

Application de la méthode à variables instrumentales à l'évaluation économétrique de l'impact des mutuelles de santé au Togo

GNIMADI Jérémie G. C. ¹

Master 2 Santé Publique, ¹MQERS, Aix- Marseille Université

Résumé

Notre sujet aborde la problématique d'accès aux soins de santé et l'efficacité des stratégies et mécanismes mis en œuvre pour une couverture maladie élargie à l'ensemble de la population. L'objectif de la recherche est d'évaluer l'impact des mutuelles de santé sur quelques indicateurs liés aux conditions d'accès aux soins, leurs coûts, l'utilisation des services de santé, l'alimentation et les conditions de vie matérielles des familles membres. Les données exploitées proviennent d'une enquête transversale réalisée en mai 2013 au Togo, sur un échantillon de 650 familles réparties en deux groupes : participants et non participants au programme de mutuelles de santé. L'évaluation est faite par la méthode des variables instrumentales. Le modèle d'estimation de la première étape retient cinq caractéristiques sociodémographiques comme déterminants de la décision de participation aux mutuelles de santé. L'estimation par les ²MCO de l'effet de la participation, contrôlée par les variables instrumentales n'a pas fourni de coefficient significatif sur les indicateurs étudiés. La composition du paquet de soins pris en charge ainsi que l'existence récente de ces mutuelles peuvent expliquer en partie ces résultats. Des études plus ciblées devraient le préciser.

Mots clés

Mutuelles de santé; Biais de sélection; Variables instrumentales

¹ Méthodes Quantitatives et Econométriques pour la Recherche en Santé

² Méthode des Moindres Carrés Ordinaires

1 Introduction

1.1 Problématique et objectifs

Suite à la crise des années 70, les systèmes de santé se sont dégradés considérablement dans la majorité des pays africains. Les programmes d'ajustement structurel mis en place dans ces pays pour résorber les conséquences de la crise n'ont fait qu'exacerber la situation. En effet, la réduction drastique de la part des budgets nationaux alloués à la santé en même temps que la suppression de la gratuité des soins ont contribué à la dégradation de la qualité et de l'accessibilité aux soins.

Pour inverser cette tendance, plusieurs initiatives ont vu le jour dont celles appelées "Initiative de Bamako" (IB) prônant entre autres, la participation communautaire à la gestion des formations sanitaires et le paiement direct des soins de santé par les populations. Si la participation communautaire a connu quelques résultats satisfaisants, le paiement direct a plutôt contribué à augmenter les inégalités dans l'accès aux soins de santé.

C'est pour corriger ces inégalités que les systèmes de micro-assurance ont émergé au milieu des années 90 sous diverses formes, dont les mutuelles de santé. Basées sur les mêmes principes d'économie sociale que la microfinance, plusieurs économistes du développement ont vu dans les mutuelles de santé une alternative séduisante pour assurer la couverture maladie, notamment celle des couches sociales rurales opérant dans l'informel et déconnectées de toutes sortes de protection sociale.

Mais près d'une trentaine d'années après l'émergence des premières mutuelles de santé en Afrique de l'ouest, force est de constater qu'elles peinent toujours à gagner en viabilité, au point où les politiques actuelles d'assurance maladie universelle promues par les Etat de ces pays, ont parfois tendance à les marginaliser.

Si les débats actuels autour de cette question sont houleux avec des arguments contradictoires, ils demeurent, la plupart du temps subjectifs ou idéologiques, et surtout sans fondements scientifiques rigoureux. En effet, jusqu'à présent, la majorité des recherches réalisées sur les mutuelles de santé dans les pays en développement se sont à juste titre focalisées sur l'étude des déterminants d'adhésion. Par contre, très peu se sont intéressées à l'impact global de ces systèmes, au-delà de leur fonction première qui est la prévoyance et la gestion du risque maladie. L'objectif principal de la recherche est d'évaluer l'impact des mutuelles de santé sur certains indicateurs liés aux conditions d'accès aux soins, leurs coûts, l'utilisation des services de santé, l'alimentation et les conditions de vie matérielles des familles membres. En amont, elle aborde la question des déterminants d'adhésion aux mutuelles de santé, première préoccupation des organisations mutualistes.

1.2 Etat de l'art

Les travaux d'évaluation économétrique des programmes d'intervention se sont multipliés au cours des dernières décennies. La Banque Mondiale [1] a consacré à ce sujet un manuel de référence dans lequel l'exposé théorique de ces méthodes est assorti de plusieurs études cas. Dans cet ouvrage, les auteurs mettent en relief les différences ainsi que les difficultés inhérentes à leur utilisation. Dans son ouvrage "Econométrie linéaire", Bruno Crépon [2] consacre tout un chapitre à l'évaluation illustré par un exemple sur l'impact de la réduction du temps de travail sur les gains de productivité (p. 167-172). Il compare les résultats obtenus à partir de la méthode des moindres carrés ordinaires et celle des variables instrumentales en insistant sur les conditions de validité de ces dernières.

S'agissant des études plus spécifiques sur l'impact des mutuelles de santé en Afrique, elles ne sont pas abondantes, la majorité des travaux sur le sujet portant plutôt sur les déterminants d'adhésion. Dans une étude réalisée sur les déterminants d'adhésion au nord du Togo, Muriel Mosango [4] a établi par une régression logistique, que comparés aux femmes, les hommes étaient trois (03) fois moins susceptibles d'adhérer aux mutuelles de santé que les femmes. Elle montre par ailleurs que le niveau de richesse n'était aussi déterminant dans la décision d'adhésion qu'on pouvait s'y attendre. Toutefois, on peut faire référence aux travaux de Jean Colbert Awono et al [5] qui, en utilisant la procédure d'estimation en deux étapes de Heckman, ont montré que le bon état de santé du ménage exerce une influence négative et fortement significative sur l'adhésion à la mutuelle de santé, confirmant ainsi l'hypothèse d'anti sélection. Hors de l'Afrique, quelques études d'impacts ont été réalisées ou sont encore en cours [6] notamment en Asie. Ces études proposent une approche expérimentale.

2 Matériel et méthodes

2.1 Cadre conceptuel et théorique de l'évaluation

2.1.1 Le concept d'évaluation

Parmi les nombreuses définitions de l'évaluation, en voici une qui, selon leurs auteurs fait partie des meilleures, en ce qu'elle relève ses aspects les plus importants : "L'évaluation est un ensemble de méthodes, de techniques et qualités de perspicacité permettant de déterminer si un service offert à des personnes est nécessaire et susceptible d'être utilisé, s'il est dispensé de la façon prévue et s'il est effectivement utile aux personnes" [4]. Cette définition englobe les deux principaux types d'évaluation : l'évaluation du processus et l'évaluation sommative. En effet, dans leur diversité, la majorité des évaluations se résume à ces deux types. L'évaluation du processus répond à la question de savoir dans quelle mesure le projet a été mis en œuvre et comment l'améliorer. Ce type d'évaluation sort du cadre du présent travail. Dans l'évaluation sommative ou de l'effet, la principale question est de savoir si le programme atteint ses objectifs. Il existe plusieurs modèles d'évaluation sommative ou de l'effet. Mais dans leur multitude, le lien commun entre les modèles d'évaluation sommative est la recherche d'un lien de causalité entre un programme, une intervention ou un traitement, et l'effet qu'il produit. Autrement dit, il faut pouvoir isoler l'effet attribuable au traitement, de celui provenant d'autres causes possibles. On parle aussi de la **validité interne** de l'évaluation sommative. Toute bonne évaluation doit veiller à minimiser les menaces à cette validité interne. Ainsi la validité interne ou l'établissement d'un lien de causalité incontestable entre un programme (traitement) et l'effet qu'il produit est au cœur des modèles ou techniques d'évaluation sommative.

2.1.2 Les modèles d'évaluation sommative

Il existe des douzaines d'évaluation sommative, la plupart étant répartie en de deux grands groupes : les modèles sans groupe de contrôle et les modèles avec groupe de contrôle. Bien qu'ils soient plus largement répandus, les modèles sans groupes de contrôle ne permettent pas d'isoler l'effet du traitement de ceux attribuables à d'autres causes possibles. Ils ne peuvent donc pas assurer la validité interne de l'évaluation.

Les modèles sans groupe de contrôle

Les modèles sans groupe de contrôle se déclinent en quelques variantes. Le plus simple mais le moins satisfaisant de ces modèles est le modèle avec test postérieur. Il consiste à évaluer l'effet à partir d'observations sur les participants après l'intervention. Parce qu'on ne dispose d'aucune information sur les variables évaluées antérieurement au programme, ce modèle ne donne aucune information sur le changement.

Le modèle avec tests antérieur et postérieur, quoique meilleur au précédent, est aussi sujet à la plupart des menaces à la validité interne. En effet, les participants peuvent avoir changé ou un choc externe peut avoir causé les différences observées si bien qu'aucun changement ne peut avec crédibilité être associé au programme.

Enfin, il y a le modèle avec séries chronologiques qui présente l'avantage d'exclure l'évolution en tant que menace à la validité interne. Toutefois, il exige des méthodes statistiques avancées. Par ailleurs, il est extrêmement difficile d'identifier et de quantifier tous les événements possibles qui pourraient avoir entraîné le résultat observé.

En somme, le modèle à un seul groupe rend impossible à toutes fins utiles, toute évaluation sommative sérieuse.

Les modèles à deux groupes

La base méthodologique de ces modèles est la comparaison entre les participants et les non participants. Ceci soulève la question de biais de sélectivité. En effet, "la participation à un programme est une décision qui met en œuvre le choix individuel relevant du moins en partie du domaine de la rationalité. Ne pas tenir compte de ce biais de sélectivité conduit à des estimations biaisées de l'effet du programme par la comparaison directe entre bénéficiaires et non bénéficiaires. Pour limiter les conséquences des biais de sélectivité, les analystes construisent généralement un groupe de contrôle dont les caractéristiques observables se rapprochent le plus possible de celles des bénéficiaires. Toutefois, cette démarche n'est suffisante que lorsque la sélectivité opère uniquement sur la base des caractéristiques observables, situation jugée trop restrictive par la plupart des statisticiens et économètres [7]

Le modèle canonique

Le cadre général de ce modèle correspond à une situation où un traitement (programme) est administré ou non à un individu. Nous supposons que pour un échantillon i d'individus de taille N , nous observons l'ensemble suivant de variables aléatoires :

- L'accès au traitement est représenté par une variable aléatoire T qui prend la valeur 1 si l'individu accède au traitement, 0 sinon.
- L'efficacité au traitement est représentée par une variable de résultat Y .
- Le modèle repose sur deux variables latentes de résultats Y_1 et Y_0 selon que l'individu reçoit le traitement ($T=1$) ou non ($T=0$). Ces variables correspondent aux résultats potentiels (potential outcomes) du programme. Les variables Y_1 et Y_0 ne sont jamais observées simultanément. Pour un individu traité, Y_1 est observée tandis que Y_0 ne l'est pas. Dans ce cas, Y_0 est le résultat qui aurait été réalisé si l'individu n'avait pas été traité. On parle de "résultat ou d'effet contre factuel".

La variable de résultat Y peut donc être déduit des variables de traitement T et des variables latentes de résultats potentiels (Y_1 et Y_0) par la relation : $Y_1T + Y_0(1-T)$

$$Y = Y_1 T + (1-T) Y_0 \quad (1)$$

Seul le couple (Y, T) est observé pour chaque individu.

Paramètres d'intérêt : l'effet causal

L'effet causal est représenté par l'écart

$$\Delta = Y_1 - Y_0 \quad (2)$$

Représentant la différence entre ce que serait la situation de l'individu s'il était traité et ce qu'elle serait s'il ne l'était pas. Il a deux caractéristiques :

1. Il est inobservé
2. Il est individuel (hétérogène). De ce fait, il a une distribution au sein de la population.

Mais du fait qu'il est inobservé, sa distribution n'est pas identifiable. Cependant certains paramètres de cette distribution peuvent être identifiés grâce à des hypothèses sur la Loi jointe du triplet (Y₁, Y₀, T), à partir de la densité des variables observables (Y, T).

Spécifiquement, deux de ces paramètres font l'objet d'attention. Il s'agit de :

L'effet moyen du traitement dans la population :

$$\Delta^{ATE} = E(Y_1 - Y_0), \quad (3)$$

et de l'effet moyen du traitement dans la population des individus traités,

$$\Delta^{TT} = E(Y_1 - Y_0 | T=1)$$

Ces deux paramètres ne sont égaux que sous certaines hypothèses très restrictives.

Biais de sélection.

Les conditions d'identification du premier paramètre Δ^{ATE} sont plus exigeantes que celles de Δ^{TT} . En effet, si les variables de résultats sont indépendantes de la variable de traitement, c'est-à-dire $(Y_1 - Y_0) \perp T$ il est possible d'identifier ces deux paramètres. En particulier, pour le paramètre Δ^{TT} , il suffit que la variable de résultat Y_0 soit indépendante de la variable de traitement T.

Si la condition d'indépendance (suffisante) est satisfaite, ces deux paramètres deviennent :

$$\Delta^{ATE} = E(Y_1 - Y_0) = E(Y_1) - E(Y_0) = E(Y_1 | T=1) - E(Y_0 | T=0) = E(Y | T=1) - E(Y | T=0) \quad (5)$$

$$\Delta^{TT} = E(Y_1 - Y_0 | T=1) = E(Y_1 | T=1) - E(Y_0 | T=1) = E(Y_1 | T=1) - E(Y_0 | T=0) = E(Y | T=1) - E(Y | T=0) \quad (6)$$

Alors, les deux paramètres sont égaux et peuvent être estimés simplement comme la différence des moyennes des résultats observés dans les individus traités et dans le groupe des individus non traités. Dès lors que cette condition d'indépendance n'est plus satisfaite, l'estimateur naturel formé par la différence des moyennes des résultats est affecté d'un biais de sélectivité (ou de sélection). En effet,

$$\begin{aligned} E(Y | T=1) - E(Y | T=0) &= E(Y_1 | T=1) - E(Y_0 | T=0) \\ &= E(Y_1 | T=1) - E(Y_0 | T=0) + E(Y_0 | T=1) - E(Y_0 | T=1) \\ &= [E(Y_1 | T=1) - E(Y_0 | T=1)] + [E(Y_0 | T=1) - E(Y_0 | T=0)] \\ &= \Delta^{TT} + B^{TT} \end{aligned}$$

où le terme $E(Y_0 | T=1) - E(Y_0 | T=0) = B^{TT}$ est le biais de sélection

La situation moyenne des individus ayant reçu le traitement n'aurait pas été la même en l'absence de traitement, que celle des individus n'ayant pas reçu de traitement. Il en est ainsi

parce que ces deux groupes d'individus ne sont pas identiques sauf dans le cas d'une expérience contrôlée (randomisée).

Le modèle expérimental ou l'expérience randomisée

En théorie, la meilleure façon de s'assurer de l'identité de deux (02) groupes de comparaison est de recourir à une expérience par randomisation. Les personnes sont alors dirigées au hasard vers le groupe expérimental ou le groupe de contrôle. Les mesures des résultats, choisies en fonction des objectifs du programme sont observées à un intervalle donné après la fin du programme, ainsi que les différences qui sont attribuables au programme. Autrement dit, on peut affirmer que le programme a causé les différences observées. En supposant que la randomisation ait été bien faite, la menace principale associée à ce modèle est la mortalité ou l'attrition non attribuable au hasard.

Les modèles quasi expérimentaux

Il existe plusieurs modèles quasi expérimentaux mais la méthode la plus courante et la plus sûre consiste à former un groupe témoin de personnes qui présente un profil comparable à celui des participants. On peut y arriver soit (1) en tenant statistiquement compte de l'effet des différences entre les groupes pendant l'analyse des données ; soit (2) en appariant les participants et les non participants selon les traits caractéristiques ; soit (3) en tenant compte des deux. Cela revient à obtenir une attribution aléatoire la plus authentique possible en minimisant l'effet des différences entre les groupes. Ces modèles peuvent être représentés comme suit :

$O_1 \times O_2$ [participants]

$O_1 \quad O_2$ [non participants]

Puisque l'appariement consiste à ramener le cadre d'évaluation à celui d'une expérience randomisée, l'évaluateur compare les résultats des deux groupes, en utilisant les méthodes statistiques courantes pour déterminer si les différences obtenues entre les groupes sont significatives. Mais ce n'est pas parce que l'on constate un écart statistiquement significatif entre les groupes, qu'il faut attribuer cet écart au programme. L'analyste doit démontrer que cet écart est attribuable au programme, c'est à dire qu'il lui faut exclure les menaces à la validité interne. Malheureusement les données empiriques montrent que les participants sont susceptibles d'être différents des non participants selon des particularités qui peuvent avoir un effet sur les variables des résultats. La sélection dans la plupart des programmes ne se fait pas de façon aléatoire. elle est déterminée par un ensemble de facteurs qui conduisent au biais de sélection qui peut être lourd de conséquences quant à la comparabilité du groupe de traitement avec celui de contrôle.

En effet, tant que toutes les différences entre les groupes de comparaison sont observables, le biais de sélection ne constitue pas un obstacle parce que des méthodes statistiques appropriées comme la régression multiple peuvent tenir compte de l'effet des écarts. Si par contre une caractéristique inconnue (inobservable) de la personne ou du programme a influé sur la décision de participation, la sélection est alors non aléatoire et les écarts entre les participants et les non participants peuvent être à tort attribués au programme. Par ailleurs, il y a un biais de sélection lorsque les facteurs inobservés qui influent sur la participation ou la non-participation au programme influent également sur les effets du programme. En pratique, les facteurs

inobservés qui influent sur la participation aux programmes sont également en corrélation avec les résultats de ces programmes. Malheureusement, il n'existe aucune méthode statistique qui puisse complètement résoudre ce problème. C'est pourquoi il est recommandé fortement que le biais de sélection soit pris en compte dans toute étude d'évaluation. Pour ce faire, on a recours à des modèles économétriques pour tenir compte des écarts entre les groupes et isoler l'effet du programme.

Plusieurs méthodes de correction du biais de sélection ont été développées. Parmi elles, on distingue globalement :

- les méthodes de correction en deux étapes ;
- les méthodes longitudinales et ;
- les méthodes à variables instrumentales.

Les méthodes de correction en deux étapes

Ces méthodes ont été élaborées par James Heckman et d'autres à la fin des années 1970. Elles sont devenues les méthodes les plus répandues. Elles se déploient en plusieurs étapes :

Etape 1 : Estimation du modèle de participation au programme

- Définition d'une équation de la participation au programme avec une variable dépendante indicatrice prenant la valeur 1 pour la participation et la valeur 0 sinon.
- Identification d'un certain nombre de variables indépendantes observables susceptibles d'être associées à la participation ou non au programme

Il s'agit en fait d'un modèle probabiliste (logistique ou probit). La régression des variables explicatives sur la dépendante indicatrice permet de déterminer un facteur de correction appelé "inverse du rapport de Mill".

