes (notamment l'aléa moral) ne sont pas observés chez les mutualistes. Selon Ekman (2004), les études indiquent que les plus pauvres notamment les ménages les plus nécessiteux des soins de santé sont toujours exclus de ce système de protection financière. A partir de cette dernière conclusion de Ekman (2004), plusieurs études ont cherché à comprendre les raisons du faible taux d'adhésion à ces mutuelles de santé. Ainsi, en utilisant un modèle logit, De[17] Allegri, Kouyaté et *al*. (2006)

[17] Notons que De Allegri a rédigé trois articles en 2006 avec différents auteurs en co-publication.

trouvent que l'ethnie, le niveau d'éducation, les dépenses de santé, une perception négative des soins traditionnels, le nombre d'enfants vivant dans le ménage et la distance qui sépare le ménage du centre de santé le plus proche sont les facteurs qui influencent l'adhésion aux mutuelles de santé en milieu rural au Burkina-Faso. En prenant en compte l'effet de regroupement, De Allegri, Kouyaté, et *al*. (2006) montrent que le sexe et l'âge du chef de ménage, l'état de santé du ménage, la participation d'un adulte du ménage à un autre système de partage de risque et l'utilisation des services préventifs n'exercent aucune influence sur l'adhésion aux mutuelles de santé. Selon De Allegri, Sanon et Sauerborn (2006), les modélisations économétriques ne peuvent pas à elles seules expliquer l'adhésion aux mutuelles de santé, parce qu'elles se concentrent sur un nombre limité de variables. Pour ce faire, les auteurs ont analysé la demande de la mutuelle de santé dans une région rurale du Burkina-Faso en utilisant la méthode qualitative.

Il ressort de l'analyse de De Allegri, Sanon et Sauerborn (2006) que, le manque de ressources financières, les pratiques et les croyances culturelles et la confiance aux dirigeants influencent la décision d'adhérer aux mutuelles de santé. En effet, les auteurs ont trouvé que les individus qui pensent que « *cotiser pour faire face aux dépenses de santé dans le futur c'est attirer la maladie* » refusent d'adhérer aux mutuelles de santé. Ils concluent également que le manque de connaissance et de compréhension des mutuelles de santé, le refus de la carte de membre par certains prestataires de soins et l'existence de par le passé d'une structure de mobilisation d'épargne qui a fait faillite déterminent l'adhésion aux mutuelles de santé. En dehors de ces facteurs, Bennett et *al*. (1998) pensent que le faible niveau d'adhésion aux mutuelles de santé peut être lié à l'insatisfaction des consommateurs par rapport à leur conception et à leur gestion. Pour vérifier cette hypothèse, De Allegri, Sanon et *al*. (2006) ont analysé les préférences des consommateurs et leur décision d'adhérer à une mutuelle de santé dans la province de Nouna au Burkina-Faso. Ainsi, à travers une enquête qualitative, les auteurs concluent que les ménages ont des préférences par rapport à l'éligibilité à l'assurance, au niveau de la prime et de sa modalité de paiement, au paquet minimum, au réseau de fournisseurs des services de santé et à la gestion des mutuelles de santé. Selon les enquêtés, la composition des ménages dans les villages est différente de celle proposée par les démographes. Ainsi, en se basant sur la définition des démographes les mutuelles excluent certains individus. Les enquêtés pensent qu'en réduisant la prime d'assurance des enfants et en changeant les modalités de paiement (qui est de payer les primes de tous les membres du ménage en une seule tranche), les mutuelles augmenteront le nombre d'adhésions. De même, selon les enquêtés, les services

de santé couverts par les mutuelles, les attitudes du personnel de la santé (qui consiste à traiter les patients selon leur rang social) et le manque d'informations sur la gestion des mutuelles de santé influencent la décision d'adhérer des ménages.

Basaza et *al*. (2008) ont également analysé le faible niveau d'adhésion aux mutuelles de santé en Uganda à partir d'une enquête qualitative. Les auteurs concluent que le manque de compréhension des principes d'assurance notamment le principe de mutualisation, la faillite de certaines organisations financières qui ont eu à collecter des fonds chez les ménages en promettant la fourniture des services de scolarisation des enfants, le manque de ressources financières pour supporter les primes d'une grande famille sont autant de facteurs qui expliquent le faible taux d'adhésion aux mutuelles de santé. Les non membres ont indiqué que, rendre plus flexible les conditions d'adhésion et l'inclusion des services d'hospitalisation dans le paquet minimum vont influencer leur décision d'adhésion. De même, en étudiant les facteurs qui affectent le succès de l'assurance communautaire, Mladovsky et Mossialos (2008) ont développé une méthodologie de formation des mutuelles de santé basée sur la théorie du capital social. Selon ces auteurs, pour que les mutuelles de santé réussissent leur mission, elles doivent se former sur la base des valeurs, des objectifs des communautés et des relations qui lient les différents pouvoirs locaux de leur milieu d'implantation. Ils concluent donc que le succès des mutuelles dépend de la solidarité, de la confiance, des réseaux extracommunautaires, des liens entre les différents membres de la société civile et des relations Etat-communauté. Dans la même veine, Donfouet et Mahieu (2012) trouvent 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. Dong et *al*. (2009) se sont intéressés aux raisons qui expliquent le non-renouvellement du contrat d'adhésion des membres des mutuelles de santé. Les auteurs concluent que les facteurs qui influencent la décision du non renouvellement au Burkina-Faso sont : le sexe du chef de ménage (les ménages dirigés par les femmes), l'âge et le faible niveau d'éducation du chef de ménage, l'absence ou le faible nombre d'épisodes de maladie au cours des trois derniers mois, la présence de peu d'enfants ou de vieux dans le ménage, la pauvre qualité des soins de santé perçue et le faible recours aux services de santé le dernier mois.

Des facteurs qui expliquent la faible adhésion des ménages aux mutuelles de santé, il urge de s'attarder sur le facteur lié à la confiance dans les structures de mobilisation d'épargne. Plusieurs auteurs (De Allegri, Sanon et Sauerborn, 2006; Basaza et *al.*, 2008) ont montré que,

pour le fait que les ménages ont été victimes d'escroquerie de la part des promoteurs de certaines structures de mobilisations, ils sont devenus réticents à toute autre forme de mobilisation d'épargne. En effet, une société ou un groupe d'individus proposent aux ménages de verser une somme d'argent en leur promettant en échange la fourniture de certains services comme le paiement des frais de scolarité des enfants ou la construction de logement (*Caring for Orphans, Widows and the Elderly* (COWE) en Uganda) ou en leur promettant un rendement très attractif (ICC-Service au Bénin). Le principe sur lequel repose le fonctionnement de ces structures, appelé « Principe de Ponzi[18] », est de rémunérer les premiers souscripteurs avec l'argent des déposants suivants. Lorsque le flux se tarit ou lorsqu'il y a panique au niveau des souscripteurs et qu'ils décident d'arrêter et demandent le remboursement de leur capital, le système qui est comme une pyramide inversée finit par s'écrouler. Les initiateurs fuient la région ou le pays et les souscripteurs qui ont pu retirer à temps leur capital et les intérêts sont les seuls à s'être enrichis. Les autres, en général, perdent leur mise. Le développement de ces structures fait que les ménages n'ont plus confiance en des structures de collecte de fonds et donc ne sont pas motivés à adhérer à des mutuelles de santé.

Malgré l'abondance de la littérature sur l'estimation de la demande de l'assurance maladie formelle des ménages, à notre connaissance, il existe très peu d'études qui aient pris en compte l'influence mutuelle de chaque type d'assurance sur la décision de souscrire à l'assurance maladie. En effet, les études existantes ont utilisé un modèle logit ou probit pour analyser la demande de l'assurance maladie. Or, ces modèles ne prennent pas en compte la proximité de nature qui peut exister entre plusieurs choix offerts à l'individu. Ils sont structurés de manière telle que l'individu arbitre entre deux choix a et b indépendamment des autres choix qui lui sont offerts. Cette thèse prend en compte cette insuffisance en estimant un modèle logit multinomial.

### 3.2 Modèles théoriques et spécification du modèle empirique de la demande de l'assurance maladie formelle

Cette partie est organisée en deux sous-parties. Dans sa première, elle présente les modèles théoriques utilisés dans l'analyse de la demande de l'assurance maladie et dans sa deuxième, elle spécifie le modèle empirique utilisé dans ce chapitre.

[18] Ce principe découle de la Pyramide de Ponzi qui est la première arnaque célèbre utilisant le système de la pyramide pour flouer les investisseurs. Elle a été mise en place par Charles Ponzi à Boston en 1920.

### 3.2.1 Les modèles théoriques de la demande de l'assurance maladie

Cette sous-partie a pour objectif d'exposer une sélection de modèles théoriques de la demande de l'assurance maladie à partir de la revue de littérature.

Au regard de la revue de littérature, deux modèles théoriques servent de base à l'analyse de la demande de l'assurance. Il s'agit de la théorie du consommateur et celle de l'utilité espérée. Les modèles présentés ici sont inspirés de la théorie de la demande d'assurance maladie développée par Nyman (2001). Notons que la théorie développée par Nyman (2001) indique que l'aléa moral naît principalement de l'effet de transfert de revenu. A cause de ce transfert, les individus qui deviennent malades consomment les soins médicaux plus qu'ils ne devraient en absence de l'assurance maladie. Ainsi donc, Nyman considère dans la fonction d'utilité du consommateur deux arguments à savoir les soins médicaux et le revenu consacré à l'achat des autres biens et services.

#### 3.2.1.1 Le modèle de Nyman (2001) à partir de la théorie du consommateur

L'analyse microéconomique traditionnelle considère que la consommation d'un bien ou d'un service résulte de la maximisation de l'utilité sous contrainte budgétaire. Ainsi, le consommateur rationnel maximise son utilité en fonction de la consommation des divers produits, en tenant compte des prix relatifs, de son revenu et de ses préférences. Suivant Nyman (2001), la fonction d'utilité du consommateur est fonction des soins médicaux ($M$) et du revenu consacré à l'achat des autres biens et services ($Y$). En faisant l'hypothèse que tous les consommateurs ont les mêmes dotations et les mêmes préférences, le problème de maximisation de l'utilité du consommateur s'écrit de la façon suivante.

*En absence de l'assurance maladie*, le programme du consommateur qui devient malade est :

$$\begin{cases} \max\ U^m(M,Y) \\ s.c\ \ Y^0 = M + Y \end{cases} \qquad (3.1)$$

où $U^m$ est l'utilité en cas de maladie et $Y^0$ est la dotation initiale du consommateur. Ici, le prix unitaire des soins médicaux est normalisé à 1 et la demande des soins en absence de l'assurance maladie est donc $M_0^d = M(1, Y^0)$.

Lorsque le consommateur achète une police d'assurance, il paie une prime $R$ qui réduit le prix unitaire des soins médicaux de 1 à $c$ et sa contrainte budgétaire devient, $Y^0 - R = cM + Y$ où $c$ est le ticket modérateur. Le consommateur résout, par conséquent le problème suivant :

$$\begin{cases} \max\ U^m(M,Y) \\ s.c\ \ Y^0 - R = cM + Y \end{cases} \tag{3.2}$$

La demande des soins en présence de l'assurance maladie s'écrit alors $M_1^d = M(c,R,Y^0)$ et la prime, supposée être actuariellement équitable, est $R = \pi(1-c)M_1^d$ où $\pi$ est la probabilité de tomber malade. On constate donc que la prime d'assurance dépend de la probabilité de tomber malade $\pi$. Ainsi, si la maladie est rare et que $\pi$ est faible alors la prime d'assurance sera faible. En conséquence, la probabilité de tomber malade ($\pi$) joue un rôle important dans la consommation des soins médicaux en présence de l'assurance maladie.

En remplaçant l'expression de la prime d'assurance $R = \pi(1-c)M_1^d$ dans la contrainte du programme (3.2), on obtient :

$$Y^0 - \pi(1-c)M_1^d = cM_1^d + Y_1 \tag{3.3}$$

Rappelons que $M_1^d$ et $Y_1$ sont respectivement la demande des soins médicaux et le revenu consacré à l'achat des autres biens et services en présence de l'assurance maladie. En ajoutant $(1-c)M_1^d$ des deux côtés de l'équation (3.3) et en effectuant les opérations on obtient :

$$Y^0 + (1-\pi)(1-c)M_1^d = M_1^d + Y_1 \tag{3.4}$$

En comparant la contrainte budgétaire (3.4) à la contrainte budgétaire du programme (3.1), on constate que les dépenses en présence de l'assurance maladie $(M_1^d + Y_1)$ sont supérieures aux dépenses en absence de l'assurance maladie $(M_0^d + Y^0)$ de $(1-c)(1-\pi)M_1^d$. Cette différence représente le transfert des revenus des consommateurs qui n'ont pas été malades aux individus devenus malades. Ce transfert est le revenu additionnel qui permet aux individus malades de consommer plus de soins médicaux et plus d'autres biens et services en présence de l'assurance maladie.

Par ailleurs, les auteurs (Taylor et Wilensky, 1983; Holmer, 1984; Farley et Wilensky, 1985; Manning et Marquis, 1996) ont montré que l'assurance maladie est considérée comme un bien normal, ce qui signifie que l'élasticité-revenu est supérieure à zéro. Par conséquent, les pauvres sont moins susceptibles d'être assurés, le revenu étant alors un déterminant important dans la demande de l'assurance maladie. L'augmentation des frais de soins de santé et la diminution de la prime d'assurance devraient contribuer à augmenter la demande d'assurance. Toutefois, en raison de l'incertitude concernant l'état de santé, le choix de l'assurance n'est pas seulement fait sur la base de l'utilité, mais aussi sur la base des attentes du consommateur en matière de l'état de santé (Cameron et *al*., 1988).

### 3.2.1.2 Le modèle de Nyman (2001) basée sur la théorie de l'utilité espérée

La théorie de l'utilité espérée a été développée par von Neumann et Morgenstern en 1994. Cette théorie suppose que l'individu rationnel qui maximise son utilité compare l'utilité espérée avec et sans assurance maladie, et choisit l'option qui maximise son bien-être sous une contrainte budgétaire. La théorie de l'utilité espérée part également du principe selon lequel les individus ayant une aversion au risque préfèrent un niveau certain d'utilité plutôt qu'un niveau incertain d'utilité. Le modèle généralement développé considère un consommateur ayant de l'aversion au risque qui dérive son utilité du revenu disponible $(Y)$ et du stock de santé $(H)$, *H* étant une fonction des soins médicaux ($M$). Mais, le modèle développé par Nyman (2001) considère un consommateur qui dérive son utilité des soins médicaux ($M$) et du revenu consacré à l'achat des autres biens et services ($Y$). Le consommateur est confronté à deux états de la nature, l'état de maladie ($m$) avec une probabilité $\pi$ et l'état de bonne santé ($h$) avec une probabilité $(1-\pi)$, où $0<\pi<1$. Avant donc de prendre la décision de souscrire à l'assurance maladie, le consommateur compare son utilité espérée sans assurance $(EU_s)$ à son utilité espérée en présence de l'assurance maladie $(EU_a)$.

***Utilité espérée sans assurance ($EU_s$) :***

$$\begin{aligned} EU_s &= \pi U^m\left(M^s, Y^s\right)+(1-\pi)U^h\left(0, Y^0\right) \\ &= \pi U^m\left(M^s, Y^0-M^s\right)+(1-\pi)U^h\left(0, Y^0\right) \end{aligned} \tag{3.5}$$

avec $M^s$ et $Y^s$ respectivement, la consommation des soins médicaux et le revenu disponible pour l'achat des autres biens et services en absence de l'assurance maladie. $Y^s = Y^0 - M^s$ où $Y^0$ est le revenu total disponible.

***Utilité espérée avec assurance ($EU_a$) :***

$$\begin{aligned} EU_a &= \pi U^m\left(M^a, Y^a\right) + (1-\pi)U^h\left[0, Y^0 - \pi(1-c)M^a\right] \\ &= \pi U^m\left[M^a, Y^0 + (1-\pi)(1-c)M^a - M^a\right] + (1-\pi)U^h\left[0, Y^0 - \pi(1-c)M^a\right] \\ &= \pi U^m\left[M^a, Y^0 - \pi(1-c)M^a + (1-c)M^a - M^a\right] + (1-\pi)U^h\left[0, Y^0 - \pi(1-c)M^a\right] \quad (3.6) \end{aligned}$$

Nous remarquons dans l'équation (3.6) que le revenu consacré aux autres biens et services, en cas de maladie, est égal à la dotation initiale ($Y^0$) moins la prime d'assurance $\left[\pi(1-c)M^a\right]$, plus le gain provenant de l'assurance $\left[(1-c)M^a\right]$ moins le revenu consacré à l'achat des soins médicaux. Rappelons que le transfert de revenu reçu du fait de l'assurance est égal à $\left[(1-\pi)(1-c)M^a\right]$, ce qui est obtenu en effectuant l'opération $\left[(1-c)M^a - \pi(1-c)M^a\right]$.

Le consommateur compare donc son utilité espérée avec l'assurance maladie à son utilité espérée sans assurance maladie et décide de souscrire à l'assurance maladie si $EU_a - EU_s > 0$. Ainsi, le consommateur va décider d'acheter volontairement une police d'assurance si son utilité espérée en présence de l'assurance maladie est supérieure à son utilité espérée en absence de cette dernière.

En conclusion, les deux modèles présentés ci-dessus permettent de montrer que le consommateur décide volontairement de souscrire à l'assurance maladie si son utilité (resp. l'utilité espérée) en présence de l'assurance maladie est supérieure à son utilité (resp. l'utilité espérée) en absence de l'assurance maladie. Cette comparaison est possible grâce aux transferts obtenus en cas de maladie. Notons qu'en cas d'assurance maladie obligatoire, la condition peut ne pas être remplie.

### 3.2.2 La spécification du modèle empirique de la demande de l'assurance

Nous proposons ici de spécifier le modèle empirique permettant d'analyser l'influence des différentes caractéristiques socio-économiques des ménages sur le choix de l'assurance maladie au regard de cinq alternatives : choix de l'assurance maladie publique, choix de l'assurance maladie employeur, choix de l'assurance maladie privée commerciale, choix de la mutuelle de santé et choix de n'avoir aucune assurance maladie. Nous cherchons ici à étudier la décision d'un individu face aux différentes alternatives non ordonnées ci-dessus énumérées. Ainsi, nous modélisons les comportements où l'individu doit faire un choix parmi un ensemble discret de choix possibles. Les modèles adaptés à un tel cas de figure sont appelés *modèles de*

*choix discret*. D'après Long (1997), les modèles de choix discret sont basés sur le principe de maximisation de l'utilité (principe sur lequel s'est basé Nyman (2001) pour développer ces deux modèles théoriques présentés ci-dessus). Ainsi, un individu rationnel va comparer les différents niveaux d'utilités associés aux différentes alternatives, puis opter pour celle qui maximise son utilité. Pour l'individu $i$, l'utilité associée à l'alternative $j$ est :

$$U_{ij} = X_{ij}^{'}\beta + \varepsilon_{ij}, \quad i = 1,2,.....,n \ et \ \ j = 1,2,.....J$$

Dans cette expression $X_{ij}$ est un vecteur de caractéristiques individuelles et des attributs des alternatives, $\beta$ est un vecteur de paramètres inconnus et $\varepsilon_{ij}$ est le terme d'erreur. La distribution du terme d'erreur définit le modèle d'estimation de la probabilité d'occurrence de l'alternative considérée. Si on considère un individu $i$ face à $J$ alternatives ( $J$ correspondant aux cinq alternatives ci-dessus énumérées), alors la probabilité de choisir la modalité $j$ est :

$$prob(Y_i = j) = prob(U_{ij} > U_{ik}) \qquad \text{avec} \quad k \neq j$$

Cela signifie que la probabilité qu'un individu $i$ choisisse une modalité $j$ dépend de l'utilité que lui procure cette alternative. Ainsi, l'individu $i$ choisira l'alternative $j$ si l'utilité que lui procure l'alternative $j$ est supérieure à l'utilité que lui procure chacune des autres alternatives.

Les modèles utilisés dans le cas classique d'un choix à deux modalités sont des modèles binaires probit ou logit. En présence d'une seule décision parmi plus de deux possibilités, sans ordre prédéfini, le modèle économétrique requis est un logit ou un probit multinomial selon la loi de distribution retenue sur les termes d'erreur (Long, 1997). Dans la pratique, les modèles multinomiaux les plus fréquemment utilisés pour les alternatives non-ordonnées sont les modèles logit (Long, 1997; Greene, 2012). Ainsi, nous avons opté pour le modèle logit multinomial. McFadden (1973) a montré que le modèle logit multinomial est opérationnel si et seulement si les termes d'erreurs $\varepsilon_{ij}$ sont indépendants et identiquement distribués selon une distribution à valeur extrême de type I, appelée aussi distribution de Gumbel, dont la fonction de densité est :

$$f(\varepsilon) = \exp[-\varepsilon - \exp(-\varepsilon)].$$

La forme fonctionnelle du logit multinomial est :

$$prob(Y_i = j) = \frac{\exp(X_i' \beta_j)}{\sum_{j=1}^{J} \exp(X_i' \beta_j)}, \quad j = 1, 2, ...., J \quad \text{avec} \quad J \text{ le nombre de modalités}$$

Le modèle *à priori* n'est pas identifié car une infinité de valeurs de $\beta_j$ conduisent à une même valeur de probabilité[19]. Il faut alors enlever l'indétermination en imposant aux paramètres une condition qui permet l'identification du modèle. Celle qui est retenue en règle générale est d'imposer la nullité de tous les paramètres relatifs à une alternative donnée, appelée *alternative de référence* (Long, 1997).

Considérant les cinq modalités (alternatives) $j$ exposées précédemment, notons :

- $j = 1$ si le ménage ne possède aucune assurance maladie ;
- $j = 2$ si le ménage est membre d'une mutuelle de santé ;
- $j = 3$ si le ménage possède l'assurance maladie publique ;
- $j = 4$ si le ménage possède l'assurance maladie employeur ;
- $j = 5$ si le ménage possède l'assurance maladie privée commerciale.

Parmi les 5 alternatives qui se présentent aux consommateurs dans le cas présent, nous avons choisi l'alternative 1 comme alternative de référence, car souscrire à un contrat d'assurance maladie permet de se prémunir contre le risque maladie et donc procure plus d'utilité, toutes choses égales par ailleurs. Nous estimons alors les probabilités des modalités 2, 3, 4 et 5 en référence à la modalité 1 et la condition d'identification du modèle est donc :

$\beta_{01} = \beta_{11} = \beta_{21} = ..... = \beta_{k1} = 0$ et le modèle s'écrit finalement :

$$p_{ij} = prob(Y_i = j|X) = \frac{\exp(X_i' \beta_{j|1})}{1 + \sum_{j=2}^{5} \exp(X_i' \beta_{j|1})} \quad \text{pour} \quad j = 2, 3, 4, 5$$

et la probabilité de la modalité de référence :

$$p_{i1} = prob(Y_i = 1|X) = \frac{1}{1 + \sum_{j=2}^{5} \exp(X_i' \beta_{j|1})},$$

[19] Pour la démonstration, confère Long (1997, page 153.)

avec $\sum_{j=1}^{5} P_{ij} = 1$, $X$ un vecteur de $k$ variables explicatives communes à l'ensemble des alternatives et $\beta_{j|1}$ le vecteur de paramètres estimés pour la modalité $j$ ($j = 2, 3, 4, 5$) par rapport à la modalité de référence 1, avec $\beta_{1|1} = 0$[20]. $\beta_{j|1}$ indique qu'à chaque variable explicative sont associés cinq paramètres mesurant l'effet de la variable sur la souscription à l'une des catégories de l'assurance maladie. La principale conséquence de la condition d'identification est que le modèle mesure l'effet d'une variable explicative non pas sur la probabilité de souscrire à une catégorie donnée, mais sur la probabilité de souscrire à la catégorie plutôt qu'à la catégorie de référence. Rappelons que notre catégorie de référence est la *non-possession de l'assurance maladie*. Ainsi, le modèle que nous estimons mesure l'effet d'une caractéristique socio-économique sur la probabilité de souscrire à une catégorie de l'assurance maladie plutôt qu'à la non-possession de l'assurance maladie.

Les coefficients estimés des modèles logistiques sont difficiles à interpréter. Pour une interprétation plus aisée, on présente le plus souvent les résultats sous la forme de « *odds ratio* » (OR) ou « *rapport de cotes* ». L'*OR* est l'exponentiel des coefficients estimés et permet d'observer comment une variable explicative modifie le rapport de la probabilité de l'événement étudié sur la probabilité de l'événement contraire ou de base. Dans un logit dichotomique, l'interprétation de l'*OR*[21] est plus facile car ce rapport renvoie à la probabilité d'occurrence de l'événement étudié sur la probabilité de l'événement contraire. Par contre, pour le modèle multinomial, l'analyse est plus complexe car les coefficients sont interprétés relativement à une catégorie prise en référence. Afin de permettre une interprétation aisée des coefficients du modèle multinomial, on peut transformer les coefficients du modèle en « *risques relatifs* » et calculer le « *ratio de risque relatif* » (rrr), qui correspond aux rapports de chaque probabilité relativement à la probabilité prise en référence (ici la modalité 1). Ce ratio de risque relatif mesure comment une variable modifie le rapport de la probabilité étudiée sur la probabilité de base. Selon que les variables sont continues, binaires ou polytomiques, les paramètres du modèle n'ont pas la même interprétation et on calcule les effets des variables sur les probabilités d'appartenance aux différentes catégories de manière différente.

[20] Pour plus de détails sur la spécification du modèle de probabilité multinomial, voir Long (1997) chapitre 6 ou Greene (2012) chapitre 18.
[21] Notons que *l'odd ratio* mesure le nombre de fois qu'on a plus de chance d'avoir l'événement étudié que son contraire.

### 3.3 Description et construction des variables du modèle

L'objectif de cette partie est de présenter les différentes variables utilisées dans ce chapitre. Il s'agit, d'une part de décrire la variable expliquée et d'autre part, d'identifier et de justifier le choix des variables explicatives retenues. Mais avant, précisons que les données utilisées ici proviennent de la quatrième édition de l'Enquête Démographie et de Santé du Bénin (EDSB-IV)[22], réalisée de décembre 2011 à mars 2012 par l'INSAE auprès de 18.000 ménages béninois.

#### 3.3.1 La variable expliquée du modèle

La variable expliquée du modèle est la possession de l'assurance maladie. Elle a cinq modalités à savoir : ne possède aucune assurance (HI_Abs), membre d'une mutuelle de santé (HI_Mut), possède l'assurance publique (HI_Pub), possède l'assurance employeur (HI_Emp) et possède l'assurance privée commerciale (HI_Pri). Les cinq modalités sont des *dummies*.

#### 3.3.2 Les variables explicatives du modèle

Pour parvenir à modéliser le comportement de la demande de l'assurance maladie au Bénin, il nous faut identifier les facteurs qui sont susceptibles d'influencer cette demande. A partir de la théorie de la demande de l'assurance maladie et des informations recueillies à travers la revue de littérature, il est possible de déceler des variables indépendantes pertinentes. Au Bénin, les chefs de ménage influencent l'utilisation des services de santé car ce sont eux qui prennent les décisions concernant la vie du ménage. Ainsi, la plupart des variables explicatives sont les caractéristiques socio-démographiques des chefs de ménage. Ces variables peuvent être regroupées en quatre catégories à savoir : les variables démographiques, les variables économiques, les variables environnementales et les variables culturelles.

***Les variables démographiques***

Les facteurs démographiques retenus sont : le nombre d'enfants de moins de cinq ans vivant dans le ménage, la taille du ménage, l'âge et le sexe du chef de ménage.

Le nombre d'enfants de moins de cinq ans vivant dans le ménage (Nbre_Enf5) et la taille du ménage peuvent influencer la demande de l'assurance maladie. En effet, les enfants

[22] Pour plus d'information sur la base EDS, veuillez-vous référer à la partie 1.3.2.1 du chapitre 1 de cette thèse.

sont plus vulnérables à la maladie et consomment plus les soins médicaux que les adultes. Ainsi, pour faire face aux dépenses de santé, les ménages ayant des enfants à bas âge peuvent souscrire à une assurance maladie. Selon Davidoff et Garrett (2001), le nombre d'enfants vivant dans le ménage influence la demande de l'assurance maladie publique (*Medicaid*) aux USA et n'a aucun effet sur l'assurance privée. Makoka et *al.* (2007) quant à eux ont trouvé que le nombre d'enfants dans le ménage influence la demande de l'assurance maladie privée au Malawi. De même, De Allegri, Kouyaté, et *al*. (2006) ont trouvé que le nombre d'enfants dans le ménage a un effet sur l'adhésion aux mutuelles de santé. Nous attendons de confirmer les résultats de ces auteurs. Nous estimons que la taille peut influencer la demande de l'assurance maladie, car au-delà de 8 personnes, une surprime doit être payée par le ménage avant qu'il ne bénéficie de l'assurance maladie.

