



# **Capital Humain, Productivité et Pauvreté : Une Application dans le Secteur Agricole au Cameroun**

Par

Nana Djomo Jules Médard<sup>1</sup>

*Université de Yaoundé II*

*Cameroun*

CIEA-FR Rapport de recherche N° 22/11

Fonds de Recherche sur le Climat d'Investissement et l'Environnement des Affaires  
(CIEA-FR)

[www.trustafrica.org/icbe](http://www.trustafrica.org/icbe)

Dakar, Décembre 2011

---

<sup>1</sup> Contact : [jdjomo81@yahoo.fr](mailto:jdjomo81@yahoo.fr)

## **RESUME**

L'objectif premier de ce travail de recherche repose sur l'évaluation de l'impact du capital humain sur la productivité et la pauvreté. La méthodologie requise s'articule en trois étapes : la première consiste d'une part en la construction des différentes courbes de Lorenz, et d'autre part, en la spécification de la demande de soins. La seconde nous conduit à la construction du modèle à équations simultanées ; et pour finir la spécification du modèle logit ordonné.

Le mot d'ordre du millénaire étant de réduire considérablement la pauvreté et la faim au Cameroun d'ici à 2015, les résultats obtenus soulèvent l'intérêt indéniable pour les pouvoirs publics de doter davantage les agriculteurs en capital-santé.

**Mots clés :** Capital-santé, Temps de travail, Pauvreté et Agriculteurs.

## **ABSTRACT**

The first objective of this research task rests on the evaluation of the impact of the human capital on the productivity and poverty. Necessary methodology is articulated in three stages: the first consists on the one hand of the construction of the various Lorenz curves, and on the other hand, in the specification of the demand for care. The second leads us to the construction of the simultaneous equations model; and to finish the specification of the ordered logit model.

The watchword of the millennium being to reduce considerably poverty and the hunger to Cameroun from here at 2015, the results obtained raise the undeniable interest for the authorities to endow the farmers in health-capital more.

**Key words:** Health-capital, Working time, Poverty and Farmers.

## **REMERCIEMENTS**

Ce travail a bénéficié des critiques et observations ainsi que du soutien financier du **Fond de Recherche sur le Climat d'Investissement et l'Environnement des Affaires (FR-CIEA)**. Qu'il trouve ici l'expression de toute ma reconnaissance.

Je remercie le professeur FONDO SIKOD qui, malgré ses nombreuses occupations, a bien voulu consacrer une partie de son temps pour diriger ce travail.

Je ne saurais oublier l'apport des discussions avec les membres du réseau de recherche (**Centre Recherche FONDO**), et des séminaires de recherche organisés par la Faculté des Sciences Economiques et Gestion de l'Université de Yaoundé-II, qui ont œuvré d'une manière ou d'une autre à l'aboutissement de ce travail.

C'est aussi l'occasion pour moi d'exprimer ma reconnaissance envers tous les dirigeants et responsables de l'Université de Yaoundé-II qui auront mis à ma disposition les moyens nécessaires pour la réalisation de ce travail.

## SOMMAIRE

<b>RESUME.....</b>	<b>II</b>
<b>REMERCIEMENTS.....</b>	<b>III</b>
<b>LISTE DES GRAPHIQUES ET TABLEAUX.....</b>	<b>V</b>
<b>1.INTRODUCTION.....</b>	<b>6</b>
1.1    Problématique .....	8
1.2    Objectifs de l'étude .....	9
<b>2.REVUE DE LA LITTERATURE.....</b>	<b>9</b>
2.1    Santé et productivité .....	10
2.2    Critères d'équité pour l'accessibilité aux soins .....	11
2.3    Les facteurs de la demande de soins .....	12
<b>3.METHODOLOGIE .....</b>	<b>14</b>
3.1    Mesure de l'équité d'accès et équation de la demande de soins.....	14
3.2    Méthode d'évaluation du temps de travail.....	16
3.3    Approche méthodologique de la pauvreté .....	18
3.4    Sources de données .....	21
<b>4.RESULTATS EMPIRIQUES .....</b>	<b>24</b>
4.1    Analyses des résultats statistiques .....	24
4.2    Analyses des résultats économétriques .....	29
<b>5.CONCLUSION.....</b>	<b>36</b>
<b>RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES.....</b>	<b>38</b>
<b>ANNEXES.....</b>	<b>41</b>