Etape 2 : Estimation d'un modèle d'évaluation de l'effet

Ce modèle comprend plusieurs variables :

1. la variable dépendante qui est le résultat du programme (un indicateur)
2. un ensemble de variables explicatives observables susceptible d'affecter les résultats du programme
3. le rapport de Mill pour corriger le biais de sélection
4. la variable de participation pour déterminer l'effet du programme
5. un terme d'erreur (aléatoire) pour prendre en compte l'effet des facteurs non observables associés au résultat du programme

Les méthodes longitudinales

Les méthodes longitudinales supposent la disponibilité de données antérieures et postérieures au programme. Les méthodes longitudinales donnent des estimations plus précises et plus crédibles. Le cas le plus simple est la méthode des "doubles différences" ou des "différences des différences". Il exige seulement deux observations : une antérieure et une postérieure aussi bien pour les participants que pour les non participants. Cette méthode est utilisée sous l'hypothèse que s'il existe des facteurs inobservables sources potentiels de biais de sélection, ces facteurs peuvent varier d'un individu à l'autre mais demeurent constants pour un même individu sur toute la durée de l'intervention. La procédure d'estimation comprend plusieurs étapes :

1. Calcul pour chaque participant et non participant, de la différence des résultats entre la valeur postérieure et antérieure. C'est la mesure du changement pour chaque individu.
2. Calcul du changement moyen dans le groupe des participants et des non participants
3. Calcul de la différence entre les changements moyens des deux groupes

Lorsque l'hypothèse des effets fixes n'est pas tenable, il faut recourir à des techniques plus complexes, consistant à utiliser plus d'une observation antérieure et postérieure à l'intervention.

Les méthodes à variables instrumentales (Heckman & Robb,1985 et Moffit,1991)

Le biais de sélection est lié à l'existence de corrélation entre la variable indicatrice de la participation et le terme d'erreur aléatoire de l'équation du résultat (cf. méthodes à deux étapes de Heckman). La méthode à variables instrumentales (VI) consiste à rechercher des variables qui entrent dans la participation et pas dans le résultat du programme et qui donc ne sont pas corrélées au terme d'erreur aléatoire. L'identification des VI se fait après examen approfondi du processus de sélection. Une variable instrumentale doit avoir certaines propriétés. En particulier, elle doit être liée le plus possible avec la variable de participation et le moins possible avec la variable de résultats. C'est sur cette condition que sont choisies les meilleures VI parmi un ensemble de VI candidates. En effet, plus la VI est liée à la participation, plus sont précises les estimations du programme.

2.2 Indicateurs et modèles d'estimation

Le modèle d'analyse proposé, part de l'hypothèse de l'existence de biais de sélection à l'entrée dans le programme de mutuelles de santé, lié à des caractéristiques individuelles observables et inobservables indépendantes. La méthode que nous utilisons pour tenir compte de ce type de biais est celle des variables instrumentales décrite supra. Quant aux indicateurs d'effets étudiés, ils sont identifiés sur la base d'un certain nombre d'hypothèses avec lesquelles ils sont repris (en gras) dans la figure 1 ci-après.

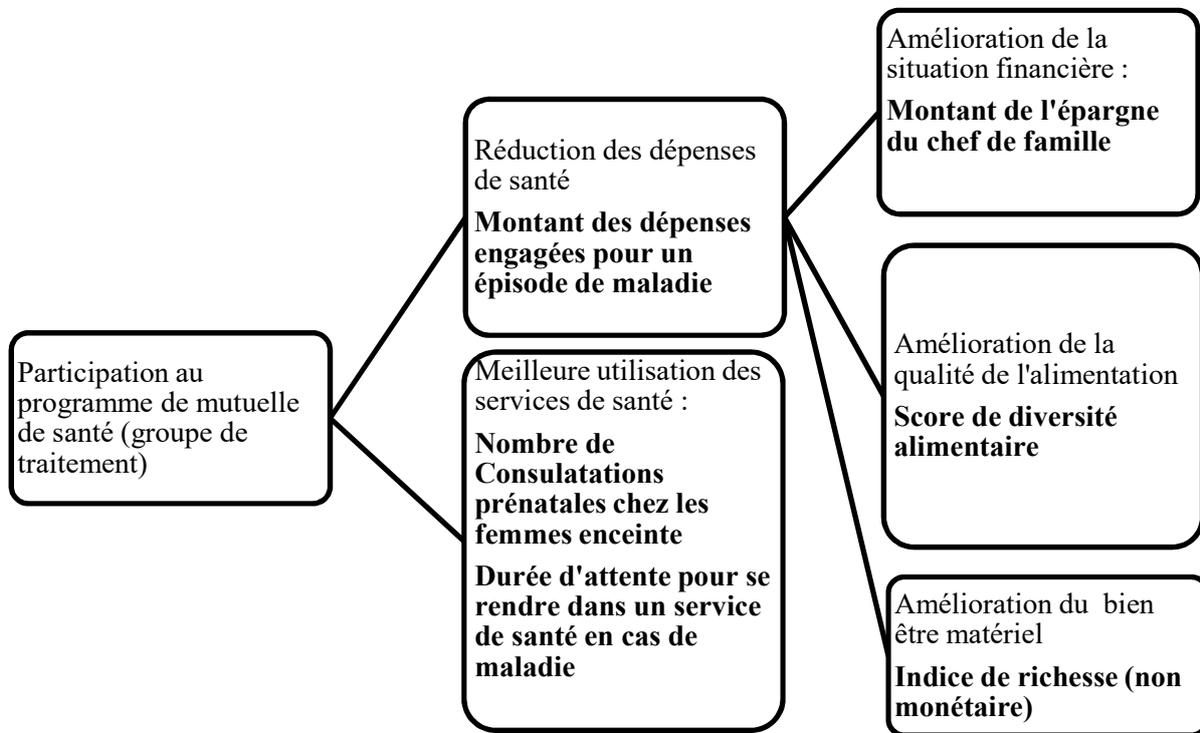


Figure 1 : Hypothèses et indicateurs d'effets des mutuelles de santé sur les familles membres.

2.3.1 Le modèle d'estimation de la participation

L'estimation du modèle de participation a consisté à estimer les paramètres de l'équation P expliquant la participation ou non au programme :

$$P = \beta X + U \quad (7)$$

où,

- P est une variable binaire (prenant la valeur 1 pour les participants et 0 pour les non-participants) ;
- X est un ensemble de tous les facteurs observés qui peut représenter la participation au programme et ;
- U un terme d'erreur aléatoire qui est présumé être distribué normalement pour tenir compte de facteurs non observés qui influent sur la participation au programme.

Plusieurs modèles économétriques sont proposés pour ce type de problème, l'un des plus répandus étant le modèle LOGIT dont l'un des principaux avantages est la facilité d'interprétation des coefficients d'estimation. C'est ce modèle que nous avons utilisé.

2.3.2 Le modèle d'estimation de l'évaluation de l'effet du programme

A partir du modèle de participation au programme, nous avons estimé les valeurs de la variable de participation chez les participants et les non participants. Cette valeur est ensuite utilisée pour l'estimation du modèle d'évaluation qui se présente comme suit :

$$Y = \beta X + aP \quad (8)$$

où Y est le résultat évalué pour chaque indicateur, X le vecteur de variables instrumentales et P l'élément fictif de participation prédit à partir du modèle LOGIT.

2.3 Matériels

Les données exploitées proviennent d'une enquête réalisée en mai 2013 sur un échantillon de 640 familles composées de participants et non participants au programme de mutuelles de santé dans la Région centrale au Togo. Les informations ont été collectées au moyen de 03 questionnaires pour chaque famille :

- un questionnaire avec des informations relatives à l'ensemble de la famille et des modules spécifiques sur le chef de ménage;
- un questionnaire avec des informations relatives à la conjointe du chef de famille lorsque qu'il ne s'agit pas de la même personne;
- un questionnaire sur la situation nutritionnelle et la santé des enfants de moins de 12 ans

Seules les données provenant des deux premiers questionnaires ont été exploités dans le cadre du présent travail.

3 Résultats

3.1 Présentation de la zone d'étude

L'étude porte sur cinq (05) mutuelles de santé mises en place au Togo entre 2007 et 2012 dans le cadre de plusieurs projets d'intervention. Sur le plan sociodémographique, la zone d'étude est caractérisée par :

- un milieu essentiellement rural;
- l'absence de structures de micro-assurance autres celles étudiées;
- l'offre de soins essentiellement publique et composée en majorité des unités de soins périphériques (premier contact) ;
- des activités économiques à dominance agricole.

Conformément au découpage administratif en vigueur, le territoire national est subdivisé en régions, les régions en préfectures et sous-préfectures et les préfectures en villages et quartiers de villes.

Après apurement des données, la taille de l'échantillon est ramenée à 633 familles réparties dans six (06) préfectures de trois régions voisines du Togo :

- les préfectures Tchaoudjo, Sotouboua, Tchamba et Blitta dans la région Centrale;
- la préfecture de l'Est Mono dans la région des Plateaux et;
- la préfecture de Bassar dans la région de Kara.

Le tableau 1 décrit la population des six (06) préfectures d'après les résultats du dernier recensement de la population et de l'habitat au Togo (RGPH4, 2010). La population de la zone d'étude représente un peu moins de 14 % de la population nationale qui est de 6 191 155 habitants.

Tableau 1 : Répartition de la Population de la zone d'étude par préfecture

Préfecture	Population	Proportion de la population nationale
Tchaoudjo	190 114	3,07
Tchamba	131 674	2,13
Blitta	137 658	2,22
Sotouboua	158 425	2,56
Est Mono	121 798	1,97
Bassar	119 717	1,93
Total population des 6 préfectures	859 386	13,88

3.2 Description de l'échantillon

Les tableaux 2 et 3 représentent la répartition de l'échantillon par région et par préfecture.

Tableau 2 : Répartition d l'échantillon par région

Région	Effectif des famille de l'échantillon	Pourcentage de l'échantillon
Centrale	503	79.5
Kara	48	7.6
Plateaux	82	13.0

Tableau 3 : Répartition de l'échantillon par préfecture

Préfecture	Effectif des familles de l'échantillon	% de l'échantillon
Bassar	48	7.6
Blitta	101	16.0
Est-Mono	82	13.0
Sotouboua	172	27.2
Tchamba	80	12.6
Tchaoudjo	150	23.7

3.2.1 Caractéristiques démographiques et principales sources de revenus des chefs de famille

L'âge moyen des chefs de famille est de 49 ans avec une médiane de 48 ans. Sa distribution comme sa moyenne varient légèrement d'une préfecture à l'autre mais reste normale pour

l'ensemble. Dans la région centrale regroupant quatre (04) des six (06) préfectures, l'âge est nettement supérieur à celle des deux autres régions (Plateaux et Kara).

Les femmes chefs de famille représentent 8% de l'échantillon. Comparé aux hommes, elles sont en moyenne moins jeunes. Cette différence pourrait s'expliquer par le statut matrimonial. En effet, le divorce est un phénomène relativement rare (0.8%) et la majorité des femmes chefs de famille le deviennent seulement après le décès de leur conjoint.

La répartition des chefs de famille selon leur ethnie et les religions pratiquées reflète bien la configuration socio culturelle de la zone d'étude composée essentiellement de deux groupes majoritaires : les Kabye et les Tem. On y retrouve aussi des groupes plus minoritaires (Losso, Ifè, Tchamba...).

La principale religion est l'islam. Elle est suivie des religions animistes, puis des chrétiens catholiques.

S'agissant de la scolarité, environ quatre (04) chefs de famille sur 10 n'ont jamais été à l'école et seulement 4% ont atteint ou dépassé le niveau secondaire² (respectivement 3,6% au niveau secondaire 2 et 0,6% au niveau supérieur).

Plus de 80% des chefs de famille sont mariés avec une prédominance de la monogamie (61,8%) par rapport à la polygamie (31,6%), les autres modalités (veufs, divorcés, célibataires) étant marginales.

La zone d'étude est essentiellement rurale. L'agriculture y est la principale activité économique pour environ 80% des familles. Sa proportion est encore plus élevée si l'on y rattache les activités connexes comme la transformation agricole. Le revenu annuel estimé approximativement par les familles varie entre 9 500 FCFA (soit 15 euros) et 4 500 000 FCFA (soit 6 870 euros).

La figure 3 décrit la répartition des chefs de famille de l'échantillon suivant quelques caractéristiques sociodémographiques.

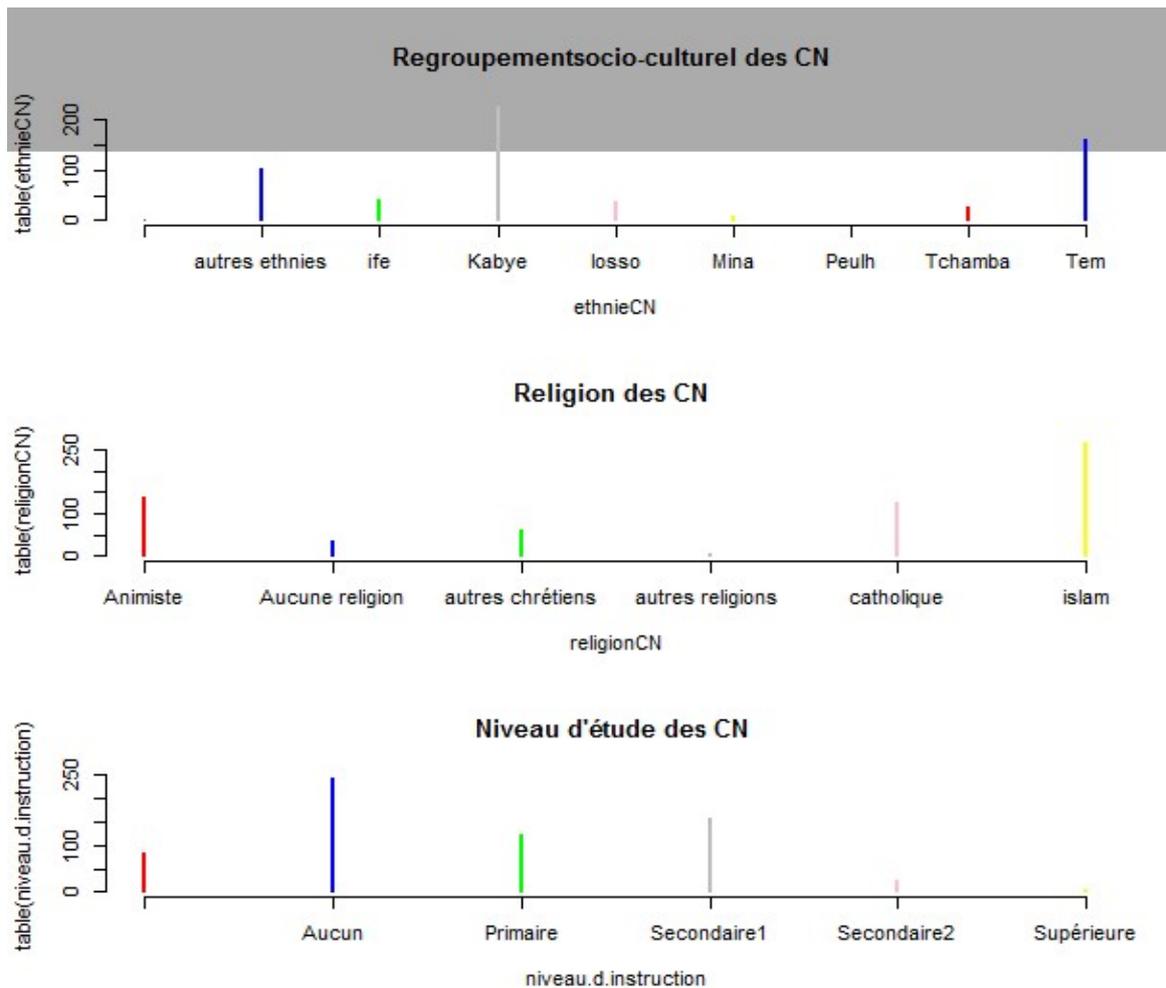


Figure 3 : Répartition des chefs de familles selon les caractéristiques sociodémographiques

3.3 Résultats des analyses statistiques

3.3.1 Estimation du modèle de participation au programme de mutuelles de santé

Méthodologie

Dans un premier temps, nous avons procédé à l'identification des facteurs susceptibles de déterminer la décision de participer au programme de mutuelles de santé. Pour ce faire, nous nous sommes basés sur les données de la littérature, notre expérience personnelle et les informations collectées. Ainsi, nous avons identifié une vingtaine de variables ou groupes de variables.

Dans un deuxième temps, nous avons réalisé des analyses graphiques et des croisements simples pour prospecter les associations potentielles entre d'une part la variable dépendante qu'est la participation au programme de mutuelles (variable de traitement) et d'autre part, les variables explicatives identifiées.

Dans un troisième temps, sur les variables suspectées d'association avec la variable dépendante, nous avons effectué les tests appropriés pour vérifier l'existence et la force de ces associations. Enfin, nous avons procédé à la modélisation de la probabilité de participer au programme de mutuelles de santé, avec un modèle de régression logistique, en utilisant la méthode d'apprentissage supervisé. Le modèle ainsi obtenu a été soumis à différents tests de validation

et d'adéquation. Par ailleurs, la procédure de modélisation a été reprise sur l'ensemble de l'échantillon après l'imputation des données manquantes par la méthode d'imputation multiple. Les résultats des deux procédures d'estimation sont comparés. Les résultats de ces différentes étapes de travail sont présentés ci-après.

Examen du lien entre la variable de participation et les variables explicatives potentielles

Les variables explicatives potentielles identifiées sont relatives aux caractéristiques socio-démographiques du chef de famille, aux revenus y compris les sources de revenus et leur gestion, au capital social, à l'état de santé des membres de la famille et au niveau d'information sur la mutuelle de santé (voir détails en annexes).

La variable dépendante répartit l'échantillon en deux groupes : le groupe des participants au programme et celui des non participants. Nous souhaitons vérifier si les liens supposés entre la décision de participation au programme de mutuelles de santé et les variables explicatives identifiées existent effectivement et ce, sans préjuger de la nature de tels liens. La littérature propose deux types de tests à cet effet : les tests paramétriques et les tests non paramétriques, les premiers étant plus puissants mais nécessitant des conditions d'application plus restrictives. Par ailleurs, le type et les propriétés des variables restreint le choix des tests applicables. Ainsi pour décider des tests à appliquer il est nécessaire (1) de procéder à la classification des variables et (2) à l'examen de leurs propriétés.