La souscription à une assurance maladie émane d'une décision et la plupart des décisions sont prises par les chefs de ménages. Ainsi, nous estimons que l'âge (AgeCM) et le sexe (SexeCM) du chef de ménage peuvent influencer la demande de l'assurance maladie. La théorie économique postule que le stock initial de santé se déprécie lorsque l'âge augmente, induisant ainsi un investissement dans la santé y compris dans l'assurance maladie. De façon empirique, les auteurs (Davidoff et Garrett, 2001; Makoka et *al.*, 2007; Dong et *al.*, 2009; Nketiah-Amponsah, 2009; Bolhaar et *al.*, 2012) ont montré que l'âge et le sexe du chef de ménage influencent la demande de l'assurance maladie publique et privée ainsi que l'adhésion aux mutuelles de santé. Au Bénin, un ménage dont le chef a plus de 60 ans ne peut souscrire à l'assurance maladie privée ni bénéficier de l'assurance maladie publique. Nous avons regroupé l'âge du chef de ménage en 4 classes à savoir : 15 – 29, 30 – 49, 50 – 69 et 70 – 100. Ce regroupement est basé essentiellement sur les résultats de l'Analyse Factorielle des Correspondances Multiples (confère 3.4.1.2.1 suivant) et a été utilisé uniquement pour les statistiques descriptives. Lors de l'estimation du modèle logit multinomial, nous avons considéré l'âge sous sa forme continue.

***Les variables économiques***

Les variables économiques auxquelles nous nous sommes intéressés dans ce chapitre sont l'indice de richesse (In_Rich) et la situation professionnelle du chef de ménage (OccupCM) et de son épouse/époux (OccupConj). La base de données utilisée dans ce chapitre ne renseigne pas sur le revenu des ménages et nous estimons que l'indice de richesse est aussi un bon indicateur du niveau socio-économique des ménages. Le type d'emploi peut être un

facteur déterminant dans la souscription à l'assurance maladie au Bénin. En effet, les agents permanents de l'Etat sont couverts par l'assurance maladie publique et certaines entreprises offrent l'assurance à leurs employés. De même, avoir un emploi apparaît dans certaines études comme déterminant de la souscription à l'assurance maladie (Markowitz et *al.*, 1991; Davidoff et Garrett, 2001).

***Les variables environnementales***

Elles correspondent à celles qui ont un rapport direct avec la structure géographique du lieu d'habitation du ménage considéré. Ce sont la région et le milieu de résidence du ménage (Region et Milieu). Nous pensons que le fait de vivre dans un milieu urbain permet aux ménages d'avoir les informations sur l'importance de l'assurance maladie et les prédispose à acheter une police d'assurance. De même, certaines régions du Bénin sont plus développées que d'autres. Le Littoral, l'un des départements du Bénin, abrite la direction générale de toutes les compagnies privées d'assurance maladie, la plupart des institutions du pays, le Centre National Hospitalier et Universitaire (CNHU) Hubert Koutoukou MAGA (l'hôpital ayant le plus large plateau technique du Bénin). Les ménages de Cotonou et ceux des départements limitrophes (Atlantique et Ouémé) sont donc plus susceptibles de souscrire à un contrat d'assurance maladie.

***Les variables culturelles***

Il s'agit de la croyance des populations, de leur ethnie, leur niveau d'éducation et de leur situation matrimoniale. Ces variables visent à mesurer l'influence des variables culturelles sur la demande de l'assurance maladie.

La religion peut avoir une certaine influence sur le comportement des populations en matière de choix de participation à l'assurance maladie. En effet, certaines religions mettent en place des mécanismes de protection contre la maladie pour leurs membres. Au Bénin, plusieurs mutuelles sont mises en place par les religions. Selon Nketiah-Amponsah (2009) et Jütting (2003), être catholique influence la demande de l'assurance maladie. De la même manière, l'ethnie du chef de ménage peut influencer sa décision. De Allegri, Kouyaté, et *al.* (2006) ont trouvé que les ménages de certaines religions notamment les religions traditionnelles et d'une certaine ethnie n'ont pas adhéré aux mutuelles de santé parce qu'ils pensent que, *cotiser pour la maladie c'est attirer la maladie*.

Un autre facteur susceptible d'influencer la demande de l'assurance maladie est le niveau d'instruction du chef de ménage. Un chef de ménage analphabète peut refuser de souscrire ou d'adhérer à une mutuelle de santé qui exige de lui la compréhension des clauses du contrat ou de la compréhension du principe de mutualisation de risque. En effet, il n'est pas rare d'entendre les individus dire que, *si je souscris cette année et qu'aucun membre de mon ménage ne tombe malade, cela sera une perte pour moi*. Ceci est confirmé par les analyses de Dong et *al.* (2009) qui ont trouvé que les ménages rompent leur contrat d'adhésion à cause de l'absence ou du faible nombre d'épisodes de maladie au cours des trois derniers mois. A l'opposé, un chef de ménage ayant un niveau d'instruction peut avoir un raisonnement différent. Son niveau d'instruction va lui permettre d'avoir des informations susceptibles d'influencer son comportement de demande d'assurance. La variable niveau d'instruction influence significativement la demande de l'assurance selon les analyses de Bolhaar et *al.* (2012), de Nketiah-Amponsah (2009) et celles de Davidoff et Garrett (2001). Nous avons construit 4 *dummies* avec « aucun niveau » comme catégorie de référence.

La situation matrimoniale est également une variable culturelle susceptible d'influencer la demande de l'assurance maladie. Selon Harmon et Nolan (2001), les couples mariés achètent une police d'assurance pour protéger leurs enfants et ont tendance à être plus averses au risque de dépense de santé catastrophique. Ce résultat a été confirmé par Nketiah-Amponsah (2009) au Ghana. Nous avons construit 6 *dummies* avec « célibataire » comme catégorie de référence. En plus de ces variables culturelles, nous avons trois autres variables relatives à la culture du média. Ces variables sont : écoute la radio, regarde la télévision et lis le journal. Elles regroupent les modalités suivantes : au moins une fois par semaine, moins d'une fois par semaine et pas du tout. Les variables relatives à la culture du média peuvent influencer la demande de l'assurance maladie. En effet, le média est un important support de diffusion d'informations. A travers les médias, la population a accès à plusieurs types d'informations susceptibles d'influencer son comportement.

Aux différentes variables explicatives ci-dessus énumérées, nous ajoutons l'utilisation des services de santé (Use), la présence d'un malade dans le ménage (Mal) et une variable du côté de l'offre des services de santé : il s'agit de la distance qui sépare le ménage du centre de santé le plus proche. Nous estimons que l'utilisation des services de santé peut avoir un impact sur la demande de l'assurance maladie. La distance qui sépare le centre de santé le plus proche où le ménage assuré peut recevoir les soins de santé peut également influencer la demande de

l'assurance maladie. En effet, au Bénin, les compagnies d'assurance signent un contrat avec les prestataires des soins de santé et leurs clients doivent se rendre dans le centre de santé agréé par leur compagnie d'assurance pour y recevoir les soins. Ainsi, les soins reçus par un ménage assuré dans un centre de santé non agréé par sa compagnie ne sont pas couverts. Cela en est de même pour les mutuelles de santé. De Allegri, Kouyaté, et *al.* (2006) ont montré que la distance qui sépare le centre de santé le plus proche influence significativement l'adhésion aux mutuelles de santé au Burkina-Faso.

### 3.4 Présentation des résultats et discussion

Il a été question dans cette partie de présenter et de discuter les résultats des estimations économétriques relatifs aux déterminants de la demande de l'assurance maladie. Mais avant, nous avons analysé les données. Ceci nous a permis de différencier les caractéristiques des ménages qui ne bénéficient d'aucune forme d'assurance maladie de celles des ménages qui en bénéficient.

#### 3.4.1 Analyse des données

L'analyse des données a été faite à travers d'une part, les statistiques descriptives et d'autre part, à l'aide des techniques d'analyse exploratoire multidimensionnelle.

##### 3.4.1.1 Statistiques descriptives et interprétations

Dans cette sous-partie, nous avons analysé et interprété les caractéristiques démographiques et socio-économiques des ménages de notre échantillon.

Dans l'ensemble, la quasi-totalité des ménages enquêtés ne bénéficient pas de l'assurance maladie. En effet, seulement 2,03% des ménages sont couverts par au moins une catégorie d'assurance maladie et 38,39% de ces derniers résident à Cotonou. On constate une très grande disparité spatiale en ce qui concerne la couverture en assurance maladie car près de trois quarts des ménages assurés (74,49%) vivent dans les milieux urbains contre 25,51% seulement pour les milieux ruraux. Ce qui tend à confirmer que la souscription à l'assurance maladie est réservée à une certaine catégorie de ménages. Le tableau 3.1 ci-dessous donne la répartition des ménages par type d'assurance maladie et en fonction de certaines caractéristiques socio-démographiques.

Il ressort de ce tableau 3.1 que l'assurance maladie employeur apparaît comme la première catégorie de l'assurance (0,95%), suivi de l'assurance maladie publique (0,57%). Les mutuelles de santé et l'assurance maladie privée couvrent respectivement 0,51% et 0,32% des ménages de l'échantillon. On remarque que 74,78% 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 aux employés de certaines sociétés privées ou parapubliques. Notons également que 38,78% des ménages ayant l'assurance maladie publique sont couverts par l'un des autres types d'assurance.

Quatre ménages sur cinq (80,66%) sont dirigés par les hommes, et près d'un cinquième (19,44%) ont à leur tête une femme. Cette proportion des ménages dirigés par les femmes est plus élevée en milieu urbain qu'en milieu rural (23,24% contre 16,46%). La répartition des ménages en fonction du sexe du chef de ménage est relativement respectée, quel que soit le type de l'assurance maladie. Les statistiques concernant l'âge des chefs de ménage montrent que l'âge moyen s'établit à 44,01 ans et qu'il varie de 16 ans à 95 ans. De même, la structure par groupe d'âge des chefs de ménages indique que 68,19% des ménages sont dirigés par des individus ayant moins de 50 ans. Les chefs de ménage de plus de 70 ans représentent seulement 5,05% de la population de l'échantillon. La plupart des chefs de ménage interrogés sont mariés (56,16%) et 22,99% n'ont jamais été en union. On observe une variation au niveau de la souscription à l'assurance maladie selon l'âge et la situation matrimoniale du chef de ménage. Les ménages ayant à leur tête des divorcés ou des personnes dont l'âge est compris entre 15 et 29 ans sont principalement membres des mutuelles de santé. Quant aux autres tranches d'âge et aux autres situations matrimoniales, c'est l'assurance maladie employeur qui prédomine.

Il est important de remarquer que les ménages dirigés par les personnes ayant plus de 70 ans ne possèdent pas d'assurance maladie privée. Ceci est en conformité avec les exigences des compagnies d'assurance privée commerciale. En effet, les familles dans lesquelles le père ou la mère a plus de 60 ans ne peuvent pas souscrire à l'assurance maladie privée.

Le niveau d'instruction d'une population est un élément important qui influence plusieurs variables socio-économiques. Il est un déterminant important du comportement de la demande de tous les autres biens en particulier la demande de l'assurance maladie, du comportement en matière de la santé ainsi que des comportements en matière d'hygiène et de nutrition, toutes choses susceptibles d'influencer l'utilisation des services de santé. Quatre

niveaux d'instruction ont été distingués lors de l'Enquête Démographique et de Santé : aucun, primaire, secondaire et supérieur. Les résultats présentés dans le tableau 3.1 ci-dessous montrent que la majorité des chefs de ménage (62,6%) n'ont aucun niveau d'instruction, 16,61% ont le niveau primaire, 19,37% ont le niveau secondaire et seulement 1,4% ont atteint le niveau supérieur. Il découle également du tableau 3.1 que la possession de l'assurance maladie est prédominante dans les ménages dirigés par des chefs ayant atteint le niveau supérieur. Le taux de la non-couverture en assurance maladie diminue progressivement lorsqu'on passe des ménages dirigés par les individus n'ayant aucun niveau d'instruction aux ménages dont le chef a atteint le niveau supérieur. Près d'un quart (24,07%) des ménages ayant à leur tête des individus qui ont atteint le niveau supérieur possèdent de l'assurance maladie contre 0,79% pour les ménages dont le chef n'a aucun niveau d'instruction.

En ce qui concerne la situation professionnelle des chefs de ménage, il ressort du tableau 3.1 que l'agriculture est la principale activité des chefs de ménages. En effet, 37,66% des chefs de ménage sont des agriculteurs, 14,52% sont des ouvriers, 13,19% sont occupés dans les activités de ventes et de services, 8,34% occupent un emploi de cadre/technicien/direction, 1,95% occupent des fonctions dans les clergés et seulement 0,69% des chefs de ménages sont sans emploi. Ce taux de chômage peut paraître surprenant, cependant il peut s'expliquer par deux raisons. La première concerne le taux de non-réponse qui est de 23,65% et qui peut biaiser les informations relatives à la situation professionnelle. La deuxième raison concerne la définition du chômeur considérée dans l'enquête. Selon le manuel de l'enquêteur, sont considérés comme chômeurs, ceux qui n'ont exercé aucune activité durant les 12 derniers mois avant l'enquête (ICF International, 2012). Comme on peut s'attendre, ce sont principalement les cadres et techniciens de direction et les fonctionnaires des clergés qui sont plus couverts par l'assurance maladie.

**<u>Tableau 3.1</u> : Pourcentage de ménages par type d'assurance maladie et selon certaines caractéristiques socio-démographiques**

| Caractéristiques socio-démographiques des ménages | Assurance maladie privée | Assurance maladie publique | Assurance maladie employeur | Mutuelle de santé | Aucune assurance maladie | Ensemble (a) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **Assurance maladie** | | | | | | |
| Assurance maladie privée | **0,32** | 4,08 | 4,91 | 0,00 | 99,64 | 0,32 |
| Assurance maladie publique | 7,27 | **0,57** | 12,88 | 14,94 | 99,42 | 0,57 |
| Assurance maladie employeur | 14,55 | 21,43 | **0,95** | 20,69 | 99,49 | 0,95 |
| Mutuelle de santé | 0,00 | 13,27 | 11,04 | **0,51** | 99,05 | 0,51 |
| Aucune assurance maladie | 99,68 | 99,43 | 99,05 | 99,49 | **97,97** | 97,97 |
| **Sexe du Chef de Ménage (CM)** | | | | | | |
| Femme | 20,00 | 14,29 | 10,43 | 22,99 | 19,39 | 19,34 |
| Masculin | 80,00 | 85,71 | 89,57 | 77,01 | 80,61 | 80,66 |
| **Age du Chef de Ménage (CM)** | | | | | | |
| 15 - 29 | 0,00 | 0,35 | 0,46 | 0,91 | 98,33 | 11,51 |
| 30 - 49 | 0,40 | 0,53 | 0,92 | 0,50 | 98,00 | 56,68 |
| 50 - 69 | 0,35 | 0,74 | 1,24 | 0,41 | 97,65 | 26,76 |
| 70 - 100 | 0,00 | 0,58 | 0,81 | 0,12 | 98,50 | 5,05 |
| **Situation matrimoniale du CM** | | | | | | |
| Célibataire | 0,41 | 0,84 | 1,34 | 0,61 | 97,29 | 22,99 |
| Marié | 0,35 | 0,53 | 0,90 | 0,48 | 98,01 | 56,16 |
| Vit avec un partenaire | 0,07 | 0,41 | 0,75 | 0,45 | 98,62 | 15,58 |
| Veuf (ve) | 0,00 | 0,00 | 0,65 | 0,00 | 99,35 | 1,80 |
| Divorcé / Séparé | 0,50 | 0,50 | 0,17 | 0,84 | 97,99 | 3,47 |
| **Niveau d'instruction du CM** | | | | | | |
| Aucun | 0,05 | 0,28 | 0,29 | 0,32 | 99,21 | 62,62 |
| Primaire | 0,21 | 0,49 | 0,70 | 0,32 | 98,50 | 16,61 |
| Secondaire | 0,96 | 1,08 | 2,52 | 1,17 | 95,07 | 19,37 |
| Supérieur | 4,98 | 7,47 | 11,62 | 2,07 | 75,93 | 1,40 |
| **Occupation du CM** | | | | | | |
| Chômeurs | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 100 | 0,69 |
| Cadre/Technicien/Direction | 1,61 | 2,23 | 3,84 | 1,40 | 92,03 | 8,34 |
| Fonctionnaires de clergé | 1,79 | 2,99 | 3,88 | 0,90 | 91,34 | 1,95 |
| Ventes et services | 0,18 | 0,22 | 0,53 | 0,22 | 98,94 | 13,19 |
| Agriculteurs | 0,00 | 0,06 | 0,11 | 0,26 | 99,57 | 37,66 |
| Ouvriers | 0,20 | 0,52 | 0,76 | 0,72 | 98,20 | 14,52 |
| Manquant | 0,42 | 0,84 | 1,38 | 0,59 | 97,24 | 23,65 |
| **Milieu de résidence** | | | | | | |
| Urbain | 0,67 | 0,88 | 1,84 | 0,78 | 96,43 | 42,42 |
| Rural | 0,06 | 0,34 | 0,29 | 0,30 | 99,05 | 57,58 |
| **Indice de richesse** | | | | | | |
| Les plus pauvres | 0,00 | 0,03 | 0,15 | 0,37 | 99,57 | 18,83 |
| Les pauvres | 0,00 | 0,09 | 0,06 | 0,12 | 99,73 | 19,60 |
| La classe moyenne | 0,00 | 0,28 | 0,28 | 0,31 | 99,14 | 20,84 |
| Les riches | 0,19 | 0,58 | 0,69 | 0,30 | 98,49 | 21,23 |
| Les plus riches | 1,43 | 1,88 | 3,61 | 1,46 | 92,84 | 19,51 |

*Source* : Auteur, à partir des données d'EDSB 2011 – 2012. La taille totale de l'échantillon (n) est de 17.181. (a) représente le pourcentage de la modalité dans l'échantillon.

Le tableau 3.1 ci-dessus montre également que près de trois ménages sur sept (42,4%) vivent en milieu urbain. Et donc la majorité des béninois vivent en milieu rural. Quel que soit le type de l'assurance maladie, les ménages assurés se trouvent majoritairement dans le milieu urbain. Parmi les ménages assurés, ce sont ceux qui possèdent l'assurance maladie privée et l'assurance maladie employeur qui vivent principalement dans le milieu urbain. Ainsi, 89,09% et 82,52% des ménages qui ont respectivement l'assurance maladie privée et l'assurance maladie employeur vivent dans les milieux urbains du Bénin. Conformément à la pratique courante selon laquelle les ménages ruraux sont plus solidaires que ceux urbains, on devrait s'attendre à ce que les mutuelles soient plus développées dans les milieux ruraux. Qu'il y ait donc plus de membres des mutuelles de santé dans les milieux urbains (65,52%) que ruraux (34,48%) est inattendu. Mais cela peut s'expliquer par le fait que les mutuelles de santé ont émergé pour étendre la protection contre le risque maladie aux travailleurs du secteur informel et que ce dernier est très développé dans les milieux urbains.

Comme on peut le constater dans le tableau 3.1, l'échantillon semble être équilibré en indice de richesse. En effet, les ménages les plus pauvres représentent 18,83% contre 19,51% pour les ménages les plus riches, les ménages pauvres représentent 19,60% contre 21,23% pour les ménages riches et la classe moyenne représente 20,84% de l'échantillon. Comme on l'aurait pu penser, ce sont les ménages les plus riches qui possèdent plus de l'assurance maladie, quel que soit le type. Par ailleurs, les résultats concernant la taille du ménage montrent qu'en moyenne 6,68 personnes vivent dans les ménages et que cela varie de 6,35 en milieu urbain à 6,92 en milieu rural. Il faut noter que 28,26% des ménages ont connu au moins un cas de maladie dans les deux semaines précédant l'enquête.

Dans la sous-partie suivante, nous complétons les analyses descriptives par l'analyse exploratoire multidimensionnelle qui, selon Kuentz-Simonet et *al.* (2012), permet d'extraire à partir d'un ensemble de données de nombreuses informations synthétiques.

#### 3.4.1.2 Analyse exploratoire multidimensionnelle

Les méthodes d'analyse exploratoire multidimensionnelle, qui permettent de décrire et d'explorer les données statistiques, se décomposent généralement en deux principales branches à savoir : les méthodes d'analyse factorielle et les méthodes de classification et de typologie. Les méthodes d'analyse factorielle les plus utilisées sont : l'analyse en composantes principales et les analyses factorielles des correspondances simples et multiples. L'Analyse Factorielle des

Correspondances Multiples (AFCM) est particulièrement adaptée à la description des données d'enquêtes socio-économiques et permet d'étudier les associations entre plusieurs variables qualitatives (Lebart et *al.*, 1998; Cahuzac et Bontemps, 2008). Elle est donc utilisée pour décrire les caractéristiques socio-économiques des ménages de notre base de données. Les techniques de classification et de typologie, quant à elles, permettent de regrouper les individus les plus proches pour former des classes homogènes. Ces classes sont formées pour que, lorsqu'on passe d'une classe à une autre, on passe d'une catégorie particulière de ménages à une catégorie différente. Les méthodes d'analyse factorielle et de classification sont très complémentaires et sont utilisées conjointement pour étudier un même problème (Lebart et *al.*, 1998; Cahuzac et Bontemps, 2008). Ces deux méthodes sont utilisées pour explorer les déterminants de la demande de l'assurance maladie au Bénin.

#### 3.4.1.2.1 Analyse factorielle des correspondances multiples

Pour l'exploration des déterminants de la demande de l'assurance maladie au Bénin, nous effectuons une Analyse Factorielle des Correspondances Multiples (AFCM) sur toutes les variables. Parmi celles-ci, on distingue les variables actives, qui constituent les seuls éléments utilisés pour comparer les ménages entre eux, des autres variables, appelées variables illustratives ou complémentaires, qui servent à illustrer, compléter ou suggérer des explications pour les similitudes et les différences observées entre les ménages. La liste des variables actives et illustratives utilisées pour évaluer la similitude entre les ménages apparaît dans le tableau A.2.5 de l'annexe 2. Tous les ménages sont conservés pour l'analyse. Pour rendre l'analyse plus robuste, nous avons choisi de ventiler les modalités dont les effectifs sont inférieurs à 2% de l'effectif total de l'échantillon. Ces modalités ne sont pas abandonnées pour autant, les réponses leur appartenant sont réparties aléatoirement entre les autres modalités de la variable (Guide SPAD, 2001).

La technique de l'analyse factorielle des correspondances multiples se fonde sur la recherche des axes factoriels. Le nombre d'axes factoriels dépend du nombre de valeurs propres non nulles représentant l'inertie associée à la formation de chaque axe. Le nombre de valeurs propres non-nulles est obtenu par la différence entre le nombre de modalités actif ( $K$ ) et le nombre de variables actives ( $Q$ ) retenues dans l'analyse ; soit $K - Q = 87$ [23].

[23] Après ventilation, $K = 117$ et $Q = 30$.

L'histogramme des 87 valeurs propres figurant en annexe 2 (Figure A.2.1) montre que la décroissance des valeurs propres n'est pas régulière. Comme le propose Benzécri (1973), on peut discriminer en ne conservant que les valeurs propres qui sont supérieures à la valeur propre moyenne (0,033[24]). Ce qui devrait nous conduire à conserver les 33 premières valeurs propres. Mais l'analyse de l'histogramme fait apparaître une différence d'inertie importante entre la 3ième et la 4ième valeur propre, ce qui nous amène donc à axer notre analyse sur les 3 premiers axes. Ces 3 premiers axes factoriels expliquent 13,73% de l'inertie totale. Cette faible part de variance expliquée par les inerties sur les premiers axes est une caractéristique de l'analyse factorielle des correspondances multiples (qui donne généralement des mesures pessimistes de l'information extraite). Comme le propose Cahuzac et Bontemps (2008) nous considérons pour l'interprétation d'un axe, uniquement les modalités dont la contribution est supérieure à la contribution moyenne (ici 0,854%[25]).

**Interprétation du premier axe factoriel**

Le premier axe factoriel explique 6,71% de l'information totale relative aux caractéristiques des ménages. Sur cet axe, les variables Indice de richesse, Type de toilette, Regarde la télévision et le Niveau d'éducation du chef de ménage sont fortement mises en évidence. Toutefois les modalités suivantes contribuent également à la formation de l'axe 1. Il s'agit de : Féminin (1,035), Aucun (2,690), Secondaire (4,774), Conjoint-Agriculteur (1,881), Chef de Ménage-Agriculteur (4,806), Moyens financiers ne sont pas un grand problème (1,039), Distance est un grand problème (1,191), Distance n'est pas un grand problème (0,960), Ecoute la radio au moins une fois par semaine (1,438), N'écoute pas la radio (1,454), Regarde la télévision au moins une fois par semaine (5,165), Ne regarde pas la télévision (3,143), Lis le journal au moins une fois par semaine (2,630), Lis le journal moins d'une fois par semaine (1,229), Eau de puits/forage (0,944), Eau de robinet (4,178), Alibori (0,904), Atacora (1,166), Littoral (4,366), Rural (2,075), Urbain (2,817), Les pauvres (1,257), Les plus pauvres (2,506), Les plus riches (5,983), Mari/partenaire (1,177), Chasse d'eau/chasse manuelle (2,462), Fosse/latrines (2,948), Pas de toilettes/nature (3,500), Catholique (1,579), Marié (1,180), Célibataire (3,754), Bétamaribé (0,933), Fon et apparentés (0,883) et zéro enfant de moins de

[24] Valeur propre moyenne $\lambda_m = \frac{1}{Q}$ avec Q, le nombre de variables actives retenues dans l'analyse.

[25] Contribution moyenne $Cm = \frac{1}{K} \times 100$

cinq ans (1,264). Ainsi, les modalités à considérer pour l'interprétation de l'axe 1 sont au nombre de 34 et représentent à elles seules 79,33% de l'inertie de cet axe.

Après la prise en compte des coordonnées des modalités, de leurs contributions à la formation de l'axe et des valeurs tests, on remarque que le premier axe factoriel oppose les ménages les plus riches ayant souscrit à l'assurance maladie et qui possèdent les toilettes de type chasse d'eau/chasse manuelle et des fosses/latrines, dont le chef de ménage a un niveau secondaire et ayant accès aux médias aux ménages pauvres n'ayant pas l'assurance maladie et qui ne possèdent pas de toilette, dont le chef de ménage n'a aucun niveau d'éducation et n'a pas accès aux médias. Cet axe oppose également, les ménages vivant dans le milieu urbain, résidant essentiellement dans le département du Littoral, utilisant l'eau de robinet et pour qui la distance qui sépare le centre de santé le plus proche n'est pas un grand problème aux ménages vivant dans le milieu rural, résidant principalement dans le département de l'Atacora, utilisant l'eau de puits/forage et pour qui la distance pour se rendre au centre de santé le plus proche est un grand problème. Par ailleurs, les ménages les plus riches sont les ménages ayant zéro enfant de moins de cinq ans, pour qui les moyens financiers pour aller aux soins ne sont pas un grand problème et qui sont de la religion catholique. Les ménages pauvres quant à eux sont des ménages dont le chef de ménage et son conjoint(e) sont des agriculteurs et dans lesquels la décision pour aller aux soins est prise par le mari ou le partenaire.

**Interprétation du deuxième axe factoriel**

Le deuxième axe factoriel explique 3,86% de l'information totale relative aux caractéristiques des ménages. Les modalités à considérer pour l'interprétation du 2$^{ième}$ axe sont : Ont utilisé (2,149), Secondaire (1,949), Conjoint chômeurs (4,071), Conjoint vendeurs (1,861), Conjoint fournit les services (1,334), Chef de Ménage professionnel/technicien (1,731), Chef de Ménage fournit les services (1,981), Chef de Ménage ouvrier qualifié (3,182), Alibori (0,888), Atacora (1,774), Enquêté et le mari/partenaire (3,641), Automédication (1,077), Présence de paludisme dans le ménage (1,632), Présence de malade dans le ménage (1,283), Entre 15 – 25 ans (0,994), Entre 50 – 69 ans (2,318), Islam (1,401), Vit avec un partenaire (1,317), Marié (2,575), Célibataire (11,138), Bariba (1,104), Bétamaribé (1,461), Fon et apparentés (1,721), zéro enfant de moins de cinq ans (1,392) et Plus de 9 personnes dans le ménage (1,140). Ces 25 modalités contribuent à elles seules à hauteur de 55,13% à la formation de l'axe 2 en mettant en évidence les variables occupation du chef de ménage et de son conjoint, la personne qui décide et la situation matrimoniale.