## Liste des Graphiques et Tableaux

Graphe 1: Diagramme en bâton des effectifs d'accès aux soins .....	24
Graphe 2: Courbe de Lorenz-des fréquences cumulées .....	25
Table 1: Statistiques des variables exogènes de la demande de soins.....	26
Table 2: Statistiques des variables exogènes du modèle structurel.....	27
Table 3: Statistiques des variables exogènes du niveau de vie .....	28
Table 4 : Paramètres des variables exogènes de l'état de santé .....	31
Table 5: Paramètres des variables exogènes du temps de travail.....	32
Table 6: Paramètres des variables exogènes du revenu .....	33

## 1. Introduction

Le Cameroun, ayant atteint le point d'achèvement de l'initiative pour pays pauvres très endettés et devant bénéficier de ce fait d'une marge de manœuvre plus grande pour sa politique économique en général et sa politique agricole en particulier, il serait impératif de replacer l'agriculture au premier rang de ses préoccupations (Touna, 2008). Pour y arriver, des mutations économiques et structurelles devront être entreprises notamment dans le développement du secteur agricole. Ces mutations se justifient non seulement parce que l'agriculture contribue plus fortement dans la croissance économique au Cameroun par rapport à tous les autres secteurs, plus de 22% du PIB, l'industrie 17% et les services 18% du PIB, mais aussi parce que le Cameroun poursuit les objectifs du millénaire pour le développement dont le premier est la réduction de moitié l'extrême pauvreté et la faim d'ici à 2015. Le constat est le suivant : entre 1998 et 2007 le Cameroun a enregistré une baisse régulière des exportations agricoles allant jusqu'à - 46% (INS, les comptes du Cameroun, 1993-2003 selon SCN août 2005), or pendant la même période l'exportation des produits vivriers s'est multipliée par 6,7%. Ceci dénote de l'importance que les produits vivriers ont dans l'amélioration des conditions de vie des camerounais.

L'agriculture occupe un peu plus de 65% (MINAGRI, 1999)<sup>2</sup> de la population active au Cameroun, parmi lesquelles 90% d'entre elle sont dans les zones rurales et sont constituées des ménages pauvres qui font ainsi de l'exploitation familiale avec des moyens et des techniques peu adaptées et consacrent la grande partie de leur production à l'autoconsommation. Améliorer la performance agricole dans un tel contexte exige que l'on accorde plus d'attention aux programmes pour accroître la productivité agricole et la compétitivité. Un tel programme doit supprimer les contraintes de l'offre du flux de produits agricoles au marché externe, édifier les complémentarités entre les marchés intérieurs formels et informels et continuer la réforme des institutions nécessaires pour une émergence du secteur agricole. Ces objectifs sont fondamentaux à long terme dans le développement agricole au Cameroun (Bamou et Masters, 2007).

Par ailleurs, le processus de transition économique, fortement dépendant des dotations en ressources, cultures de rente et vivrières, exportations de bétail, et courant important

---

<sup>2</sup> Les statistiques produites sans sources dans ce sous titre ainsi que certains auteurs ne figurant pas dans les références bibliographiques sont cités par Engola Oyep (2000).