Enoncé des tests

Pour les variables numériques, le test approprié est le t de Student basé sur l'hypothèse H_0 de l'égalité de la moyenne des deux groupes. Les conditions d'application du test sont les suivantes :

1. Les écarts types des deux groupes sont égaux
2. Pour chaque groupe, la variable numérique suit une loi normale

La première condition est équivalente à celle de l'égalité des variances. Elle peut être vérifiée en comparant le graphique "boite à moustache" pour les deux groupes. On peut également utiliser le test de Fisher. Dans le cas où les variances ne sont pas égales mais que les conditions de normalité sont réunies au sein des deux groupes, il est toujours possible d'appliquer une variante du test de Student adaptée à l'inégalité des variances. Enfin, pour les échantillons de petite taille, la distribution ne suit pas toujours la loi normale. Dans ce cas le test de Student est remplacé par celui de Wilcoxon.

La deuxième condition, celle de la normalité de la distribution peut être vérifiée au moyen d'un histogramme (ou d'un barplot pour de petits échantillons) pour les deux groupes.

Pour les variables qualitatives binaires, il existe également deux tests : le χ^2 (test paramétrique) et le test exact de Fisher (non paramétrique). La condition d'application du χ^2 est que les valeurs de toutes les classes du tableau des effectifs attendus doivent être supérieures à 5. La vérification est faite automatiquement par le logiciel qui nous signale les cas où cette condition n'est pas réunie. Quelques variables ont nécessité l'utilisation du test exact de Fisher, car ne remplissant pas la condition d'exécution du χ^2 .

Résultats des tests et choix des variables pour l'estimation du modèle de participation

Les résultats de l'ensemble des tests effectués sont présentés dans le tableau 6.

Tableau 4 : Résultats des tests d'association entre la variable de participation au programme de mutuelles de santé et les variables explicatives potentielles

Variables	Nom de la variable	Type de tests effectué	Résultat (p-value)
âge	ageCN	F de Fisher	0.002545
		Test de comparaison des variances de l'âge dans les deux groupes	
Sexe du chef de famille	sexeCN	T-test de Student de comparaison des moyennes dans les deux groupes	0.00185
		Test du Chi2	0.02265
Niveau d'étude		Test du Chi2, mais test non concluant	0.0002076
		Test exact de Fisher non concluant	approximation peut-être incorrecte
Préfecture	prefecture	Test du Chi2	8.024e-05
Ethnie	ethnie	Test du Chi2, mais test non concluant	0.03368
		Test exact de Fisher non concluant	approximation peut-être incorrecte
Religion	religion	Test du Chi2, mais	0.0001626 : approximation peut-être incorrecte
Etat de santé du chef de famille	CNmal3dmois	Test du Chi2	0.01037
Situation matrimoniale	sitmatCN	Test du Chi	0.4227 : approximation peut-être incorrecte
		Test exact de Fisher	0.4064
Principale source de revenu	activiteCN	Test du Chi2	0.05516 : approximation peut-être incorrecte
Fréquence d'utilisation des unités de soins périphériques par les membres de la famille	freqUSP	Test exact de Fisher	0.9661
		Test du Chi2	
Fréquence d'utilisation des services des tradithérapeutes	freqtradi	Test du Chi2	0.001129

Variabiles	Nom de la variable	Type de tests effectu�	R�sultat (p-value)
Fr�quence d'utilisation des m�dicaments de la rue vendeurs de m�dicaments	freqmedic	Test du Chi2	0.08095
Appartenance du chef de famille � une association de d�veloppement local	groupdev	Test du Chi2	0.008098
Implication du chef de famille dans une organisation active dans la sant�	groupsante	Test du Chi2	3.117e-06
Implication du chef de famille dans une initiative d'�pargne (�pargne, tontine)	groupepargne	Test du Chi2	0.0002586
Avoir des cr�ances	creancetiers	Test du Chi2	0.01323

Le graphique des histogrammes de l' ge (Annexes) indiquent une distribution normale dans les deux groupes. Les variances n' tant pas  gales, il nous a fallu appliquer le test t de Student en le restreignant au cas des variances non  gales. Le r sultat obtenu est une diff rence significative (p-value = 0.00185) de l' ge moyen entre les deux groupes qui est de 47 et 51 ans respectivement dans le groupe de traitement (mutualistes) et le groupe de contr le (non mutualistes). Nous pouvons donc conclure que les mutualistes sont significativement plus jeunes que les non mutualistes avec une diff rence d' ge de 4 ans entre les deux groupes.

La m me proc dure a  t  mise en  uvre pour le revenu apr s sa transformation logarithmique. Le test de t de Student conclut   une diff rence significative du logarithme du revenu dans les deux groupes (p-value = 0.001548). Nous en avons conclu qu'il existe une diff rence de revenu entre les familles de mutualistes et celle des non mutualistes.

Les diff rentes  tapes du test pour l' ge et le revenu sont pr sent s en annexes

Pour la plupart des variables, le test du Chi2 a  t  concluant avec une p-value significative au seuil de 0.05. A l'exception de la variable relative   l' tat de sant  du chef de famille, la plupart de ces r sultats concorde avec les hypoth ses formul es lors de l'identification des d terminants potentiels de la d cision de participation. Les d tails relatifs aux tests sur les variables qualitatives sont pr sent s en annexes

Au regard de ces r sultats, sur les 23 variables propos es au d part, 05 se sont av r es sans lien avec la variable de traitement, en fixant le seuil de significativit  des tests d'association   0.05. Il s'agit des variables ci-apr s :

- la fr quence d'utilisation des services des USP
- la fr quence d'utilisation des m dicaments vendus dans la rue
- la situation matrimoniale du chef de famille
- Avoir des enfants   charge dans la famille

- le village de résidence de la famille

Sur ces 05 variables, nous avons décidé d'en garder 02 pour l'estimation du modèle. La variable "situation matrimoniale, compte tenu de son intérêt et surtout pour la recherche d'interactions avec d'autres variables. En effet, l'une des règles de recherche d'interactions voudrait que pour introduire une variable en interaction dans une estimation, il faut avoir introduit toutes les interactions d'ordre inférieur. En l'occurrence les interactions retenues ici sont d'ordre 1. Conformément à cette règle, il faut donc que les variables en interaction soient elles-mêmes présentes dans l'estimation. Compte tenu de son importance pour la santé publique, nous avons gardé également la variable relative à la fréquence d'utilisation des médicaments de la rue "freqmedic" bien que son association avec la variable de traitement ne soit pas significative au seuil des 5% (p-value = 0.08).

Par contre, nous avons décidé de retirer quatre (04) variables pour lesquelles les associations avec la variable de traitement sont très significatives. La principale raison du retrait de ces variables est qu'elles sont plus liées aux stratégies de mise en œuvre du programme de mutuelles de santé, et beaucoup moins (peut-être pas du tout) aux caractéristiques des chefs de famille. En testant ces associations, l'objectif était de voir l'efficacité de certaines stratégies sur les adhésions.

Par ailleurs, nous avons la variable "revenu". En effet, les revenus annuels ont été recueillis sur simple déclaration des familles. Aussi, nous nous sommes autorisés ce retrait d'autant plus que nous avons une variable proxy qui permet de prendre en compte, au moins en partie, l'influence du revenu sur la décision d'adhésion, à savoir la variable "principale source de revenu".

Enfin, nous avons décidé de retirer la variable "Avoir des créances" car elle nous a paru redondante en présence de la variable "avoir de l'épargne", les deux variables traduisant une certaine disponibilité financière ou capacité contributive du chef de famille.

Estimation des paramètres du modèle de participation au programme de mutuelles de santé

Au total nous avons retenu 15 variables explicatives et 3 interactions pour estimer les paramètres liés à la décision de participation au programme avec le modèle LOGIT. Afin de mieux évaluer la qualité des estimations nous avons utilisé la méthode d'"apprentissage - validation" qui consiste à réserver une partie des données pour tester le modèle construit sur l'autre partie. En utilisant le set d'apprentissage nous avons réalisé deux estimations :

- une avec la méthode pas à pas ascendante combinée avec le critère AIC "Stepwise AIC"
- et une seconde avec la méthode croisée ascendante et descendante combinée avec le critère AIC appelée méthode "both"

Les deux méthodes ont produit les mêmes résultats. Le modèle proposé après 6 itérations contient les 06 variables suivantes :

- la religion ;
- l'ethnie ;
- le niveau d'études ;
- l'appartenance à une organisation active dans la promotion de la santé,
- le sexe et ;
- l'état de santé du chef de famille.

Pour la sixième variable, "l'état de santé du chef de famille", le coefficient n'est pas significatif au seuil de 0,05. Par ailleurs, aucune des 03 interactions introduites n'a été retenue dans le

modèle. Les détails des résultats sont présentés en annexes. Le tableau 8 résume les résultats de l'estimation avec les odds ratios.

Tableau 5 : Estimation du modèle d'apprentissage avec les odds ratios des coefficients et leur intervalle de confiance

Variables	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)		OR	2.5 %	97.5 %
(Intercept)	-1.49681	0.85001	-1.7609	0.0782497	.	2.2e-01	3.7e-02	1.1e+00
religionCNAucune religion	1.86192	0.88446	2.1052	0.0352779	*	6.4e+00	1.1e+00	3.8e+01
religionCNautres chrétiens	2.72043	0.79946	3.4028	0.0006669	***	1.5e+01	3.5e+00	8.3e+01
religionCNcatholique	1.38157	0.70612	1.9566	0.0503977	.	4.0e+00	1.1e+00	1.8e+01
religionCNislam	3.21803	0.76860	4.1869	2.829e-05	***	2.5e+01	6.0e+00	1.3e+02
ethnie2CNife	-1.66225	0.85336	-1.9479	0.0514284	.	1.9e-01	3.2e-02	9.5e-01
ethnie2CNkabye	0.47308	0.58582	0.8076	0.4193486		1.6e+00	5.3e-01	5.3e+00
ethnie2CNlossou	-16.97957	1052.78070	-0.0161	0.9871320		4.2e-08	1.6e-170	1.0e+10
ethnie2CNpeulh	-1.64740	1.00972	-1.6315	0.1027746		1.9e-01	2.1e-02	1.2e+00
ethnie2CNTchamba	-1.66059	0.99722	-1.6652	0.0958679	.	1.9e-01	2.1e-02	1.2e+00
ethnie2CNTem	-1.30170	0.65476	-1.9880	0.0468066	*	2.7e-01	7.3e-02	9.8e-01
groupsante1	1.21243	0.60366	2.0085	0.0445929	*	3.4e+00	1.1e+00	1.2e+01
sexeCNHomme	-1.87375	0.69309	-2.7035	0.0068618	**	1.5e-01	3.8e-02	5.9e-01
scolaritéCNprimaire	0.87830	0.46398	1.8929	0.0583660	.	2.4e+00	9.7e-01	6.1e+00
scolaritéCNsecondaire1	1.23827	0.45051	2.7486	0.0059850	**	3.4e+00	1.4e+00	8.5e+00
scolaritéCNsecondaire2	1.00937	1.08368	0.9314	0.3516293		2.7e+00	2.8e-01	2.3e+01
scolaritéCNsupérieure	-16.11184	3956.18035	-0.0041	0.9967506		1.0e-07	NA	Inf
CNmal3dmois1	-0.56227	0.38102	-1.4757	0.1400263		5.7e-01	2.6e-01	1.2e+00

--- Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Diagnostic et évaluation des performances prédictives du modèle de participation [8]

Pour apprécier la qualité de l'estimation et ses performances prédictives, nous avons réalisé les tests suivants.

Test de Hosmer-Lemeshow

Ce test permet de vérifier l'adéquation du modèle en présence de données individuelles. C'est donc une alternative au test d'adéquation basée sur la déviance utilisé seulement en présence de données répétées. En effet, compte tenu de la difficile approximation de la loi de la déviance par une loi du χ^2 en présence de données individuelles, il est conseillé d'utiliser le test de Hosmer-Lemeshow à la place de celui classique de la déviance. Le test consiste à ordonner de façon croissante les probabilités estimées par le modèle. Ensuite ces probabilités sont réparties en g groupes de taille égale. Lorsque le modèle est correct (H_0), la statistique C suit approximativement une loi du χ^2 à $(g-2)$ degrés de liberté. Lorsque la probabilité critique (p -value) du test est plus grande que le risque critique choisi, le modèle issu de la régression logistique est accepté. La figure 6 présente les résultats du test de Hosmer Lemeshow sur le modèle retenu.

Hosmer and Lemeshow goodness of fit (GOF) test
data: model2.logit\$y, fitted(model2.logit, g = 10)
X-squared = 9.3383, df = 8, p-value = 0.3146

Figure 2 : Résultats du test de Hosmer-Lemeshow sur le modèle avec les données d'apprentissage

La p -value étant supérieure au seuil critique de 5%, nous en déduisons que le modèle est valide et compatible avec les données utilisées.

Examen des résidus déviance

Selon certains auteurs (Laurent Rouvière, Rakotomalala), pour le modèle logistique, les résidus déviance sont souvent préférés aux résidus de Pearson parce qu'ils approchent mieux la loi normale. Elles ont des valeurs variant entre -2 et $+2$. Le résidu déviance pour un individu ω est définie de la manière suivante :

$$d(\omega) = \begin{cases} +\sqrt{2} x |\ln(\pi(\omega))| & \text{si } y(\omega) = 1 \\ -\sqrt{2} x |\ln(1-\pi(\omega))| & \text{si } y(\omega) = 0 \end{cases} \quad (9)$$

On en déduit la statistique D appelée déviance

$$D = \sum d^2(\pi) \quad (10)$$

Sur les données individuelles, la déviance ainsi calculée coïncide avec la déviance du modèle D_M . La figure N°7 montre l'index plot des résidus de déviance de notre modèle. On y voit qu'il y a très peu de points en dehors de la zone délimitée par les bornes -2 et 2 .

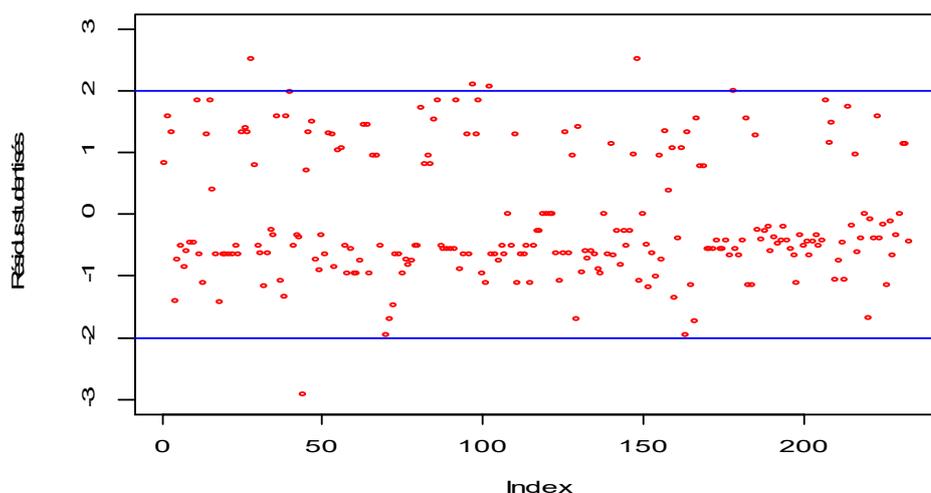


Figure 3 : Index plot des résidus déviance modèle d'apprentissage

Test fondé sur le rapport de vraisemblance

Le test consiste à comparer la vraisemblance de deux modèles emboîtés M_r et M_s . M_r comporte r variable avec $r+1$ paramètres à estimer. Le nombre de degré de liberté est égal à $[n-(r+1) = n-r-1]$. M_s en comporte s ($s < r$) avec pour contraintes qu'elles se retrouvent toutes dans M_r . La statistique de test s'écrit :

$$LR = -2 \times \ln[L(M_s)/L(M_r)] \quad (11)$$

où LM représente la vraisemblance du test.

Sous H_0 , les coefficients des variables supplémentaires que l'on retrouve dans M_r sont tous nuls. LM suit une loi du χ^2 à $(r-s)$ degrés de liberté. Le test permet de tester la significativité globale du modèle. Ceci revient à comparer la vraisemblance du modèle complet avec celle du modèle trivial constitué uniquement de la constante.

- La valeur du χ^2 est déterminée par la différence entre la déviance du modèle trivial et celle du modèle retenu.
- Le degré de liberté est obtenu de la même manière : ddl = Différence entre le ddl du modèle trivial et celui du modèle retenu $((n-1)-(n-r-1))n$, n étant le nombre d'observations.
- Les p représentent les paramètres de toutes les indicatrices et 1 celui de la constante.

Dans notre cas, la valeur du χ^2 est de 59.60 à 17 ddl et une p -value de 1.222879e-06 qui nous autorise à rejeter l'hypothèse de nullité des coefficients et donc à conclure à la significativité globale du modèle.

Evaluation des performances prédictives par le taux d'erreur de classement

Nous avons évalué les qualités prédictives du modèle en comparant le taux d'erreur en resubstitution (sur le set d'apprentissage) avec celui obtenu sur le set de test. L'évaluation est basée sur la capacité de bien classer du modèle à partir du dénombrement des bons versus mauvais classement à partir d'une matrice de confusion qui confronte les valeurs observées de la variable dépendante à celles prédites par le modèle. Nous avons calculé les taux d'erreur successivement sur le set d'apprentissage et le set de test, puis nous les avons comparés au taux

d'erreur obtenu avec le modèle par défaut. Le taux d'erreur en resubstitution ainsi obtenu sur la matrice de confusion avec les observations du set d'apprentissage est de 0.23. Celui relatif au set de test est 0.33. Cette différence était prévisible. En effet, dans le premier cas, ce sont les mêmes données qui ont été utilisées et pour la construction du modèle, et pour la prédiction, d'où le taux d'erreur relativement faible par rapport à celui calculé sur le set de test. En tout état de cause, cette comparaison n'est pas suffisante pour juger de la performance du modèle d'où le recours à une référence plus pertinente, à savoir le classifieur par défaut. Le modèle par défaut n'utilise pas les informations provenant des variables explicatives. La règle d'affectation dans ce cas (cadre bayésien) consiste à affecter à tout individu, la modalité majoritaire dans l'échantillon d'apprentissage. La matrice de confusion du classifieur par défaut (tableau N°13) induit un taux d'erreur de classement de 0.28.

Ces résultats suggèrent que notre modèle est acceptable puisqu'il fait mieux que le classifieur par défaut ($\varepsilon = 0.23$ contre 0.28). Pour mieux s'en convaincre, nous avons recouru à un autre indicateur, le pseudo R^2 .

Calcul du pseudo R^2 basé sur le taux d'erreur

A partir du taux d'erreur du modèle par défaut et de celui étudié, nous avons calculé le pseudo R^2 de Mc Fadden par l'expression :

$$R^2_{\varepsilon} = 1 - [\varepsilon(M) / \varepsilon(def)] \quad (12)$$

Pour un modèle parfait ($\varepsilon(M)=0$), $R^2_{\varepsilon} = 1$. Inversement, si le modèle ne sait pas mieux faire que le classifieur par défaut, alors $R^2_{\varepsilon}=0$.