Après l'analyse des coordonnées des modalités, de leurs contributions à la formation de l'axe et des valeurs tests, on constate que cet axe factoriel distingue les ménages dirigés par le chef de ménage marié ou en union, âgé de 15 à 29 ans et qui ont une occupation aux ménages dont le chef de ménage vieux (entre 50 et 69 ans) n'est plus en union et ne travaillent plus. Cet axe oppose également, les ménages *Fon et apparentés* aux ménages *Bétamaribé* qui ont plus de 9 personnes en charge. Par ailleurs, les ménages utilisant les services de santé et pratiquant l'automédication sont ceux dans lesquels il y a eu présence de malade qui ait souffert du paludisme.

Dans l'ensemble le plan factoriel formé par les axes 1 et 2 présente 10,57% de l'inertie totale. L'analyse de ce plan nous permet de distinguer deux groupes de ménages. Le groupe des ménages riches qui ont souscrit à une assurance maladie, qui vivent dans le milieu urbain et dont le chef de ménage ou son conjoint a une occupation et le groupe des ménages pauvres vivant dans le milieu rural qui n'ont aucune assurance maladie et dont les chefs de ménage n'ont aucun niveau d'éducation et sont essentiellement des agriculteurs. La représentation graphique des ménages dans le plan formé par les axes 1 et 2, en fonction de leurs caractéristiques, se trouve à l'annexe 2, figure A.2.2.

**Interprétation du troisième axe factoriel**

Le troisième axe factoriel explique 3,17% de l'information totale relative aux caractéristiques des ménages. Les variables Région, Religion et Ethnie du chef de ménage sont fortement mises en relation sur cet axe. Les modalités considérées ici sont au nombre de 30 à savoir : Féminin (2,123), Moyens financiers ne sont pas un grand problème (0,858), Regarde la télévision au moins une fois par semaine (0,854), Eau de robinet (1,214), Alibori (4,992), Borgou (4,644), Couffo (2,700), Donga (3,262), Littoral (1,724), Mono (2,446), Zou (1,734), Rural (1,692), Urbain (2,297), Les plus riches (2,556), Chasse eau/chasse manuelle (0,957), Traite l'eau (1,013), Ajoute de l'eau de Javel (1,294), Célestes (2,232), Islam (13,242), Vodoun (3,919), Vit avec un partenaire (1,124), Marié (1,942), Célibataires (1,112), Adja (4,115), Bariba (5,307), Dendi (3,871), Fon et apparentés (1,843), Peulh (2,826), Yoa (2,330) et Plus de 9 personnes dans le ménage (1,216).

Après la prise en compte des coordonnées des modalités, de leurs contributions à la formation de l'axe et des valeurs tests, on remarque que le troisième axe factoriel oppose les ménages des régions du Centre et du Sud-Ouest aux ménages du Nord du Bénin. De façon

spécifique, l'axe 3 distingue les ménages des départements du Mono, du Couffo et du Zou, d'ethnies Adja et Fon et apparentés qui, pour la plupart sont dirigés par les femmes et qui pratiquent la religion du Christianisme et le Vodoun aux ménages des départements du Borgou, de l'Alibori et de la Donga, d'ethnies Bariba, Dendi, Peulhs et Yoa de religion Islam et qui traitent l'eau en ajoutant de l'eau de Javel.

Le plan factoriel constitué par l'axe 1 et l'axe 3 représente 9,88% de l'inertie totale. Ce plan distingue les ménages des milieux urbains des régions du Nord des ménages ruraux des régions du Centre et du Sud-Ouest. La représentation graphique des ménages dans le plan formé par ces axes factoriels, en fonction de leurs caractéristiques, se trouve à l'annexe 2, figure A.2.3.

#### 3.4.1.2.2 Classification et typologie

Les techniques de classification et de typologie font partie de la statistique exploratoire multidimensionnelle. Elles sont destinées à produire des groupements d'objets ou d'individus décrits par un certain nombre de variables ou de caractères. Ces méthodes ont pour objectif de créer des sous-groupes les plus homogènes possibles de l'ensemble des objets ou des individus. Ainsi, selon Kuentz-Simonet et *al.* (2012) la classification des observations permet de construire des classes d'individus de telle sorte que deux individus d'une même classe soient le plus ressemblants possible et que deux individus de classes distinctes soient le plus différents possible. La formation de ces classes homogènes permet ainsi de dégager des profils-types dont la description résume l'essentiel de l'information contenue dans les données. On distingue deux grandes catégories de méthodes de classification. La première catégorie comprend les techniques de classification descendante et de classification ascendante hiérarchique. Les techniques de classification descendante permettent de prendre en compte un nombre important de variables afin de réaliser des divisions systématiques de l'échantillon étudié sur des critères de variance (Cahuzac et Bontemps, 2008). Les techniques de classification ascendante quant à elles, procèdent à l'agrégation progressive des individus suivant leur ressemblance, mesurée à l'aide d'un indice de similarité ou de dissimilitude. Dans la pratique, ce sont les techniques de classification ascendante hiérarchique qui sont plus utilisées. La deuxième catégorie regroupe les méthodes connues sous le nom de *nuées dynamiques*. Ce sont des techniques de partitionnement efficace qui permettent de générer une partition en un certain nombre de classes sans passer par une hiérarchie emboîtée. Leur principe consiste à réaliser des permutations successives d'unités élémentaires de façon à minimiser les différences *intra-classes* et à maximiser les différences *interclasses*. La méthode de *classification autour de centres mobiles*

est un cas particulier des méthodes de type *nuées dynamiques* et est la plus utilisée. Elle consiste à faire des regroupements par recherche directe d'une partition en affectant les individus à des centres provisoires de classes, puis en recentrant ces classes et en affectant de façon itérative ces individus (Lebart et *al.*, 1998).

La méthode d'agrégation autour des centres mobiles offre des avantages puisqu'elle permet d'obtenir une partition sur un volume important de données. Cependant, elle présente l'inconvénient de produire des partitions dépendant des premiers centres choisis et celui de fixer à priori le nombre de classes. A l'inverse, la classification hiérarchique est une méthode que l'on qualifie de « déterministe » puisqu'elle donne toujours les mêmes résultats à partir des mêmes données. Cette méthode utilise des algorithmes qui donnent des indications sur le nombre de classes à retenir mais elle est mal adaptée aux ensembles volumineux de données (Lebart *et al.*, 1998; Guide SPAD, 2001). L'utilisation conjointe de ces deux méthodes permet de consolider la partition et d'obtenir une partition optimale. La combinaison de la méthode de classification ascendante hiérarchique et de la méthode d'agrégation autour des centres mobiles est appelée *classification mixte* et est utilisée dans ce chapitre pour regrouper les ménages de notre base de données. Elle procède en trois étapes et nous nous sommes inspirés de Lebart et *al.* (1998) pour leur présentation.

**Première étape : *Partitionnement préliminaire***

Cette première étape consiste à obtenir une partition de l'ensemble des individus en k classes homogènes, où k est largement plus élevé que le nombre réel de classes désiré, et largement plus petit que le nombre total d'individus à classer. Il s'agit du partitionnement préliminaire et pour sa réalisation on utilise l'algorithme d'agrégation autour de centres mobiles (ou nuées dynamiques). Cette méthode augmente l'inertie entre les classes à chaque itération et produit une partition en un nombre de classes fixées au préalable. Ce nombre dépend du choix initial des centres qui sont tirés au hasard ou choisis par l'utilisateur. Notons que l'optimum n'est pas atteint et que la partition obtenue peut être améliorée à partir des groupes stables. Ces groupes d'individus qui apparaissent toujours dans les mêmes classes seront les éléments de base de l'étape suivante.

**Deuxième étape : *Agrégation hiérarchique des classes obtenues***

La seconde étape vise à effectuer une classification ascendante hiérarchique où les éléments terminaux de l'arbre sont les k classes de la partition préliminaire. Certains de ces

groupements peuvent être proches les uns des autres. Ils correspondent à un groupe « réel » qui aurait été coupé artificiellement par l'étape précédente. L'étape précédente crée, en général, plusieurs petits groupes ne contenant parfois qu'un seul élément. L'objectif de l'étape d'agrégation hiérarchique est de reconstituer les classes qui ont été fragmentées et d'agréger des éléments apparemment dispersés autour de leur centre d'origine. L'arbre est construit en utilisant le critère de Ward qui tient compte des masses au moment des choix des éléments à agréger.

**Troisième étape :** ***Partition finale et consolidation***

La partition finale de la population est définie par coupure de l'arbre de classification ascendante hiérarchique. L'homogénéité des classes obtenues peut être optimisée par réaffectations par la technique des centres mobiles.

La classification des ménages de notre base de données a été faite en suivant ces trois étapes et en adoptant deux partitions de dix classes chacune.

De l'analyse des résultats obtenus, on remarque qu'au niveau de la première partition, les classes 1 et 5 et au niveau de la deuxième partition, les classes 4, 7 et 8 ont des effectifs faibles comparativement à la répartition obtenue dans les autres classes. De plus, le cloisonnement de ces deux partitions nous permet d'obtenir 62 classes stables non vides. Ainsi, à partir du partitionnement préliminaire et suivant les différentes caractéristiques (c'est-à-dire les informations apportées par les différentes variables) retenues, les ménages de notre base devront être regroupés en 62 classes. Ces classes seront ensuite agrégées au cours de la deuxième étape du processus de la classification mixte.

L'examen de l'histogramme des indices de niveau (Fig. A.2.4) et de l'arbre de classification (dendrogramme, Fig. A.2.5) révèle qu'un premier saut important est visible entre le premier et le deuxième niveau, un deuxième saut important apparaît entre le sixième et le septième niveau et un troisième saut important entre le septième et le huitième niveau. Ce constat nous suggère de considérer pour la classification des ménages, 2, 7 ou 8 classes. Afin de retenir le nombre de classes à considérer dans cette analyse, nous avons calculé les inerties interclasses. Ces inerties sont présentées dans le tableau 3.2. Ce tableau montre que la typologie en 8 classes maximise les inerties interclasses et donc se basant sur le critère de Ward qui consiste à minimiser les inerties intra-classes et à maximiser celles interclasses, nous avons opté la typologie en 8 classes.

**Tableau 3.2 : Le pourcentage des inerties interclasses**

| | Typologie | | |
|---|---|---|---|
| | **2 Classes** | **7 classes** | **8 classes** |
| **Inerties interclasses[26]** | 0,1415 | 0,3995 | 0,4226 |

*Source* : Auteur, à partir des données de EDSB 2011 – 2012.

Le tableau 3.3 suivant montre que les 8 classes sont de tailles sensiblement différentes. Les effectifs des ménages qui les composent varient de 3,67% (classe 4) à 20,14% (classe 1). D'après les carrés des distances à l'origine, la classe 4 est la plus *atypique*, car son carré des distances à l'origine est le plus élevé (1,69). Elle contient donc des ménages dont les caractéristiques sont très différentes du *ménage moyen* de l'échantillon, tandis que les classes 1 et 2 (ayant des carrés des distances à l'origine les plus faibles) sont celles contenant les ménages les plus proches de ce *ménage moyen*.

**Tableau 3.3 : Résumé des informations des 8 classes de ménages**

| Classe | Effectifs | Pourcentage | Carré des distances à l'origine |
|---|---|---|---|
| 1 | 3461 | 20.14 | 0.03 |
| 2 | 2432 | 14.16 | 0.05 |
| 3 | 1634 | 9.51 | 0.20 |
| 4 | 630 | 3.67 | 1.69 |
| 5 | 1034 | 6.02 | 0.58 |
| 6 | 2747 | 15.99 | 0.17 |
| 7 | 2934 | 17.08 | 0.18 |
| 8 | 2309 | 13.44 | 0.30 |
| **Total** | **17181** | 100 | |

*Source* : Auteur, à partir des données de EDSB 2011 – 2012.

Après réaffectation des ménages par la technique des centres mobiles, on obtient la caractérisation de chacune des 8 classes comme ci-dessous.

**Interprétation de la première classe :** la première classe regroupe 18,86% des ménages de notre échantillon. Elle est caractérisée par une surreprésentation des ménages qui n'ont pas l'assurance maladie (98,98%), qui ne traitent pas l'eau (97,41%) ni ne lisent pas du tout les journaux (94,45%) et qui sont de l'ethnie *Fon et apparentés* (87,60%). La première classe est définie donc par les ménages *Fon et apparentés*, qui ne possèdent pas l'assurance maladie, qui

[26] Les pourcentages contenus dans le tableau sont des inerties interclasses après la consolidation, c'est-à-dire pour le calcul de ces inerties, les ménages qui n'ont pas été initialement classés ont été pris en compte.

vivent dans les milieux ruraux des départements de l'Atlantique, de l'Ouémé et du Zou. Environ trois quarts (74,73%) de ces ménages sont mariés et 78,90% ont à leur tête des hommes dont 61,37% sont âgés de 30 à 49 ans et 66,99% n'ont aucun niveau d'éducation. De plus, 65,50% des ménages de cette classe n'ont pas utilisé les services de santé et pour respectivement 64,18% et 70,66% de ces ménages, la distance qui les sépare du centre de santé le plus proche et la permission pour se rendre à l'hôpital ne sont pas de grands problèmes. On en déduit donc que les ménages *Fon et apparentés* des milieux ruraux des départements de l'Atlantique, de l'Ouémé et du Zou sont semblables au regard des caractéristiques considérées dans la construction de cette classe.

**Interprétation de la deuxième classe :** la deuxième classe représente 13,75% des ménages de notre étude. Cette classe regroupe des ménages qui ne sont pas couverts par l'assurance maladie (99,7%), qui ne pratiquent pas l'automédication (98,35%) ni ne traitent pas l'eau avant de la boire (97,25%). La plupart des chefs de ces ménages sont sans niveau d'éducation (89,29%) et donc ne lisent pas du tout les journaux (98,43%) et sont essentiellement des agriculteurs (71,90%). Dans cette deuxième classe, 88,11% des chefs de ménages sont des hommes âgés de 30 à 49 ans (64,37%) qui vivent avec une partenaire (38,09%). Ces ménages sont des ethnies *Fon et apparentés* (58,70%) et *Yoruba* (38,47%) qui résident dans les milieux ruraux (82,18%) des départements du Plateau et des Collines et qui ne possèdent pas de toilettes (82,18%). Près de neuf sur dix (89,29%) de ces ménages possèdent de moustiquaires et 93,53% n'ont pas connu de cas de paludisme. Pour 58,27% de ces ménages, la permission pour se rendre à l'hôpital n'est pas un gros problème mais les moyens financiers et la distance qui les sépare du centre de santé le plus proche constitue un gros problème pour respectivement 74,44% et 57,13% des ménages ce qui peut justifier la non-utilisation des services de santé par 79,90% des ménages regroupés dans la deuxième classe. En résumé les ménages *Fon et apparentés* et *Yoruba* des milieux ruraux des départements du Plateau et des collines se ressemblent.

Comme indiqué un peu plus haut, les ménages des classes 1 et 2 sont très proches du ménage moyen. Ainsi, nous pouvons dire qu'un ménage moyen est un ménage qui vit dans le milieu rural, qui ne traite pas l'eau avant de la boire et qui est dirigé par un individu sans niveau d'éducation.

**Interprétation de la troisième classe :** la troisième classe est constituée de 10,42% des ménages de notre échantillon. Elle est caractérisée par les ménages qui n'ont pas souscrit à l'assurance maladie (99,05%), qui ne traitent pas l'eau avant de la boire, qui sont des Adja

(94,81%) résidant dans les milieux ruraux (79,06%) des départements du Couffo (54,49%) et du Mono (42,99%). Ces ménages ont à leur tête des individus qui ne fument pas (99,22%), n'ayant aucun niveau d'éducation (79,79%) et qui sont en majorité des hommes (78,22%) âgés de 30 à 49 ans (56,64%). Près de trois quarts (72,59%) des ménages de cette classe ne possèdent pas de toilettes et environ la moitié (49,75%) de ces ménages pratique la religion traditionnelle (*Vodoun*). Dans 60,47% des ménages, les membres dorment sous une moustiquaire et les moyens financiers pour se rendre à l'hôpital sont un gros problème pour 73,59%.

**Interprétation de la quatrième classe :** la quatrième classe regroupe 3,64% des ménages de notre échantillon. Cette classe est caractérisée par les ménages qui traitent l'eau (100%) en ajoutant de l'eau de javel (98,40%) résidant dans le milieu rural et qui sont dirigés par des individus sans niveau d'éducation. Plus de la moitié de ces ménages sont de l'ethnie *Fon et apparentés* (52,24%) et 63,26% ne possèdent pas de toilettes et leurs membres dorment sous une moustiquaire (77,64%). Cette classe est atypique car regroupant des ménages qui ont les mêmes caractéristiques du ménage moyen mais traitent l'eau en ajoutant de l'eau de javel avant de la boire.

**Interprétation de la cinquième classe :** cette classe représente 6,64% des ménages de l'échantillon. Les modalités : ne traitent pas l'eau, ne possèdent pas de l'assurance maladie et ne fument pas sont surreprésentées dans cette classe. En effet, la quasi-totalité des ménages de cette classe (99,74%, 99,21% et 99,30% respectivement) a ces trois caractéristiques. Cette classe est donc caractérisée par des ménages qui ne traitent pas l'eau avant de la boire et pourtant utilisent l'eau du puits ou du forage comme l'eau de boisson. Ces ménages sont de l'ethnie *Bétamaribé* (88,86%) qui résident en majorité dans les milieux ruraux (67,63%) du département de l'Atacora (90,88%). Ils sont dirigés par des hommes (85,33%) sans niveau d'éducation (85,70%), la plupart mariés (62,11%) et exercent les activités agricoles (76,49%). Ces ménages sont très pauvres (61,58%) ce qui peut justifier le fait que les moyens financiers pour se rendre à l'hôpital soient un gros problème pour 84,04% d'entre eux et donc n'ont pas utilisé les services de santé (70,61%) bien que 43,42% aient connu des cas de maladie. De même, pour respectivement, 75,88% et 51,23% de ces ménages, la distance qui les sépare du centre de santé le plus proche et la permission pour aller à l'hôpital constituent un gros problème.

**Interprétation de la sixième classe :** la sixième classe est constituée de 16,41% des ménages de l'échantillon. Comme les ménages de la cinquième classe, ces ménages ne sont pas couverts

par l'assurance maladie et ne traitent pas l'eau bien qu'ils utilisent l'eau du puits ou du forage comme l'eau de boisson. Ils ont à leur tête des hommes (95,14%) qui sont en majorité mariés (88,23%), qui n'ont pas de niveau d'éducation (90,4%), essentiellement agricole (65,39%) et qui n'écoutent pas la radio (54,75%). Les ménages de cette classe sont en majorité des Bariba (41,56%) pratiquant l'Islam (88,76%) et qui résident dans les milieux ruraux (66,60%) des départements de l'Alibori (33,87%), du Borgou (31,81%) et de la Donga (23,51%). La permission pour se rendre à l'hôpital ne constitue pas un gros problème pour 59,01% des ménages tandis que pour 57,06% de ces ménages, la distance qui les sépare du centre de santé le plus proche constitue un gros problème. Notons également que dans 31,99% de ces ménages vivent plus de 9 personnes.

**Interprétation de la septième classe :** cette classe regroupe 15,78% des ménages de notre base de données. Contrairement aux ménages des classes précédentes, la quasi-totalité des chefs des ménages de la septième classe sont des célibataires (97,94%) ayant atteint le niveau secondaire (59,03%), ils ne lisent pas les journaux (65,12%) mais écoutent la radio au moins une fois par semaine (50,77%). Cette classe est également caractérisée par des ménages *Fon et apparentés* (52,40%) des milieux urbains (50,52%) qui n'ont pas à leur charge des enfants de moins de cinq ans (56,49%) et qui possèdent des fosses ou des latrines (52,03%). Pour respectivement 69,06% et 63,09% de ces ménages, la permission pour se rendre à l'hôpital et la distance qui les sépare du centre de santé le plus proche ne constituent pas un gros problème. Mais par contre 57,63% d'entre eux ont estimé que les moyens financiers constituent un gros problème pour eux.

**Interprétation de la huitième classe :** la dernière classe de cette typologie représente 14,48% des ménages de la base de données utilisée. Cette classe contient plus de ménages assurés (8,24%) et la quasi-totalité ne traite pas l'eau (99,44%) car utilisant l'eau de robinet (74,84%). Elle est donc caractérisée par des ménages les plus riches (89,27%) résidant dans les milieux urbains du département du Littoral (64,15%) qui possèdent dans leur majorité les fosses ou les latrines (61,46%). Plus de la moitié de ces ménages (58,44%) sont de l'ethnie *Fon et apparentés* pratiquant la religion catholique (57,72%). Ils ont à leur tête des hommes (74,88%) en majorité mariés (52,33%) qui sont pour la plupart des cadres et techniciens de direction (27,01%). Ces chefs de ménages âgés de 30 à 49 ans, dans leur majorité, regardent la télévision et écoutent la radio au moins une fois par semaine mais ne lisent pas les journaux (89,07%, 70,26% et 66,12%) respectivement). Les membres de ces ménages (60,81%) dorment sous une

moustiquaire et la permission et les moyens financiers pour se rendre à l'hôpital et la distance qui les sépare du centre de santé le plus proche ne sont pas un gros problème.

Les statistiques descriptives et l'analyse exploratoire multidimensionnelle nous ont permis de décrire les caractéristiques socio-démographiques des ménages béninois. Ces deux techniques nous ont permis de synthétiser l'essentiel des informations contenues dans les données. Nous pouvons donc analyser le comportement des ménages béninois face à la demande de l'assurance maladie à l'aide du modèle logit multinomial et pour les variables introduites dans ce modèle nous recourons aux analyses précédentes.

### 3.4.2 Résultats économétriques et discussion

Dans cette sous-partie, nous présentons et discutons les résultats d'estimation du modèle logit multinomial. Mais, il est tout d'abord nécessaire de vérifier l'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinentes (*Independence from Irrelevant Alternatives* (IIA)), car si cette hypothèse est violée, les résultats du logit multinomial ou du logit multinomial conditionnel sont biaisés et inefficients. Et dans ce cas c'est le modèle logit multinomial emboîté qui est approprié.

#### 3.4.2.1 Robustesse des estimations

La robustesse des estimations consiste à analyser la validité de la propriété ou de l'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinentes (*Independence from Irrelevant Alternatives* (IIA)) puis à confronter les résultats du modèle logit multinomial à ceux issus de l'estimation du modèle probit multinomial. Avant de procéder au test de vérification de l'IIA et à la comparaison des résultats, nous présentons brièvement l'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinentes.

##### 3.4.2.1.1 L'indépendance des alternatives non pertinentes

Le modèle logit multinomial tout comme le modèle logit multinomial conditionnel repose sur l'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinentes, selon laquelle les rapports de probabilité entre les alternatives sont indépendants. Autrement, le rapport des probabilités de deux choix ne dépend pas des autres choix offerts à l'individu et qui n'ont pas été retenus dans l'arbitrage entre ces deux choix. Ce qui signifie qu'en ajoutant ou en supprimant une alternative cela ne modifie pas ces rapports. L'hypothèse d'IIA est souvent

illustrée par un exemple connu dans la littérature sous l'appellation « bus bleu / bus rouge ». Cet exemple a été attribué à McFadden (Long, 1997). Supposons que, pour leur moyen de transport, les individus aient le choix entre la voiture et un bus bleu, et que ce choix leur soit indifférent. Désignons par $p_1$ et $p_2$ les probabilités de prendre respectivement la voiture et le bus bleu. On a donc $p_1 = p_2 = \frac{1}{2}$ et $\frac{p_1}{p_2} = 1$. L'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinentes implique que le rapport entre $p_1$ et $p_2$ soit toujours égal à 1 même si la compagnie de bus introduit de nouveaux bus rouges identiques aux bus bleus sauf qu'ils sont de couleur rouge. Pour que ce rapport reste toujours égal à 1 en présence de ces nouveaux bus rouges, il faut que $p_1 = p_2 = p_3 = \frac{1}{3}$, $p_3$ étant la probabilité de prendre le bus rouge. Or, puisque les individus sont supposés indifférents à la couleur du bus et ne préfèrent pas la voiture au bus, on doit s'attendre à avoir $p_1 = \frac{1}{2}$ et $p_2 = p_3 = \frac{1}{4}$. Par conséquent, en considérant la voiture, le bus bleu et le bus rouge comme les alternatives du choix du mode de transport, le logit surestime la probabilité de prendre un bus et sous-estime la probabilité de prendre la voiture. Ce qui biaise alors les résultats du logit multinomial. Notons que l'hypothèse d'IIA n'est pas vérifiée dans cet exemple car deux des choix proposés sont très proches l'un de l'autre. Somme toute, il est donc important de tester la propriété d'IIA lorsqu'on estime le modèle logit multinomial.

#### 3.4.2.1.2 Les tests d'IIA et la comparaison des résultats de logit et probit multinomial

Selon Long et Freese (2006), plusieurs tests statistiques permettent de vérifier l'hypothèse d'IIA, mais les plus utilisés sont les tests de Hausman et McFadden (1984) et de Small et Hsiao (1985). Ces deux tests sont donc utilisés dans cette étude et le tableau 3.4 ci-dessous fournit leurs résultats. L'idée de ces tests est que, si l'hypothèse d'IIA est valide, alors les paramètres du modèle logit multinomial estimés sur différents sous-ensembles de l'espace total des choix ne seront pas statistiquement différents. Ainsi, l'on cherche à tester les hypothèses suivantes :

$$\begin{cases} H_0 : Il\ n'y\ a\ pas\ de\ différence significative\ entre\ les\ coefficients \\ vs \\ H_1 : Il\ y\ a\ de\ différence significative\ entre\ les\ coefficients\ estimés \end{cases}$$

**Tableau 3.4 : Tests de l'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinentes**

| | Hausman et McFadden | | | Small et Hsiao | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | **Chi2** | **df (a)** | **P>chi2** | **Chi2** | **df (b)** | **P>chi2** |
| Assurance maladie employeur | 0,000 | 8 | 1,000 | 166,618 | 108 | 0,000 |
| Assurance maladie privée | 0,000 | 3 | 1,000 | 156,667 | 108 | 0,002 |
| Assurance maladie publique | 0,000 | 6 | 1,000 | 189,960 | 108 | 0,000 |
| Mutuelle de santé | 0,000 | 7 | 1,000 | 177,537 | 108 | 0,000 |
| Pas d'assurance maladie | 13,163 | 16 | 0,661 | 194,139 | 108 | 0,000 |

*Source* : Auteur, à partir des données d'EDSB 2011 – 2012. (a) et (b) sont des degrés de liberté.

Pour le test de Hausman et McFadden, il ressort du tableau 3.4 que toutes les probabilités de la statistique du chi2 (P>chi2) sont supérieures à 5%, alors on ne rejette pas $H_0$. En conclusion, le test de Hausman-McFadden indique qu'il n'y a pas de changements significatifs dans les coefficients estimés lorsqu'on enlève tour à tour une alternative. Le test de Small-Hsiao, quant à lui, montre que toutes les probabilités de la statistique du chi2 sont toutes inférieures à 5%, indiquant qu'il y a de changements systématiques lorsqu'on enlève tour à tour chacune des alternatives.

Les deux tests conduisent donc à des résultats contradictoires sur nos données et ne permettent pas de prendre une bonne décision. Cette contradiction est souvent rencontrée dans la littérature. En effet, selon Long et Freese (2001, p. 191) les tests de Hausman-McFadden et celui de Small-Hsiao conduisent souvent à des résultats contradictoires et fournissent peu d'indications quant à la vérification de l'hypothèse d'IIA. De même, Cheng et Long (2007, p. 583) ont examiné, à partir d'une série de simulations de Monte-Carlo, les propriétés des tests de vérification d'IIA de McFadden et *al.* (1981), de Hausman et McFadden (1984) et celui de Small et Hsiao (1985). Ils montrent que les propriétés de ces tests dépendent de la structure de la base de données et concluent que les tests d'IIA rejettent l'hypothèse lorsque les alternatives semblent être distinctes et, au contraire, ne la rejettent pas alors que les alternatives semblent à priori être des substituts proches. De plus, Long et Freese (2006, p. 244) ont indiqué que, du fait que les tests de Hausman-McFadden et de Small-Hsiao conduisent à des résultats contradictoires, ils n'encouragent pas leur utilisation. Il est alors préférable de retourner à la suggestion de McFadden (1973, p. 113) selon laquelle les modèles logit multinomiaux tous comme les modèles logit multinomiaux conditionnels doivent être utilisés uniquement lorsque les alternatives sont distinctes et de valeurs différentes aux yeux de chaque décideur. De même, Amemiya (1981, p. 1517) montre que le modèle logit multinomial fonctionne correctement

lorsque les alternatives sont dissemblables. Il revient donc à l'utilisateur de ce modèle de montrer que les alternatives sont distinctes.