d'émigration vers les pays voisins et handicapé par une multitude de contraintes, s'accompagne d'un très faible niveau de développement humain et d'une pauvreté durable. Quelques éléments, spécifiques au contexte de la présente recherche, permettent de fixer les bases : en premier lieu, le développement du Cameroun est associé à un fort déficit en termes de services sociaux essentiels : éducation de base, services de santé, eau potable, nutrition, hygiène et environnement sanitaire. Ainsi, l'espérance de vie à la naissance et le taux d'alphabétisation des adultes sont parmi les plus faibles en Afrique au Sud du Sahara. En second lieu, les statistiques issues de la première Enquête Camerounaise auprès des Ménages (ECAM I) de 1996, font ressortir que 50,5% de camerounais vivent au-dessous du seuil de pauvreté estimé à 148000 FCFA par équivalent-adulte, par an. La pauvreté apparaît comme un phénomène dominant en milieu rural avec 86% de cette population. La dynamique de réduction de la pauvreté enregistrée à la fin de la décennie 1990 avec une baisse de 13 points du taux de pauvreté monétaire qui est passé de 53,3% à 40,2% entre 1996 et 2001 ne s'est pas poursuivie jusqu'en 2007. En effet, ce taux de pauvreté est resté à 39,9%, en décalage de l'objectif de 37% retenu par le Gouvernement dans le DSRP<sup>3</sup>. Les performances économiques en termes de taux de croissance moyen annuel du PIB n'ont pas été suffisantes pour permettre au Cameroun de rester sur la trajectoire des 7% de croissance réelle en moyenne annuelle jusqu'en 2015. Seuls des taux réels de croissance pro-pauvre supérieurs à 5,7% à partir de 2009 peuvent permettre la réduction de moitié de la pauvreté à l'horizon 2015. La forte réduction de la pauvreté enregistrée au cours de la période 1996-2001 a laissé place à une quasi-stabilité de la pauvreté monétaire entre 2001 et 2007. La stabilité de la pauvreté observée au niveau national masque un contraste frappant entre les milieux de résidence. En milieu urbain en effet, le taux de pauvreté monétaire qui était de 17,9% en 2001 a connu une baisse de 5,7 points sur la période 2001 à 2007 ; alors qu'il a été plutôt en hausse de 3 points en milieu rural, et se situe à 55,0% en 2007. L'aggravation de la situation observée en milieu rural s'explique en partie par le fait que les revenus d'activité n'ont pas cru à un rythme suffisant pour permettre aux paysans de préserver leur pouvoir d'achat. En effet, les prix d'achat aux producteurs n'ont pas évolué de manière à permettre aux paysans de préserver leurs niveaux de vie. Les exploitants agricoles constitués des paysans et d'éleveurs installés dans les zones rurales sont à près de 60% pauvres. Cette situation s'explique par la faiblesse des rendements et les difficultés d'écoulement de leurs produits à des prix rémunérateurs.

---

<sup>3</sup> Document de Stratégie pour la Réduction de la Pauvreté.

L'enclavement des campagnes induit des coûts de transactions élevés qui réduisent le bien-être des populations. Ces populations mettent généralement beaucoup de temps pour atteindre les infrastructures de base (route bitumée, marché, etc.) (Rapport ECAM III, 2007)<sup>4</sup>. Si le capital humain est un élément crucial pour améliorer la productivité et résoudre les problèmes de famine, de pauvreté et d'inégalité, ces contributions doivent être prises en compte dans toute leur valeur sociale par les responsables politiques.

## 1.1 Problématique

Xénophon disait que « *l'agriculture est la mère de tous les arts : lorsqu'elle est bien conduite, tous les autres arts prospèrent ; mais lorsqu'elle est négligée, tous les autres arts déclinent, sur terre comme sur mer* ». Pour l'avoir négligé, le monde se trouve avec 852 millions de sous-alimentés, dont quelques 200 millions en Afrique<sup>5</sup>. L'Afrique est le seul continent où la production agricole par habitant a baissé au cours des vingt-cinq dernières années. C'est aussi le continent où l'agriculture a énormément souffert de politiques erronées ou inadaptées, aussi bien durant la période coloniale que dans un passé plus récent. L'Afrique, où les moins de 15 ans représentent environ 45% de la population, devra nourrir une population qui était estimée à 832 millions en 2002 et qui passera à plus de 1,8 milliard en 2050. La croissance annuelle de la population du Cameroun, de 3,2% en moyenne, est significativement plus élevée que le taux de croissance annuel moyen de la production agricole. Ceci implique que l'autosuffisance alimentaire décline, et l'offre alimentaire doit de plus en plus être garantie par les importations. Le PNB moyen par tête dans le secteur agricole compte pour seulement un quart du PNB moyen par tête. Ceci explique pourquoi le secteur agricole a une pauvre réputation comme source de revenu, et ne peut pas attirer les travailleurs qualifiés, tandis que la migration des zones rurales vers les zones urbaines est élevée. Perceptible dans les années 2000, la crise alimentaire s'est accentuée en 2007 et s'est traduit en février 2008 par d'intenses manifestations sociales résultant de la flambée des prix des denrées alimentaires provoquée entre autres par l'urbanisation grandissante. Face à cette menace, la Banque Mondiale (2007) a replacé l'agriculture au centre de ses préoccupations dans son rapport sur le développement : « *pour l'heure, la banque se soucie essentiellement d'améliorer le climat de l'investissement rural en vue de diversifier la production à forte valeur ajoutée qui*