Dans le cas présent, $R^2_{\varepsilon} = 0,18$ qui confirme que le modèle classe mieux que le classifieur par défaut.

Evaluation par la courbe ROC et le critère AUC

La courbe ROC est un outil d'évaluation offrant un large champs d'application. Dans le cadre de l'évaluation de performance des classifieurs, son utilité repose entre autres sur :

- la possibilité d'évaluer graphiquement le classifieur ;
- elle est indépendante des couts de mauvais classement ;
- elle est opérationnelle même dans le cas des distributions déséquilibrées (échantillons non représentatifs)

La figure 8 représente deux courbes ROC, l'une construite à partir des données d'apprentissage et l'autre à partir des données de test. la première courbe s'écarte plus de la première bissectrice ce qui était attendu. La deuxième, bien que moins éloignée de la première bissectrice, reste acceptable. L'AUC est de 0.82 et 0.58 respectivement sous la courbe ROC d'apprentissage et celle du test, ce qui est mieux que la situation de référence (0.5).

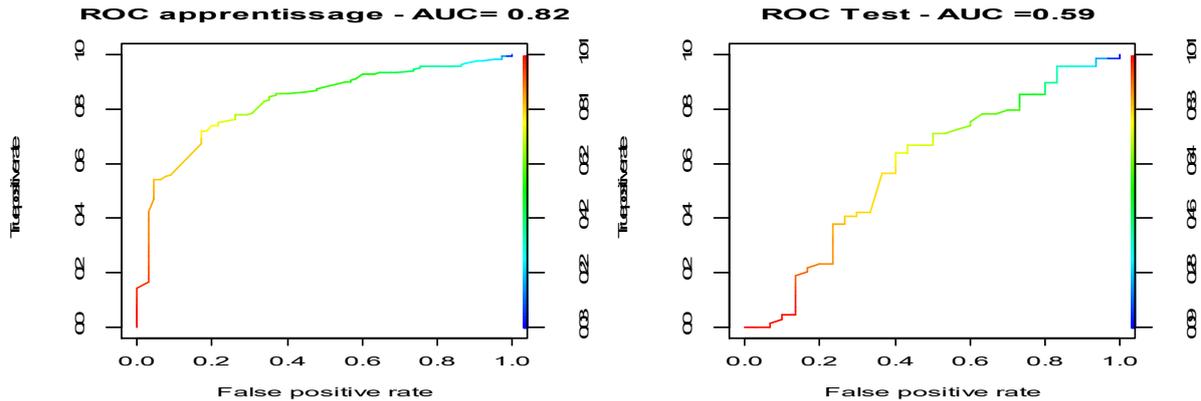


Figure 4 : Courbes ROC du modèle sur le set d'apprentissage et le set de test

Estimation du modèle de participation après imputation des données manquantes

Afin de comparer les résultats du modèle construit en apprentissage supervisé sur les 233 observations complètes à ceux que nous aurions pu obtenir si l'échantillon entier était utilisé, nous avons repris l'estimation des coefficients après l'imputation des données manquantes. Pour cela, nous avons utilisé la méthode d'imputation multiple avec package "mice" du logiciel R pour imputer les données manquantes. Ensuite, nous avons transformé tous les facteurs en variables dummies, puis extrait toutes les indicatrices de référence de chaque facteur avant de lancer la régression.

Les résultats de la régression sont présentés en annexes. Nous n'avons pas pu soumettre le modèle obtenu aux différentes évaluations et tests d'adéquation.

Par rapport au modèle d'apprentissage, il en découle les conclusions ci-après.

- Sur les six (06) variables retenues dans le modèle d'apprentissage, cinq (05) ont présenté des coefficients significatifs après la procédure d'imputation des données manquantes. Seule la variable "ethnie" n'a pas eu de coefficients significatifs. Notons que déjà dans le premier modèle, les coefficients de cette variable étaient instables.
- Les signes des coefficients sont les mêmes dans les deux modèles
- Outre les cinq (05) variables dont les coefficients sont significatifs dans les deux modèles, le deuxième modèle obtenu après l'imputation des données manquantes retient une sixième variable de coefficient significatif. Il s'agit de la variable "disposer d'épargne"
- Enfin, les valeurs des coefficients et donc leurs Odds ratios varient d'un modèle à l'autre. En fait, les indicatrices de référence utilisées ne sont pas toujours les mêmes.

3.3. 2 Calcul des indicateurs d'effet objet de l'évaluation

Le montant (en francs CFA) des dépenses de santé pour un épisode de maladie

L'indicateur est calculé pour les cas de maladie concernant les chefs de famille d'une part, et les femmes avec leurs enfants d'autre part. Il s'agit d'un épisode maladie survenu au cours des trois derniers mois avant l'enquête ou d'une maladie chronique traité au cours de la même période. Les affections recensées sont distribuées presque uniformément dans les deux groupes (participants et non participants). Le paludisme reste de loin l'affection dominante. Quant aux formations sanitaires utilisées leur distribution varie légèrement d'un groupe à l'autre, mais le recours majoritaire reste les unités de soins périphériques (environ la moitié des recours thérapeutiques). Les trois types de dépenses prises en compte sont les frais de consultation, les frais de médicaments et les frais de transport.

Tableau 6 : paramètre de l'indicateur "Montant des dépenses de santé pour un épisode maladie chez les chefs de famille

Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.
1550	4308	8800	40420	19580	1305000

La valeur élevée de la moyenne des dépenses ainsi engagées est due à quelques cas rares de maladies chroniques (hypertension notamment). La médiane reflète davantage la réalité. Pour les femmes et les enfants, la moyenne des dépenses est de 12 540 FCFA et la médiane de 5 208 FCFA (tableau N°6).

La durée d'attente pour les premiers soins

Il s'agit du temps écoulé entre les premiers symptômes de la maladie et le moment où le patient s'est rendu effectivement dans une formation sanitaire pour y recevoir les premiers soins. Il est admis qu'en cas de couverture maladie, ce temps est réduit puisque la prise en charge est garantie en grande partie par la mutuelle. Lorsque le patient n'est pas couvert, ce temps peut être beaucoup plus long en raison du délai pour la mobilisation des moyens financiers nécessaires. Nous avons calculé la moyenne de cette durée pour l'ensemble de l'échantillon et dans chacun des deux groupes. Pour les cas de maladies survenues chez les chefs de famille, elle est de 5 jours en moyenne pour l'ensemble. Mais contrairement à nos attentes, elle est d'un jour environ plus longue chez les mutualistes comparativement au non mutualistes (respectivement 6 et 5 jours). Cependant, la médiane reste la même dans les deux groupes à savoir de 02 jours.

Pour les enfants et les femmes, elle en moyenne de 03 jours pour l'ensemble de l'échantillon, mais d'un jour plus longue chez les non participants.

Tableau 7 : Durée d'attente pour les premiers soins chez les chefs de famille

Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.
0.000	1.000	2.000	5.071	4.000	90.000

Le nombre de consultations prénatales

Le nombre de consultation prénatale est un indicateur universel utilisé notamment par l'OMS pour apprécier le suivi des femmes enceinte et l'accès au service de santé de la reproduction. Selon les normes OMS, il est recommandé un minimum de 3 à 4 consultations prénatales au cours de la gestation. Les valeurs fournies par nos calculs sont les mêmes dans les deux groupes et correspondent aux normes de l'OMS.

Tableau 8 : Nombre moyen de consultations prénatales chez les femmes enceinte pour l'ensemble de l'échantillon

Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.
0.00	3.00	4.00	4.04	5.00	10.00

Tableau 9 : Nombre de consultations prénatales chez les femmes enceinte dans le groupe des participants vs non participants

Nombre de consultations prénatales chez les femmes enceinte	Participant	Non participants
Moyenne	4.090361	4.01497
Médiane	4	4

Montant de l'épargne des chefs de famille

Les montants calculés représentent la somme de l'épargne déposée sur un compte formel ou gardé par devers soi.

Tableau 10 : Montant de l'épargne des chefs de famille

Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.
8000	42000	108500	211900	210000	3100000

Le score de diversité alimentaire

La diversité alimentaire est une mesure qualitative de la consommation alimentaire qui reflète l'accès des ménages à une grande variété d'aliments et est également un proxy pour l'adéquation de l'apport en nutriments du régime alimentaire pour les individus. Les scores de diversité alimentaire sont obtenus en additionnant le nombre d'aliments ou de groupes d'aliments consommés pendant une période de référence. Les scores de diversité alimentaire décrits dans ce travail correspondent à la somme des groupes d'aliments consommés durant les 24 heures qui ont précédé l'enquête. La méthodologie de collecte et d'analyse est celle proposée par la FAO (2008) [9]. Nous avons calculé deux indicateurs à savoir le score de diversité alimentaire au niveau du ménage nommé HDDS12 et le score de diversité alimentaire au niveau individuel nommé IDDS14.

Le HDDS12 est calculé sur un score maximum de 12 et le IDDS14 sur 14. Pour l'ensemble de l'échantillon, les valeurs du HDDS12 calculées varient de 1 à 9 pour une moyenne de 5. Celles du IDDS14 vont également de 1 à 9 mais pour une moyenne de 4. Ces moyennes diffèrent légèrement entre les groupes de participants et de non participants. Par contre les médianes restent identiques dans les deux groupes.

Tableau 11 : HDDS12 et IDDS14 pour l'ensemble de l'échantillon

	Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.
HDDS12	1.000	4.000	5.000	5.161	6.000	9.000
IDDS14	0.000	3.000	4.000	4.161	5.000	9.000

L'indice de richesse (ou de patrimoine)

L'indice de richesse est un indicateur couramment utilisé dans les études sur la pauvreté. Il s'agit d'un indicateur composite regroupant un certain nombre de biens dont la liste est ajustée selon les contextes nationaux. Nous avons utilisé la liste en vigueur dans la sous-région, avec 16 biens matériels décrivant les conditions matérielles du ménage (voir liste en annexe). L'indice est calculé en attribuant au ménage le score 0 ou 1 selon qu'il possède le bien ou l'attribut du bien concerné. Le calcul est réalisé en analyse en composante principale. La coordonnée de chaque ménage sur le premier axe factoriel de l'ACP constitue son indice de richesse.

Selon nos calculs, les valeurs de l'indice de richesse s'étendent de -4 à 8 pour l'ensemble de l'échantillon. Les valeurs moyennes et médianes sont différentes dans les deux groupes.

Tableau 12 : Indice de richesse pour l'ensemble de l'échantillon

Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.
-4.0470	-1.0500	0.0932	0.0000	0.7880	7.7230

3.3.3 Détermination des variables instrumentales : tests d'association des indicateurs d'effet avec les variables explicatives du modèle de participation

Une variable instrumentale est une source observable de variation exogène dans la participation au programme. Elle est corrélée avec la variable de participation mais pas avec les variables les termes d'erreurs de l'équation d'évaluation d'effet [10]. Il s'agit donc de tester les liens d'association possibles entre les variables de participation et toutes autres variables en corrélation avec la participation au programme d'une part, et les indicateurs d'effet d'autre part. Ainsi, les variables non corrélées avec les indicateurs d'effet peuvent être utilisées dans le modèle d'évaluation comme variables instrumentales.

Tous les indicateurs d'effet sont des variables numériques. Par contre les variables explicatives du modèle de participation sont toutes qualitatives. Nous avons donc retenu les tests (paramétriques t de Student et de Fisher vs les tests non paramétriques de Wilcoxon ou de Kruskal-Wallis, selon que la variable explicative a 02 classes ou plus. Dans chaque cas nous avons procédé aux diagnostics préliminaires basés sur 02 conditions :

- la normalité de la distribution de la variable numérique (indicateur d'effet) au sein de chaque groupe(modalité) de la variable de participation ;

- l'égalité des variances de l'indicateur pour les groupes (modalités) d'une même variable de participation.

Pour ce faire, nous avons utilisé les procédures déjà décrites pour l'estimation du modèle de participation. En sus, comme recommandé par certains auteurs (Anne Dubois, Julie Bertrand, Emmanuelle Comets. Introduction à R, novembre 2009, INSERM UMR738), nous avons utilisé le test de Bartlett plus robuste en cas d'écart à la normalité. Les résultats de ces diagnostics nous ont orienté vers le choix d'un test paramétrique ou non paramétrique selon les cas.

Pour réduire la dispersion des valeurs des indicateurs liés aux dépenses en santé, et à l'épargne, nous avons décidé d'utiliser leur transformation logarithmique. Les détails des différents tests sont présentés en annexes.

Les résultats obtenus suggèrent qu'au seuil de 0,05,

- l'indicateur "Montant des dépenses d'un épisode maladie survenu chez les chefs de famille" est associé à la variable "religion du chef de famille" (p-value = 0.04093). Il n'est associé à aucune des autres variables de participation au programme ;
- l'indicateur "montant des dépenses d'un épisode maladie survenu chez les femmes et les enfants" est associé à la religion (p-value = 0.01358) et au niveau d'études du chef de famille (p-value= 0.003053). Il n'est pas associé aux trois autres variables de participation au programme de mutuelle de santé ;
- l'indicateur "durée d'attente avant les premiers soins chez les chefs de famille" n'est associé à aucune des variables de participation.
- l'indicateur "Durée d'attente avant les premiers soins chez les femmes et les enfants malades" est associé à la variable "Religion du chef de famille" (p-value = 0.01231) et pas avec les autres variables.
- l'indicateur "Nombre de consultation pré natale" chez les femmes ayant eu une grossesse est associé aux variables "Religion" (p-value = 0.0301) et "Ethnie" du chef de famille" (p-value = 0.000309). Il n'est pas associé aux trois autres variables ;
- l'indicateur "Epargne du chef de famille" n'est associé à aucun des déterminants de participation au programme de mutuelle de santé ;
- l'indicateur "indice de richesse" est associé à 4 des 5 déterminants de participation au programme de mutuelle de santé. Il n'est pas associé à la variable "appartenance à une organisation de promotion de la santé" (p-value = 0.4879)
- l'indicateur "score de diversité alimentaire HDDS12" est associé à la religion (p-value = 0.001855) et l'ethnie du chef de famille (p-value = 3.749e-07). Il n'est pas associé avec les trois autres déterminants de participation au programme de mutuelles d santé.

3.3.4 Estimation de l'effet du programme

En contrôlant par les variables instrumentales, nous avons utilisé la méthode des moindres carrés ordinaires pour estimer l'effet du programme associé à la variable de participation. Pour ce faire nous avons remplacé les valeur de la variable de participation par sa valeur prédite par le modèle LOGIT de la première étape.

Les résultats de ces estimations sont résumés dans le tableau 13 ci-après (voir annexes pour les détails des estimations).

Tableau 13 : Résultats de l'estimation de l'estimation des effets du programme par les VI

Indicateurs	Effet estimé (coefficient associé à la prédiction de la participation pred.statmut)	p-value
Montant des dépenses (en logarithme) pour un épisode maladie chez les chefs de famille	0,5870	0,574
Montant des dépenses (en logarithme) pour un épisode maladie chez les femmes et les enfants	-0,43879	0,223
Durée d'attente pour les premiers soins (en nombre de jours) chez les chefs de famille	-2,3896	0,6332
Durée d'attente pour les premiers soins (en nombre de jours) chez les femmes et les enfants	1,0674	0,507
Nombre de consultation prénatale chez les femmes enceinte	0,142976	0,468
Epargne des chefs de famille	0,18675	0,6308
Score de diversité alimentaire (HDDS12)	-0,24229	0,402113
Indice de patrimoine (ou de richesse)	-0,115647	0,65402

Au regard de ces résultats, tous les coefficients associés à la variable de participation sont non significatifs. Autrement dit, la participation au programme de mutuelles de santé n'a pas d'effet significatif sur les indicateurs étudiés.

4 Discussion

Cette évaluation a été à partir des données d'une enquête transversale couvrant un échantillon de 633 familles réparties en deux groupes : participants et non participants au programme de mutuelles de santé. Pour prendre en compte les biais de sélection inhérentes aux inobservables, nous avons recouru à la méthode des variables instrumentales.

La première étape d'estimation du modèle de participation a retenu les caractéristiques individuelles suivantes comme déterminants de l'adhésion : le sexe du chef de famille, la religion, l'ethnie, le niveau d'étude du chef famille ainsi que son appartenance aux organisations de promotion de la santé. Par contre le coefficient lié à l'état de santé des membres du ménage n'est pas significatif quand bien même cette variable est corrélée avec celle de la participation et retenue dans le modèle. Ce résultat semble donc indiquer que l'hypothèse d'anti sélection n'est pas entièrement confirmée par cette étude.

Ainsi l'exception de l'état de santé du chef de famille, les autres variables retenues dans le modèle présentent des coefficients significatifs au seuil de 5% pour au moins une de leur indicatrice (modalité).

Par rapport aux indicatrices de référence, les Odds Ratios peuvent être interprétés comme suit :

Comparés aux animistes, les chefs de famille n'ayant pas de religion déclarée (athées) sont 6,4 fois plus susceptibles de participer au programme de mutuelles de santé. Cette propension est 15 fois plus élevée chez les chrétiens autres que catholiques (protestants et évangéliques notamment) et 25 fois plus élevée chez les musulmans. Elle est de 4 fois plus élevée chez les catholiques mais le coefficient y associé est très faiblement significatif (0.1%).

Comparé aux chefs de famille appartenant à des groupes ethniques exogènes (hors de la zone d'étude), les ethnies Tem sont 27 fois moins susceptibles de participer à un programme de mutuelle de santé. Cette propension est 19 fois plus élevée chez les Ifès et les Tchamba qui sont des groupes ethniques endogènes mais avec des coefficients très faiblement significatifs (0.1). Pour les autres groupes socio-culturels de la zone d'étude, les coefficients ne sont pas significatifs.

Les chefs de famille actifs dans des organisations locales de promotion de la santé (COGES, agents communautaires de santé, membre de comité de santé, eau et assainissement...) sont 3,4 fois plus susceptibles de participer au programme de mutuelle de santé que ceux qui ne sont pas membres de telles dynamiques locales.

Comparés aux femmes, les chefs de famille de sexe masculin sont 0,15 fois moins susceptibles d'adhérer à une mutuelle de santé, avec un coefficient très significatif (0,01)

Par rapport aux chefs de famille n'ayant jamais été à l'école, ceux ayant atteint le niveau secondaire¹ (BEPC ou niveau Troisième) sont 3,4 fois plus susceptibles de participer à un programme de mutuelle de santé, avec un coefficient très significatif (0.01). Cette propension est de 2,4 fois chez les chefs de famille de niveau primaire mais avec un coefficient faiblement significatif. Les autres niveaux de scolarité n'affectent pas significativement la décision d'adhésion aux mutuelles de santé.

Enfin, les chefs de famille jouissant d'un bon état de santé seraient 0,57 fois moins susceptibles de participer au programme de mutuelles de santé (signe négatif du coefficient), mais avec un coefficient non significatif.