Dans le cadre de notre étude, le choix de retenir l'hypothèse d'indépendance pour les différentes alternatives de l'assurance maladie se justifie dans la mesure où chacune d'entre elles apparaît comme une alternative distincte. En effet, tout d'abord le choix de n'avoir aucun type d'assurance par rapport aux autres alternatives est bien évidemment indépendant. Ensuite, le choix d'avoir, soit l'assurance maladie employeur, soit l'assurance maladie privée, soit l'assurance maladie publique ou être membre d'une mutuelle de santé est lui aussi différent puisqu'à priori chaque catégorie d'assurance n'est pas destinée aux mêmes individus. En effet, l'assurance maladie employeur est destinée aux personnels de certaines entreprises privées tandis que l'assurance maladie publique est destinée aux agents permanents de l'Etat. L'assurance maladie privée et les mutuelles de santé sont destinées à tout le monde pourvu qu'on ait les moyens ou qu'on soit en mesure de remplir les conditions. Dans ce cas, le choix d'une quelconque alternative ne peut pas dépendre d'une autre. De même, dans les pays où l'assurance maladie publique est obligatoire, les ménages souscrivent à l'assurance maladie privée comme assurance complémentaire car l'assurance maladie publique ne couvre pas tous les soins de santé. Au Bénin, comme dans tous les pays, chaque type d'assurance maladie a son paquet minimum et cela varie d'une compagnie à une autre ou d'une mutuelle de santé à une autre. Certains ménages béninois, s'ils possèdent l'assurance maladie publique par exemple, peuvent donc décider de souscrire à l'assurance maladie privée ou d'adhérer à une mutuelle de santé. Nous concluons donc que le choix des alternatives de l'assurance maladie est indépendant au Bénin et par conséquent, l'hypothèse d'IIA est valide dans le cas de cette étude.

#### 3.4.2.2 Les déterminants de la demande de l'assurance maladie au Bénin

Il s'agit ici d'identifier, à partir des résultats de l'estimation du modèle logit multinomial, les facteurs qui influencent la demande de l'assurance maladie au Bénin. Rappelons que les coefficients estimés des modèles logit multinomiaux ne peuvent pas s'interpréter directement et pour cette raison nous avons présenté dans le tableau 3.5 ci-dessous ces coefficients sous leur forme exponentielle[27] (*odds ratios conditionnels* ou ratios de risque relatif). Le ratio de risque relatif (RRR) correspond à la probabilité d'une alternative rapportée à celle de l'alternative de référence, ici « ne possède pas l'assurance maladie ». Un RRR inférieur à l'unité (le coefficient correspondant est donc négatif) pour une variable indique que

[27] Pour les résultats bruts des coefficients estimés, confère le tableau A.2.6 de l'annexe 2.

la variable augmente la probabilité relative de choisir l'alternative de référence tandis qu'un RRR supérieur à l'unité indique un effet contraire. Rappelons également que l'interprétation de ces ratios n'est pas uniforme, elle dépend de la forme de la variable explicative.

Le tableau 3.5 ci-dessous montre que le pseudo $R^2$ est égal à 0,229 et la probabilité associée à la statistique du chi2 du rapport de vraisemblance (LR) est inférieure à 1%. Ainsi, le test de LR indique que le modèle est globalement significatif à 1%, nous rejetons alors l'hypothèse nulle qui est la nullité simultanée de tous les coefficients de la régression. Par conséquent, nous pouvons interpréter les résultats.

A la suite de nos estimations, nous pouvons retenir que les facteurs qui déterminent la demande de l'assurance maladie au Bénin sont d'une part, liés au statut du chef de ménage et de son conjoint sur le marché du travail, à son niveau d'éducation et d'autre part, aux facteurs démographiques et au niveau de la richesse du ménage. Les facteurs démographiques étant le sexe et l'âge du chef de ménage et la taille du ménage. Nous organisons donc notre discussion autour de ces deux axes. Notons que pour les variables dichotomiques et polytomiques, les variables de référence sont juste présentées en dessous du tableau 3.5.

**Tableau 3.5 : Estimation logistique multinomiale de la demande de l'assurance maladie**

| Caractéristiques socio-démographiques des ménages | Assurance maladie privée | Assurance maladie publique | Assurance maladie employeur | Mutuelle de santé |
|---|---|---|---|---|
| | $RRR_{5/1}$ | $RRR_{3/1}$ | $RRR_{4/1}$ | $RRR_{2/1}$ |
| Constante | - 12,469*** | - 3,852*** | - 8,237*** | - 2,452 |
| Sexe du Chef de Ménage (CM) (Homme)[1] | 1,103 | 1,581 | 2,999*** | 1,024 |
| Age du Chef de Ménage (CM) | 1,422*** | 1,046 | 1,168*** | 0,998 |
| Age du CM au carré | 0,996*** | 0,999 | 0,998*** | 0,999 |
| Milieu de résidence (Urbain)[2] | 0,581 | 0,361*** | 1,362 | 0,850 |
| A utilisé les services de santé[3] | 1,517 | 1,589* | 1,279 | 1,336 |
| Taille du ménage | 0,869* | 0,934 | 0,970 | 0,926 |
| Moyens financiers pour l'hôpital est un gros problème[4] | 0,678 | 0,589* | 0,473*** | 0,502** |
| Distance du centre de santé + proche n'est pas un gros problème[5] | 1,763 | 1,237 | 1,710** | 2,736*** |
| Lecture du journal au moins une fois par semaine[6] | 1,200 | 1,413* | 1,202 | 1,067 |
| Regarde la télévision au moins une fois par semaine[7] | 1,841 | 1,121 | 1,372* | 0,690 |
| **Situation matrimoniale du CM[8]** | | | | |
| Marié | $2,96.10^{-6}$ | 0,175** | 0,747 | 0,756 |
| Vit avec un partenaire | $1,12.10^{-6}$ | 0,115*** | 0,814 | 0,854 |
| Veuf (ve) | $3,24.10^{-13}$ | $2,49.10^{-8}$ | 1,176 | $6,68.10^{-8}$ |
| Divorcé/Séparé | $3,14.10^{-6}$ | 0,157** | 0,128* | 1,758 |
| **Niveau d'instruction du CM[9]** | | | | |
| Aucun | 0,119*** | 0,298** | 0,170*** | 0,477 |
| Primaire | 0,198** | 0,218*** | 0,173*** | 0,352 |
| Secondaire | 0,495* | 0,209*** | 0,376*** | 0,642 |
| **Occupation du CM[10]** | | | | |
| Cadre/Technicien/Direction | $15,128.10^{5}$ | 10,492*** | 2,461** | 1,298 |
| Fonctionnaires de clergé | $22,128.10^{5}$ | 19,700*** | 3,176** | 0,554 |
| Ventes et services | $4,743.10^{5}$ | 2,003 | 0,946 | 0,717 |
| Ouvriers | $8,509.10^{5}$ | 4,322** | 1,338 | 1,607 |
| **Occupation du conjoint du CM[11]** | | | | |
| Cadre/Technicien/Direction | 1,645 | 1,937 | 3,354*** | 5,778*** |
| Fonctionnaires de clergé | 2,135 | 1,970 | 3,627*** | 4,962*** |
| Ventes et services | 0,600 | 0,992 | 1,344 | 0,903 |
| Ouvriers | 0,290 | 0,593 | 1,656 | 0,968 |
| **Indice de richesse[12]** | | | | |
| Les plus pauvres | $5,30.10^{-7}$ | $5,51.10^{-8}$ | 0,299** | 0,248** |
| Les pauvres | $3,31.10^{-7}$ | 0,127*** | 0,097*** | 0,107*** |
| La classe moyenne | $1,72.10^{-7}$ | 0,352** | 0,358** | 0,317** |
| Les riches | 0,385* | 0,460** | 0,487*** | 0,256*** |
| **Région[13]** | | | | |
| Atacora – Donga | 1,410 | 0,633 | 0,814 | 0,758 |
| Atlantique – Littoral | 1,085 | 1,093 | 1,388 | 0,457** |
| Mono – Couffo | 0,912 | 2,154 | 1,339 | 0,282** |
| Ouémé – Plateau | 0,374 | 0,692 | 1,564 | 0,269** |
| Zou – Collines | 0,213 | 0,641 | 1,502 | 0,454* |
| Nombre d'observation | 17.181 | | | |
| Log-vraisemblance | - 1.654,944 | | | |
| LR Chi2 (120) | 985,12*** | | | |
| Pseudo $R^2$ | 0,229 | | | |

*Source* : Auteur, à partir des données d'EDSB 2011 – 2012. *, ** et *** significatifs respectivement à 10%, 5% et 1%. Les chiffres sont des exponentiels des coefficients estimés (les ratios du risque relative) à l'exception des constantes.

| | Variables | | Références |
|---|---|---|---|
| (1) | Sexe du Chef de Ménage (CM) | : | Femme |
| (2) | Milieu de résidence | : | Rural |
| (3) | Utilisation des services de santé | : | N'a pas utilisé les services de santé |
| (4) | Moyens financiers pour l'hôpital | : | N'est pas un gros problème |
| (5) | Distance du centre de santé le plus proche | : | Est un gros problème |
| (6) | Lecture du journal | : | Pas du tout |
| (7) | Regarde la télévision | : | Pas du tout |
| (8) | Niveau d'instruction du CM | : | Niveau supérieur |
| (9) | Indice de richesse | : | Les plus riches |
| (10) | Situation matrimoniale du CM | : | Célibataire |
| (11) | Occupation du CM | : | Chômeurs et agriculteurs |
| (12) | Occupation du conjoint du CM | : | Chômeurs, agriculteurs et domestique/Ménagère |
| (13) | Région | : | Borgou - Alibori |

#### 3.4.2.2.1 Des associations confirmées entre le niveau d'éducation, l'occupation et la demande de l'assurance maladie

Comme on peut le constater dans le tableau 3.5 ci-dessus, l'occupation du chef de ménage et de son conjoint et le niveau d'éducation influencent significativement la demande de l'assurance maladie au Bénin.

Le tableau 3.5 montre que, comparativement aux autres modalités du niveau d'éducation, le niveau supérieur influence le plus chacune des 4 catégories d'assurance par rapport à la non-possession de l'assurance maladie. Ainsi, la probabilité d'être couvert par une assurance maladie, pour un ménage dirigé par un individu ayant atteint le niveau supérieur, est plus forte comparativement aux autres ménages. Plus précisément, pour un ménage dirigé par un individu sans niveau d'éducation, la probabilité de souscrire à l'assurance maladie privée représente 11,9% de celle de ne pas posséder une assurance maladie, c'est-à-dire ces ménages voient leurs chances d'être couverts par l'assurance maladie privée diminuer de 89,1% par rapport à celles de ne pas être couverts par une assurance. Par conséquent, pour un ménage ayant à sa tête un individu ayant fait des études supérieures, les chances de souscrire à l'assurance maladie privée sont 8,40 (1/0,119) fois plus élevées que celles de ne pas souscrire à une assurance maladie, comparativement à un ménage dirigé par un individu sans niveau d'éducation. De même, comparés aux ménages dirigés par les personnes ayant le niveau secondaire, les ménages dirigés par les individus ayant le niveau supérieur ont 2,02 fois plus de chance de souscrire à l'assurance maladie privée. On observe donc que, comparée au niveau supérieur, la probabilité de souscrire à l'assurance maladie privée augmente au fur et à mesure que l'on passe d'aucun niveau d'éducation au niveau secondaire. Ceci est également le cas pour l'assurance maladie employeur et pour l'assurance maladie publique. Ce résultat est cohérent

avec les statistiques descriptives qui montrent que le pourcentage de ménages couverts par l'assurance maladie augmente lorsqu'on passe d'un ménage dirigé par un chef de ménage sans niveau d'éducation à un ménage dirigé par un chef de ménage de niveau supérieur. Ceci se comprend aisément car le fait de posséder un niveau d'éducation élevé permet d'avoir plus accès aux informations et peut favoriser le développement des comportements de prévention contre certains risques notamment le risque maladie. Il peut aussi permettre de mieux comprendre les avantages liés à l'assurance maladie. De plus, la théorie du capital humain nous enseigne qu'un niveau d'éducation élevé est associé à un niveau du salaire élevé, ce qui peut donc permettre d'acheter une police d'assurance privée. De même, les individus ayant atteint le niveau supérieur sont plus susceptibles d'être employés dans les entreprises privées qui offrent de l'assurance maladie à leur employé ou sont plus susceptibles d'être un agent permanent de l'Etat et de bénéficier de l'assurance maladie publique qui est obligatoire pour les fonctionnaires de l'Etat. Par contre, le niveau d'éducation n'a aucune influence significative sur l'adhésion aux mutuelles de santé au Bénin et ceci, quelle que soit la modalité prise en référence. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que les mutuelles de santé sont basées sur les liens communautaires ou professionnels. En résumé, l'éducation influence la demande de l'assurance maladie privée, de l'assurance maladie publique et de l'assurance maladie employeur ce que confirment les analyses des auteurs (Davidoff et Garrett, 2001; Schneider, 2004; Bolhaar et *al.*, 2012) qui ont tous montré que le niveau d'éducation influence significativement la demande de l'assurance maladie, qu'elle soit publique ou privée. Par contre, nos analyses ne sont pas conformes aux résultats de De Allegri, Kouyaté, et *al.* (2006) qui ont trouvé que le niveau d'éducation détermine l'adhésion aux mutuelles de santé au Burkina-Faso.

L'occupation joue également un rôle important dans la demande de l'assurance maladie au Bénin. Les résultats montrent que les cadres et les techniciens de direction ont respectivement 10,49 et 2,46 fois plus de chance d'avoir l'assurance maladie publique et l'assurance maladie employeur, que de ne pas posséder l'assurance maladie, comparativement aux agriculteurs et aux chômeurs. Ces résultats sont en conformité avec les analyses précédentes car ce sont les individus ayant atteint le niveau supérieur qui sont des cadres et techniciens dans les directions. Le tableau 3.5 montre donc que le fait pour le chef de ménage d'être cadre et technicien de direction ou fonctionnaire de clergé influence significativement et positivement la demande de l'assurance maladie publique et de l'assurance maladie employeur mais cet effet n'est pas significatif ni pour l'assurance maladie privée ni pour l'adhésion aux

mutuelles de santé. Par contre, lorsque la conjointe du chef de ménage est un cadre ou un fonctionnaire de clergé, cela influence significativement l'adhésion aux mutuelles de santé. Ces résultats confirment non seulement les résultats obtenus par Markowitz et *al.* (1991) aux Etats-Unis mais également la croyance selon laquelle l'assurance maladie est réservée aux employés et donc basée sur l'emploi au Bénin. Cette situation peut être due au fait qu'une police d'assurance privée coûte très cher au Bénin et n'est donc qu'accessible à des ménages d'un certain niveau de richesse.

#### 3.4.2.2.2 Les facteurs démographiques et le niveau de richesse fortement liés à la demande de l'assurance maladie

De manière générale, le niveau de richesse influence significativement la demande de l'assurance maladie au Bénin. Ainsi, comparés aux ménages très riches, les autres ménages ont moins de chance de souscrire à une assurance maladie que de ne pas être couverts par une assurance (tous les ratios de risque relatif sont inférieurs à l'unité). Les ménages très riches ont donc une forte probabilité de souscrire à l'assurance maladie. En effet, les chances pour un ménage très riche de souscrire à l'assurance maladie privée sont de 2,59 fois plus élevées que celle de ne posséder une assurance maladie. Ceci peut se justifier par la cherté de la police d'assurance maladie privée au Bénin qui représente près de 41%[28] des dépenses annuelles moyennes d'un ménage. Même si le niveau de richesse influence significativement chacune des catégories de l'assurance maladie, le résultat lié aux mutuelles de santé mérite une attention particulière. En effet, on constate que les plus pauvres et les pauvres sont toujours exclus des mutuelles de santé (leurs rrr sont faibles). Or, l'objectif de ce système de protection est de fournir une protection financière à ces deux catégories de ménages qui sont les plus nécessiteux des services de santé. Ainsi, malgré l'accroissement considérable du nombre de mutuelles de santé depuis les années 90 (de 11 en 1997 à 191 en 2011), ce système n'accomplit pas encore pleinement sa mission. Par conséquent, les couches les plus vulnérables et les plus défavorisées sont toujours sans aucun mécanisme de gestion et d'atténuation du risque maladie. Il apparaît donc nécessaire d'analyser ce système ce qui permettra de mieux appréhender ces dysfonctionnements afin de proposer les mesures de politiques visant l'extension de son taux de couverture.

[28] Selon les données de l'EMICoV 2011, la dépense moyenne annuelle par ménage est de 1.150.496 FCFA. La prime d'assurance varie d'une compagnie à une autre mais la prime de 470.000 FCFA est la moins chère payée par un ménage pour un plafond de dépenses de 1.000.000 FCFA. Ainsi, 470.000/1.150.496 = 0,4085.

En ce qui concerne les facteurs démographiques, on s'aperçoit que l'âge du chef de ménage influence significativement la demande de l'assurance maladie privée et de l'assurance employeur et n'a aucun effet significatif ni sur la demande de l'assurance maladie publique ni sur l'adhésion à la mutuelle de santé. Son carré de signe négatif (rrr inférieur à l'unité) apporte la preuve que son effet change à partir d'un seuil. Ceci est en cohérence avec la pratique courante selon laquelle un ménage dont le chef a plus de 60 ans ne peut pas bénéficier de l'assurance maladie au Bénin car l'âge limite considérée par les compagnies est de 60 ans. En tenant compte de ce seuil, on trouve que les chefs de ménages ayant moins de 60 ans ont respectivement 1,49 et 1,73 fois plus de chance de souscrire à une assurance maladie privée et de détenir l'assurance maladie employeur que de ne posséder aucune assurance maladie. Ainsi, une année supplémentaire pour le chef de ménage de moins de 60 ans augmente sa probabilité d'avoir l'assurance maladie privée de 49% par rapport à celle de ne pas être assuré. Le fait, pour les compagnies d'assurances, de fixer l'âge limite de souscription à l'assurance maladie est théoriquement inadmissible et ne vise donc que l'objectif de rentabilité. En effet, selon la théorie économique, au fur et à mesure que l'individu prend de l'âge, son stock initial de santé diminue à un taux croissant (Grossman, 1972) le rendant ainsi plus vulnérable aux maladies. Par conséquent, sa consommation des soins de santé augmente et donc il a plus besoin de l'assurance maladie.

Aussi, note-t-on une discrimination du genre par rapport à l'assurance maladie employeur. En effet, les résultats montrent que, pour un ménage dirigé par un homme, les chances d'être couvert par l'assurance maladie employeur sont 2,99 fois plus élevées que celles de ne pas posséder l'assurance maladie. Ce résultat peut être lié à la discrimination observée au niveau de l'éducation. En effet, les analyses précédentes montrent que les individus ayant atteint le niveau supérieur sont plus susceptibles de détenir l'assurance maladie employeur car ce sont eux qui sont pour la plupart des cadres et techniciens dans les entreprises. Or, le pourcentage de femmes ayant fait les études supérieures est inférieur à celui des hommes, 2% contre 8% (INSAE et IFC International, 2013). La taille de ménage quant à elle, influence uniquement l'assurance maladie privée mais significativement à 10%. Ainsi, l'augmentation de la taille de ménage d'un membre supplémentaire diminue par 1,15 (1/0,869) la probabilité d'être couvert par l'assurance maladie privée par rapport à l'absence de l'assurance maladie. Ceci est également en cohérence avec les exigences des compagnies d'assurance privée au Bénin. En effet, la taille maximale exigée par les compagnies est de 8 personnes, lorsque cette taille est dépassée, les compagnies offrent l'assurance mais contre une surprime. En dehors des

facteurs ci-dessus énumérés, les caractéristiques environnementales influencent aussi la demande de l'assurance maladie.

Les résultats montrent également que le milieu de résidence influence significativement l'assurance maladie publique et n'a aucun effet sur les autres catégories d'assurance, ce qui ne correspond pas à l'effet attendu et ceci pour deux raisons. Premièrement, les ménages du milieu urbain voient leurs chances de posséder l'assurance maladie publique diminuer de 63,9% (1 – 0,361) par rapport à celles de ne pas être couvert. Et par conséquent, pour un ménage rural, les chances d'être couvert par l'assurance maladie publique sont 2,77 (1/0,361) fois plus élevées que celles de ne pas être couvert. Ainsi, les ménages ruraux sont plus susceptibles d'être couverts par l'assurance maladie publique alors qu'ils sont essentiellement agricoles et les administrations publiques sont pour la plupart implantées dans les milieux urbains. Deuxièmement, on observe que la plupart des entreprises privées y compris les compagnies d'assurance privée sont basées ou ont leurs directions dans les milieux urbains et les activités économiques se développent autour de ces milieux. Au vu de tout cela, on aurait pu penser à ce que le milieu de résidence influence l'assurance maladie privée, l'assurance maladie employeur et l'adhésion aux mutuelles de santé. Notons également que ce résultat n'est conforme ni aux analyses multidimensionnelles ni aux statistiques descriptives selon lesquelles près de trois quarts (74,50%) des ménages assurés résident dans les milieux urbains. Autre variable environnementale qui influence la demande de l'assurance est le département de résidence mais indiquons que cette variable n'influence que l'adhésion aux mutuelles de santé. Ainsi, comparativement aux ménages des départements du Borgou – Alibori, les ménages des autres départements ont moins de chance d'adhérer aux mutuelles de santé. Ce résultat est en cohérence avec le développement des mutuelles de santé car ce sont les départements du Borgou – Alibori qui détiennent le plus grand nombre des mutuelles de santé au Bénin (40,52% selon les données d'Afric'Mutualité de mars 2010).

Par ailleurs, nos résultats montrent que les moyens financiers pour se rendre à l'hôpital et la distance qui sépare le ménage du centre de santé le plus proche influencent significativement la demande de l'assurance maladie employeur et l'adhésion aux mutuelles de santé. Ces résultats sont conformes aux résultats de De Allegri, Kouyaté, et *al.* (2006) qui ont indiqué que les ménages sont susceptibles d'adhérer aux mutuelles de santé lorsqu'ils sont plus proches des centres de santé. De même, nos résultats indiquent que l'utilisation des services de santé n'influence pas la demande de l'assurance maladie au Bénin. Cela signifie qu'en matière

de demande de l'assurance maladie, il n'y a pas de différence de comportement entre les ménages qui ont utilisé les services de santé et ceux qui ne l'ont pas utilisé.

**Conclusion du chapitre**

La proportion des ménages béninois couverte par l'assurance maladie reste toujours faible malgré l'importance du système de prépaiement des services de santé. L'objectif de ce chapitre est d'examiner les facteurs explicatifs de la demande de l'assurance maladie formelle. Partant d'un modèle théorique de décision discrète, prise par le chef de ménage d'assurer le risque de maladie, une fonction de demande d'assurance maladie de type logit multinomial a été spécifiée. Cette approche permet de tenir compte de l'environnement béninois caractérisé par quatre catégories d'assurance maladie formelle à savoir : l'assurance maladie privée, l'assurance maladie publique, l'assurance maladie employeur et les mutuelles de santé. Il ressort des analyses que les caractéristiques socio-démographiques des ménages béninois influencent différemment la demande de chacune des 4 catégories de l'assurance maladie. Ainsi, l'assurance maladie privée est influencée par l'âge du chef de ménage, son niveau d'éducation et le niveau de richesse du ménage. Les déterminants de l'assurance maladie publique sont le milieu de résidence, la situation matrimoniale du chef de ménage, son niveau d'éducation, son occupation et le niveau de richesse du ménage. La demande de l'assurance maladie employeur quant à elle, est déterminée par le sexe du chef de ménage, son âge, son niveau d'éducation, son occupation, l'occupation du conjoint du chef de ménage, les moyens financiers pour se rendre à l'hôpital, la distance qui sépare le ménage du centre de santé le plus proche et le niveau de richesse du ménage. Enfin, l'adhésion aux mutuelles de santé est influencée par les moyens financiers pour se rendre à l'hôpital, la distance qui sépare le ménage du centre de santé le plus proche, l'occupation du conjoint du chef de ménage et le niveau de richesse du ménage.

Deux enseignements se dégagent de ce chapitre, le premier est relatif à l'assurance maladie en général et le second spécifique aux mutuelles de santé. Comme nous venons de le montrer, la demande de l'assurance maladie est réservée aux ménages riches et aux ménages dirigés par les individus ayant fait les études supérieures. Or, ce sont ces ménages qui sont les moins vulnérables aux maladies qui constituent les premières causes de l'utilisation des services de santé au Bénin. En effet, les ménages très riches et ceux dirigés par les individus ayant atteint le niveau supérieur sont plus susceptibles d'adopter des comportements qui les mettent à l'abri du paludisme et des maladies diarrhéiques, les premières causes de morbidité

au Bénin. Les ménages pauvres continuent d'être non seulement exclus des mutuelles de santé, qui leur sont à priori destinés, mais également de toutes les autres catégories de l'assurance maladie. Or, selon Wagstaff (2002), la pauvreté et la mauvaise santé vont de pair et donc ce sont les ménages pauvres qui sont les plus nécessiteux des services de santé.

Tout ce qui précède nous amène à penser que la décision de souscrire à l'assurance maladie et celle relative à l'utilisation des services de santé sont prises séparément par les ménages béninois. Autrement dit, au regard des facteurs favorisant la demande de l'assurance maladie, les données laissent penser que les ménages qui sont prédisposés à consommer plus de services de santé compte tenu de leurs caractéristiques ne seront pas en mesure de souscrire à l'assurance maladie. Ainsi, les données semblent indiquer qu'il n'y a pas un problème de sélection adverse et donc pas d'endogénéité entre l'assurance maladie et l'utilisation des services de santé au Bénin. Ce que confirment les résultats du premier chapitre.

# Conclusion générale

L'utilisation des services de santé tant préventifs que curatifs constitue des facteurs clefs favorisant une meilleure santé des populations. Elle est analysée à partir de la fréquentation des différents types de services sanitaires à savoir : les consultations, les examens médicaux, les hospitalisations et l'usage des services préventifs. Plusieurs années après l'Initiative de Bamako qui s'est tenue en 1987 dont l'objectif est d'assurer à l'ensemble de la population l'accès aux services de soins de santé primaires de qualité et de restaurer la confiance des usagers dans les services de santé publics, l'utilisation des services de santé au Bénin demeure toujours une préoccupation. Cette situation peut se justifier par la faible capacité du Bénin à collecter les impôts, à redistribuer les ressources, à couvrir les besoins de santé de sa population notamment à offrir une protection sociale contre le risque maladie à sa population. Dans ce contexte, un important segment de la population est obligé de s'endetter ou de brader son patrimoine pour faire face à un seul épisode de maladie. Il apparaît donc opportun d'analyser les facteurs qui influencent l'utilisation des services de santé au Bénin. Le développement des mécanismes assurantiels constitue l'un des facteurs importants.

L'objectif général de cette thèse a été donc de montrer que le faible taux d'utilisation des services de santé au Bénin est dû au manque d'assurance maladie. Dans le contexte béninois, il n'est pas possible de traiter les mécanismes assurantiels en occultant l'assurance informelle. Pour cette raison, le deuxième chapitre de notre thèse a été consacré aux groupes d'assurance informelle. Au total, cette dissertation doctorale a été organisée en trois chapitres. Pour la conclure, nous commençons tout d'abord par présenter les conclusions partielles de chacun de ces trois chapitres. Ensuite, nous évoquons les limites de la recherche et nous terminons enfin par ses prolongements possibles.

## 1. Conclusions partielles

Le chapitre 1 répond à la question de savoir si l'assurance maladie formelle favorise l'utilisation des services de santé au Bénin. Nos arguments théoriques se fondent sur la théorie économique relative à la demande en général et à la demande d'assurance maladie en particulier, notamment celle développée par Newhouse (1978) et Phelps (1997). Utilisant les données de la quatrième Enquête Démographique et de Santé du Bénin (EDSB-IV), nous montrons que l'assurance maladie formelle n'est pas endogène à l'utilisation des services de santé au Bénin. Pour ce faire, le modèle logit a été estimé. Les résultats montrent que seule l'assurance maladie publique influence positivement et significativement l'utilisation des services de santé au Bénin. Les autres catégories ayant un effet positif mais non significatif.