---

<sup>4</sup> ECAM III : Troisième Enquête Camerounaise auprès des Ménages.

<sup>5</sup> Par Jacques Diouf Directeur général de l'Organisation des Nations unies pour l'alimentation et l'agriculture (FAO). Décembre 2004.



*améliore le revenu des paysans et favorise l'émergence des systèmes d'innovations agricoles impulsés par le marché* ». Il est donc impérieux de comprendre sans difficulté l'énorme avantage, pour les producteurs de biens agricoles, de la transformation des camerounais vivant en dessous du seuil de pauvreté en consommateurs avec un pouvoir d'achat effectif. Car, la sous-alimentation affaiblit les capacités physiques et cognitives, favorise la progression de nombreuses maladies et entraîne une forte baisse de la productivité.

Dès à présent que nous savons que la dotation en capital humain peut avoir des retombées économiques et sociales, il y a lieu de formuler l'interrogation principale suivante : quelle est l'influence du capital-santé sur la productivité et partant, sur la pauvreté des agriculteurs ruraux au Cameroun?

Cette question principale nous renvoie aux questions spécifiques suivantes :

- ✓ Qu'en est-il de l'équité d'accès et de la demande de soins ?
- ✓ Quel est l'effet du capital-santé sur la capacité de travail agricole ?
- ✓ Quelle est l'incidence du capital-santé sur la pauvreté des agriculteurs ?

## **1.2 Objectifs de l'étude**

L'objectif principal de notre travail est d'évaluer l'influence du capital-santé sur la productivité et la pauvreté des agriculteurs ruraux au Cameroun.

Il s'agit spécifiquement de :

- ✓ Mesurer d'une part, l'équité d'accès aux soins et d'autre part, la demande de soins ;
- ✓ Quantifier l'impact de l'état de santé sur la capacité à travailler ;
- ✓ Evaluer l'incidence de l'état de santé sur la pauvreté.

## **2. Revue de la littérature**

Il s'agit de passer en revue les concepts de capital humain, de productivité, d'accessibilité aux soins et de demande de soins en relations avec le niveau de vie.

## 2.1 Santé et productivité

Durant les années 1970, on voit se développer l'analyse des comportements des acteurs dans une nouvelle branche du capital humain. La plupart de ces travaux, dans une approche néoclassique, s'attachent à analyser les soins plutôt que la santé elle-même. Deux groupes de travaux se développent, l'un introduisant des concepts neufs, l'autre cherchant à appliquer des concepts traditionnels en économie générale au domaine de la santé. Le premier groupe par exemple avec le canadien Evans qui s'attache au comportement des médecins et introduit en 1974 le concept de « *demande induite par l'offre* » (supply-induced demand) selon lequel les médecins pourraient stimuler la demande de soins des malades dans le but d'augmenter leur revenu. Dans le second groupe, Grossman en 1972 applique les concepts de « *capital humain* », de cycle de vie et d'investissement à la demande de santé et de soins, qui selon lui correspondrait à un investissement de la part des individus, soucieux d'augmenter à la fois leur qualité de vie et leur capacité de travail, et partant leur revenu. Le patient rationnel investit dans la bonne santé supposée utile à d'autres fins : loisirs et travail, ce qui le conduit à gérer son capital-santé à des fins individuelles. En effet, il est raisonnable de penser qu'une population en bonne santé a tendance à fournir une productivité accrue de la main d'œuvre en rendant les travailleurs plus fort physiquement, plus énergiques et donc plus productifs. Il en résulte alors un accroissement de la production. Une population en bonne santé limite ainsi le manque à produire imputable à l'incidence de la morbidité sur la main d'œuvre. Si on suppose que les individus sont rémunérés en fonction de leur productivité marginale alors, l'état de santé affecte les revenus de travail. Une productivité plus élevée implique des salaires et donc des revenus plus élevés. Comme un meilleur état de santé peut se traduire par un allongement de la durée de vie, alors toutes choses égales par ailleurs, la période sur laquelle on comptabilise les revenus du travail s'allonge également et avec elle la valeur actualisée des gains. Une population en bonne santé sera également plus incitée à investir dans son capital humain (éducation et compétence) : elle accroîtrait ses capacités cognitives individuelles, son taux de fréquentation scolaire (puisque l'amélioration de la situation sanitaire pourrait s'accompagner d'une baisse de l'absentéisme scolaire et d'une diminution des abandons précoces) et permettrait à ses enfants de mieux assimiler ce qu'on leur enseigne. Cette population pourrait autant investir dans le capital physique (épargne et investissement) : l'allongement de l'espérance de vie qui pourrait en résulter incite à épargner pour la retraite. Dans la mesure où une corrélation positive existe entre éducation et productivité