Cette première étape d'estimation nous a permis de prédire la participation et d'utiliser cette prédiction dans l'équation de la deuxième étape. Elle nous a permis également d'identifier les variables instrumentales à partir des variables corrélées à la participation et de les introduire dans l'équation d'estimation de l'effet des mutuelles de santé.

Les résultats de la deuxième estimation ont conclu à l'absence d'effet significatif du programme de mutuelles de santé sur les indicateurs étudiés. Nous n'avons pas pu réaliser les tests de spécification des variables instrumentales, en particulier le test de Sargan, qui

nous aurait permis de comparer la force des différentes variables instrumentales que nous avons identifiées à partir des tests d'association courants.

Par ailleurs, les résultats obtenus reflètent deux caractéristiques du programme. D'une part la création très récente des mutuelles de santé (les deux dernières sont créées en 2012 et les premières en 2008) peut expliquer en partie leur faible impact. D'autre part, le paquet de soins offert par ces mutuelles de santé est limité actuellement aux soins ambulatoires dont les coûts sont relativement bas. Dans ces conditions, il est possible qu'il n'y ait pas de différence significative entre les coûts moyens payés par les non mutualistes et ceux des mutualistes, y compris la partie prise en charge par l'organisation mutualiste.

4. Conclusion

L'objectif de l'étude était d'estimer l'effet des mutuelles de santé sur la santé et les conditions de vie des familles membres. Spécifiquement, l'évaluation a porté sur des indicateurs liés aux dépenses en santé, au délai du recours thérapeutique en cas de maladie, à l'utilisation des consultations prénatales par les femmes et autres indicateurs de bien-être général. Le choix de la méthode à variables instrumentales nous a conduit dans un premier temps à déterminer quelques variables observables explicatives de la participation à travers un modèle LOGIT. Les conclusions de cette première étape quant aux déterminants d'adhésion pourront être exploitées par les promoteurs de mutuelles pour l'amélioration de leurs stratégies de sensibilisation.

L'évaluation des effets du programme dans la deuxième partie du travail semble indiquer que les mutuelles n'ont pas encore d'effets significatifs sur les indicateurs étudiés. Même si certains facteurs peuvent expliquer ces résultats, ce travail devrait être approfondi dans le cadre d'études ultérieures et étendu à d'autres indicateurs d'effets. En effet, dans le cadre du présent travail, le choix des indicateurs était lié à la disponibilité des données.

Remerciements

Ma plus grande reconnaissance va à l'endroit du professeur Bruno VENTELOU de l'INSERM/CNRS qui m'a accompagné patiemment tout le long de ce travail, en dépit de la distance qui nous sépare et de ses multiples occupations.

Je voudrais aussi remercier le professeur Roch GIORGI responsable du master, et tous les membres de l'équipe pédagogique qui nous ont encadré au cours de cette formation, pour leur disponibilité.

Je remercie par ailleurs le docteur Gilles Armand SOSSOU qui a bien voulu m'encadrer localement, et toute l'équipe du Centre de Recherche en Economie Appliquée et Management de l'Université d'Abomey Calavi qui m'ont accueilli pour mon stage.

Mes reconnaissances vont également vers les responsables de l'ONG Louvain Coopération au développement - Afrique de l'Ouest, et le Centre des Etudes Africaines (ASC) de l'Université de Leiden (Pays-Bas) qui m'ont permis d'exploiter le matériel d'analyse.

Enfin je remercie mon épouse Shalom et ma fille Marleen pour leur soutien moral et leur compréhension à mon égard.

Que tous reçoivent à travers ce mémoire encore perfectible, l'expression de toute ma gratitude.

Références

- [1] In *Evaluation des projets de développement sur la pauvreté*. Judy L. Backer ed : Washington : Banque Mondiale : 2000 :
- [2] Brodaty T, Crépon B, Fougere D. Les méthodes microéconométriques et leur application aux politiques actives de l'emploi. *Economie et Prévision*. 2007, n°177 -1. pp.93-118.
- [3] Colbert J, Ndong A, & TsackNanfosso. *Impact des mutuelles de santé sur les comportements de demande de santé des ménages au Cameroun*. Research Paper N°20. In International Labor Office. May 2012, Geneva. pp.1-22
- [4] Proposition d'un plan d'affaire comme outil de gestion permettant d'assurer la viabilité de mutuelles de santé par l'amélioration du taux de pénétration. Cas d deux mutuelles de santé promues par Louvain Développement. Mémoire pour de master en gestion de l'entreprise. Mosango, M. Bruxelles, Année académique 2008 - 2009. pp. 79-85
- [5] Levine D & Polimeni R. Randomized Controlled Evaluation of SKY Health Insurance in Cambodia. Survey protocole. *Impact analysis series*. January 2010. pp.1-21
- [6] *Evaluation quasi expérimentale. Evaluation et développement des données*. Politique stratégique. Développement des ressources humaines Canada. Janvier 1998. PP1-41)
- [7] *Régression sur variables catégorielles*. Laurent Rouvière. Université Rennes 2. 2008. pp.32-49
- [8] *Pratique de la Régression Logistique. Régression logistique binaire et polytomique*. Ricco Rakotomalala. Université Lumière Lyon 2 Février 2014. pp.1-258.
- [9] Charpail C, Klein T & Zilberman S. Evaluation des politiques d'emploi : La deuxième génération des panels bénéficiaires *DARES N° 95* Février 2005.
- [10] Fougere, D. 2007. Les méthodes micro-économétriques d'évaluation. CNRS, CREST
- [11] Fougère, D. 2010. Les méthodes économétriques d'évaluation. RFAS 1-2 2010

- [12] James Heckman & V. Joseph Hotz,. Choosing among alternative nonexperimental method for estimating impact of social programs. The case of manpower training. Journal of american statistical association. Vol. 84. 1989
- [13] *Guide pour la mesure de la diversité alimentaire au niveau des individus et des ménages. Version 3* Août 2007. Rome, Italie pp.5-31

Adresse de correspondance

GNIMADI Jérémie G. C.

01 BP 6859 Cotonou, Bénin

Mobile : +229 66074962/90939430

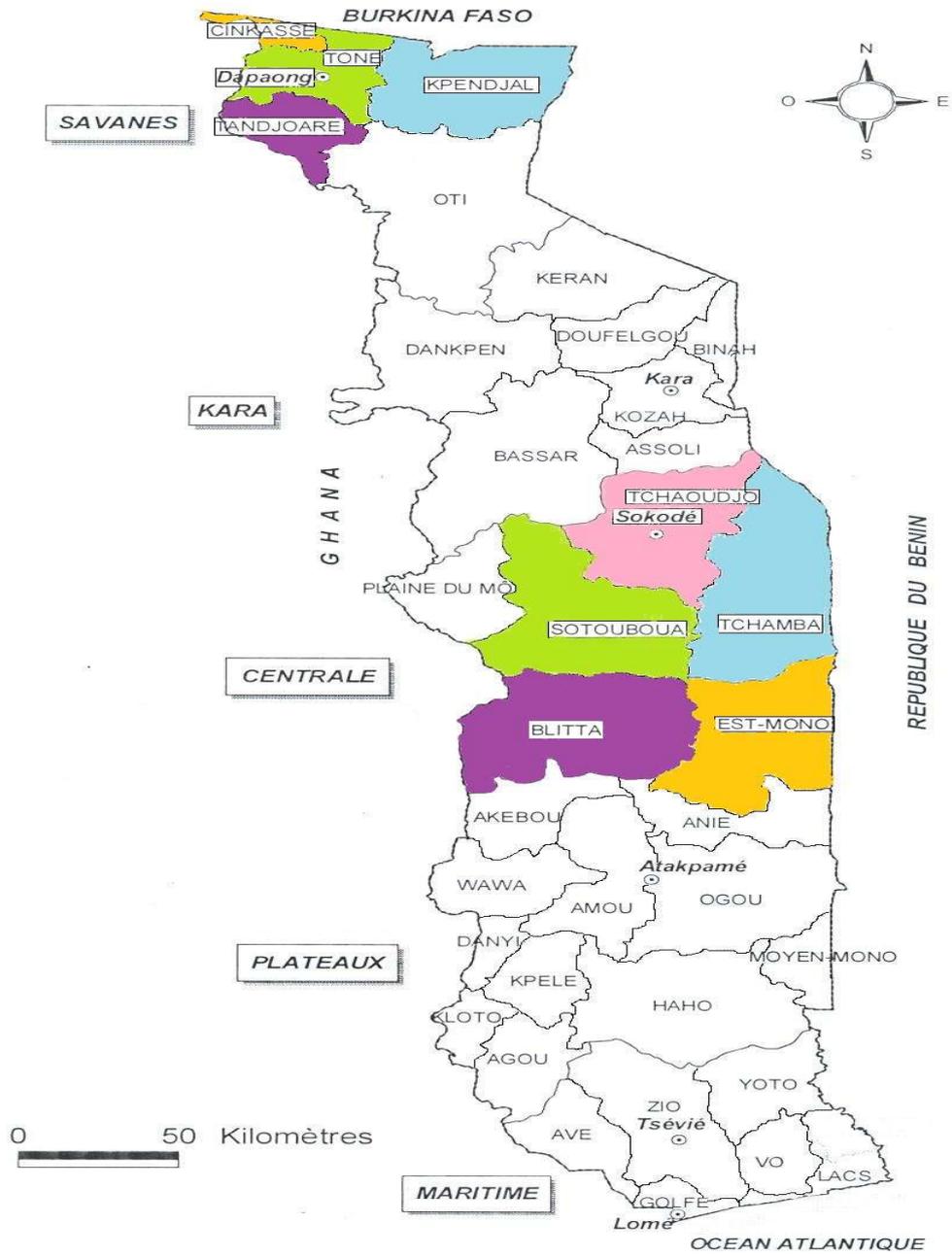
eMail. : jeremie.gnimadi@gmail.com

Annexes

Table des matières

1	Introduction	2
1.1	Problématique et objectifs	2
1.2	Etat de l'art.....	2
2	Matériel et méthodes	3
2.1	Cadre conceptuel et théorique de l'évaluation.....	3
2.1.1	<i>Le concept d'évaluation</i>	3
2.1.2	<i>Les modèles d'évaluation sommative</i>	3
	Les modèles sans groupe de contrôle	4
	Les modèles à deux groupes.....	4
	<i>Le modèle canonique</i>	4
	Le modèle expérimental ou l'expérience randomisée	6
	<i>Les modèles quasi expérimentaux</i>	6
	Les méthodes à variables instrumentales (Heckman & Robb,1985 et Moffit,1991) ..	8
2.2	Indicateurs et modèles d'estimation.....	8
2.3.1	<i>Le modèle d'estimation de la participation</i>	9
2.3.2	<i>Le modèle d'estimation de l'évaluation de l'effet du programme</i>	10
2.3	Matériels.....	10
3	Résultats	10
3.1	Présentation de la zone d'étude.....	10
3.2	Description de l'échantillon.....	11
3.2.1	<i>Caractéristiques démographiques et principales sources de revenus des chefs de famille</i>	11
3.3	Résultats des analyses statistiques.....	13
3.3.1	Estimation du modèle de participation au programme de mutuelles de santé.....	13
	Méthodologie	13
	Examen du lien entre la variable de participation et les variables explicatives potentielles	14
	<i>Enoncé des tests</i>	14
	<i>Résultats des tests et choix des variables pour l'estimation du modèle de participation</i>	14
	Estimation des paramètres du modèle de participation au programme de mutuelles de santé	17
	Diagnostic et évaluation des performances prédictives du modèle de participation.....	20

<i>Test de Hosmer-Lemeshow</i>	20
<i>Examen des résidus déviance</i>	20
<i>Test fondé sur le rapport de vraisemblance</i>	21
<i>Evaluation des performances prédictives par le taux d'erreur de classement</i>	21
<i>Calcul du pseudo R² basé sur le taux d'erreur</i>	22
<i>Evaluation par la courbe ROC et le critère AUC</i>	22
Estimation du modèle de participation après imputation des données manquantes	23
3.3. 2 <i>Calcul des indicateurs d'effet objet de l'évaluation</i>	24
Le montant (en francs CFA) des dépenses de santé pour un épisode de maladie	24
La durée d'attente pour les premiers soins.....	24
Le nombre de consultations prénatales	25
Montant de l'épargne des chefs de famille	25
Le score de diversité alimentaire.....	25
L'indice de richesse (ou de patrimoine).....	26
3.3.3 <i>Détermination des variables instrumentales : tests d'association des indicateurs d'effet avec les variables explicatives du modèle de participation</i>	26
3.3.4 Estimation de l'effet du programme	27
4 Discussion	29
4. Conclusion.....	30
Remerciements.....	31
Adresse de correspondance	32
Interprétation des coefficients	42
Annexes.....	56
Annexe A.1 : Etapes du test d'association entre la variable "age des chefs de famille" et "participation à une mutuelle de santé"	56
Annexe A.2 : Tests d'association avec les variables qualitatives	59
Annexe A.3 : Tableaux de contingence.....	63



Carte du Togo

Variables potentielles déterminants de la décision de participation et hypothèses sous jacentes

Variable	Hypothèse
<p>Le niveau d'étude</p> <p>La variable a été recodée en 4 modalités correspondant à ; la non scolarisation ; le niveau primaire ; secondaire1 ; secondaire2 et supérieur</p>	<p>En général, le niveau d'étude influe positivement sur l'adoption des innovations. Les mutuelles de santé peuvent être considérées à juste titre comme une innovation socio-économique et culturelle dans le contexte ouest africain.</p>
<p>La situation matrimoniale</p> <p>La variable est codée en cinq modalités : célibataire ; marié monogame; marié polygame, divorcé ou séparé ; veuf</p>	<p>L'adhésion aux mutuelles de santé suppose chez la famille une certaine capacité contributive. Les revenus étant généralement plus limités dans les familles monoparentales surtout lorsque celles ci sont dirigées par des femmes, le statut matrimonial peut affecter la décision d'adhésion. Les familles monoparentales et les celles dirigées par une femme seraient moins enclines à participer au programme de mutuelles de santé.</p>
<p>L'âge</p> <p>La variable âge a été évaluée sous sa forme numérique et qualitative (classe d'âge).</p>	<p>La principale activité étant l'agriculture de type traditionnel physiquement exigeante, le niveau des revenus et par suite les capacités contributives déclinent avec l'âge. Les chefs de famille moins jeunes pourraient donc être moins susceptibles d'adhérer au programme de mutuelles de santé</p>
<p>Le sexe</p>	<p>Les femmes étant généralement plus soucieuses de la santé et plus averses au risque, elles seraient plus enclines à adhérer au mutuelles de santé.</p>
<p>Village :</p>	<p>La variable village est identifiée en lien avec l'accessibilité géographique aux structures de soins et la qualité des soins. Les unités de soins périphériques (USP) sont les formations sanitaires de premier contact. Leur fréquentation par les populations dépend entre autres de la qualité de soins, de l'accueil et de l'accessibilité géographique. Une USP couvre généralement quelques villages. La réputation d'une USP et son accessibilité géographique peuvent affecter positivement la décision d'adhésion à une mutuelle de santé.</p>
<p>Ethnie</p>	<p>Dans le contexte africain chargé de croyances et de coutumes, les attitudes et comportements en matière de santé peuvent indiquer l'appartenance à un groupe socio-culturel. Il pourrait en être ainsi de la décision d'adhésion à une mutuelle de santé</p>

Variable	Hypothèse
Religion	Le leadership des responsables religieux, les pressions du groupe ou les enseignements diffusés dans les cercles de pratiques religieuses peuvent orienter les choix comportementaux en matière de santé et déterminer l'adhésion à une mutuelle de santé.
L'activité économique principale	En lien avec le niveau de revenu, l'activité économique peut affecter la décision d'adhésion à une mutuelle de santé
Le revenu annuel (déclaré)	Cette variable est liée à la précédente.
La fréquence d'utilisation des différents recours thérapeutiques (unité de soins périphérique, tradithérapeutes ou médecine traditionnelle, automédication par l'achat de médicaments de la rue).	Les mutuelles de santé remboursent exclusivement les soins fournis par les formations sanitaires dont le premier niveau est l'unité de soins périphériques (USP). De ce fait, une famille ayant l'habitude des services alternatifs (médecine traditionnelle, automédication) avec satisfaction serait moins susceptible de s'inscrire dans une mutuelle de santé.
L'accès à l'information sur les mutuelles de santé	De la qualité de l'information (au sens de sensibilisation) reçue et de sa fréquence peut dépendre la décision d'adhérer.
Le mode ou moyen d'accès à l'information sur les mutuelles de santé	Cette variable est en lien avec la précédente. Mais nous l'avons retenue en vue en d'évaluer l'efficacité relative des différents canaux d'informations et de sensibilisation utilisés.
Etat de santé des membres de la famille	Il est admis qu'en raison d'asymétrie d'informations, les mutuelles de santé ont tendance à recruter plus de personnes malades que de personnes en bon état de santé. C'est l'hypothèse de la sélection adverse ou anti-sélection.
L'appartenance à une association ou organisation locale. Les différentes organisations locales ont été regroupés en quelques catégories. En lien avec la décision de participation aux mutuelles de santé, nous en avons retenu 2 :	Dans les communautés rurales, ce sont généralement les mêmes personnes qu'on retrouve à la tête des différentes organisations locales. Ceci peut s'expliquer par différents facteurs : le dynamisme, l'engagement social, le niveau d'éducation... Notre hypothèse, est que les personnes appartenant à une organisation communautaire pré-existante sont plus susceptibles d'adhérer à la mutuelle de santé (hypothèse du rôle du capital social). Des stratégies de mobilisation sociale sont basées sur cette hypothèse.
<ul style="list-style-type: none"> • les organisations actives en matière de promotion de la santé • les organisations de développement 	
Disposer d'une épargne sur un compte ou à domicile	Cette variable est sélectionnée conformément à l'hypothèse selon laquelle les personnes ayant de l'argent

Variable	Hypothèse
	en épargne que ce soit un compte à leur domicile (pratique courante en milieu rural) seraient plus susceptibles d'adhérer à une mutuelle de santé. En effet, cela peut supposer que ces personnes ont (1) atteint un niveau de revenu leur permettant de dégager une partie pour l'épargne, ou (2) qu'elles ont une culture de la prévoyance ou (3) les deux. Dans l'un ou l'autre cas, elles seront plus disposées à participer à un programme de mutuelle de santé.
Avoir des encours de créances	Outre l'hypothèse précédente, avoir des créances peut aussi laisser supposer une moindre aversion pour le risque : ici le risque de perdre son argent si le débiteur ne rembourse pas. Une telle éventualité s'apparente à un des principes fondateurs du mouvement mutualiste.