Les analyses réalisées dans le cadre du chapitre 1 permettent de dégager un certain nombre d'implications pour les politiques de santé. Au nombre desquelles nous pouvons citer : l'importance d'orienter le financement des dépenses de santé, caractérisé au Bénin actuellement par la prédominance du paiement à l'acte, vers un financement basé sur les mécanismes de prépaiement. Cette orientation passe par le développement de l'assurance maladie publique et donc le Régime d'Assurance Maladie Universelle (RAMU) doit être encouragé à travers des réflexions sur les difficultés qui empêchent son opérationnalisation. Selon le rapport du *Providing For Health (P4H)*[29] de février 2012, les difficultés pour la mise en œuvre effective du RAMU sont entre autres : l'absence de simulation rigoureuse des coûts du paquet de soins et de sa répartition entre les différentes sources de financement (Etat, employeurs, familles et Partenaires Techniques et Financiers) et la sous-estimation des dispositions nécessaires à la contractualisation avec les prestataires de soins, ainsi qu'avec les organismes délégués. Ainsi, des études doivent être menées afin d'évaluer le coût du paquet minimum de soins et de fixer la prime d'assurance accessible aux ménages d'une part et capable d'assurer la viabilité du RAMU d'autre part.

Le deuxième chapitre s'est intéressé aux groupes d'assurance informelle et leurs implications sur l'utilisation des services de santé. Les données utilisées proviennent de deux enquêtes effectuées par LeMay-Boucher en 2004 et en 2006. Afin de comparer les résultats, les régressions logistiques ont été effectuées sur les données de chacune des deux périodes. Au total, quatre modèles ont été estimés. Les résultats obtenus à partir des données de 2006 montrent que l'adhésion aux caisses malheur-bonheur favorise l'utilisation des services de santé et, quelle que soit la période d'étude considérée, l'appartenance à un groupe d'assurance informelle contribue à réduire les dépenses de santé.

L'enseignement principal qui se dégage de cette analyse est que les cotisations reçues par le membre malade ou ayant un proche malade réduisent les barrières à l'utilisation des services de santé. Ces cotisations constituent une garantie pour le paiement des soins de santé et donc rendent solvable la demande des soins de santé des membres. S'appuyant sur cette solvabilité, les contrats peuvent être signés entre les caisses malheur-bonheur et les prestataires des soins de santé. Un autre enseignement qui se dégage de ce chapitre est que les caisses malheur-bonheur peuvent servir de base à la promotion du RAMU. En effet, les membres des

[29] Providing For health est un réseau de 8 partenaires au développement (OMS, BM, OIT, BAD, Allemagne, France, Suisse, Espagne) qui cherche à promouvoir la couverture universelle en santé, de manière coordonnée.

caisses malheur-bonheur ont la culture de cotisation et du respect de l'engagement pris et développent en leur sein des comportements de solidarité.

A travers le chapitre 3, nous avons analysé la demande de l'assurance maladie formelle. Partant d'un modèle théorique de décision discrète prise par le chef de ménage d'assurer le risque de maladie, une fonction de demande d'assurance maladie de type logit multinomial a été spécifiée. Cette approche a permis de tenir compte de l'environnement béninois caractérisé par quatre catégories d'assurance maladie formelle (l'assurance maladie privée, l'assurance maladie publique, l'assurance maladie employeur et les mutuelles de santé). Ce chapitre utilise les données de la quatrième Enquête Démographique et de Santé du Bénin (EDSB-IV). Les résultats montrent que les facteurs explicatifs de la demande varient d'une catégorie d'assurance à une autre.

Deux enseignements essentiels se dégagent de ce chapitre. Le premier est que la demande de l'assurance maladie formelle reste toujours réservée aux ménages riches et aux ménages dirigés par les individus ayant fait les études supérieures. Le deuxième enseignement est que les ménages pauvres continuent d'être non seulement exclus des mutuelles de santé, qui leur sont à priori destinées, mais également de toutes les autres catégories de l'assurance maladie.

**2. Limites de la dissertation doctorale**

On peut reconnaître à cette thèse une limite principale liée aux bases de données utilisées. D'une part, les deux bases de données utilisées dans cette thèse proviennent des enquêtes transversales à passage unique auprès des ménages et donc les informations qu'elles contiennent constituent l'image instantanée du comportement des ménages qui n'est pas figé.

D'autre part, la base de données de la quatrième Enquête Démographique et de Santé du Bénin (EDSB-IV) utilisées dans les chapitres 1 et 3 ne renseigne ni sur la fréquence des visites chez les médecins ni sur le nombre de visites des structures sanitaires effectuées par les ménages. Ces informations sont également nécessaires à la compréhension du rôle joué par l'assurance maladie dans l'utilisation des services de santé au Bénin.

Enfin, deux principales critiques peuvent être apportées à la base de données conçue par LeMay-Boucher à travers ses deux enquêtes. En effet, la taille de son échantillon est faible au regard de la population de Cotonou en particulier et celle du Bénin en général. De plus, si son

échantillon est représentatif au niveau des deux quartiers de Cotonou (*Vossa* et *Enagnon*[30]), les informations collectées au cours des deux enquêtes ne sont pas représentatives ni au niveau de la commune de Cotonou ni au niveau national.

Loin d'en limiter la pertinence, compte tenu de l'importance du sujet et des analyses effectuées, ces différents écueils en appellent surtout à la nécessité de la poursuite des recherches.

### 3. Prolongements possibles de la thèse

Les résultats obtenus et les limites exposées ci-dessus suggèrent quatre pistes de recherche future comme prolongement à cette thèse.

Notre sujet de thèse, tel qu'il est formulé, pouvait être abordé suivant une autre dimension à savoir la relation entre l'utilisation des services de santé et l'assurance maladie. Dans ce cas, il serait question d'examiner la relation entre l'utilisation des services de santé et la souscription à l'assurance maladie. Autrement dit, analyser les motifs d'utilisation des services de santé et de montrer si ces motifs constituent une incitation à souscrire à un contrat d'assurance maladie. Cette dimension n'a été pas abordée dans la présente thèse pour deux raisons fondamentales. La première est relative au temps accordé pour la rédaction de cette thèse (21 mois). La deuxième raison concerne les données nécessaires pour l'étude de cette relation. Il serait donc pertinent d'explorer la relation feed-back entre l'utilisation des services de santé et l'assurance maladie. Cette étude passera d'une part, par une revue exhaustive des motifs d'utilisation des services de santé et d'autre part, par une meilleure compréhension des conditions de souscription à l'assurance maladie. Dans ce contexte, seules l'assurance maladie privée, pour laquelle la décision de souscription émane des ménages et les mutuelles de santé pourront faire l'objet d'une telle étude. Ainsi, l'étude de cette relation feed-back entre l'utilisation des services de santé et l'assurance maladie constitue la première piste de prolongement de cette thèse.

La deuxième piste est un approfondissement de la recherche sur les implications de l'assurance maladie formelle sur l'utilisation des services de santé à partir d'une étude longitudinale. Rappelons que les données utilisées ici sont transversales et ne prennent pas en

[30] Le choix de ces deux quartiers de Cotonou est bien motivé dans les travaux de LeMay-Boucher, P. (2012), « Insurance for the Poor: the Case of Informal Insurance Groups in Benin », *Journal of Development Studies*, **48**(9) : 1258-1273.

compte les aspects dynamiques du comportement des ménages. Par conséquent, il serait pertinent de reprendre la même étude non plus dans une approche transversale, mais dans une approche longitudinale avec une base de données comportant la fréquence et le nombre de visites des structures sanitaires effectuées par les ménages. A cet effet, les prochaines Enquêtes Démographiques et de Santé du Bénin pourront être utilisées. La couverture médicale des populations béninoises est devenue une importante préoccupation pour le ministère en charge de la santé, raison pour laquelle la question relative à la couverture médicale a été posée aux hommes et aux femmes enquêtés au cours de l'EDSB-IV (INSAE et ICF International, 2013). Ainsi, nous supposons, comme plusieurs d'autres questions, que cette question sera maintenue lors des prochaines éditions d'EDSB et donc ces bases de données pourront servir à l'approfondissement évoqué ci-dessus. Par ailleurs, nous suggérons aux institutions participant à la réalisation des Enquêtes Démographiques et de Santé du Bénin d'intégrer dans les questionnaires une question relative à la fréquence et au nombre de visites des structures sanitaires.

La troisième piste de recherche va dans le même sens que la deuxième mais cette fois-ci avec des expériences naturelles. Selon la littérature, ce sont les expériences contrôlées et les expériences naturelles qui permettent de bien contrôler et de neutraliser les effets de la sélection adverse. Au regard des exigences d'une expérience contrôlée, nous proposons comme piste future de recherche une expérience naturelle. L'expérience naturelle consiste à collecter des informations sur un échantillon d'individus avant et après qu'ils bénéficient des avantages d'une assurance maladie pour laquelle eux-mêmes n'ont pas pris la décision de souscrire. Cette décision de souscrire à l'assurance maladie est prise par leur employeur. Une telle étude a été réalisée par Chiappori et *al*. en 1998 en France. Il s'agira de collecter des informations sur les employés des entreprises privées ou de la fonction publique avant et après qu'ils ne bénéficient d'une assurance maladie. Ceci permettra de mieux comprendre l'absence de l'impact de l'assurance maladie employeur sur l'utilisation des services de santé.

La quatrième piste de recherche se rapporte aux groupes d'assurance informelle (*nujè mèji gbê*). Comme signalé un peu plus haut, la base de données utilisée ici résulte d'un échantillon de petite taille et n'est représentatif qu'au niveau des deux quartiers de villes de Cotonou. Ainsi, il serait pertinent d'avoir une base de données plus large et des informations représentatives au niveau national, au niveau des départements et au niveau des soixante-dix-sept communes du Bénin.

# Références bibliographiques

Aday, L. A. et Andersen, R. (1974), « A framework for the study of access to medical care », *Health services research*, **9**(3) : 208.

Albouy, V. et Crepon, B. (2007). *Aléa moral en santé: une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin*. Document de travail, 12, Institut national de la statistique et des études économiques (Insee), Direction des Etudes et Synthèses Economiques, Malakoff, France, p. 50.

Amemiya, T. (1981), « Qualitative response models: A survey », *Journal of Economic Literature*, : 1483-1536.

Andersen, R. et Newman, J. F. (1973), « Societal and individual determinants of medical care utilization in the United States », *The Milbank Memorial Fund Quarterly. Health and Society*, : 95-124.

Andersen, R. et Newman, J. F. (2005), « Societal and individual determinants of medical care utilization in the United States », *Milbank Quarterly*, **83**(4) : 1-28.

Andersen, R. M. (1995), « Revisiting the behavioral model and access to medical care: does it matter? », *Journal of health and social behavior*, : 1-10.

Aredo, D. (2010), « The IDDIR: an informal insurance arrangement in Ethiopia », *Savings and Development*, : 53-72.

Arrow, K. J. (1963), « Uncertainty and the welfare economics of medical care », *The American Economic Review*, **53**(5) : 941-973.

Assembly. (1965). *International Convention on the Elimination of all Forms of Racial Discrimination*, TTW General, New York, USA, p. 195.

Audibert, M. et de Roodenbeke, E. (2005). *Utilisation des services de santé de premier niveau au Mali: analyse de la situation et perspectives*, Banque Mondiale, Région Afrique, Département du Développement Humain, Bamako, Mali, p. 128.

Audibert, M. et Mathonnat, J. (2000), « Cost recovery in Mauritania: initial lessons », *Health policy and planning*, **15**(1) : 66-75.

Auerbach, D. et Ohri, S. (2006), « Price and the demand for nongroup health insurance », *INQUIRY: The Journal of Health Care Organization, Provision, and Financing*, **43**(2) : 122-134.

Babalola, S. et Fatusi, A. (2009), « Determinants of use of maternal health services in Nigeria-looking beyond individual and household factors », *BMC Pregnancy and childbirth*, **9**(1) : 43.

Baker, D. W., Sudano, J. J., Albert, J. M., Borawski, E. A. et Dor, A. (2002), « Loss of health insurance and the risk for a decline in self-reported health and physical functioning », *Medical care*, **40**(11) : 1126-1131.

Baker, J. B. et Liu, L. (2006), « The determinants of primary health care utilization: a comparison of three rural clinics in Southern Honduras », *GeoJournal*, **66**(4) : 295-310.

Barkat, A., Helali, J., Rahman, M., Majid, M. et Bose, M. L. (1995), Knowledge attitude perception and practices relevant to the utilization of emergency obstetric care services in Bangladesh: a formative study, Dhaka, Bangladesh : University Research Corporation, p. 115.

Barros, P. P., Machado, M. P. et 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.

Basaza, R., Criel, B. et Van der Stuyft, P. (2008), « Community health insurance in Uganda: why does enrolment remain low? A view from beneath », *Health policy*, **87**(2) : 172-184.

Becker, G. S. (1974), « A theory of social interactions », *Journal of Political Economy*, **82**(6) : 1063-1093.

Becker, S., Peters, D. H., Gray, R. H., Gultiano, C. et Black, R. E. (1993), « The determinants of use of maternal and child health services in Metro Cebu, the Philippines », *Health transition review*, : 77-89.

Bennett, S., Creese, A. et Monasch, R. (1998). *Health insurance schemes for people outside formal sector employment*, Division of Analysis, Research and Assessment , World Health Organization, Geneva, Switzerland, p. 134.

Benzécri, J.-P. (1973), L'analyse des données (tome I et II), Paris, France : Dunod p. 1190.

Bernoulli, D. (1954), « Exposition of a new theory on the measurement of risk », *Econometrica: journal of the Econometric Society*, : 23-36.

Bernstein, J., Chollet, D. et Peterson, S. (2010), « How does insurance coverage improve health outcomes », *Mathematica Policy Research, Inc*, **1** : 1-10.

Blackwell, D. L., Martinez, M. E., Gentleman, J. F., Sanmartin, C. et Berthelot, J.-M. (2009), « Socioeconomic status and utilization of health care services in Canada and the United States: findings from a binational health survey », *Medical care*, **47**(11) : 1136-1146.

Blanchet, N., Fink, G. et Osei-Akoto, I. (2012), « The effect of Ghana's National Health Insurance Scheme on health care utilisation », *Ghana medical journal*, **46**(2) : 76-84.

Bloch, F., Genicot, G. et Ray, D. (2008), « Informal insurance in social networks », *Journal of Economic Theory*, **143**(1) : 36-58.

Bolhaar, J., Lindeboom, M. et van der Klaauw, B. (2012), « A dynamic analysis of the demand for health insurance and health care », *European Economic Review*, **56**(4) : 669-690.

Brown, M. E., Bindman, A. B. et Lurie, N. (1998), « Monitoring the consequences of uninsurance: a review of methodologies », *Medical Care Research and Review*, **55**(2) : 177-210.

Buchmueller, T. C. (2000). *The business case for employer-provided health benefits: A review of the relevant literature*, California HealthCare Foundation, Califonia, USA, p. 23.

Buchmueller, T. C., Couffinhal, A., Grignon, M. et Perronnin, M. (2004), « Access to physician services: does supplemental insurance matter? Evidence from France », *Health Economics*, **13**(7) : 669-687.

Buor, D. (2002), « Distance as a predominant factor in the utilisation of health services in the Kumasi metropolis, Ghana », *GeoJournal*, **56**(2) : 145-157.

Buor, D. (2004a), « Determinants of utilisation of health services by women in rural and urban areas in Ghana », *GeoJournal*, **61**(1) : 89-102.

Buor, D. (2004b), « Gender and the utilisation of health services in the Ashanti Region, Ghana », *Health policy*, **69**(3) : 375-388.

Cahuzac, E. et Bontemps, C. (2008), Stata par la pratique : statistiques, graphiques et éléments de programmation, College Station, Texas, United States of America : Stata Press, p. 254.

Cakmakyapan, S. et Goktas, A. (2013), « A comparison of binary logit and probit models with a simulation study », *Journal of Social and Economic statistics*, **2**(1) : 1-17.

Cameron, A. C. et Trivedi, P. K. (2005), Microeconometrics: methods and applications, New York, United States of America : Cambridge university press, p. 1058.

Cameron, A. C., Trivedi, P. K., Milne, F. et Piggott, J. (1988), « A microeconometric model of the demand for health care and health insurance in Australia », *The Review of Economic Studies*, **55**(1) : 85-106.

Caussat, L. et Glaude, M. (1993), « Dépenses médicales et couverture sociale », *Economie et statistique*, **265**(1) : 31-43.

Chawla, M. et Ellis, R. P. (2000), « The impact of financing and quality changes on health care demand in Niger », *Health policy and planning*, **15**(1) : 76-84.

Cheng, S. et Long, J. S. (2007), « Testing for IIA in the multinomial logit model », *Sociological Methods & Research*, **35**(4) : 583-600.

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*, **42**(3-5) : 499-511.

Coate, S. et Ravallion, M. (1993), « Reciprocity without commitment: Characterization and performance of informal insurance arrangements », *Journal of Development Economics*, **40**(1) : 1-24.

Cox, D. (1987), « Motives for private income transfers », *Journal of Political Economy*, **95**(3) : 508-546.

Crew, M. (1969), « Coinsurance and the welfare economics of medical care », *The American Economic Review*, **59**(5) : 906-908.

Culyer, A. J. (2005), The dictionary of health economics, Edward Elgar Publishing : Cheltenham, UK • Northampton, MA, USA, p. 405.

Cutler, D. M. et Gruber, J. (1996), « The effect of Medicaid expansions on public insurance, private insurance, and redistribution », *The American Economic Review*, : 378-383.

Davidoff, A. J. et Garrett, B. (2001), « Determinants of public and private insurance enrollment among Medicaid-eligible children », *Medical care*, **39**(6) : 523.

De Allegri, M., *et al.* (2006), « Understanding enrolment in community health insurance in sub-Saharan Africa: a population-based case-control study in rural Burkina Faso », *Bulletin of the World Health Organization*, **84**(11) : 852-858.

De Allegri, M., Sanon, M., Bridges, J. et Sauerborn, R. (2006), « Understanding consumers' preferences and decision to enrol in community-based health insurance in rural West Africa », *Health policy*, **76**(1) : 58-71.

De Allegri, M., Sanon, M. et Sauerborn, R. (2006), « "To enrol or not to enrol?": A qualitative investigation of demand for health insurance in rural West Africa », *Social Science & Medicine*, **62**(6) : 1520-1527.

De Meza, D. (1983), « Health insurance and the demand for medical care », *Journal of health economics*, **2**(1) : 47-54.

De Weerdt, J. (2002). *Risk-sharing and endogenous network formation*. Discussion Papers, N° 2002/57, World Institute for Development Economics (UNU-WIDER), p. 22.

De Weerdt, J. et Dercon, S. (2006), « Risk-sharing networks and insurance against illness », *Journal of Development Economics*, **81**(2) : 337-356.

Dercon, S., De Weerdt, J., Bold, T. et Pankhurst, A. (2006), « Group-based funeral insurance in Ethiopia and Tanzania », *World Development*, **34**(4) : 685-703.

Dercon, S. et Hoddinott, J. (2003). *Insurance against poverty*. Discussion Paper, N° 2003/08, World Institute for Development Economics (UNU-WIDER), Helsinki, Finland, p. 16.

Develay, A., Sauerborn, R. et Diesfeld, H. J. (1996), « Utilization of health care in an African urban area: results from a household survey in Ouagadougou, Burkina-Faso », *Social Science & Medicine*, **43**(11) : 1611-1619.

Develtere, P., Doyen, G., Fonteneau, B. et Bressinck, M. (2004). *Micro-assurances et soins de santé dans le Tiers-Monde*. Cera Foundation, Leuven, Belgique, p. 61.

Donfouet, H. P. P. et Mahieu, P.-A. (2012), « Community-based health insurance and social capital: a review », *Health economics review*, **2**(1) : 1-5.

Dong, H., De Allegri, M., Gnawali, D., Souares, A. et Sauerborn, R. (2009), « Drop-out analysis of community-based health insurance membership at Nouna, Burkina Faso », *Health policy*, **92**(2) : 174-179.

Dorn, S. (2008). *Uninsured and dying because of it: Updating the Institute of Medicine analysis on the impact of uninsurance on mortality*, Urban Institute, Washington, DC, p. 8.

Dror, D. M., Radermacher, R. et Koren, R. (2007), « Willingness to pay for health insurance among rural and poor persons: Field evidence from seven micro health insurance units in India », *Health policy*, **82**(1) : 12-27.

Dubay, L. et Kenny, G. (1997), « Did medicaid expansions for pregnant women crowd out private coverage? », *Health Affairs*, **16**(1) : 185-193.

Duong, D. V., Binns, C. W. et Lee, A. H. (2004), « Utilization of delivery services at the primary health care level in rural Vietnam », *Social Science & Medicine*, **59**(12) : 2585-2595.

Dussault, G., Fournier, P. et Letourmy, A. (2006), L'assurance maladie en Afrique francophone: améliorer l'accès aux soins et lutter contre la pauvreté, Etats-Unis d'Amérique, Washington, DC : Banque Mondiale, p. 596.

Ekman, B. (2004), « Community-based health insurance in low-income countries: a systematic review of the evidence », *Health policy and planning*, **19**(5) : 249-270.

Farley, P. J. et Wilensky, G. R. (1985), Household wealth and health insurance as protection against medical risks. Horizontal Equity, Uncertainty, and Economic Well-Being, (pp. 323-358) : University of Chicago Press.

Feldstein, M. (1977), « Quality change and the demand for hospital care », *Econometrica: journal of the Econometric Society*, : 1681-1702.

Flores, G. et Vega, L. R. (1998), « Barriers to health care access for Latino children: a review », *Family Medicine-Kansas City*, **30** : 196-205.

Foster, A. D. et Rosenzweig, M. R. (2001), « Imperfect commitment, altruism, and the family: Evidence from transfer behavior in low-income rural areas », *Review of Economics and Statistics*, **83**(3) : 389-407.

Friedman, M. et Savage, L. J. (1948), « The utility analysis of choices involving risk », *The Journal of Political Economy*, **56**(4) : 279-304.

Gardiol, L., Geoffard, P.-Y. et Grandchamp, C. (2005). *Separating selection and incentive effects in health insurance*. Working paper, N° 2005-38, Paris-Jourdan Sciences Economiques, Paris, France, p. 45.

Genicot, G. et Ray, D. (2003), « Group formation in risk-sharing arrangements », *The Review of Economic Studies*, **70**(1) : 87-113.

Gilson, L. (1997), « The lessons of user fee experience in Africa », *Health policy and planning*, **12**(3) : 273-285.

Greene, W. H. (2003), Econometric Analysis (5th ed.), Upper Saddle River, New Jersey : Prentice Hall, p. 1052.

Greene, W. H. (2012), Econometric Analysis (7th ed.), Upper Saddle River, New Jersey : Prentice Hall, p. 1231.

Grossman, M. (1972), « On the concept of health capital and the demand for health », *The Journal of Political Economy*, **80**(2) : 223-255.

Guerrien, B. (2002), Dictionnaire d'analyse économique, La Découverte & Syros : Paris, France, p. 568.

Guide SPAD (2001), Spad Base : Aide à l'interprétation. Paris, France, CISIA **:** p. 159.

Hansson, S. O. (2004), « Philosophical perspectives on risk », *Techné: Research in Philosophy and Technology*, **8**(1) : 10-35.

Harmon, C. et Nolan, B. (2001), « Health insurance and health services utilization in Ireland », *Health Economics*, **10**(2) : 135-145.

Hausman, J. et McFadden, D. (1984), « Specification tests for the multinomial logit model », *Econometrica: journal of the Econometric Society*, : 1219-1240.

Heckman, J. J. (1979), « Sample selection bias as a specification error », *Econometrica: journal of the Econometric Society*, : 153-161.

Hodges, A., Mèdédji, D., Mongbo, J.-J. et O'Brien, C. (2010). *UNICEF : Etude sur l'état des lieux et les perspectives de protection sociale au Bénin*, Oxford Policy Management, Angleterre, p. 110.

Holly, A., Gardiol, L., Domenighetti, G. et Bisig, B. (1998), « An econometric model of health care utilization and health insurance in Switzerland », *European economic review*, **42**(3) : 513-522.

Holmer, M. (1984), « Tax policy and the demand for health insurance », *Journal of health economics*, **3**(3) : 203-221.

ICF International. (2012). *Manuel de l'enquêtrice et de l'enquêteur pour les Enquêtes Démographiques et de Santé. MEASURE DHS*, ICF International, Calverton, Maryland, USA, p. 142.

IFC et World Bank. (2012). *L'Initiative pour la Santé en Afrique*, International Finance Corporation et The World Bank, Nairobi, Kenya, p. 5.

INSAE. (2016). *Effectifs de la population des villages et quartiers de ville du Bénin (RGPH-4, 2013)*, INSAE, Cotonou, Bénin, p. 85.

INSAE et Macro International Inc. (2006). *Enquête Démographique et de Santé (EDSB-III)-Bénin 2006*, INSAE [Bénin] et Macro International, Calverton, Maryland, USA, p. 512.

Institut National de la Statistique et de l'Analyse Economique (INSAE) et ICF International. (2013). *Enquête Démographique et de Santé du Bénin 2011-2012*, INSAE et ICF International, Calverton, Maryland, USA, p. 575.

Jowett, M., Deolalikar, A. et Martinsson, P. (2004), « Health insurance and treatment seeking behaviour: evidence from a low-income country », *Health Economics*, **13**(9) : 845-857.

Jütting, J. P. (2003), « Do community-based health insurance schemes improve poor people's access to health care? Evidence from rural Senegal », *World Development*, **32**(2) : 273-288.

Kazianga, H. (2006), « Motives for household private transfers in Burkina Faso », *Journal of Development Economics*, **79**(1) : 73-117.

Kenagy, J. W., Berwick, D. M. et Shore, M. F. (1999), « Service quality in health care », *JAMA*, **281**(7) : 661-665.

Kiil, A. (2012). *Private health insurance and the use of health care services-a review of the theoretical literature with application to voluntary private health insurance in universal health care systems*. Working paper, N°2012/1, COHERE-Centre of Health Economics Research, University of Southern Denmark, Denmark, p. 46.

Kilbourne, A. M. (2005), « Care without coverage: too little, too late », *Journal of the National Medical Association*, **97**(11) : 1578.

Kimball, M. S. (1988), « Farmers' cooperatives as behavior toward risk », *American Economic Review*, **78**(1) : 224-232.

Koch, S. et Alaba, O. (2010), « On health insurance and household decisions: A treatment effect analysis », *Social Science & Medicine*, **70**(2) : 175-182.

Kondo, A. et Shigeoka, H. (2013), « Effects of universal health insurance on health care utilization, and supply-side responses: Evidence from Japan », *Journal of Public Economics*, **99** : 1-23.

Kuentz-Simonet, V., *et al.* (2012). *Classification de variables qualitatives pour la compréhension de la prise en compte de l'environnement par les agriculteurs*. Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques [INSEE], Bordeaux, France, p. 27.

L'Horty, Y., Quinet, A. et Rupprecht, F. (1997), « Expliquer la croissance des dépenses de santé: le rôle du niveau de vie et du progrès technique », *Économie & prévision*, **129**(3-4) : 257-268.

Lavy, V., Strauss, J., Thomas, D. et De Vreyer, P. (1996), « Quality of health care, survival and health outcomes in Ghana », *Journal of health economics*, **15**(3) : 333-357.

Lebart, L., Morineau, A. et Piron, M. (1998), Statistique exploratoire multidimensionnelle, Paris, France : Dunod, p. 404.

LeMay-Boucher, P. (2012), « Insurance for the Poor: the Case of Informal Insurance Groups in Benin », *Journal of Development Studies*, **48**(9) : 1258-1273.

LeMay-Boucher, P. (2009), « Beninese and Ethiopian Informal Insurance Groups: A Comparative Analysis », *Development Policy Review*, **27**(3) : 333-347.

Letourmy, A. (2000), « Les mutuelles de santé en Afrique: conditions d'un développement », *Afrique contemporaine*, : 230-240.

Li, X. et Zhang, W. (2013), « The impacts of health insurance on health care utilization among the older people in China », *Social Science & Medicine*, **85**(59-65).

Ligon, E., Thomas, J. P. et Worrall, T. (2002), « Informal insurance arrangements with limited commitment: Theory and evidence from village economies », *The Review of Economic Studies*, **69**(1) : 209-244.

Long, J. S. (1997), Regression models for categorical and limited dependent variables (Vol. 7), London, United Kingdom : Sage Publications, p. 158.

Long, J. S. et Freese, J. (2001), Regression models for categorical dependent variables using Stata (First ed.), College Station, Texas, United States of America : Stata press, p. 311.