liste des variables introduites dans le modèle d'apprentissage

N°	Variable	Nom de la variable
1	Sexe du chef de famille	"sexeCN"
2	Age du sexe de famille	"ageCN"
3	Classe d'age	Class_ageCN
4	Ethnie du chef de famille	"ethnie2CN"
5	Religion du chef de famille	"religionCN"
6	Niveau d'étude ou scolarité du chef de famille	"scolariteCN"
7	Principale source de revenus du chef de la famille	"activitecon"
8	Préfecture	"prefecture"
9	Etat de santé du chef de famille	"CNma13dmois"
10	Fréquence d'utilisation des services des tradithérapeutes	"freqtradi"
11	Fréquence d'utilisation des médicaments de la rue	"freqmedic"
12	Appartenance à une organisation locale de développement social ou économique	"groupdev"
13	Appartenance à une organisation locale de promotion de la santé	"groupsante"
14	Disposer d'une épargne	"groupepargne"
15	Situation matrimoniale	sitmatCN

Recherche d'interactions potentielles

Outre les 15 variables, nous avons ajouté 3 interactions possibles :

- l'âge et l'état de santé du chef de famille

- le sexe et la situation matrimoniale du chef de famille
- l'âge et le sexe du chef de famille

Figure 5 : Résumé du modèle d'apprentissage de la participation au programme de mutuelles de santé avec la méthode FORWARD/AIC

```
modele1=glm(statmut~1,data=appren,family=binomial)
modele1.forward=stepAIC(modele1,scope=list(lower=str_constant,upper=str_all),trace=T
RUE,data=appren,direction="forward")
summary(modele1.forward)
```

Call: glm(formula = statmut ~ religionCN + ethnie2CN + groupsante + sexeCN + scolariteCN + CNmal3dmois, family = binomial, data = appren)

Deviance Residuals:

	Min	1Q	Median	3Q	Max
	-2.69	-0.65	-0.50	0.79	2.43

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)	
(Intercept)	-1.49681	0.85001	-1.7609	0.0782497	.
religionCNAucune					
religion	1.86192	0.88446	2.1052	0.0352779	*
religionCNautres					
chrétiens	2.72043	0.79946	3.4028	0.0006669	***
religionCNcatholique	1.38157	0.70612	1.9566	0.0503977	.
religionCNislam	3.21803	0.76860	4.1869	2.829e-05	***
ethnie2CNife	-1.66225	0.85336	-1.9479	0.0514284	.
ethnie2CNKabye	0.47308	0.58582	0.8076	0.4193486	
ethnie2CNlosso	-16.97957	1052.78070	-0.0161	0.9871320	
ethnie2CNPeulh	-1.64740	1.00972	-1.6315	0.1027746	
ethnie2CNTchamba	-1.66059	0.99722	-1.6652	0.0958679	.
ethnie2CNTem	-1.30170	0.65476	-1.9880	0.0468066	*
groupsante1	1.21243	0.60366	2.0085	0.0445929	*
sexeCNHomme	-1.87375	0.69309	-2.7035	0.0068618	**
scolariteCNPrimaire	0.87830	0.46398	1.8929	0.0583660	.
scolariteCNSecondaire1	1.23827	0.45051	2.7486	0.0059850	**

scolariteCNSecondaire2	1.00937	1.08368	0.9314	0.3516293
scolariteCNSupérieure	-16.11184	3956.18035	-0.0041	0.9967506
CNmal3dmois1	-0.56227	0.38102	-1.4757	0.1400263

--- Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)

Null deviance: **275.8617** on **232** degrees of freedom.

Residual deviance: **216.2609** on **215** degrees of freedom.

AIC: **252.26**

Number of Fisher Scoring iterations: **16**

Figure 6 : Résumé du modèle d'apprentissage de la participation au programme de mutuelles de santé avec la méthode "both/AIC"

```
modele1=glm(statmut~1,data = appren, family = binomial)
modele1.both=stepAIC(modele1, scope = list(lower = str_constant, upper = str_all),trace = TRUE, data = appren, direction = "both")
summary(modele1.both)
```

Call: glm(formula = statmut ~ religionCN + ethnie2CN + groupsante + sexeCN + scolariteCN + CNmal3dmois, family = binomial, data = appren)

Deviance Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-2.69	-0.65	-0.50	0.79	2.43

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)	
(Intercept)	-1.49681	0.85001	-1.7609	0.0782497	.
religionCNAucune					
religion	1.86192	0.88446	2.1052	0.0352779	*
religionCNautres					
chrétiens	2.72043	0.79946	3.4028	0.0006669	***
religionCNcatholique	1.38157	0.70612	1.9566	0.0503977	.
religionCNislam	3.21803	0.76860	4.1869	2.829e-05	***
ethnie2CNife	-1.66225	0.85336	-1.9479	0.0514284	.
ethnie2CNKabye	0.47308	0.58582	0.8076	0.4193486	
ethnie2CNlosso	-16.97957	1052.78070	-0.0161	0.9871320	
ethnie2CNPeulh	-1.64740	1.00972	-1.6315	0.1027746	
ethnie2CNTchamba	-1.66059	0.99722	-1.6652	0.0958679	.
ethnie2CNTem	-1.30170	0.65476	-1.9880	0.0468066	*
groupsante1	1.21243	0.60366	2.0085	0.0445929	*
sexeCNHomme	-1.87375	0.69309	-2.7035	0.0068618	**
scolariteCNPrimaire	0.87830	0.46398	1.8929	0.0583660	.
scolariteCNSecondaire1	1.23827	0.45051	2.7486	0.0059850	**
scolariteCNSecondaire2	1.00937	1.08368	0.9314	0.3516293	
scolariteCNSupérieure	-16.11184	3956.18035	-0.0041	0.9967506	

CNmal3dmois1	-0.56227	0.38102	-1.4757	0.1400263
--------------	----------	---------	---------	-----------

--- Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)

Null deviance: **275.8617** on **232** degrees of freedom.

Residual deviance: **216.2609** on **215** degrees of freedom.

AIC: **252.26**

Number of Fisher Scoring iterations: **16**

Interprétation des coefficients

Le tableau 10 ci-après combine les résultats de l'estimation avec les odds ratios et leur intervalle de confiance. Les intervalles de confiance confirment le degré de significativité des coefficients, les intervalles de confiance contenant la valeur 1 correspondant aux coefficients non significatifs. En effet, un OR de 1 correspond à un coefficient nul.

A l'exception de l'état de santé du chef de famille, les autres variables retenues dans le modèle présentent des coefficients significatifs au seuil de 5% pour au moins une de leur indicatrice (modalité).

Par rapport aux indicatrices de référence, les odds ratios peuvent être interprétés comme suit :

- Comparés aux animistes, les chefs de famille n'ayant pas de religion déclarée (athées) sont 6,4 fois plus susceptibles de participer au programme de mutuelles de santé. Cette propension est 15 fois plus élevée chez les chrétiens autres que catholiques (protestants et évangéliques notamment) et 25 fois plus élevée chez les musulmans. Elle est de 4 fois plus élevée chez les catholiques mais le coefficient y associé est très faiblement significatif (0.1%).
- Comparé aux chefs de famille appartenant à des groupes ethniques exogènes (hors de la zone d'étude), les ethnies Tem sont 27 fois moins susceptibles de participer à un programme de mutuelle de santé. cette propension est 19 fois plus élevée chez les ifès et les Tchamba qui sont des groupes ethniques endogènes mais avec des coefficients très faiblement significatifs (0.1). Pour les autres groupes socio-culturels de la zone d'étude, les coefficients ne sont pas significatifs.
- Les chefs de famille actifs dans des organisations locales de promotion de la santé (COGES, agents communautaires de santé, membre de comité de santé, eau et assainissement...) sont 3,4 fois plus susceptibles de participer au programme de mutuelle de santé que ceux qui ne sont pas membres de telles dynamiques locales.
- Comparés aux femmes, les chefs de famille de sexe masculin sont 0,15 fois moins susceptibles d'adhérer à une mutuelles de santé, avec un coefficient très significatif (0,01)

- Par rapport aux chefs de famille n'ayant jamais été à l'école, ceux ayant atteint le niveau secondaire1 (BEPC ou niveau Troisième) sont 3,4 fois plus susceptibles de participer à un programme de mutuelle de santé, avec un coefficient très significatif (0.01). Cette propension est de 2,4 fois chez les chefs de famille de niveau primaire mais avec un coefficient faiblement significatif. Les autres niveaux de scolarité n'affectent pas significativement la décision d'adhésion aux mutuelles de santé.

Enfin, les chefs de famille jouissant d'un bon état de santé seraient 0,57 fois moins susceptibles de participer au programme de mutuelles de santé (signe négatif du coefficient), mais avec un coefficient non significatif.

Matrice de confusion réalisée à partir des données d'apprentissage

		Valeurs observées	
		0	1
Valeur prédite	0	156	41
	1	12	24

Matrice de confusion réalisée à partir des données du test

		Valeurs observées	
		0	1
Valeur prédite	0	59	23
	1	10	7

$$y_k^* = \operatorname{argmax} P[Y(w) = y_k]$$

Les individus positifs (participants) et négatifs étant respectivement de 65 et 168,

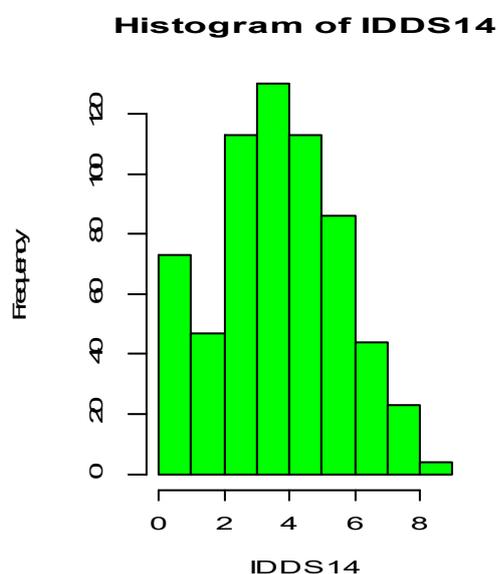
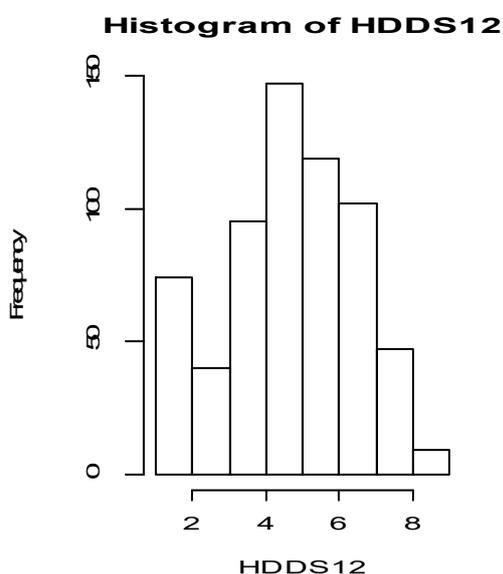
Matrice de confusion du classifieur par défaut

		Valeurs observées	
		0	1
Valeur prédite	0	233	65
	1	0	0

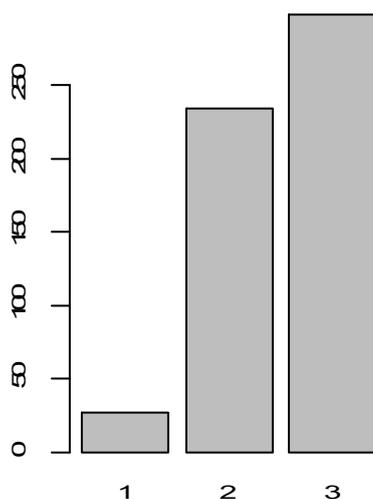
Résumé du modèle de régression logistique de la participation au programme de mutuelles de santé après imputation des données manquantes

	est	se	t	df	Pr(> t)	lo 95	hi 95	nmis	fmi	lambda
(Intercept)	1.6e-01	1.8e-01	8.8e-01	3.6e+02	3.8e-01	-1.9e-01	5.1e-01	NA	6.4e-02	5.9e-02
divorcé	3.0e-02	1.9e-01	1.6e-01	2.0e+01	8.8e-01	-3.6e-01	4.2e-01	3.7e+01	4.8e-01	4.3e-01
Monog	7.1e-02	1.3e-01	5.6e-01	1.7e+02	5.8e-01	-1.8e-01	3.2e-01	3.7e+01	1.3e-01	1.2e-01
Polyg	1.1e-01	1.3e-01	8.0e-01	1.3e+02	4.2e-01	-1.5e-01	3.7e-01	3.7e+01	1.6e-01	1.5e-01
Veuf	-1.3e-01	1.3e-01	-1.0e+00	1.8e+02	3.2e-01	-3.8e-01	1.2e-01	3.7e+01	1.3e-01	1.2e-01
Primaire	4.0e-02	5.1e-02	7.8e-01	3.2e+02	4.4e-01	-6.1e-02	1.4e-01	8.5e+01	7.6e-02	7.0e-02
Secondaire1	7.5e-02	5.0e-02	1.5e+00	2.4e+02	1.3e-01	-2.2e-02	1.7e-01	8.5e+01	1.0e-01	9.5e-02
Secondaire2	1.4e-01	7.6e-02	1.9e+00	1.6e+02	6.2e-02	-7.4e-03	2.9e-01	8.5e+01	1.4e-01	1.3e-01
Supérieure	-6.5e-02	1.8e-01	-3.6e-01	7.1e+00	7.3e-01	-4.9e-01	3.6e-01	8.5e+01	7.9e-01	7.3e-01
FemmeTRUE	2.7e-01	8.1e-02	3.3e+00	2.5e+02	1.0e-03	1.1e-01	4.3e-01	NA	9.7e-02	9.0e-02
AnimisteTRUE	-2.2e-01	6.4e-02	-3.4e+00	4.9e+02	6.2e-04	-3.5e-01	-9.5e-02	NA	3.0e-02	2.7e-02
AutresrelTRUE	1.5e-01	2.1e-01	6.8e-01	4.4e+02	5.0e-01	-2.8e-01	5.7e-01	NA	4.4e-02	4.0e-02
CatholiqueTRUE	-1.4e-01	6.4e-02	-2.2e+00	5.2e+02	2.9e-02	-2.7e-01	-1.5e-02	NA	2.3e-02	1.9e-02
IslamTRUE	-5.9e-02	8.5e-02	-7.0e-01	4.8e+02	4.8e-01	-2.3e-01	1.1e-01	NA	3.4e-02	3.0e-02
Artisanat	1.0e-01	8.2e-02	1.3e+00	4.1e+02	2.1e-01	-5.7e-02	2.6e-01	4.0e+00	5.2e-02	4.8e-02
Autres	1.3e-02	9.2e-02	1.4e-01	5.4e+02	8.9e-01	-1.7e-01	1.9e-01	4.0e+00	1.4e-02	1.0e-02
commerce	6.2e-02	9.5e-02	6.5e-01	3.0e+02	5.1e-01	-1.2e-01	2.5e-01	4.0e+00	7.9e-02	7.3e-02
emploi sal	1.8e-01	9.6e-02	1.9e+00	1.7e+02	6.2e-02	-9.4e-03	3.7e-01	4.0e+00	1.3e-01	1.2e-01
parfoistradi	1.2e-02	4.8e-02	2.5e-01	9.7e+01	8.0e-01	-8.4e-02	1.1e-01	1.5e+02	2.0e-01	1.8e-01
souventrادي	-3.0e-02	6.2e-02	-4.9e-01	2.7e+01	6.3e-01	-1.6e-01	9.6e-02	1.5e+02	4.1e-01	3.7e-01
parfoismed	-3.6e-03	5.2e-02	-6.9e-02	5.4e+01	9.5e-01	-1.1e-01	1.0e-01	1.3e+02	2.8e-01	2.5e-01
souventmed	-3.3e-02	6.8e-02	-4.8e-01	1.7e+01	6.3e-01	-1.8e-01	1.1e-01	1.3e+02	5.2e-01	4.7e-01

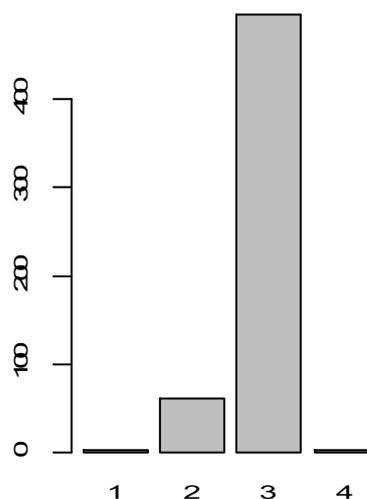
CNmal3dmois1TRUE	-8.0e-02	4.0e-02	-2.0e+00	5.4e+02	4.5e-02	-1.6e-01	-1.8e-03	NA	1.7e-02	1.4e-02
groupsante1TRUE	2.2e-01	6.3e-02	3.5e+00	5.3e+02	6.0e-04	9.4e-02	3.4e-01	NA	1.8e-02	1.4e-02
groupepargne1TRUE	9.1e-02	4.3e-02	2.1e+00	5.4e+02	3.5e-02	6.6e-03	1.8e-01	NA	1.5e-02	1.1e-02
groupdev1TRUE	3.3e-02	3.9e-02	8.3e-01	5.5e+02	4.1e-01	-4.5e-02	1.1e-01	NA	6.6e-03	3.0e-03
ethnie2CN	-2.3e-02	2.8e-02	-8.4e-01	5.0e+02	4.0e-01	-7.8e-02	3.1e-02	2.0e+00	2.8e-02	2.4e-02
SotoubouaTRUE	1.4e-01	9.5e-02	1.5e+00	5.1e+02	1.5e-01	-4.9e-02	3.3e-01	NA	2.5e-02	2.1e-02
TchaoudjoTRUE	7.8e-02	9.8e-02	8.0e-01	5.0e+02	4.3e-01	-1.1e-01	2.7e-01	NA	2.9e-02	2.5e-02
BlittaTRUE	1.4e-01	9.7e-02	1.5e+00	5.5e+02	1.4e-01	-4.9e-02	3.3e-01	NA	9.7e-03	6.1e-03
TchambaTRUE	1.9e-01	1.1e-01	1.7e+00	5.5e+02	8.1e-02	-2.4e-02	4.0e-01	NA	7.7e-03	4.1e-03
EstMonoTRUE	2.0e-01	1.1e-01	1.7e+00	5.2e+02	8.1e-02	-2.4e-02	4.1e-01	NA	2.2e-02	1.8e-02
Tem	-4.5e-02	8.0e-02	-5.6e-01	4.6e+02	5.7e-01	-2.0e-01	1.1e-01	2.0e+00	3.9e-02	3.5e-02
Losso	-3.2e-02	9.9e-02	-3.2e-01	4.8e+02	7.5e-01	-2.3e-01	1.6e-01	2.0e+00	3.6e-02	3.2e-02
Ifè	-8.4e-02	1.3e-01	-6.6e-01	4.3e+02	5.1e-01	-3.3e-01	1.7e-01	2.0e+00	4.7e-02	4.3e-02
Peulh	-1.3e-01	1.5e-01	-8.7e-01	5.3e+02	3.9e-01	-4.1e-01	1.6e-01	2.0e+00	2.1e-02	1.7e-02
Autresethnies	1.8e-02	1.6e-01	1.1e-01	4.4e+02	9.1e-01	-2.9e-01	3.3e-01	2.0e+00	4.5e-02	4.0e-02



nbre repas en soudure



nbre repas temps normal



Tests d'association des indicateurs avec la variable de participation au programme de mutuelle de santé

Les 4 indicateurs étant numériques, nous avons procédé au test t de Student pour voir s'ils sont associés à la décision de participation au programme de mutuelle de santé. Nous pour ce faire vérifié la normalité de leur distribution et l'égalité de leurs variance dans les deux groupes en utilisant respectivement l'histogramme et le boxplot.