Long, J. S. et Freese, J. (2006), Regression models for categorical dependent variables using Stata (Second ed.), College Station, Texas, United States of America : Stata press, p. 527.

Mahieu, R. (2002), « Les déterminants des dépenses de santé: une approche macro-économique », *Santé, société et solidarité*, **1**(1) : 79-87.

Makoka, D., Kaluioa, M. et Kaubewa, P. (2007), « Demand for private health insurance where public health services are free: the case of Malawi », *Journal of Applied Services*, **21** : 3268-3274.

Manning, W. G. et Marquis, M. S. (1996), « Health insurance: the tradeoff between risk pooling and moral hazard », *Journal of health economics*, **15**(5) : 609-639.

Manning, W. G., Newhouse, J. P., Duan, N., Keeler, E. B. et Leibowitz, A. (1987), « Health insurance and the demand for medical care: evidence from a randomized experiment », *The American Economic Review*, : 251-277.

Mariam, D. H. (2003), « Indigenous social insurance as an alternative financing mechanism for health care in Ethiopia (the case of eders) », *Social Science & Medicine*, **56**(8) : 1719-1726.

Mariko, M. (2003), Accès aux soins de qualité: résultat d'une étude empirique menée à Bamako (Mali). M. Audibert, J. Mathonnat et E. de Roodenbeke (éd.), Le financement de la santé dans les pays d'Afrique et d'Asie à faible revenu, Paris, Karthala, (pp. 41-58).

Markowitz, M. A., Gold, M. et Rice, T. (1991), « Determinants of health insurance status among young adults », *Medical care*, : 6-19.

Marquis, M. S. et Long, S. H. (1995), « Worker demand for health insurance in the non-group market », *Journal of health economics*, **14**(1) : 47-63.

Mathauer, I., Ntamwishimiro Soumare, A. et Semegan, B. (2010). *Analyse du financement de la santé et réflexions sur le régime d'assurance maladie universelle au Bénin*, Organisation Mondiale de la Santé, Cotonou, Bénin, p. 34.

Mauri, A. (1987). *The Role of Financial Intermediation in the Mobilisation and allocation of Household Savings in Ethiopia: Interlinks Between Organized and Informal Circuits*. Working Paper, N° 2, Giordano Dell'Amore, Ethiopia, p. 29.

McFadden, D. (1973), Conditional logit analysis of qualitative choice behavior, In P. Zarembka (Ed.). Frontiers in econometrics, (pp. 105 - 142). New York : Academic Press.

McFadden, D., Tye, W. B. et Train, K. (1981), « An application of diagnostic tests for the independence from irrelevant alternatives property of the multinomial logit model », *Transportation Research Board Record*, **637** : 39-46.

Meer, J. et Rosen, H. S. (2004), « Insurance and the utilization of medical services », *Social Science & Medicine*, **58**(9) : 1623-1632.

MEFPD. (2015). *Les déterminants de la souscription d'une garantie d'assurance au Bénin*, Direction Générale des Affaires Economiques [DGEA] / Direction des Assurance, Ministère de l'Economie, des Finances et des Programmes de Dénationalisation [MEFPD], Cotonou, Bénin, p. 64.

Mills, A. (1983), Economic aspects of health insurance, In K. Lee, Mills, A. (Ed.). Health Economics in Developing Countries, 4 (pp. 64-88). Oxford, England : Oxford University Press.

Mladovsky, P. et Mossialos, E. (2008), « A conceptual framework for community-based health insurance in low-income countries: social capital and economic development », *World Development*, **36**(4) : 590-607.

Mroz, A. T., Guilkey, K. D. et Bollen, A. K. (1995), « Binary out comes and endogenous explanatory variables: Tests and solution with an application to the demand for contraceptive use in Tunisia », *Demography*, **32**(1) : 111 - 131.

MS. (2007). *Rapport général sur les Etats Généraux de la Santé au Bénin*, Direction de la Programmation et de la Prospective [DPP], Ministère de la Santé, Cotonou, Bénin, p. 35.

MS. (2009). *Annuaire des statistiques sanitaires 2008*, Direction de la Programmation et de la Prospective [DPP], Ministère de la Santé, Cotonou, Bénin, p. 252.

MS. (2010). *Atelier sur l'assurance maladie universelle en Afrique Francophone, Kigali, Rwanda*, Ministère de la Santé, Cotonou, Bénin, p. 15.

MS. (2014). *COMPTES DE SANTE 2012, Comptes généraux et dépenses de santé du paludisme, du VIH/SIDA et de la tuberculose*, Direction de la Programmation et de la Prospective [DPP], Ministère de la Santé, Cotonou, Bénin, p. 46.

MS. (2016). *Annuaire des statistiques sanitaires 2015*, Direction de la Programmation et de la Prospective [DPP], Ministère de la Santé, Cotonou, Bénin, p. 163.

Nagelkerke, N. J. (1991), « A note on a general definition of the coefficient of determination », *Biometrika*, **78**(3) : 691-692.

Ndongo, J. C. A. et Nanfosso, R. T. (2012). *Impact des Mutuelles de santé sur les Comportements de Demande de Santé des Ménages au Cameroun*. Research Paper, N° 20, Micro Insurance Innovation Facility, EU-DN, International Labour Office, Genève, Suisse, p. 22.

Newhouse, J. P. (1978), The economics of medical care: a policy perspective, Reading, MA, United States of America : Addison-Wesley Publishing Company, p. 116.

Nketiah-Amponsah, E. (2009), « Demand for health insurance among women in Ghana: cross-sectional evidence », *International Research Journal of Finance and Economics*, (33) : 179-191.

Nyman, J. A. (1999), « The value of health insurance: the access motive », *Journal of health economics*, **18**(2) : 141-152.

Nyman, J. A. (2001). *The Theory of the Demand for Health Insurance*. Working papers, N° 311, University of Minnesota, Center for Economic Research, Department of Economics, Minnesota, United States of America, p. 40.

Nyman, J. A. (2003), The theory of demand for health insurance, Stanford, California : Stanford Economics & Finance, p. 201.

O'Brien, E. (2003), « Employers' benefits from workers' health insurance », *Milbank Quarterly*, **81**(1) : 5-43.

O'Higgins, N. (1994), « YTS, employment, and sample selection bias », *Oxford Economic Papers*, : 605-628.

OCDE. (2015). *Panorama de la santé 2015: Les indicateurs de l'OCDE*, OCDE, Paris, France, p. 226.

OMS. (1946). *Préambule à la Constitution de l'Organisation Mondiale de la Santé, tel qu'adopté par la Conférence internationale sur la Santé, New York, 19-22 juin 1946; signé le 22 juillet 1946 par les représentants de 61 Etats*, OMS, New York, USA, p. 100.

OMS. (1978). *Rapport de la Conférence internationale sur les soins de santé primaires, Alma-Ata, 6-12 septembre 1978*, OMS, Genève, Suisse, p. 90.

OMS. (2000). *Rapport sur la santé dans le monde 2000 : pour un système de santé plus performant*, OMS, Genève, Suisse, p. 248.

OMS. (2002). *Macroéconomie et santé: investir dans la santé pour le développement économique*, Commission Macroéconomie et Santé, OMS, Genève, Suisse, p. 210.

OMS. (2015). *Statistiques sanitaires mondiales 2015*, OMS, Genève, Suisse, p. 164.

OUA (1981), *Charte Africaine des Droits de l'Homme et des Peuples* (0002-9300)), Nairobi, Kenya : OUA, p. 21.

Palmer, N., Mueller, D. H., Gilson, L., Mills, A. et Haines, A. (2004), « Health financing to promote access in low income settings—how much do we know? », *The Lancet*, **364**(9442) : 1365-1370.

Pankhurst, A. (2008), « The Emergence, Evolution and Transformations of Iddir Funeral Associations in Urban Ethiopia », *Journal of Ethiopian Studies*, : 143-185.

Pankhurst, A. et Mariam, D. H. (2000), « The iddir in Ethiopia: historical development, social function, and potential role in HIV/AIDS prevention and control », *Northeast African Studies*, **7**(2) : 35-57.

Pauly, M. (1983), « More on moral hazard », *Journal of health economics*, **2**(1) : 81-85.

Pauly, M. V. (1968), « The economics of moral hazard: comment », *The American Economic Review*, **58**(3) : 531-537.

Pauly, M. V. (1986), « Taxation, health insurance, and market failure in the medical economy », *Journal of Economic Literature*, : 629-675.

Pauly, M. V. et 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. (1973). *Demand for health insurance: a theoretical and empirical investigation*, Office of Economic Opportunity, Washington, United States of America, p. 214.

Phelps, C. E. (1997), Health Economncs (Fourth ed.), New York, USA : Pearson, USA, p. 628.

Phelps, C. E. et Newhouse, J. P. (1974), « Coinsurance, the price of time, and the demand for medical services », *the Review of Economics and Statistics*, **56**(3) : 334-342.

Piet-Pelon, N., Rob, U., Khan, M. et Mzinga, J. (1999), Men in Bangladesh India and Pakistan: reproductive health issues, Dhaka, Bangladesh : Karshaf Publishers, p. 184.

Pindyck, R. S. et Rubinfeld, D. (1981), Econometric Models and Economic Forecasts, New York, USA : McGraw-Hill, Inc, p. 600.

Platteau, J. P. (1997), « Mutual insurance as an elusive concept in traditional rural communities », *The Journal of Development Studies*, **33**(6) : 764-796.

Rosa, E. A. (1998), « Metatheoretical foundations for post-normal risk », *Journal of risk research*, **1**(1) : 15-44.

Rwenge, M. J.-R. et Nguemaleu, H. T. (2011), « Facteurs sociaux de l'utilisation des services de soins obstétricaux parmi les adolescentes camerounaises », *African journal of reproductive health*, **15**(3) : 87-99.

Saksena, P., Antunes, A. F., Xu, K., Musango, L. et Carrin, G. (2011), « Mutual health insurance in Rwanda: evidence on access to care and financial risk protection », *Health policy*, **99**(3) : 203-209.

Santerre, R. E. et Neun, S. P. (2009), Health economics: Theories, insights, and industry studies : Cengage Learning, p. 646.

Schlesinger, H. (2013), The theory of insurance demand. Handbook of Insurance, Chapter 7 (pp. 167-184). New York, USA : Springer.

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.

Short, P. F. et Taylor, A. K. (1989), « Premiums, benefits, and employee choice of health insurance options », *Journal of health economics*, **8**(3) : 293-311.

Small, K. A. et Hsiao, C. (1985), « Multinomial logit specification tests », *International economic review*, : 619-627.

Smith, A. (1986), Théorie des sentiments moraux, Paris : Guillaumin et Cie.

Smith, K. V. et 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.

Smith, R. J. et Blundell, R. W. (1986), « An exogeneity test for a simultaneous equation Tobit model with an application to labor supply », *Econometrica: journal of the Econometric Society*, : 679-685.

Tape, Y. B., Lacroix, G. et Duclos, J. Y. (2007), *Analyse économétrique de l'itinéraire thérapeutique des ménages de Côte d'Ivoire*. Université Laval. p. 90.

Taylor, A. K. et Wilensky, G. R. (1983), « The effect of tax policies on expenditures for private health insurance », *Market Reforms in Health Care, American Enterprise Institute, Washington, DC*, : 163-184.

Thomas, D., Lavy, V. et Strauss, J. (1996), « Public policy and anthropometric outcomes in the Cote d'Ivoire », *Journal of Public Economics*, **61**(2) : 155-192.

Thomas, K. (1994), « Are subsidies enough to encourage the uninsured to purchase health insurance? An analysis of underlying behavior », *Inquiry*, : 415-424.

Townsend, R. M. (1994), « Risk and insurance in village India », *Econometrica: journal of the Econometric Society*, : 539-591.

UNICEF. (2009). *Maternal and child health: the social protection dividend-west and central Africa*, Regional Office for West and Central Africa, UNICEF Dakar, p. 76.

UNICEF. (2016). *La situation des enfants dans le monde 2016 : L'égalité des chances pour chaque enfant*, UNICEF, New York, p. 148.

Wagstaff, A. (2002), « Poverty and health sector inequalities », *Bulletin of the world health organization*, **80**(2) : 97-105.

Warner, H. R. (1972), Problems and Priorities for Health Care Technology in the 1980s. Technology and Health Care Systems in the 1980s. San Francisco, National Center for Health Services Research and Development.

Waters, H. R. (1999), « Measuring the impact of health insurance with a correction for selection bias - a case study of Ecuador », *Health Economics*, **8**(5) : 473-483.

Weissman, J. S., Gatsonis, C. et Epstein, A. M. (1992), « Rates of avoidable hospitalization by insurance status in Massachusetts and Maryland », *JAMA*, **268**(17) : 2388-2394.

Wilper, A. P., *et al.* (2009), « Health insurance and mortality in US adults », *American journal of public health*, **99**(12) : 2289.

World Bank. (1993). *World development report 1993; investing in health*, World Bank, New York, p. 348.

World Bank. (2000). *World development report 2000/1*, Oxford University Press, Oxford, p. 335.

Zweifel, P. et Manning, W. G. (2000), « Moral hazard and consumer incentives in health care », *Handbook of health economics*, **1** : 409-459.

Zweig, M. H. et Campbell, G. (1993), « Receiver-operating characteristic (ROC) plots: a fundamental evaluation tool in clinical medicine », *Clinical chemistry*, **39**(4) : 561-577.

# Annexes

## Annexe 1

### A.1 L'assurance maladie au Bénin: état des lieux

On distingue sur le marché de l'assurance au Bénin deux branches d'opérations à savoir : la branche « dommages » et la branche « Vie et Capitalisation ». En 2015, ce marché est animé par quatorze (14) compagnies d'assurances dont sept (07) commercialisent les produits de la branche « dommages », six (06) les produits de la branche « Vie et Capitalisation » et une société spécialisée en assurance agricole (MEFPD, 2015). La branche dommage est encore appelée la branche Incendie, Accidents et Risques Divers (IARD) et les principaux produits qu'elle offre concernent l'accident, la maladie, l'automobile, l'incendie et les dommages aux biens, la responsabilité civile générale, les pertes pécuniaires diverses, l'assistance, la caution et le transport. Les garanties offertes par la branche Vie et Capitalisation couvrent les contrats « épargne » et « Décès » notamment les contrats liés aux crédits et leurs nombreuses combinaisons. L'assurance maladie, qui fait l'objet du présent état des lieux, est donc l'une des garanties de la branche dommage.

L'assurance maladie est un arrangement par lequel l'assureur paie, en cas de survenance de maladie, une certaine somme d'argent à la personne assurée ou à son prestataire de soins de santé selon les termes de la police d'assurance (Culyer, 2005). Elle est une protection financière contre le risque maladie et permet un partage des responsabilités financières entre prestataires de services, patient-consommateurs et acheteurs de services de santé. Au Bénin, on distingue trois types d'assurance maladie : l'assurance privée, l'assurance publique et les mutuelles de santé. Ces trois types sont qualifiés d'assurances formelles, car ils sont encadrés par les textes réglementaires nationaux et internationaux. En dehors de cette assurance, il existe une assurance informelle basée sur la solidarité, qui permet aux exclus de l'assurance formelle de faire face aux risques, notamment ceux liés aux funérailles et aux maladies. Il semble nécessaire de présenter les spécificités de chacune des trois catégories d'assurance maladie formelle, et au-delà, d'évoquer l'assurance informelle.

#### A.1.1 L'assurance maladie privée au Bénin

L'assurance maladie privée est une assurance offerte par une entreprise commerciale ayant reçu l'agrément et ayant la compétence juridique de pratiquer les opérations d'assurance maladie. Historiquement, elle a été considérée comme une couverture volontaire et obéit essentiellement aux lois du marché. Comme indiqué ci-dessus, on dénombre sept (07)

compagnies d'assurance privée qui offre les contrats d'assurance maladie, il s'agit de : la Fédérale d'Assurances (FEDAS), la Générale des Assurances du Bénin (GAB), l'Africaine des Assurances (L'AFRICAINE), la Nouvelle Société Inter-africaine d'Assurances du Bénin (NSIA Bénin), Allianz Bénin Assurances (Allianz Bénin), la Société Africaine d'Assurances et de Réassurances du Bénin (SAARB) et SAHAM-Bénin. Il convient de noter que ces compagnies ne proposent que des contrats d'assurance de groupe, notamment aux familles (le père, la mère et 6 enfants au plus[31]). L'âge limite du père et de la mère est fixé à soixante (60) ans et celui des enfants est fixé à vingt et un (21) ans. Ainsi, les familles dans lesquelles le père ou la mère a plus de soixante (60) ans ne peuvent pas souscrire à l'assurance maladie privée au Bénin. Autrement dit, les compagnies privées d'assurance offrent des polices d'assurance aux individus en fonction de l'âge à la retraite.

En 2010, l'assurance maladie privée couvre environ 3% de la population béninoise (MS, 2010) et sa contribution aux dépenses privées de la santé est seulement de 10,6% en 2012 (OMS, 2015). Ce faible taux de couverture justifie la croyance selon laquelle, l'assurance maladie privée est réservée à des ménages à revenus élevés. Souvent basée sur l'emploi, l'assurance maladie privée est fournie aux employés des entreprises du secteur formel qui partagent la prime ou la cotisation avec leurs employeurs. Ainsi, la majorité des béninois n'ont pas une police d'assurance maladie privée, malgré l'importance de cette dernière. En effet, l'assurance maladie privée offre aux consommateurs une plus grande possibilité de choix des soins et des prestataires. De plus, les compagnies privées d'assurance proposent aux consommateurs une large gamme de produits qui leur permet de sélectionner les risques et les produits qu'elles souhaitent couvrir. Même si ces avantages sont connus par les ménages, la prime perçue comme élevée par ces derniers constitue l'une des raisons à la non-souscription à ce type d'assurance.

### A.1.2 L'assurance maladie publique au Bénin

L'assurance maladie publique est un système de protection contre le risque maladie mis en place par l'Etat pour ses agents permanents, civils et militaires émargeant au budget national ainsi que pour leurs conjoints et leurs ayants droit. Appelée « *Régime des 4/5*$^{ième}$ », car prenant en charge 80% des frais de soins de santé, cette assurance est obligatoire pour les fonctionnaires d'Etat en activité. Elle couvre environ 10% de la population béninoise et prend en compte les

[31] Avec possibilité d'aller au-delà des 6 enfants moyennant une surprime. De même, en cas de la polygamie, il est prévu une surprime.

soins ambulatoires et hospitaliers, certains examens biologiques et exploratoires et les évacuations sanitaires. Cependant, l'assurance maladie publique ne couvre pas les dépenses en médicament, bien que ces dépenses représentent le plus important poste des dépenses de santé des ménages béninois[32]. Hormis cette insuffisance, le régime des 4/5$^{ième}$ connaît des dysfonctionnements et les difficultés sont entre autres : le paiement direct des ordonnances médicales par les bénéficiaires, l'insuffisance dans la qualité des soins et services offerts, le manque de satisfaction des usagers (Mathauer et *al*., 2010). De même, le régime des 4/5$^{ième}$ est caractérisé par le manque de clarté dans son fonctionnement, les retards dans le remboursement des prestataires par le Ministère des Finances, ce qui entraîne un rejet des attestations de prise en charge par plusieurs formations sanitaires. Ces manquements conduisant à l'insatisfaction des bénéficiaires de ce régime obligent les agents permanents de l'Etat à souscrire un contrat d'assurance maladie privée ou d'initier une mutuelle de santé. C'est dans ce contexte que le Ministère du Travail et de la Fonction Publique a initié une Mutuelle de Santé des Agents de l'Etat sur la sollicitation des organisations des travailleurs.

Les ménages pauvres exerçant dans l'informel sont exclus des deux types d'assurance présentés ci-dessus et le développement des mutuelles de santé initiées au Bénin permet d'étendre la protection contre le risque maladie à cette couche de population.

### A.1.3 L'assurance maladie communautaire: les mutuelles de santé

Selon Letourmy (2000), les mutuelles de santé sont des associations libres et volontaires de personnes qui, au moyen des cotisations de leurs membres, leur garantissent une protection contre le risque maladie en dehors de toute assurance publique et privée. Elles sont des organisations créées sur la base de liens communautaires ou professionnels. Associations à but non lucratif, les mutuelles de santé ont pour objectif principal l'amélioration de l'accessibilité financière aux soins de santé pour les populations exclues des assurances maladie officielles (celles décrites ci-dessus), notamment les travailleurs du secteur informel. Les mutuelles de santé visent le partage du risque maladie et la participation de chaque membre à la gestion de l'association. Les premières mutuelles de santé du Bénin ont été créées en 1990. Grâce aux Organisations Non Gouvernementales (ONG) nationales et internationales, le nombre de mutuelles de santé ne cesse de croître d'année en année. En effet, de 11 mutuelles de santé dont

[32] Selon les Comptes Nationaux de Santé de 2005 du Bénin, près de 75% des dépenses privées sont consacrées aux produits pharmaceutiques.

9 fonctionnelles en 1997, on dénombre selon les données d'Afric'Mutualité[33] 191 mutuelles de santé au Bénin à la fin du mois de mars 2010. Le nombre d'adhérents de ces mutuelles de santé s'élève à 55.851 en mars 2010 et le nombre de bénéficiaires est de 140.326, soit environ 1,6% de la population béninoise de 2010.

Les prestations sanitaires couvertes par les mutuelles de santé sont les suivantes : traumatisme, accouchement simple, consultations curatives primaires, consultations prénatales, consultations postnatales, examens de laboratoire ou radiologie, activités préventives et promotionnelles (vaccination, etc.). Les prestations sanitaires couvertes et la cotisation des adhérents varient d'une mutuelle à une autre et se situent entre 300 et 2.000 FCFA par mois et par individu. Les mutuelles de santé ne couvrent efficacement que les petits risques et excluent une partie importante des risques, notamment ceux les plus coûteux. Elles connaissent des multiples difficultés liées à la gestion, à la viabilité financière, au faible pouvoir de négociation et de lobbying avec les prestataires de soins et à l'inexistence d'un cadre juridique adapté jusqu'en 2011. En effet, avant 2011, les mutuelles de santé étaient régies par la loi 1901 régissant les associations au Bénin et ce n'est qu'en juillet 2011 que le Parlement béninois a ratifié le règlement n° 07/2009/CM/UEMOA portant règlementation de la mutualité sociale au sein de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) adoptée en juin 2009 par le Conseil des Ministres de l'UEMOA.

Comme mentionné ci-dessus, à côté des trois types d'assurance maladie formelle, il existe une organisation communautaire basée sur une relation de réciprocité qui permet une solidarité face à la vulnérabilité. 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'assurances informelles (Dercon *et al.*, 2006; LeMay-Boucher, 2012).

### A.1.4 L'assurance maladie informelle

Les « *nujè mèji gbê* » sont des initiatives spontanées de petite échelle émanant des populations en vue de satisfaire les besoins de couverture d'un large éventail de chocs, telles que les dépenses de funérailles, les dépenses de santé, etc. Ces initiatives volontaires sont

[33] Association africaine pour la protection sociale et le développement

fondées sur le principe de confiance réciproque. Elles ne sont pas répertoriées, ni contrôlées et n'ont pas de statut juridique. Ces groupements accordent une place importante au principe de participation des membres. Selon Lemay-Boucher (2012), ces groupes ont été créés au Bénin et en Ethiopie en adaptation à un environnement risqué, caractéristique des pays sub-sahariens. Dans ces pays, les ménages pauvres sont particulièrement vulnérables aux risques et il existe peu de dispositifs assurantiels qui leur soient accessibles. En effet, pour la majorité des ménages, les coûts liés à l'assurance formelle sont prohibitifs, ils comptent donc, au temps opportun, sur les entraides des voisins, amis ou parents.

En résumé, il existe deux catégories d'assurance maladie au Bénin, l'assurance maladie formelle (qui est composée de trois types d'assurance à savoir : l'assurance maladie privée, l'assurance maladie publique et les mutuelles de santé) et l'assurance informelle. L'assurance maladie privée et publique sont principalement 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 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 d'être solidaires face aux risques.

**Annexe 2**

**Tableau A.2.1 : Liste des variables utilisées dans les chapitres 1 et 3**

| Symboles | Variables | Définition des variables |
|---|---|---|
| | | *Variable endogène et potentiellement endogène* |
| Use | Utilisation des services de santé | 1 si au moins un membre du ménage a utilisé les services de santé pour n'importe quelle raison au cours des 12 derniers mois avant l'enquête et 0 si non |
| HI | Assurance maladie | 1 si le ménage est couvert par une assurance maladie et 0 si non |
| HI_Pri | Assurance maladie privée | 1 si le ménage est couvert par une assurance maladie privée commerciale et 0 si non |
| HI_Pub | Assurance maladie publique | 1 le ménage est couvert par une assurance maladie publique (sécurité sociale) et 0 si non |
| HI_Mut | Mutuelle de santé | 1 si le ménage est membre d'une mutuelle de santé et 0 si non |
| HI_Emp | Assurance maladie employeur | 1 si le ménage est couvert par une assurance maladie employeur et 0 si non |
| | | *Variables exogènes* |
| AgeCM | Age du chef de ménage | L'âge du chef de ménage en année |
| SexeCM | Sexe du chef de ménage | 1 si le chef de ménage est un homme et 0 si c'est une femme |
| ReligionCM | Religion du chef de ménage | 1. Vodoun 2. Autre religion traditionnelle 3. Islam 4. Catholique 5. Protestant méthodiste 6. Autres protestant 7. Christianisme céleste 8. Autre christianisme 9. Autres religions 10. Pas de religion Une variable dummy (0/1) a été créée pour chacune des religions. |
| SitMat | Situation matrimoniale du chef de ménage | 1. Célibataire 2. Marié 3. Vit avec un partenaire 4. Veuf 5. Divorcé 6. Séparé Une variable dummy (0/1) a été créée pour chaque catégorie. |
| EducCM | Niveau d'éducation du chef de ménage | 1. Aucun 2. Primaire 3. Secondaire 4. Supérieur Une variable dummy (0/1) a été créée pour chaque catégorie. |
| NbreEtude | Nombre d'années d'étude du chef de ménage | Le nombre d'années 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_AgSant | 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 | Tradi-praticien | 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 nécessaire 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 enquêté lui-même 2. L'enquêté 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. |

**Tableau A.2.2 : Résultats bruts des coefficients estimés du modèle logit des déterminants de l'utilisation des services de santé au Bénin**

Logistic regression — Number of obs = 17181; LR chi2(59) = 1642.62; Prob > chi2 = 0.0000; Log likelihood = -8837.6999; Pseudo R2 = 0.0850

| Use | Odds Ratio | Std. Err. | z | P>\|z\| | [95% Conf. | Interval] |
|---|---|---|---|---|---|---|
| HI_Pri | 1.12463 | .3435017 | 0.38 | 0.701 | .6180484 | 2.046429 |
| HI_Pub | 1.719046 | .3943812 | 2.36 | 0.018 | 1.096493 | 2.695063 |
| HI_Emp | 1.024124 | .1865494 | 0.13 | 0.896 | .7166409 | 1.463535 |
| HI_Mut | 1.17106 | .2911611 | 0.64 | 0.525 | .7193573 | 1.906399 |
| SexeCM | 1.109982 | .0608805 | 1.90 | 0.057 | .9968481 | 1.235955 |
| AgeCM | .9412902 | .0067818 | -8.40 | 0.000 | .9280915 | .9546765 |
| Agesq | 1.000492 | .0000705 | 6.98 | 0.000 | 1.000354 | 1.00063 |
| EducCM1 | .357072 | .0595886 | -6.17 | 0.000 | .257458 | .495228 |
| EducCM2 | .4551669 | .0748207 | -4.79 | 0.000 | .3297992 | .6281911 |
| EducCM3 | .5300124 | .0815382 | -4.13 | 0.000 | .3920445 | .7165337 |
| EducCM4 | 1 | (omitted) | | | | |
| Enf5_FemEn | 1.042815 | .0132374 | 3.30 | 0.001 | 1.01719 | 1.069085 |
| Milieu | .9982511 | .046883 | -0.04 | 0.970 | .9104645 | 1.094502 |
| Moy_Fin | .9847356 | .0470661 | -0.32 | 0.748 | .8966767 | 1.081442 |
| Distance | .9839534 | .0466631 | -0.34 | 0.733 | .8966172 | 1.079797 |
| Permission | .8810313 | .0417566 | -2.67 | 0.008 | .8028761 | .9667945 |
| Mal | 1.469166 | .0588663 | 9.60 | 0.000 | 1.358204 | 1.589193 |
| SitMat_CM2 | 2.424813 | .2075604 | 10.35 | 0.000 | 2.050296 | 2.86774 |
| SitMat_CM3 | 1.780913 | .1682567 | 6.11 | 0.000 | 1.479868 | 2.143198 |
| SitMat_CM4 | 1.449693 | .2496988 | 2.16 | 0.031 | 1.034339 | 2.031839 |
| SitMat_CM5 | 1.966227 | .2439792 | 5.45 | 0.000 | 1.541745 | 2.507581 |
| Stat_EmpCM1 | 1.596978 | .3233367 | 2.31 | 0.021 | 1.073886 | 2.37487 |
| Stat_EmpCM2 | 1.218783 | .093623 | 2.58 | 0.010 | 1.048431 | 1.416814 |
| Stat_EmpCM3 | 1.032872 | .1345664 | 0.25 | 0.804 | .8001085 | 1.33335 |
| Stat_EmpCM4 | 1.095196 | .0696131 | 1.43 | 0.153 | .9669138 | 1.240499 |
| Stat_EmpCM6 | 1.341019 | .0820794 | 4.79 | 0.000 | 1.189421 | 1.511939 |
| Stat_EmpConj1 | .8898496 | .0519694 | -2.00 | 0.046 | .7936049 | .9977664 |
| Stat_EmpConj2 | 1.658393 | .2227772 | 3.77 | 0.000 | 1.274509 | 2.157904 |
| Stat_EmpConj3 | 1.669551 | .3094047 | 2.77 | 0.006 | 1.161056 | 2.400745 |
| Stat_EmpConj4 | 1.18983 | .065028 | 3.18 | 0.001 | 1.068967 | 1.32436 |
| Stat_EmpConj6 | 1.355798 | .5056874 | 0.82 | 0.414 | .652699 | 2.81629 |
| Stat_EmpConj7 | 1.282283 | .1122923 | 2.84 | 0.005 | 1.080047 | 1.522389 |
| Ind_Rich1 | .7161221 | .0663437 | -3.60 | 0.000 | .597213 | .8587068 |
| Ind_Rich2 | .7575322 | .0659413 | -3.19 | 0.001 | .6387136 | .8984544 |
| Ind_Rich3 | .7793411 | .0621356 | -3.13 | 0.002 | .6665959 | .9111555 |
| Ind_Rich4 | .8646969 | .0564463 | -2.23 | 0.026 | .7608491 | .9827188 |
| Ind_Rich5 | 1 | (omitted) | | | | |
| RegionR1 | 1.748367 | .1604595 | 6.09 | 0.000 | 1.460536 | 2.092923 |
| RegionR2 | 1.228692 | .1319548 | 1.92 | 0.055 | .9954709 | 1.516552 |
| RegionR4 | 1.401469 | .1890906 | 2.50 | 0.012 | 1.075812 | 1.825703 |
| RegionR5 | 1.052743 | .1160445 | 0.47 | 0.641 | .8481912 | 1.306624 |
| RegionR6 | 1.186024 | .1299718 | 1.56 | 0.120 | .9567828 | 1.470189 |
| Religion_CM2 | 1.316362 | .1201781 | 3.01 | 0.003 | 1.100688 | 1.574296 |
| Religion_CM3 | 1.377852 | .0954226 | 4.63 | 0.000 | 1.202965 | 1.578164 |
| Religion_CM4 | 1.702897 | .1574037 | 5.76 | 0.000 | 1.420723 | 2.041115 |
| Religion_CM5 | 1.34233 | .0937681 | 4.21 | 0.000 | 1.170574 | 1.539288 |
| Religion_CM6 | 1.229805 | .1259776 | 2.02 | 0.043 | 1.006101 | 1.503248 |
| Reg_Tv2 | 1.013074 | .0622087 | 0.21 | 0.832 | .8981991 | 1.142642 |
| Reg_Tv3 | .9673414 | .0583999 | -0.55 | 0.582 | .8593922 | 1.08885 |
| Lis_Jou2 | .9683249 | .0879059 | -0.35 | 0.723 | .8104902 | 1.156896 |
| Lis_Jou3 | .7758837 | .0682097 | -2.89 | 0.004 | .6530788 | .9217809 |
| Eco_Radio2 | 1.545596 | .0897268 | 7.50 | 0.000 | 1.37937 | 1.731852 |
| Eco_Radio3 | 1.826869 | .0917734 | 12.00 | 0.000 | 1.655568 | 2.015895 |
| Ethnie_CM1 | 1.014689 | .0892403 | 0.17 | 0.868 | .8540259 | 1.205576 |
| Ethnie_CM2 | .8963457 | .1066603 | -0.92 | 0.358 | .7098836 | 1.131785 |
| Ethnie_CM3 | 1.058905 | .1430098 | 0.42 | 0.672 | .8126403 | 1.379798 |
| Ethnie_CM5 | .7100891 | .0994822 | -2.44 | 0.015 | .5395864 | .9344684 |
| Ethnie_CM6 | 1.413237 | .1698182 | 2.88 | 0.004 | 1.116689 | 1.788535 |
| Ethnie_CM7 | .8049629 | .1223103 | -1.43 | 0.153 | .5976402 | 1.084206 |
| Ethnie_CM8 | .7832976 | .0552922 | -3.46 | 0.001 | .6820895 | .8995229 |
| Ethnie_CM9 | .6730732 | .1076262 | -2.48 | 0.013 | .4919862 | .9208135 |
| _cons | .7704748 | .2167296 | -0.93 | 0.354 | .4439366 | 1.337199 |

**Tableau A.2. 3 : Test d'endogénéité de la participation aux caisses malheur-bonheur vis-à-vis de l'utilisation des services de santé à partir des observations de 2004**

Seemingly unrelated bivariate probit — Number of obs = 961
Wald chi2(35) = 338.50
Log likelihood = -968.1027 — Prob > chi2 = 0.0000

| | Coef. | Std. Err. | z | P>\|z\| | [95% Conf. | Interval] |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **Util_4** | | | | | | |
| female | -.3003531 | .125664 | -2.39 | 0.017 | -.54665 | -.0540563 |
| couple | .0403402 | .2888027 | 0.14 | 0.889 | -.5257028 | .6063831 |
| dcmb 04 | .7139559 | .3846142 | 1.86 | 0.063 | -.039874 | 1.467786 |
| inc | .0029413 | .0010954 | 2.69 | 0.007 | .0007944 | .0050882 |
| chinc | .0001939 | .0009096 | 0.21 | 0.831 | -.0015889 | .0019766 |
| incsq | -9.71e-07 | 4.78e-07 | -2.03 | 0.042 | -1.91e-06 | -3.43e-08 |
| age | .068226 | .0259341 | 2.63 | 0.009 | .017396 | .1190559 |
| agesq | -.0005593 | .0002997 | -1.87 | 0.062 | -.0011468 | .0000282 |
| abc | -.162429 | .1036636 | -1.57 | 0.117 | -.365606 | .040748 |
| owner | -.0969137 | .1138053 | -0.85 | 0.394 | -.319968 | .1261405 |
| inc_shfem | .7743581 | 1.218398 | 0.64 | 0.525 | -1.613658 | 3.162374 |
| incsh_femsq | -.4484036 | 1.225999 | -0.37 | 0.715 | -2.851317 | 1.95451 |
| sizehh | -.0904798 | .0183725 | -4.92 | 0.000 | -.1264893 | -.0544704 |
| d_job24 | .3158322 | .1148515 | 2.75 | 0.006 | .0907274 | .5409371 |
| employed | -.0249095 | .1352461 | -0.18 | 0.854 | -.2899869 | .2401679 |
| goun | -.101079 | .1347592 | -0.75 | 0.453 | -.3652022 | .1630443 |
| popo | -.2643453 | .1361419 | -1.94 | 0.052 | -.5311785 | .0024878 |
| peul | .2258849 | .282567 | 0.80 | 0.424 | -.3279363 | .7797062 |
| yoruba | .02112 | .2250459 | 0.09 | 0.925 | -.419962 | .4622019 |
| vossa | -.0112603 | .1106339 | -0.10 | 0.919 | -.2280988 | .2055782 |
| _cons | -1.581148 | .4788484 | -3.30 | 0.001 | -2.519673 | -.642622 |
| **dcmb_04** | | | | | | |
| fcouple | -.330628 | .1309912 | -2.52 | 0.012 | -.5873661 | -.0738899 |
| inc | .0128338 | .002732 | 4.70 | 0.000 | .0074792 | .0181883 |
| incsq | -.0000388 | 9.81e-06 | -3.96 | 0.000 | -.0000581 | -.0000196 |
| age | .1027287 | .0256712 | 4.00 | 0.000 | .0524141 | .1530434 |
| agesq | -.0012071 | .0003008 | -4.01 | 0.000 | -.0017967 | -.0006175 |
| abc | -.2487496 | .113044 | -2.20 | 0.028 | -.4703118 | -.0271873 |
| owner | .4143638 | .1240129 | 3.34 | 0.001 | .171303 | .6574246 |
| inc_shfem | .7504587 | .6185152 | 1.21 | 0.225 | -.4618088 | 1.962726 |
| incsh_femsq | -.8861144 | .5701477 | -1.55 | 0.120 | -2.003583 | .2313544 |
| goun | 1.237691 | .515982 | 2.40 | 0.016 | .2263846 | 2.248997 |
| popo | 1.421035 | .513308 | 2.77 | 0.006 | .4149697 | 2.4271 |
| fon | .6860821 | .5323135 | 1.29 | 0.197 | -.3572332 | 1.729397 |
| yoruba | .9210815 | .5677566 | 1.62 | 0.105 | -.1917009 | 2.033864 |
| autre | .7453574 | .5719147 | 1.30 | 0.192 | -.3755748 | 1.86629 |
| vossa | .1626453 | .1253292 | 1.30 | 0.194 | -.0829955 | .408286 |
| _cons | -4.61549 | .6948131 | -6.64 | 0.000 | -5.977299 | -3.253682 |
| /athrho | -.3350494 | .2544086 | -1.32 | 0.188 | -.8336811 | .1635823 |
| rho | -.3230506 | .2278581 | | | -.6824477 | .1621387 |

Likelihood-ratio test of rho=0: chi2(1) = 1.51216 Prob > chi2 = 0.2188

**Tableau A.2. 4 : Test d'endogénéité de la participation aux caisses malheur-bonheur vis-à-vis de l'utilisation des services de santé à partir des observations de 2006**

Seemingly unrelated bivariate probit — Number of obs = 871
Wald chi2(35) = 254.05
Log likelihood = -689.50416 — Prob > chi2 = 0.0000

| | Coef. | Std. Err. | z | P>\|z\| | [95% Conf. | Interval] |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **Util_6** | | | | | | |
| female | -.1278565 | .1399993 | -0.91 | 0.361 | -.4022501 | .1465371 |
| couple | .2499074 | .1706747 | 1.46 | 0.143 | -.0846089 | .5844237 |
| dcmb_06 | -.5455113 | .5962181 | -0.91 | 0.360 | -1.714077 | .6230548 |
| inc | .0042669 | .0025158 | 1.70 | 0.090 | -.000664 | .0091979 |
| chinc | -.0016237 | .0009726 | -1.67 | 0.095 | -.00353 | .0002825 |
| incsq | -2.04e-06 | 5.61e-06 | -0.36 | 0.716 | -.000013 | 8.95e-06 |
| age | .0871889 | .023642 | 3.69 | 0.000 | .0408514 | .1335265 |
| agesq | -.0007401 | .0002646 | -2.80 | 0.005 | -.0012586 | -.0002215 |
| abc | -.2710905 | .1165382 | -2.33 | 0.020 | -.4995012 | -.0426798 |
| owner | -.3138259 | .142056 | -2.21 | 0.027 | -.5922504 | -.0354013 |
| inc_shfem | -.0554578 | .8324798 | -0.07 | 0.947 | -1.687088 | 1.576173 |
| incsh_femsq | .3429476 | .8303184 | 0.41 | 0.680 | -1.284447 | 1.970342 |
| sizehh | -.0437195 | .0204631 | -2.14 | 0.033 | -.0838265 | -.0036126 |
| d_job24 | .4562503 | .1383151 | 3.30 | 0.001 | .1851576 | .727343 |
| employed | -.0903639 | .1471608 | -0.61 | 0.539 | -.3787938 | .1980661 |
| goun | -.0685344 | .1491458 | -0.46 | 0.646 | -.3608549 | .223786 |
| popo | .1058291 | .1605943 | 0.66 | 0.510 | -.2089299 | .4205881 |
| peul | -.0985663 | .2595969 | -0.38 | 0.704 | -.6073668 | .4102342 |
| yoruba | -.0388803 | .2917481 | -0.13 | 0.894 | -.610696 | .5329354 |
| vossa | -.137169 | .1768894 | -0.78 | 0.438 | -.4838658 | .2095277 |
| _cons | -2.525027 | .4607764 | -5.48 | 0.000 | -3.428132 | -1.621922 |
| **dcmb_06** | | | | | | |
| fcouple | -.2695692 | .1634623 | -1.65 | 0.099 | -.5899494 | .0508111 |
| inc | .0103245 | .0026121 | 3.95 | 0.000 | .0052048 | .0154442 |
| incsq | -.0000208 | 7.01e-06 | -2.97 | 0.003 | -.0000346 | -7.07e-06 |
| age | .0789794 | .0290638 | 2.72 | 0.007 | .0220154 | .1359433 |
| agesq | -.0008598 | .0003244 | -2.65 | 0.008 | -.0014956 | -.0002239 |
| abc | -.2230004 | .1404731 | -1.59 | 0.112 | -.4983226 | .0523218 |
| owner | .1386819 | .174763 | 0.79 | 0.427 | -.2038473 | .4812111 |
| inc_shfem | 1.985204 | .7391484 | 2.69 | 0.007 | .5364998 | 3.433908 |
| incsh_femsq | -2.002632 | .6815887 | -2.94 | 0.003 | -3.338522 | -.666743 |
| goun | 4.721004 | 1029.799 | 0.00 | 0.996 | -2013.648 | 2023.09 |
| popo | 4.924785 | 1029.799 | 0.00 | 0.996 | -2013.445 | 2023.294 |
| fon | 4.329454 | 1029.799 | 0.00 | 0.997 | -2014.04 | 2022.699 |
| yoruba | 4.373995 | 1029.799 | 0.00 | 0.997 | -2013.996 | 2022.744 |
| autre | 4.925957 | 1029.799 | 0.00 | 0.996 | -2013.444 | 2023.295 |
| vossa | .5887068 | .150141 | 3.92 | 0.000 | .2944359 | .8829778 |
| _cons | -8.101667 | 1029.799 | -0.01 | 0.994 | -2026.471 | 2010.268 |
| /athrho | .5509162 | .4369119 | 1.26 | 0.207 | -.3054154 | 1.407248 |
| rho | .5012066 | .3271561 | | | -.2962606 | .8869082 |

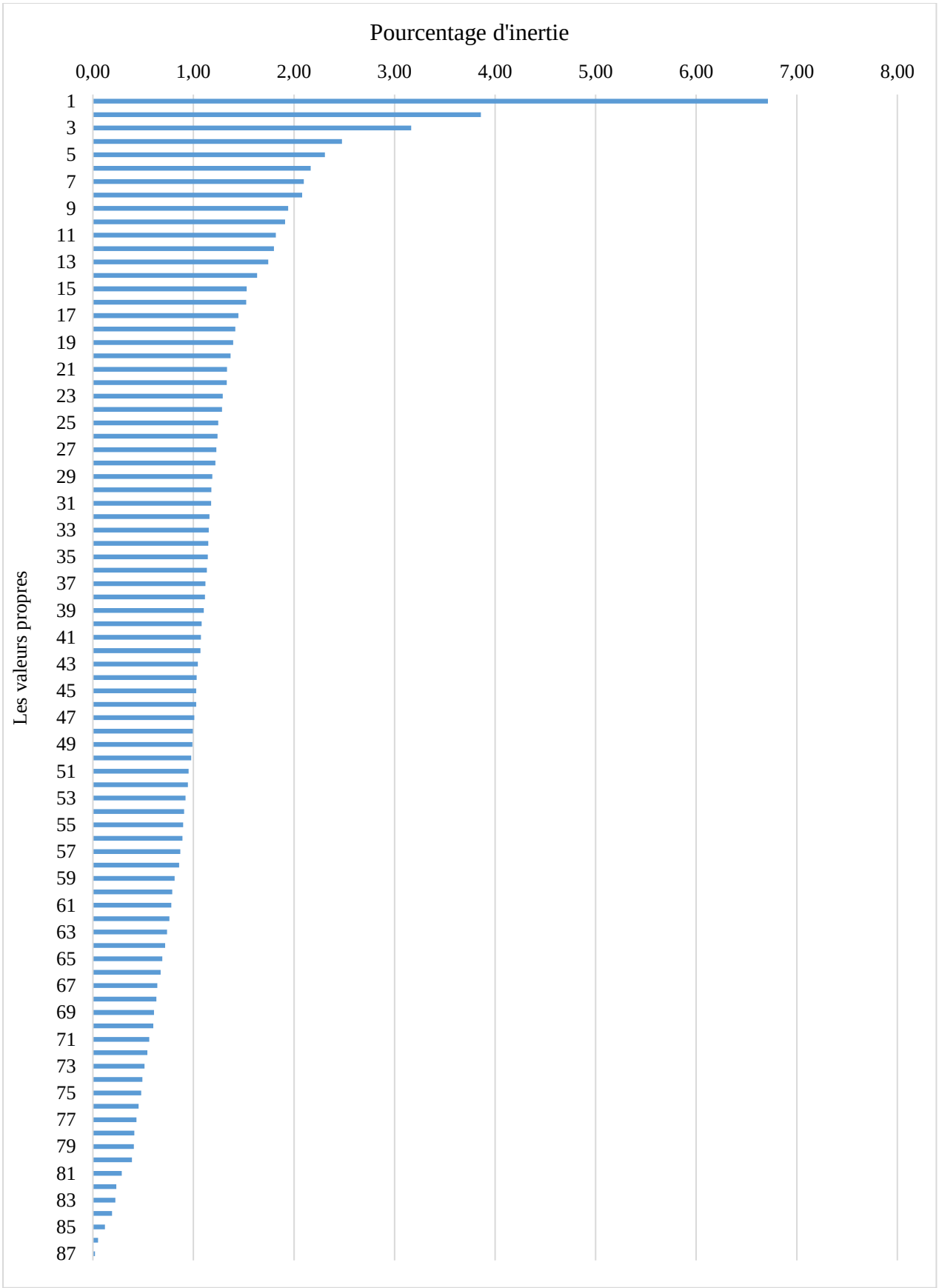
Likelihood-ratio test of rho=0: chi2(1) = 2.17191 Prob > chi2 = 0.1406

## Chapitre 3

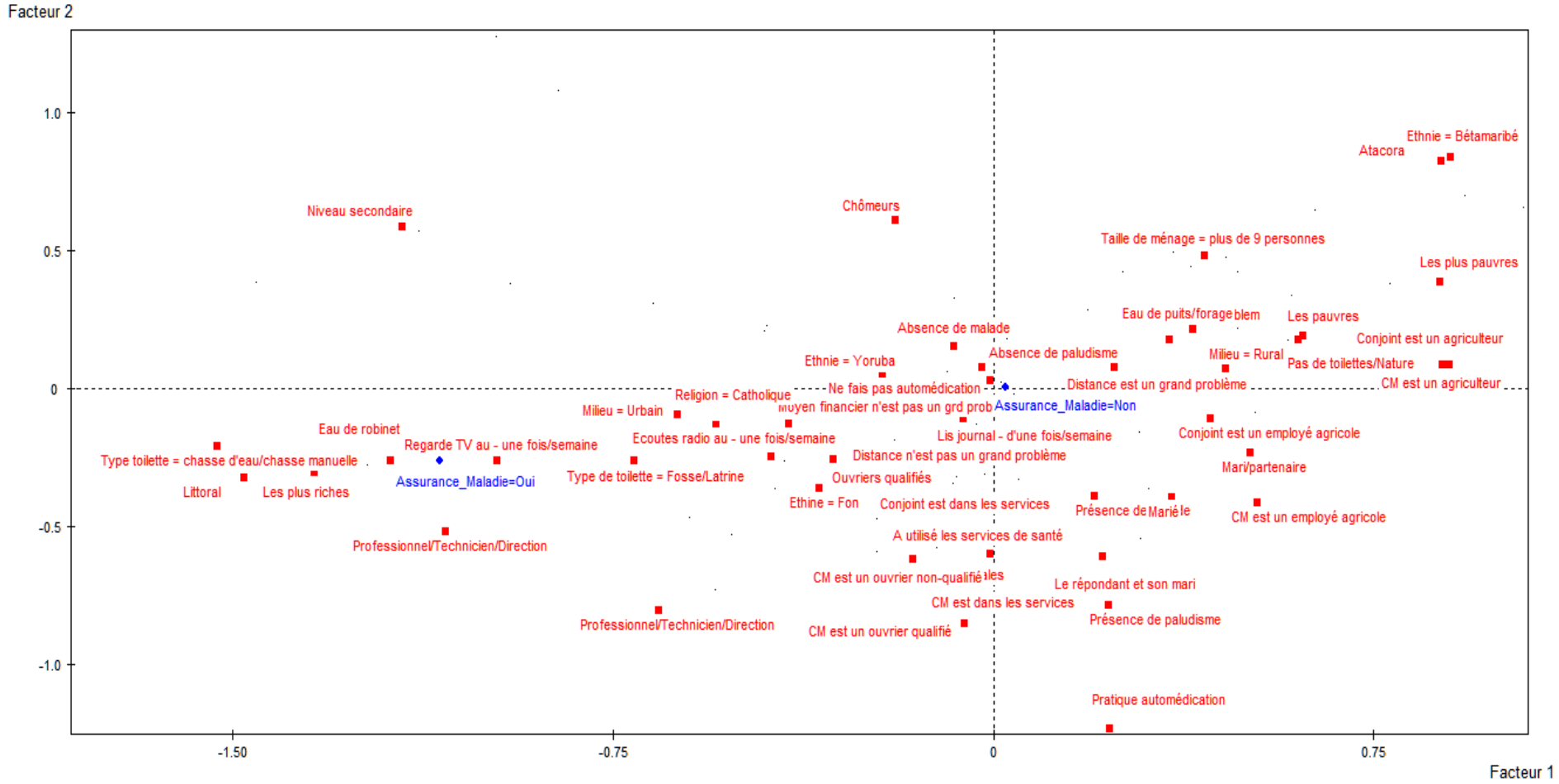
**<u>Tableau A.2.5</u> : Liste des variables retenues dans l'analyse multidimensionnelle des déterminants de l'assurance maladie**

| Variables | Type |
|---|---|
| **Illustratives** | |
| Assurance maladie privée | 2 Modalités |
| Assurance maladie publique | 2 Modalités |
| Mutuelle de santé | 2 Modalités |
| Assurance maladie employeur | 2 Modalités |
| **Actives** | |
| Utilisation des services de santé | 2 Modalités |
| Age du chef de ménage | 4 Modalités |
| Sexe du chef de ménage | 2 Modalités |
| Religion du chef de ménage | 6 Modalités |
| Situation matrimoniale du chef de ménage | 5 Modalités |
| Niveau d'éducation du chef de ménage | 4 Modalités |
| Profession du chef de ménage | 11 Modalités |
| Profession du conjoint ou du partenaire du chef de ménage | 11 Modalités |
| Ethnie du chef de ménage | 9 Modalités |
| Taille du ménage | 10 Modalités |
| Avoir la permission pour se rendre à l'hôpital | 2 Modalités |
| Moyens financiers nécessaires pour se soigner | 2 Modalités |
| Distance parcourue pour se rendre au centre de santé le plus proche | 2 Modalités |
| Fumeur | 2 Modalités |
| Enfants de moins de cinq ans | 8 Modalités |
| Fréquence d'écoute de la radio par le chef de ménage | 3 Modalités |
| Fréquence d'accès aux informations à la télé par le chef de ménage | 3 Modalités |
| Fréquence de lecture des journaux par le chef de ménage | 3 Modalités |
| Région de résidence du chef de ménage | 12 Modalités |
| Principale source d'eau que boive le ménage | 7 Modalités |
| Milieu de résidence | 2 Modalités |
| Indice de richesse | 5 Modalités |
| Personne qui prend la décision des soins médicaux | 6 Modalités |
| Type de toilette | 5 Modalités |
| Automédication | 2 Modalités |
| Présence du paludisme dans le ménage | 2 Modalités |
| Présence d'un malade dans le ménage | 2 Modalités |
| Traitement de l'eau de boisson | 2 Modalités |
| Bouillir l'eau | 2 Modalités |
| Ajouter de l'eau de javel | 2 Modalités |
| Utilise linge comme filtre | 2 Modalités |
| Utilise filtre eau | 2 Modalités |

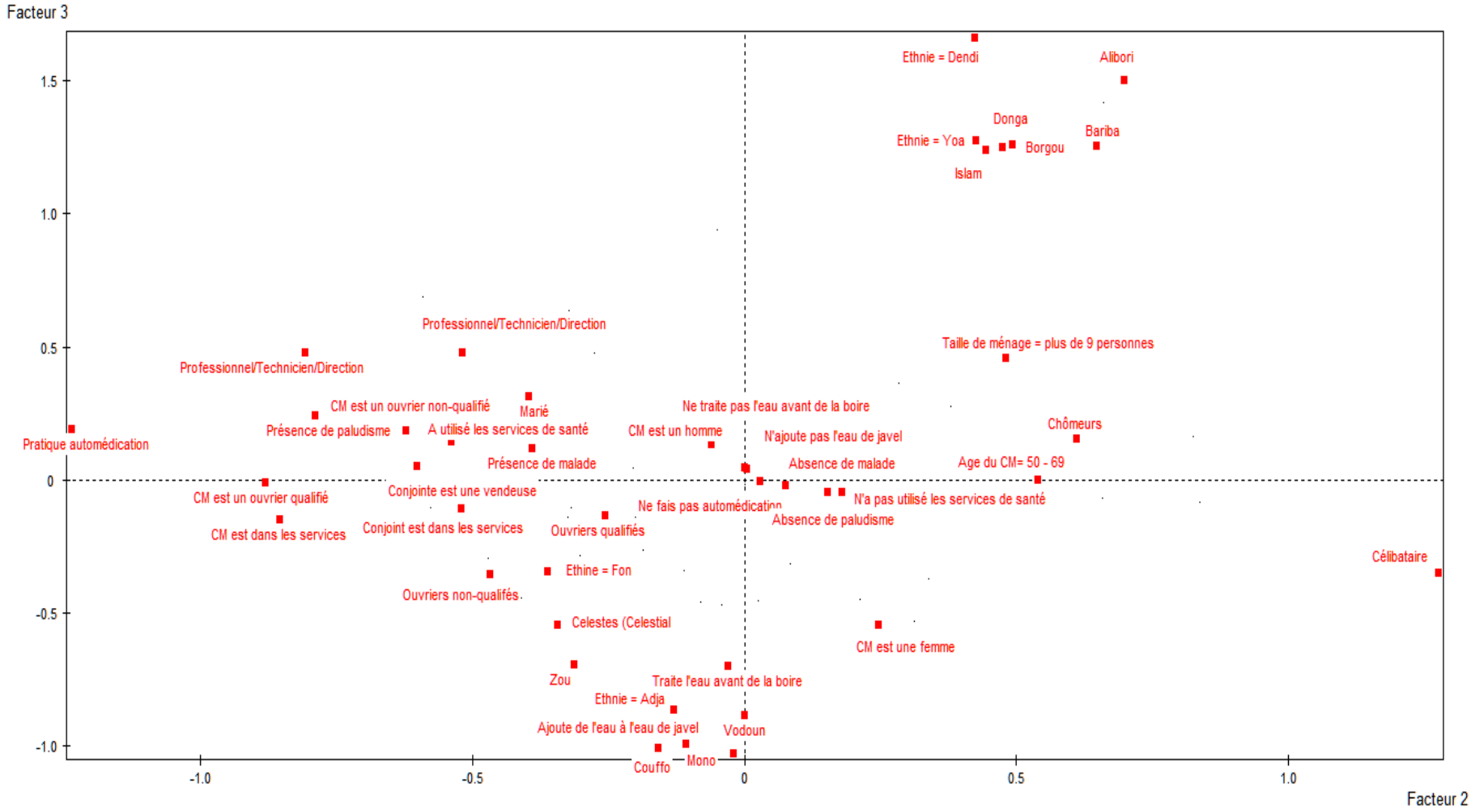
| | |
|---|---|
| Désinfection solaire | 2 Modalités |
| Laisse reposer | 2 Modalités |
| Possession de la moustiquaire | 2 Modalités |
| Type de moustiquaire | 3 Modalités |