Le score diversité alimentaire

Pour le HDDS12 et le IDDS14, le test de Fisher et le boxplot montre que les variances sont différentes dans les deux groupes. En effet, test de Fisher est significatif au seuil de 0.05 pour le HDDS12 et de 0.01 pour le IDDS14. Par contre, la distribution des deux indicateurs

normale dans les deux groupes. Nous avons donc appliqué le test t de Student. Il est significatif au seuil de 0.04 pour le HDDS12 et de 0.01 pour le IDDS14.

Les résultats montrent que les scores de diversité alimentaire sont significativement différents dans les deux groupes. Le HDDS12 est de 5.1 et 5.4 respectivement chez les non participants et les participants. Le IDSS14 est de 4.0 et 4.4 pour les non participants et les participants.

Le nombre de repas pris par jour

La p-value est de 0.57 pour les deux indicateurs (nombre de repas pris en période de soudure et en temps normal). Les variances donc égales dans les deux groupes. Par contre les distributions ne sont pas normales voir figure XX en annexe XX). Nous avons donc décidé (compte tenu aussi de la faible variabilité, seulement 3 et 4 valeurs) de ces indicateurs, de les transformer en variables qualitatives et de réaliser le test du Chi2. Les p-values ainsi obtenues sont de 0.8 et 0.4 respectivement pour le nombre de repas pris en période de soudure et en temps normal. nous en concluons qu'il n'y a pas d'association entre ces deux indicateurs et la participation au programme de mutuelles de santé.

Introduction des scores de diversité alimentaire dans le modèle des déterminants de participation au programme de mutuelles de santé

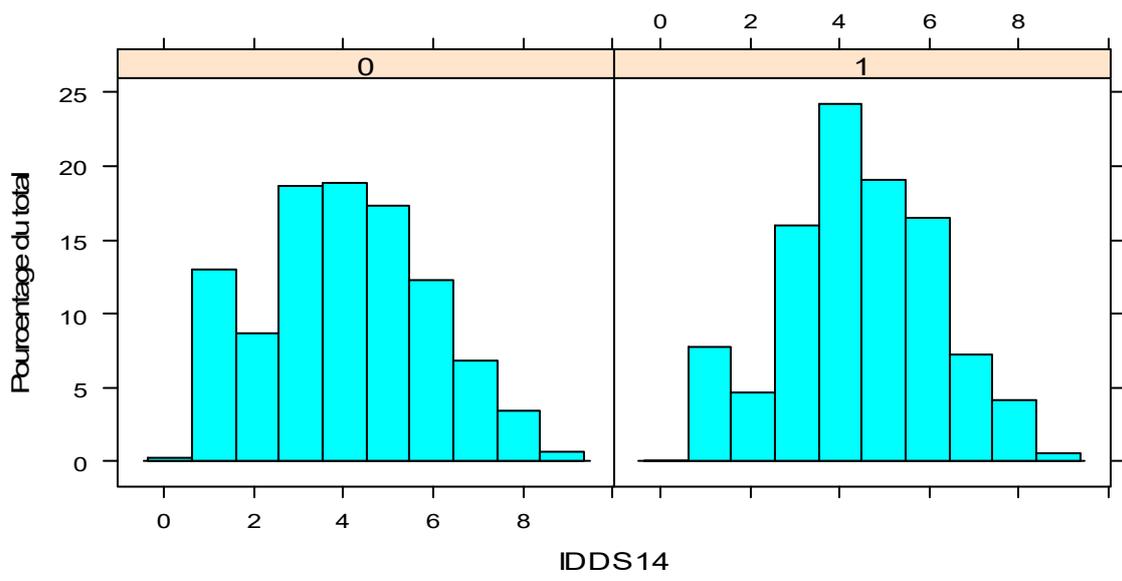
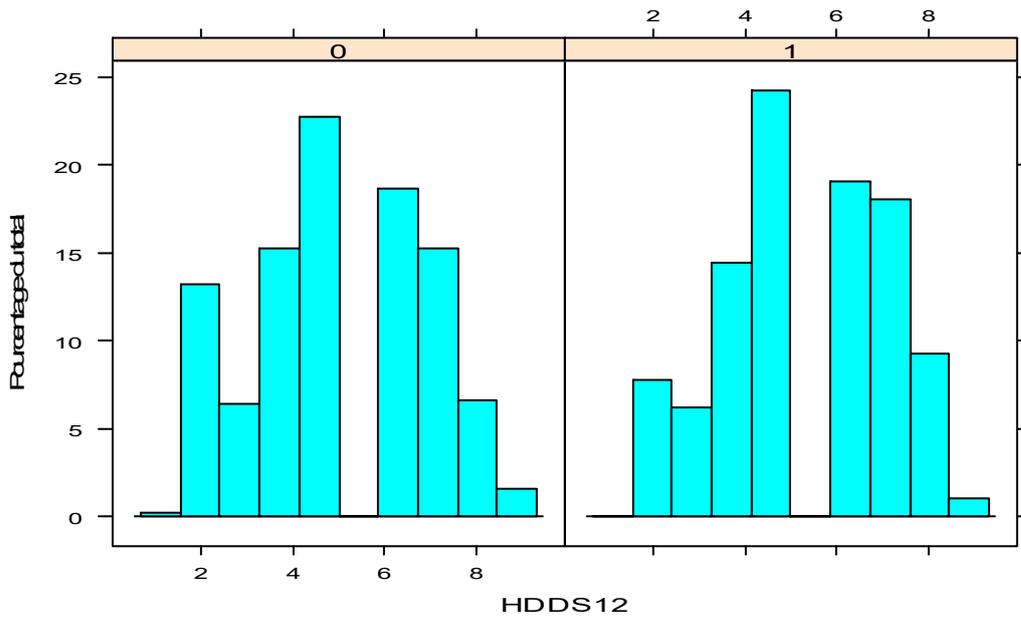
Les deux scores de diversité alimentaire étant significativement associés à la variable de participation au programme de mutuelles de santé, nous avons décidé de les ajouter au modèle de participation afin de voir leur influence. Pour ce faire nous avons utilisé la même procédure que celle appliquée pour la construction du modèle, la seule différence étant l'ajout des deux nouvelles variables :

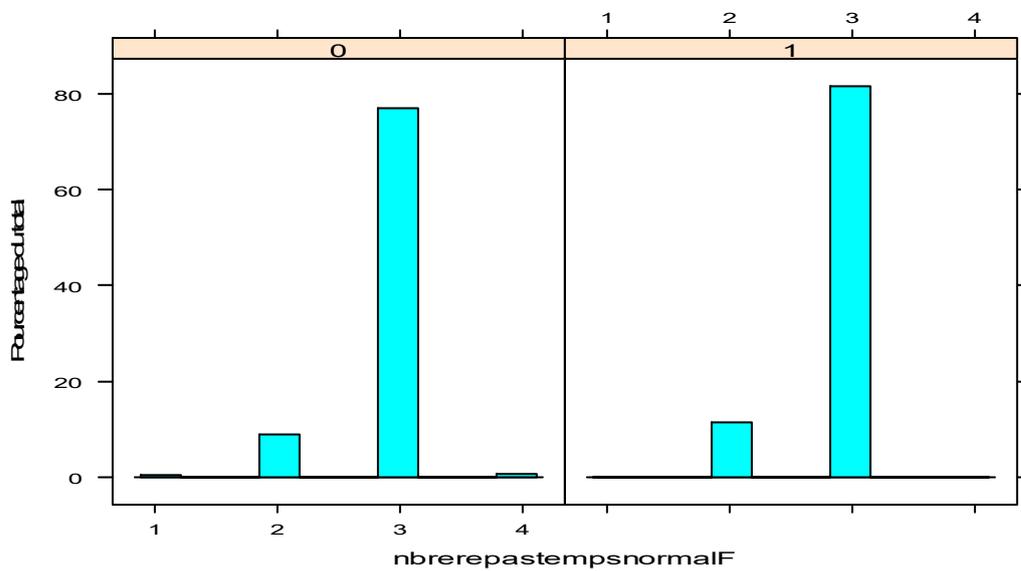
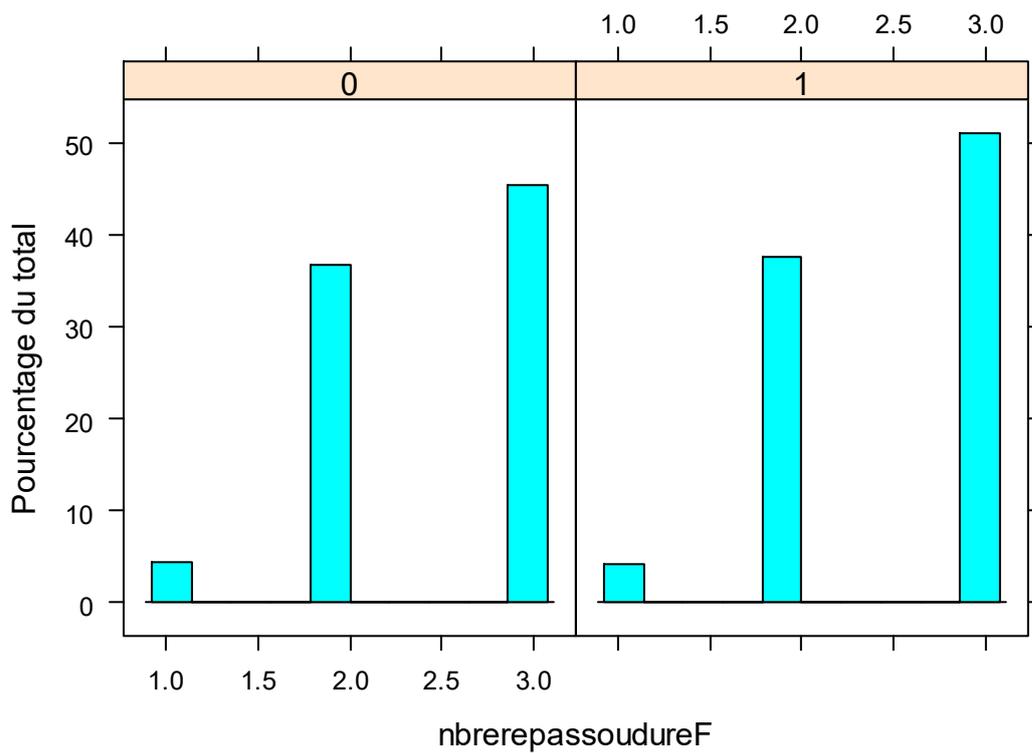
- Retrait des observations avec des données manquantes
- utilisation des méthodes AIC/forward et AIC/both

Les résultats sont exactement les mêmes avec les deux méthodes. Sur les 6 variables explicatives retenues par le modèle que nous avons construit et validé par des tests d'adéquation, 4 sont revenues : la religion, le niveau d'étude, l'appartenance à une organisation de promotion de la santé et le sexe du chef de famille. Par contre, aucune des deux nouvelles variables (HDDS12 et IDDS14) n'est retenue par le modèle. Nous en concluons que ces variables ne sont pas déterminantes dans la décision de participation aux mutuelles de santé.

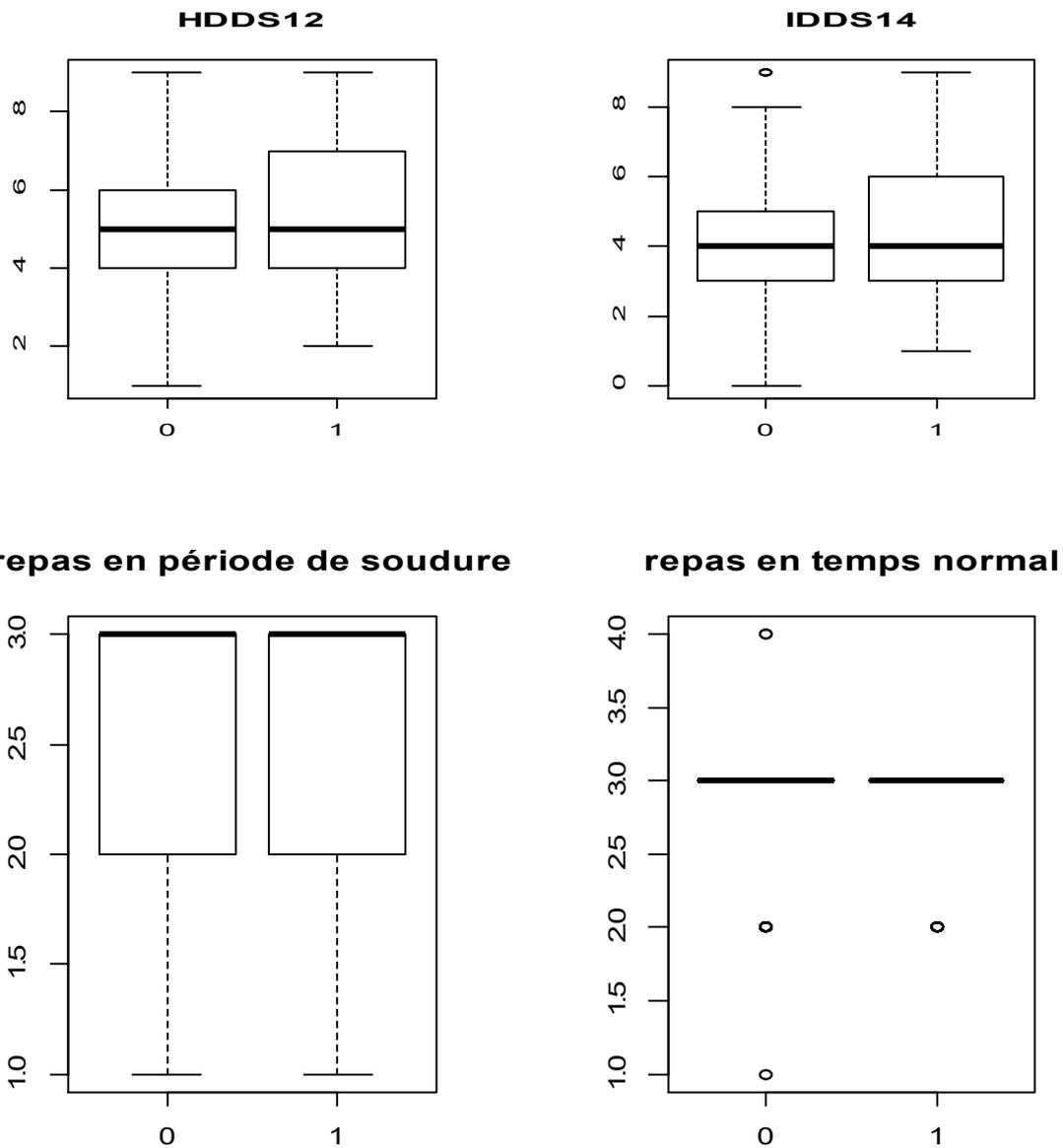
L'annexe XX présente les résultats des deux méthodes d'estimation

En résumé, il ressort de cette analyse que le nombre de repas pris que ce soit en période de soudure ou en temps normal n'est pas associé à la participation au programme de mutuelles de santé. En revanche, les scores de diversité alimentaire, indicateurs de la qualité des aliments, sont associés à la participation au programme de mutuelle de santé. Cependant, ils ne déterminent pas la participation. Nous allons donc les retenir comme variables de résultats de la participation.





test



Test de Fisher pour l'égalité des variances de HDDS12 dans les deux groupes

	Df	Sum Sq	Mea n Sq	F value	Pr(>F)	
statmut	1	12.34	12.34	3.9051	0.04857	*
Residuals	631	1993.23	3.16			
--- Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1						

TEst de Fisher pour l'égalité des variances de IDDS dans les deux groupes

	Df	Sum Sq	Mea n Sq	F value	Pr(>F)

statmut	1	22.27	22.27	6.253	0.0126	*
Residuals	631	2247.29	3.56			
--- Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1						

Test de student pour le HDDS12

Welch Two Sample t-test

data:HDDS12 by statmut

t = **-2.0273** , df = **392.718** , p-value = 0.04331

alternative hypothesis:

true difference in means is not equal to 0

95 percent confidence interval: [-0.596443987 ; -0.009149795]

sample estimates:

mean in group 0	mean in group 1
5.1	5.4

T test de Student pour le IDDS14

Welch Two Sample t-test

data:IDDS14 by statmut

t = **-2.5855** , df = **400.295** , p-value = 0.01008

alternative hypothesis:

true difference in means is not equal to 0

95 percent confidence interval: [-0.71620204 ; -0.09750296]

sample estimates:

mean in group 0	mean in group 1
4.0	4.4

Test du chi2 d'association entre statmut et le nombre de repas pris (transformés en variables qualitatives)

Pearson's Chi-squared test
 data: nbrerepastempsnormalF and statmut
 X-squared = 2.8196, df = 3, p-value = 0.4203
 Message d'avis :
 In chisq.test(nbrerepastempsnormalF, statmut) :
 l'approximation du Chi-2 est peut-être incorrecte

Pearson's Chi-squared test
 data: nbrerepassoudureF and statmut
 X-squared = 0.3321, df = 2, p-value = 0.847

Résumé des estimations du mdoèle de participation après introduction des indicateurs de diversité alimentaire

Call: glm(formula = statmut ~ scolariteCN + groupsante + religionCN + sexeCN, family = binomial, data = appren)

Deviance Residuals:

	Min	1Q	Median	3Q	Max
	-2.11	-0.63	-0.54	0.80	2.76

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)	
(Intercept)	-2.12961	0.81305	-2.6193	0.0088112	**
scolariteCNPrimaire	0.62590	0.48166	1.2995	0.1937880	
scolariteCNSecondaire1	1.77401	0.48147	3.6846	0.0002291	***
scolariteCNSecondaire2	1.70309	0.89813	1.8963	0.0579250	.
groupsante1	1.95122	0.60409	3.2300	0.0012379	**
religionCNAucune					
religion	2.85332	0.90029	3.1693	0.0015278	**
religionCNautres					
chrétiens	1.92538	0.81483	2.3629	0.0181306	*
religionCNcatholique	1.32342	0.77221	1.7138	0.0865650	.
religionCNislam	2.18215	0.68781	3.1726	0.0015107	**

```

sexeCNHomme          -1.66099   0.68006   -2.4424  0.0145897  *
--- Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(Dispersion parameter for binomial family taken to be 1 )

Null deviance: 245.7639 on 201 degrees of freedom.

Residual deviance: 195.1346 on 192 degrees of freedom.

AIC: 215.13

Number of Fisher Scoring iterations: 5

```

Call: glm(formula = statmut ~ scolariteCN + groupsante + religionCN + sexeCN, family = binomial, data = appren)

Deviance Residuals:

	Min	1Q	Median	3Q	Max
	-2.11	-0.63	-0.54	0.80	2.76

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)	
(Intercept)	-2.12961	0.81305	-2.6193	0.0088112	**
scolariteCNPrimaire	0.62590	0.48166	1.2995	0.1937880	
scolariteCNSecondaire1	1.77401	0.48147	3.6846	0.0002291	***
scolariteCNSecondaire2	1.70309	0.89813	1.8963	0.0579250	.
groupsante1	1.95122	0.60409	3.2300	0.0012379	**
religionCNAucune					
religion	2.85332	0.90029	3.1693	0.0015278	**
religionCNautres					
chrétiens	1.92538	0.81483	2.3629	0.0181306	*
religionCNcatholique	1.32342	0.77221	1.7138	0.0865650	.
religionCNislam	2.18215	0.68781	3.1726	0.0015107	**
sexeCNHomme	-1.66099	0.68006	-2.4424	0.0145897	*

--- Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)

Null deviance: **245.7639** on **201** degrees of freedom.