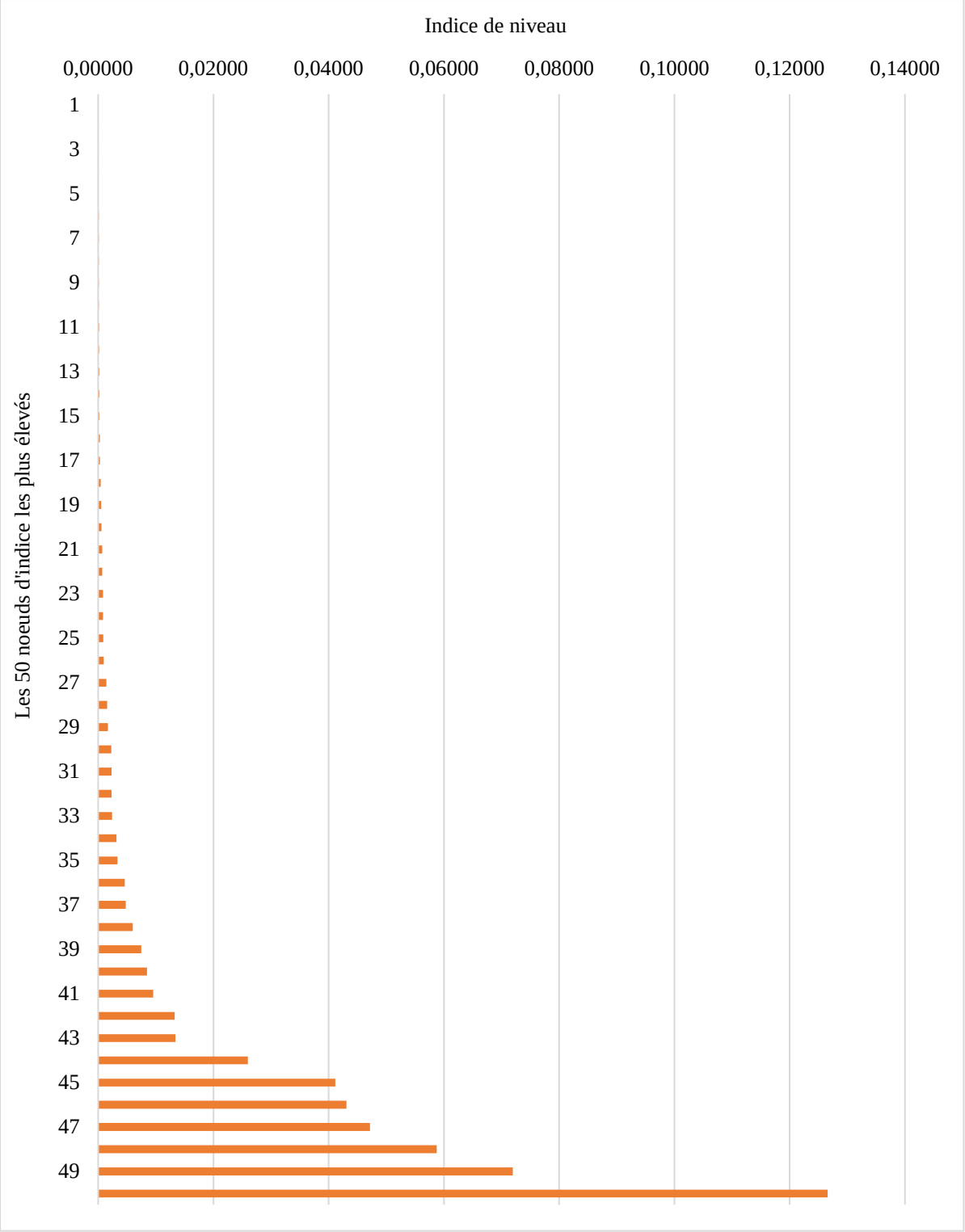

**<u>Figure A.2.1</u> : L'histogramme des 87 valeurs propres**




**<u>Figure A.2.2</u> : Représentation graphique des ménages dans le plan factoriel formé par les axes 1 et 2**




**<u>Figure A.2.3</u> : Représentation graphique des ménages dans le plan factoriel formé par les axes 2 et 3**




**<u>Figure A.2.4</u> : Histogramme des indices de niveau**

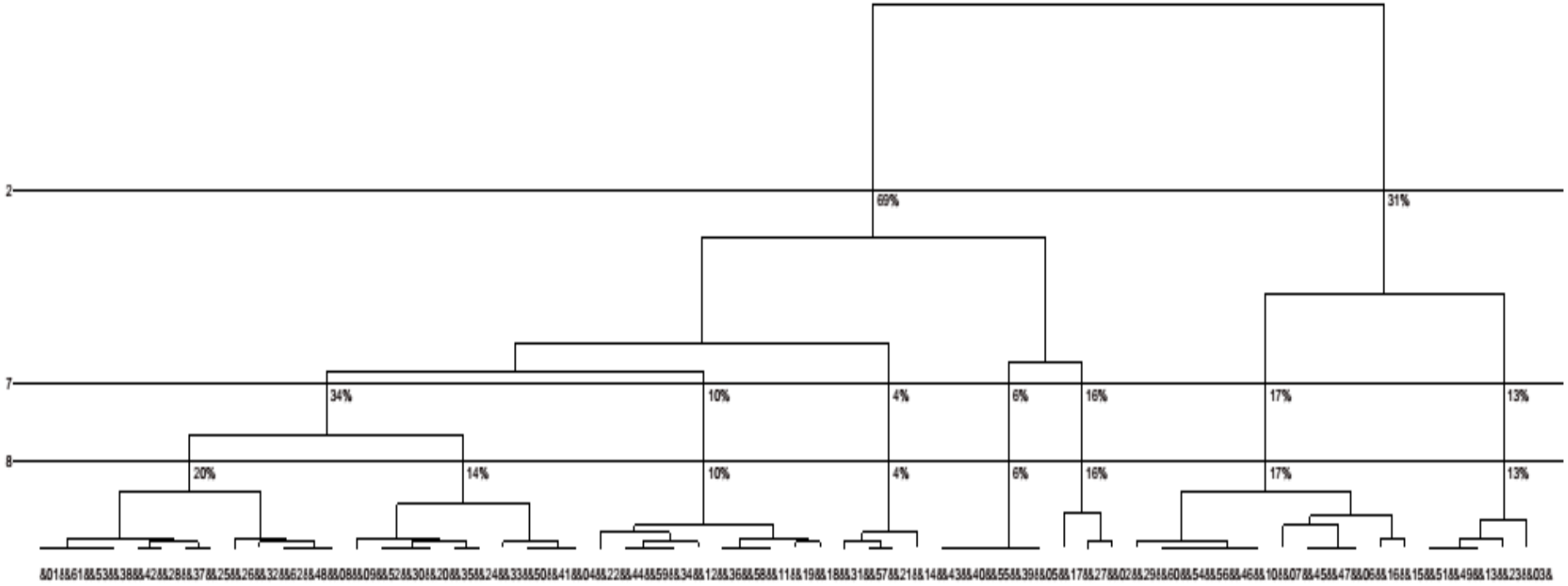



**Figure A.2.5 : Dendrogramme issu de la classification ascendante hiérarchique des 17.181 ménages**

## **Tableau A.2.6** : Résultats bruts des coefficients estimés du modèle logit multinomial

Multinomial logistic regression — Number of obs = 17181
LR chi2(140) = 985.12
Prob > chi2 = 0.0000
Log likelihood = -1654.9446 — Pseudo R2 = 0.2294

| THI | RRR | Std. Err. | z | P>\|z\| | [95% Conf. | Interval] |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **Assurance_Employeur** | | | | | | |
| Use | 1.279369 | .2284435 | 1.38 | 0.168 | .9015829 | 1.815457 |
| SexeCM | 2.991046 | .8496422 | 3.86 | 0.000 | 1.714072 | 5.219357 |
| AgeCM | 1.168564 | .0527717 | 3.45 | 0.001 | 1.069578 | 1.27671 |
| Agesq | .9985805 | .0004509 | -3.15 | 0.002 | .9976972 | .9994645 |
| EducCM1 | .1707765 | .0650895 | -4.64 | 0.000 | .08091 | .3604573 |
| EducCM2 | .1735622 | .0639545 | -4.75 | 0.000 | .0842953 | .3573611 |
| EducCM3 | .3764939 | .0988824 | -3.72 | 0.000 | .2250082 | .6299668 |
| EducCM4 | 1 | (omitted) | | | | |
| Nbre_Mem | .970128 | .0321281 | -0.92 | 0.360 | .9091582 | 1.035186 |
| Milieu | 1.362923 | .3556623 | 1.19 | 0.235 | .8172325 | 2.272988 |
| Moy_Fin | .4734033 | .1095943 | -3.23 | 0.001 | .3007291 | .7452245 |
| Distance | 1.71005 | .4139664 | 2.22 | 0.027 | 1.064024 | 2.748315 |
| Eco_Radio | .8189052 | .1052003 | -1.56 | 0.120 | .6366261 | 1.053375 |
| Reg_Tv | 1.372282 | .2386508 | 1.82 | 0.069 | .9759167 | 1.929631 |
| Lis_Jou | 1.202078 | .1386604 | 1.60 | 0.111 | .9588401 | 1.507021 |
| SitMat_CM2 | .7479749 | .3077428 | -0.71 | 0.480 | .3339437 | 1.675332 |
| SitMat_CM3 | .814925 | .3732782 | -0.45 | 0.655 | .3320648 | 1.999919 |
| SitMat_CM4 | 1.176826 | 1.003229 | 0.19 | 0.849 | .2213472 | 6.256772 |
| SitMat_CM5 | .1288505 | .1413004 | -1.87 | 0.062 | .0150189 | 1.105434 |
| Stat_EmpCM2 | 2.461304 | 1.001721 | 2.21 | 0.027 | 1.108501 | 5.46505 |
| Stat_EmpCM3 | 3.176712 | 1.52052 | 2.41 | 0.016 | 1.243236 | 8.11712 |
| Stat_EmpCM4 | .9460066 | .438454 | -0.12 | 0.905 | .3813997 | 2.346432 |
| Stat_EmpCM6 | 1.338092 | .5780327 | 0.67 | 0.500 | .5738274 | 3.120257 |
| Stat_EmpConj2 | 3.35405 | .9330169 | 4.35 | 0.000 | 1.944399 | 5.785668 |
| Stat_EmpConj3 | 3.627836 | 1.228871 | 3.80 | 0.000 | 1.867741 | 7.046582 |
| Stat_EmpConj4 | 1.344536 | .3049398 | 1.31 | 0.192 | .8620266 | 2.097126 |
| Stat_EmpConj7 | 1.656263 | .5820731 | 1.44 | 0.151 | .8317349 | 3.298174 |
| Ind_Rich1 | .2993451 | .1783921 | -2.02 | 0.043 | .0930907 | .9625832 |
| Ind_Rich2 | .0976955 | .0767488 | -2.96 | 0.003 | .0209497 | .4555872 |
| Ind_Rich3 | .3580095 | .150511 | -2.44 | 0.015 | .1570509 | .8161098 |
| Ind_Rich4 | .4872589 | .12571 | -2.79 | 0.005 | .2938696 | .8079137 |
| Ind_Rich5 | 1 | (omitted) | | | | |
| RegionR2 | 1.388613 | .462819 | 0.99 | 0.325 | .7225689 | 2.668598 |
| RegionR4 | 1.339714 | .5894813 | 0.66 | 0.506 | .5655606 | 3.17355 |
| RegionR1 | .8148773 | .402305 | -0.41 | 0.678 | .3096378 | 2.144522 |
| RegionR5 | 1.564209 | .5780653 | 1.21 | 0.226 | .7581009 | 3.227474 |
| RegionR6 | 1.502033 | .5831467 | 1.05 | 0.295 | .701795 | 3.214759 |
| _cons | .0002646 | .00033 | -6.61 | 0.000 | .000023 | .0030487 |
| **Assurance_Privée** | | | | | | |
| Use | 1.50488 | .4765878 | 1.29 | 0.197 | .8089669 | 2.799452 |
| SexeCM | 1.103154 | .4370261 | 0.25 | 0.804 | .5074857 | 2.397997 |
| AgeCM | 1.422117 | .1578048 | 3.17 | 0.002 | 1.144147 | 1.767618 |
| Agesq | .996611 | .0011659 | -2.90 | 0.004 | .9943284 | .9988988 |
| EducCM1 | .1190057 | .0929042 | -2.73 | 0.006 | .0257668 | .549636 |
| EducCM2 | .1988349 | .1280978 | -2.51 | 0.012 | .0562487 | .702866 |
| EducCM3 | .4959394 | .2074132 | -1.68 | 0.094 | .2184926 | 1.125694 |
| EducCM4 | 1 | (omitted) | | | | |
| Nbre_Mem | .8692111 | .0640893 | -1.90 | 0.057 | .7522528 | 1.004354 |
| Milieu | .5818809 | .3047393 | -1.03 | 0.301 | .208472 | 1.624129 |
| Moy_Fin | .6789059 | .2948082 | -0.89 | 0.372 | .2898569 | 1.590141 |
| Distance | 1.763869 | .7984437 | 1.25 | 0.210 | .7263675 | 4.28328 |
| Eco_Radio | .8787651 | .2256875 | -0.50 | 0.615 | .5312076 | 1.453722 |
| Reg_Tv | 1.841104 | .8663099 | 1.30 | 0.195 | .7320746 | 4.630216 |
| Lis_Jou | 1.200823 | .2385384 | 0.92 | 0.357 | .8135631 | 1.772419 |
| SitMat_CM2 | 2.96e-06 | .001919 | -0.02 | 0.984 | 0 | . |
| SitMat_CM3 | 1.12e-06 | .0007291 | -0.02 | 0.983 | 0 | . |
| SitMat_CM4 | 3.24e-13 | 1.03e-09 | -0.01 | 0.993 | 0 | . |
| SitMat_CM5 | 3.14e-06 | .0020388 | -0.02 | 0.984 | 0 | . |
| Stat_EmpCM2 | 1512843 | 9.81e+08 | 0.02 | 0.982 | 0 | . |
| Stat_EmpCM3 | 2212884 | 1.43e+09 | 0.02 | 0.982 | 0 | . |
| Stat_EmpCM4 | 474303.8 | 3.08e+08 | 0.02 | 0.984 | 0 | . |
| Stat_EmpCM6 | 850959.2 | 5.52e+08 | 0.02 | 0.983 | 0 | . |
| Stat_EmpConj2 | 1.645434 | .7613167 | 1.08 | 0.282 | .6644204 | 4.074912 |
| Stat_EmpConj3 | 2.135755 | 1.168814 | 1.39 | 0.166 | .730672 | 6.242814 |
| Stat_EmpConj4 | .6000231 | .2655178 | -1.15 | 0.248 | .252058 | 1.428353 |
| Stat_EmpConj7 | .2903757 | .3044324 | -1.18 | 0.238 | .0372009 | 2.266561 |
| Ind_Rich1 | 5.30e-07 | .0005318 | -0.01 | 0.989 | 0 | . |
| Ind_Rich2 | 3.31e-07 | .0003404 | -0.01 | 0.988 | 0 | . |
| Ind_Rich3 | 1.72e-07 | .0001751 | -0.02 | 0.988 | 0 | . |
| Ind_Rich4 | .3856582 | .1968286 | -1.87 | 0.062 | .141832 | 1.048651 |
| Ind_Rich5 | 1 | (omitted) | | | | |
| RegionR2 | 1.085478 | .6115663 | 0.15 | 0.884 | .359789 | 3.274871 |
| RegionR4 | .912206 | .7535897 | -0.11 | 0.911 | .1806759 | 4.605595 |
| RegionR1 | 1.410734 | 1.083275 | 0.45 | 0.654 | .3132014 | 6.354279 |
| RegionR5 | .3742852 | .3000104 | -1.23 | 0.220 | .0777889 | 1.800893 |

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| RegionR6 | .2134482 | .2441162 | -1.35 | 0.177 | .0226877 | 2.008138 |
| _cons | 3.84e-06 | .0000109 | -4.39 | 0.000 | 1.46e-08 | .0010099 |
| **Assurance_Publique** | | | | | | |
| Use | 1.589563 | .402901 | 1.83 | 0.067 | .9672229 | 2.612335 |
| SexeCM | 1.581969 | .5286429 | 1.37 | 0.170 | .8217768 | 3.045384 |
| AgeCM | 1.046693 | .0494128 | 0.97 | 0.334 | .9541908 | 1.148162 |
| Agesq | .9996931 | .000446 | -0.69 | 0.491 | .9988192 | 1.000568 |
| EducCM1 | .2980109 | .1543902 | -2.34 | 0.019 | .107957 | .8226467 |
| EducCM2 | .2184332 | .110996 | -2.99 | 0.003 | .0806833 | .5913623 |
| EducCM3 | .2090062 | .0782187 | -4.18 | 0.000 | .1003702 | .4352248 |
| EducCM4 | 1 | (omitted) | | | | |
| Nbre_Mem | .9346111 | .0450396 | -1.40 | 0.161 | .8503758 | 1.02719 |
| Milieu | .3611921 | .1198916 | -3.07 | 0.002 | .1884501 | .6922774 |
| Moy_Fin | .5894523 | .1798333 | -1.73 | 0.083 | .32416 | 1.071859 |
| Distance | 1.237849 | .4038162 | 0.65 | 0.513 | .6531079 | 2.346119 |
| Eco_Radio | .8498999 | .1551482 | -0.89 | 0.373 | .5942675 | 1.215496 |
| Reg_Tv | 1.121528 | .2404295 | 0.54 | 0.593 | .7367704 | 1.707213 |
| Lis_Jou | 1.413378 | .2585498 | 1.89 | 0.059 | .987524 | 2.022874 |
| SitMat_CM2 | .1758536 | .1191444 | -2.57 | 0.010 | .0466063 | .6635258 |
| SitMat_CM3 | .1159143 | .090541 | -2.76 | 0.006 | .0250762 | .5358125 |
| SitMat_CM4 | 2.49e-08 | .0000698 | -0.01 | 0.995 | 0 | . |
| SitMat_CM5 | .1577033 | .1429976 | -2.04 | 0.042 | .0266694 | .9325424 |
| Stat_EmpCM2 | 10.49226 | 7.026619 | 3.51 | 0.000 | 2.823732 | 38.98655 |
| Stat_EmpCM3 | 19.70039 | 14.16348 | 4.15 | 0.000 | 4.814027 | 80.61967 |
| Stat_EmpCM4 | 2.003918 | 1.580333 | 0.88 | 0.378 | .4271732 | 9.400603 |
| Stat_EmpCM6 | 4.322293 | 3.016256 | 2.10 | 0.036 | 1.100814 | 16.97126 |
| Stat_EmpConj2 | 1.937409 | .8277819 | 1.55 | 0.122 | .8385617 | 4.476182 |
| Stat_EmpConj3 | 1.970464 | 1.129963 | 1.18 | 0.237 | .6403933 | 6.063039 |
| Stat_EmpConj4 | .9920053 | .3070782 | -0.03 | 0.979 | .5407817 | 1.819726 |
| Stat_EmpConj7 | .5936391 | .3690841 | -0.84 | 0.402 | .1755107 | 2.007896 |
| Ind_Rich1 | 5.51e-08 | .0000553 | -0.02 | 0.987 | 0 | . |
| Ind_Rich2 | .1271403 | .0913429 | -2.87 | 0.004 | .0310989 | .5197828 |
| Ind_Rich3 | .3528502 | .1726158 | -2.13 | 0.033 | .135263 | .9204531 |
| Ind_Rich4 | .4602971 | .1674676 | -2.13 | 0.033 | .2256056 | .9391319 |
| Ind_Rich5 | 1 | (omitted) | | | | |
| RegionR2 | 1.093908 | .5137081 | 0.19 | 0.848 | .4357622 | 2.746072 |
| RegionR4 | 2.154214 | 1.097234 | 1.51 | 0.132 | .7938441 | 5.845782 |
| RegionR1 | .6331814 | .4591245 | -0.63 | 0.529 | .1528677 | 2.622652 |
| RegionR5 | .6926983 | .3882632 | -0.66 | 0.512 | .2309078 | 2.07802 |
| RegionR6 | .6414679 | .3829523 | -0.74 | 0.457 | .1990733 | 2.066983 |
| _cons | .0212163 | .029638 | -2.76 | 0.006 | .0013727 | .3279069 |
| **Mutuelle_de_Santé** | | | | | | |
| Use | 1.336992 | .3714963 | 1.05 | 0.296 | .7755581 | 2.304854 |
| SexeCM | 1.024323 | .3633303 | 0.07 | 0.946 | .511109 | 2.052866 |
| AgeCM | .9986179 | .0592776 | -0.02 | 0.981 | .8889399 | 1.121828 |
| Agesq | .9997811 | .0006368 | -0.34 | 0.731 | .9985337 | 1.00103 |
| EducCM1 | .4774315 | .3335053 | -1.06 | 0.290 | .1214261 | 1.877198 |
| EducCM2 | .3523592 | .2489858 | -1.48 | 0.140 | .0882075 | 1.407556 |
| EducCM3 | .6427269 | .3488938 | -0.81 | 0.415 | .2218021 | 1.862461 |
| EducCM4 | 1 | (omitted) | | | | |
| Nbre_Mem | .9265589 | .0493813 | -1.43 | 0.152 | .8346568 | 1.02858 |
| Milieu | .8508251 | .3078201 | -0.45 | 0.655 | .4186817 | 1.729006 |
| Moy_Fin | .5020463 | .1721237 | -2.01 | 0.044 | .2563978 | .9830449 |
| Distance | 2.736456 | .9654245 | 2.85 | 0.004 | 1.370515 | 5.46378 |
| Eco_Radio | 1.302021 | .2371851 | 1.45 | 0.147 | .9110812 | 1.86071 |
| Reg_Tv | .6902841 | .1607558 | -1.59 | 0.111 | .4373177 | 1.089579 |
| Lis_Jou | 1.06702 | .2279745 | 0.30 | 0.761 | .7019545 | 1.621946 |
| SitMat_CM2 | .7561018 | .3678609 | -0.57 | 0.566 | .2913743 | 1.962047 |
| SitMat_CM3 | .8540609 | .495964 | -0.27 | 0.786 | .2736436 | 2.665584 |
| SitMat_CM4 | 6.68e-08 | .000235 | -0.00 | 0.996 | 0 | . |
| SitMat_CM5 | 1.758301 | 1.128081 | 0.88 | 0.379 | .5000165 | 6.183043 |
| Stat_EmpCM2 | 1.298669 | .6381899 | 0.53 | 0.595 | .4956812 | 3.402472 |
| Stat_EmpCM3 | .5543113 | .6022486 | -0.54 | 0.587 | .0659082 | 4.661952 |
| Stat_EmpCM4 | .7170109 | .4046653 | -0.59 | 0.556 | .2372062 | 2.167332 |
| Stat_EmpCM6 | 1.60714 | .7366397 | 1.04 | 0.301 | .6544882 | 3.946442 |

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Stat_EmpConj2 | 5.778992 | 2.520698 | 4.02 | 0.000 | 2.457946 | 13.58726 |
| Stat_EmpConj3 | 4.962224 | 2.705394 | 2.94 | 0.003 | 1.704524 | 14.44607 |
| Stat_EmpConj4 | .9033192 | .3155407 | -0.29 | 0.771 | .4555184 | 1.791334 |
| Stat_EmpConj7 | .9681583 | .60516 | -0.05 | 0.959 | .2843752 | 3.296105 |
| Ind_Rich1 | .2481951 | .1584574 | -2.18 | 0.029 | .0710155 | .8674276 |
| Ind_Rich2 | .107698 | .077229 | -3.11 | 0.002 | .0264131 | .4391318 |
| Ind_Rich3 | .3173163 | .1710217 | -2.13 | 0.033 | .1103383 | .9125538 |
| Ind_Rich4 | .2565884 | .1197441 | -2.91 | 0.004 | .1028017 | .6404332 |
| Ind_Rich5 | 1 | (omitted) | | | | |
| RegionR2 | .4576487 | .1793163 | -1.99 | 0.046 | .2123312 | .9863947 |
| RegionR4 | .2826049 | .1676187 | -2.13 | 0.033 | .088372 | .9037423 |
| RegionR1 | .7589212 | .3362297 | -0.62 | 0.534 | .318481 | 1.808464 |
| RegionR5 | .269614 | .1419834 | -2.49 | 0.013 | .0960473 | .7568326 |
| RegionR6 | .4545207 | .2144181 | -1.67 | 0.095 | .1803031 | 1.145788 |
| _cons | .086091 | .1306533 | -1.62 | 0.106 | .004397 | 1.685613 |
| **No_Insurance** | (base outcome) | | | | | |

## Résumé

L'utilisation des services de santé constitue un des facteurs indispensables à l'amélioration de l'état de santé des populations. Ainsi, de nombreux efforts ont été consacrés par les autorités nationales et les partenaires extérieurs au cours des dernières décennies pour améliorer l'offre des services de santé dans les pays en développement. Mais, force est de constater que l'utilisation des services de santé reste toujours faible en Afrique. Au Bénin, le taux de couverture en infrastructure sanitaire est de 93,1% en 2015. Ce fort taux témoigne d'une meilleure couverture en infrastructure sanitaire. Cependant, le taux de fréquentation des services de santé est relativement faible et s'établit à 50,3%. Compte tenu de l'écart entre ces deux taux, les travaux sur l'utilisation des services de santé soutiennent en majorité que recentrer le débat de l'accès aux soins de santé du côté de la demande va permettre d'améliorer l'utilisation des services de santé pour les couches défavorisées de la population. La présente dissertation doctorale mobilise les théories de la demande pour analyser l'utilisation des services de santé au Bénin. Elle s'organise autour de trois chapitres et défend la thèse selon laquelle la faible utilisation des services de santé au Bénin est due à la faible couverture en assurance maladie. Les modèles de choix discrets développés tout au long du travail, logit dans les deux premiers chapitres et logit multinomial dans le troisième chapitre, fournissent des arguments empiriques pour valider les développements théoriques.

Les analyses du premier chapitre nous ont permis de conclure que l'assurance maladie publique favorise l'utilisation des services de santé. L'amélioration de l'utilisation des services de santé au Bénin passe donc par l'augmentation de la couverture en assurance maladie publique. L'influence des groupes d'assurance informelle (*nujè mèjì gbê*) sur l'utilisation des services de santé reste mitigée. Cependant, l'appartenance à un groupe d'assurance informelle contribue à réduire les dépenses de santé. Le logit multinomial estimé dans le troisième chapitre nous a permis de confirmer l'intuition selon laquelle l'assurance maladie formelle est réservée aux ménages riches et aux ménages dirigés par des individus ayant fait des études supérieures. Toutefois, les mutuelles de santé initiées pour étendre la protection contre le risque maladie aux travailleurs du secteur informel et plus précisément aux ménages pauvres ne leur sont pas accessibles.

**Mots clés :** utilisation des services de santé, assurance maladie formelle, groupes d'assurance informelle, analyse exploratoire multidimensionnelle, logit et logit multinomial.

## Abstract

Utilization of health care services is a key factor to improving population health status. To that extent, both local authorities and international partners have made significant investment over the past decades to improve the supply of health care services in developing countries. But, the utilization of health care services remains low in Africa compared to the rest of the world. Benin has good health coverage with a high rate of health infrastructure coverage (93.1% in 2015). However, the rate of attendance of health services is relatively low (50.3%). Given these discrepancies, studies on the utilization of health care services mostly support that the debate on the access to health care needs to be refocused on the demand side. They argue that this is very important for designing efficient strategies aimed at improving the utilization of health care services for poor people. This thesis mobilizes demand side theories to analyze the utilization of health care services in Benin. It is organized into three chapters and supports the point that the low utilization of health care services in Benin is heavily related to the low health insurance coverage. The discrete choice models used throughout the work, logit model in the first two chapters and the multinomial logit model in the third chapter, provide some empirical evidences in line with the theoretical framework predictions.

Chapter 1 shows that public health insurance enhances the utilization of health care services. Hence, an improvement of health care services utilization requires an increase of public health insurance coverage in Benin. Regarding, the effect of informal insurance groups (*nujè mèjì gbê*) on the utilization of health care services, the conclusion is mixed. However, being member of an informal insurance group contributes to reduce health expenditures. The multinomial logit estimated in the third chapter confirms the intuition that formal health insurance is reserved to rich households and households headed by individuals with higher level of education. Nevertheless, the mutual health initiated to extend protection against health risks facing workers in the informal sector and specifically to poor households are not accessible to them.

**Key words:** Utilization of health care services, formal health insurance, informal insurance groups, multidimensional exploratory analysis, logit and multinomial logit model.