Residual deviance: **195.1346** on **192** degrees of freedom.

AIC: **215.13**

Number of Fisher Scoring iterations: **5**

Indice de richesse (DIM.1 de l'ACP)

Dim.1	Dim.2	Dim.3	Dim.4	Dim.5
Min. :- 4.04734	Min. :- 1.4428	Min. :- 6.8508	Min. :- 5.34547	Min. :- 2.653406
1st Qu.:- 1.04950	1st Qu.:- 0.9189	1st Qu.:- 0.2568	1st Qu.:- 0.55996	1st Qu.:- 0.709543
Median : 0.09318	Median :- 0.3051	Median : 0.1077	Median : 0.08129	Median : 0.001903
Mean : 0.00000	Mean : 0.0000	Mean : 0.0000	Mean : 0.00000	Mean : 0.000000
3rd Qu. : 0.78799	3rd Qu. : 0.6884	3rd Qu. : 0.4776	3rd Qu. : 0.71297	3rd Qu. : 0.589512
Max. : 7.72270	Max. : 7.4703	Max. : 5.6898	Max. : 2.62260	Max. : 4.234529

Types de maladie	Non Participants	Participants	Ensemble
Autres maladies	20.9	19.2	20.5
Cholera	7.4	11.5	8.4
Diabète	1.2	0.0	0.9
Fièvre	5.5	5.8	5.6
Hernie	4.3	5.8	4.7
Hypertension	6.7	3.8	6.0
Insuffisance rénale	0.6	0.0	0.5
Kyste	0.6	0.0	0.5
Maladies respiratoires	7.4	0.0	5.6
Maux de tête	6.7	1.9	5.6
Meningite	1.8	0.0	1.4

Morsure de serpent	0.6	0.0	0.5
Paludisme	35.0	50.0	38.6
Traumatismes (accident)	1.2	1.9	1.4
Total	100.0	100.0	100.0

Formations sanitaires	Non participants	Participants	Ensemble
ASC ou case de santé	2.3	6.2	3.4
Autres FOSA	7.0	3.1	5.9
centre de soins privé	5.8	0.0	4.2
CHU ou CHR	14.0	12.5	13.6
HD	11.6	31.2	16.9
USP	59.3	46.9	55.9
Total	100.0	100.0	100.0

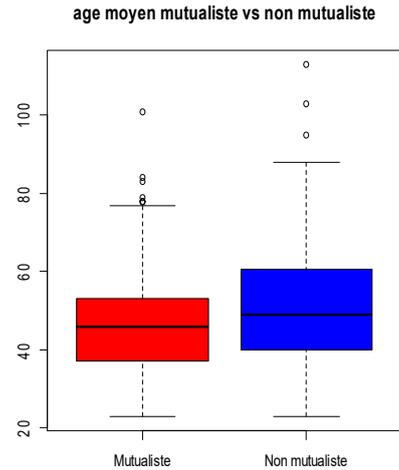
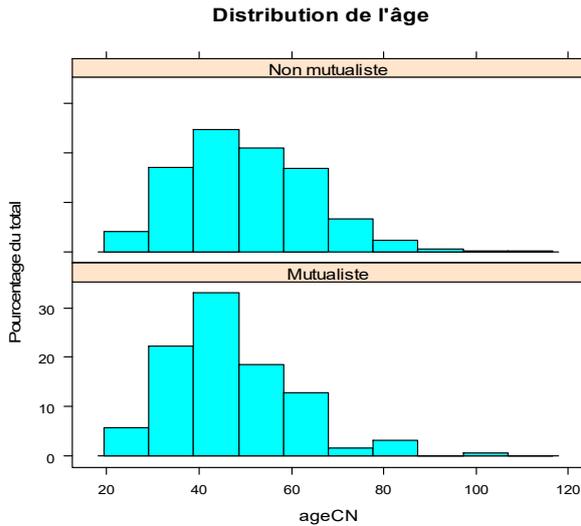
Annexes

Annexe A.1 : Etapes du test d'association entre la variable "age des chefs de famille" et "participation à une mutuelle de santé".

Test de comparaison des variances de l'age entre mutualistes et non mutualistes

Variables	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	Pr(>F)	
statmut	1	1791	1791	9.1857	0.002545	**
Residuals	598	116569	195			

--- Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1



test t de student pour l'age

Welch Two Sample t-test
 data:ageCN by statmut
 t = **-3.1344** , df = **397.17** , p-value = 0.00185
 true difference in means is not equal to 0
 95 percent confidence interval: [**-6.051571** ; **-1.386347**]
 sample estimates:

mean in group	mean in group
Mutualiste	Non mutualiste
47	51

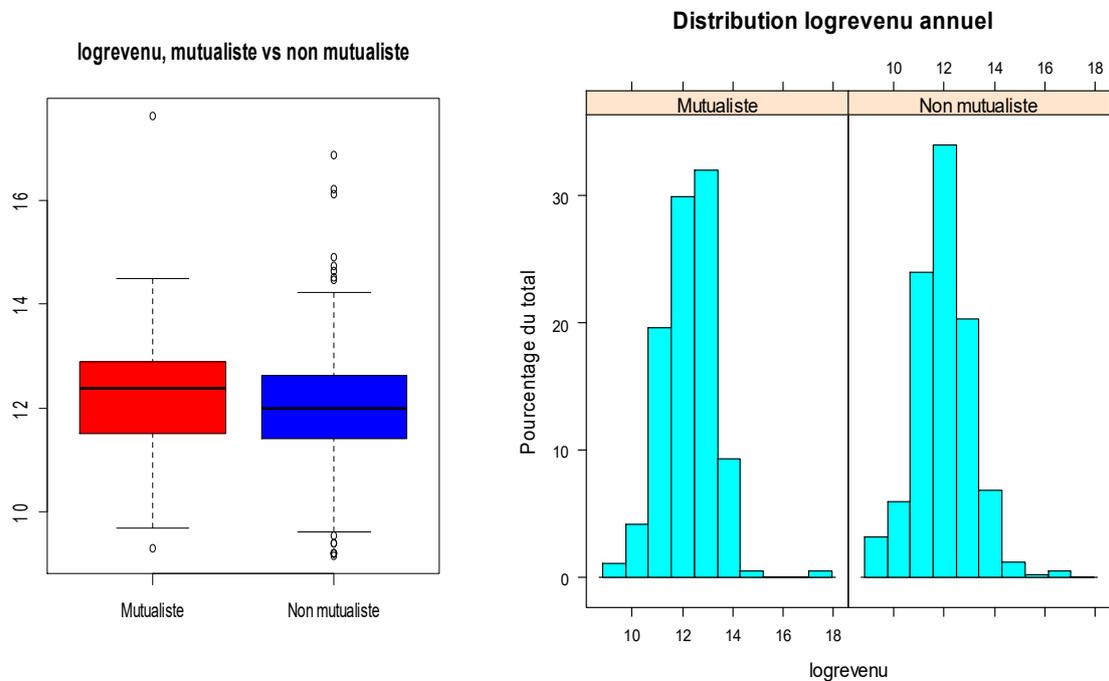
Test F de Fisher de comparaison des variances du revenu annuel dans les deux groupes avec la valeur du revenu en FCFA

	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	Pr(>F)
statmut	1	4.1036e+12	4.1036e+12	0.9214	0.3375
Residuals	607	2.7035e+15	4.4539e+12		

Test F de Fisher de comparaison des variances du logarithme du revenu annuel dans les deux groupes

	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	Pr(>F)	
statmut	1	10.87	10.87	9.3769	0.002295	**
Residuals	607	703.59	1.16			

--- Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01
 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1



t-test de Student sur le logarithme du revenu et la participation au programme de mutuelles de santé

Welch Two Sample t-test
 data:logrevenu by statmut
 t = **3.1877** , df = **396.307** , p-value = 0.001548
 alternative hypothesis:
 true difference in means is not equal to 0
 95 percent confidence interval: **[0.1108354 ;0.4675459]**
 sample estimates:

mean in group	Non Mutualiste	mean in group	Non mutualiste
12		12	

Annexe A.2 : Tests d'association avec les variables qualitatives

Test du Chi2 avec la variable "sexe" de chef de famille

Pearson's Chi-squared test with Yates' continuity correction
data: statmut and sexeCN
X-squared = 5.195, df = 1, p-value = 0.02265

Test du Chi2 avec la variable "scolarité" du chef de famille

Pearson's Chi-squared test
data: statmut and scolariteCN
X-squared = 24.0965, df = 4, p-value = 7.639e-05
Message d'avis :
In chisq.test(statmut, scolariteCN) :
l'approximation du Chi-2 est peut-être incorrecte

Test exact de Fisher avec la variable "scolarité" du chef de famille

Fisher's Exact Test for Count Data
data: statmut and scolariteCN
p-value = 6.549e-05
alternative hypothesis: two.sided

Test du Chi2 avec la variable "Situation matrimoniale" du chef de famille

Pearson's Chi-squared test
data: statmut and sitmatCN
X-squared = 3.8788, df = 4, p-value = 0.4227
Message d'avis :
In chisq.test(statmut, sitmatCN) :
l'approximation du Chi-2 est peut-être incorrecte

Test exact de Fisher avec la variable "situation matrimoniale"

Fisher's Exact Test for Count Data
data: statmut and sitmatCN
p-value = 0.4064
alternative hypothesis: two.sided

Préfecture

Pearson's Chi-squared test
data: statmut and prefecture
X-squared = 26.2379, df = 5, p-value = 8.024e-05

Village

Pearson's Chi-squared test
data: statmut and Village
X-squared = 37.0972, df = 28, p-value = 0.1167

Message d'avis :

In chisq.test(statmut, Village) :

l'approximation du Chi-2 est peut-être incorrecte

Erreur dans fisher.test(statmut, Village) : FEXACT error 7.

LDSTP is too small for this problem.

Try increasing the size of the workspace.

Ethnie

Pearson's Chi-squared test

data: statmut and ethnie2CN

X-squared = 14.2747, df = 6, p-value = 0.02671

Religion

Pearson's Chi-squared test

data: mutualiste and religionCN

X-squared = 24.6527, df = 5, p-value = 0.0001626

Message d'avis :

In chisq.test(mutualiste, religionCN) :

l'approximation du Chi-2 est peut-être incorrecte

> fisher.test(mutualiste,religionCN)

Erreur dans fisher.test(mutualiste, religionCN) : FEXACT error 7.

LDSTP is too small for this problem.

Try increasing the size of the workspace.

Principale source de revenu (activitecon)

Pearson's Chi-squared test

data: statmut and activitecon

X-squared = 9.7325, df = 4, p-value = 0.04518

Etat de santé du chef de famille

Pearson's Chi-squared test with Yates' continuity correction

data: statmut and CNmal3dmois

X-squared = 6.571, df = 1, p-value = 0.01037

Fréquence d'utilisation des USP

Pearson's Chi-squared test
data: statmut and freqUSP
X-squared = 0.0689, df = 2, p-value = 0.9661

Fréquence d'utilisation des services des tradithérapeutes

Pearson's Chi-squared test
data: statmut and freqtradi
X-squared = 13.5727, df = 2, p-value = 0.001129

Fréquence d'utilisation des services des vendeurs de médicaments de la rue

Pearson's Chi-squared test
data: statmut and freqmedic
X-squared = 5.0278, df = 2, p-value = 0.08095

Existence d'enfants au sein de la famille

Pearson's Chi-squared test with Yates' continuity correction
data: statmut and existeft
X-squared = 1.3643, df = 1, p-value = 0.2428
Message d'avis :
In chisq.test(statmut, existeft) :
 l'approximation du Chi-2 est peut-être incorrecte
> fisher.test(statmut,existeft)

Fisher's Exact Test for Count Data
data: statmut and existeft
p-value = 0.1554
alternative hypothesis: true odds ratio is not equal to 1
95 percent confidence interval:
 0.636579 7.346444
sample estimates:
odds ratio
 2.162521

Appartenance à une association (groupement) active dans la promotion de la santé "groupsante"

Pearson's Chi-squared test with Yates' continuity correction
data: statmut and groupsante
X-squared = 21.7434, df = 1, p-value = 3.117e-06

Appartenance à un groupement de tontine ou avoir de l'épargne

Pearson's Chi-squared test with Yates' continuity correction
data: statmut and groupepargne
X-squared = 13.3486, df = 1, p-value = 0.0002586

Appartenance à un groupement économique (producteurs) ou association de développement

Pearson's Chi-squared test with Yates' continuity correction
data: statmut and groupev
X-squared = 7.0118, df = 1, p-value = 0.008098

Avoir de créances auprès de tiers

Pearson's Chi-squared test with Yates' continuity correction
data: statmut and creancetiers
X-squared = 6.1377, df = 1, p-value = 0.01323

Avoir des informations sur les mutuelles de santé

Pearson's Chi-squared test with Yates' continuity correction
data: statmut and infoMUSA
X-squared = 4.8148, df = 1, p-value = 0.02822

Canal par lequel l'information est reçue

```
chisq.test(statmut,canalinfoMUSA)
  Pearson's Chi-squared test
data: statmut and canalinfoMUSA
X-squared = 58.9893, df = 8, p-value = 7.355e-10
Message d'avis :
In chisq.test(statmut, canalinfoMUSA) :
  l'approximation du Chi-2 est peut-être incorrecte
> chisq.test(statmut,mbreactualAVEC)
```

Appartenance à l'association (groupement) villageoise d'épargne de crédit (AVEC)

Pearson's Chi-squared test with Yates' continuity correction
data: statmut and mbreactualAVEC
X-squared = 15.0106, df = 1, p-value = 0.0001069

Avoir été membre du comité d'initiative

Pearson's Chi-squared test with Yates' continuity correction
data: statmut and membreCI_MUSA
X-squared = 47.1828, df = 1, p-value = 6.466e-12

Annexe A.3 : Tableaux de contingence

Tableaux de contingence

	Femme	Homme	Ensemble
Mutualiste	45.3	29.2	30.5
Non mutualiste	54.7	70.8	69.5
Total	100.0	100.0	100.0

	autres ethnies	ife	Kabye	losso	Mina	Peulh	Tchamba	Tem	Ensemble
Mutualiste	22.5	27.9	37.9	30.6	28.6	10.7	34.6	29.6	30.7
Non mutualiste	77.5	72.1	62.1	69.4	71.4	89.3	65.4	70.4	69.3
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

	Non scolarisé	Primaire	Secondaire1	Secondaire2	Supérieure	Ensemble
Mutualiste	22.2	31.1	40.4	56.5	0.0	30.7
Non mutualiste	77.8	68.9	59.6	43.5	100.0	69.3
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

	Animiste	Aucune religion	autres chrétiens	autres religions	catholique	islam	Ensemble
Mutualiste	17.3	36.1	48.3	60.0	35.7	30.0	30.6
Non mutualiste	82.7	63.9	51.7	40.0	64.3	70.0	69.4
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

	Bassar	Blitta	Est-Mono	Sotouboua	Tchamba	Tchaoudjo	Ensemble
Mutualiste	0.0	29.7	32.9	36.6	37.5	29.3	30.6
Non mutualiste	100.0	70.3	67.1	63.4	62.5	70.7	69.4
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Fréquence d'utilisation de la médecine traditionnelle

	Jamais	Parfois	Souvent	Ensemble
--	---------------	----------------	----------------	-----------------

Mutualiste	41.3	27.4	19.4	29.3
Non mutualiste	58.7	72.6	80.6	70.7
Total	100.0	100.0	100.0	100.0

Utilisation de médicaments informels

	Jamais	Parfois	Souvent	Ensemble
Mutualiste	38.8	29.1	26.0	30.2
Non mutualiste	61.2	70.9	74.0	69.8
Total	100.0	100.0	100.0	100.0

Activités économiques (principales sources de revenus)

	Agriculture et agro-alimentaire	Artisanat	Autres	Petit commerce	Salarié/employé	Ensemble
Mutualiste	28.3	41.2	30.8	34.5	51.6	30.5
Non mutualiste	71.7	58.8	69.2	65.5	48.4	69.5
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Groupdev

	0	1	Ensemble
Mutualiste	26.8	37.1	30.6
Non mutualiste	73.2	62.9	69.4
Total	100.0	100.0	100.0

groupsante

	0	1	Ensemble
Mutualiste	27.7	57.1	30.6
Non mutualiste	72.3	42.9	69.4
Total	100.0	100.0	100.0

Groupepargne

	0	1	Ensemble
Mutualiste	19.7	34.9	30.6
Non mutualiste	80.3	65.1	69.4
Total	100.0	100.0	100.0

Etat de santé du CN

Avez-vous été malade au cours des trois derniers mois ?

	0	1	Ensemble
Mutualiste	34.5	24.1	30.8
Non mutualiste	65.5	75.9	69.2
Total	100.0	100.0	100.0

canalinfoMUSA

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	Ensemble
Mutualiste	100.0	66.7	33.2	35.7	25.6	50.0	11.3	0.0	3.8	31.6
Non mutualiste	0.0	33.3	66.8	64.3	74.4	50.0	88.7	100.0	96.2	68.4
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Créances auprès de tiers

	0	1	Ensemble
Mutualiste	27.3	37.6	30.8
Non mutualiste	72.7	62.4	69.2
Total	100.0	100.0	100.0