(Rosenzweig, 1995) et santé et productivité (Thomas et Strauss, 1997), et si on suppose que l'amélioration de l'état de santé renforce l'acquisition des connaissances et accroît les performances éducatives, alors les gains qui résulteraient de l'investissement dans la santé seraient certainement démultipliés.

## **2.2 Critères d'équité pour l'accessibilité aux soins**

La conception de la santé comme un bien ordinaire justifie pleinement que la distribution des soins de santé soit le résultat d'échanges libres effectués sur un marché. Deux arguments peuvent être évoqués, l'un correspondant davantage à l'analyse de Nozick (1988), l'autre à celle de Hayek (1994). Tous les deux concourent à rejeter toute redistribution publique en matière de soins de santé. Le marché est la seule procédure qui garantisse le respect de la liberté individuelle. Chacun reste entièrement libre d'acquiescer des soins selon ses préférences c'est-à-dire selon l'importance qu'il accorde à sa santé, selon son attitude face au risque, etc.<sup>6</sup> Le second argument en faveur d'un accès aux soins soit selon les lois du marché tient à l'efficacité de cette procédure. L'ensemble des décisions individuelles mène à l'allocation optimale des ressources. Pour Hayek, la justification d'un système de médecine libre est essentiellement utilitariste : le marché conduit ceux pour lesquels une maladie cause la plus grande perte<sup>7</sup> à attribuer une valeur marchande plus élevée aux soins et donc, à être soigné en priorité. Au total, l'équité libertarienne en matière de santé et d'accès aux soins fait de chaque individu le responsable de sa santé et conçoit l'accès aux soins selon le principe de la capacité individuelle à payer.

Le libéralisme modéré autrement appelé libéralisme redistributif possède la particularité d'accepter une intervention de la part de l'Etat. Ainsi le marché reste la règle générale pour l'acquisition de l'essentiel des biens, des aides partielles peuvent être accordées à des bénéficiaires particuliers pour certains biens. Dans la théorie contractualiste de Buchanan (1986, 1992), les inégalités injustes sont des inégalités de naissance : les contractants du contrat constitutionnel s'accorderaient, pour considérer qu'il n'est pas juste que certains individus soient désavantagés dès leur départ dans la vie. Buchanan propose dans cette

---

<sup>6</sup> Chaque individu réalise un arbitrage entre ses besoins et définit son panier de consommation en fonction des prix des différents biens et de la valeur que ses préférences leur attribuent, et, en fin de compte, en fonction de sa contrainte budgétaire.

<sup>7</sup> C'est-à-dire pour les actifs les plus productifs.

optique que soient corrigées les inégalités de revenu liées à la naissance. Une application de son analyse à la santé réclame également la correction des inégalités de santé liées à la naissance<sup>8</sup>. Ce critère se heurte néanmoins à deux difficultés dont la première implique des traitements différents pour un effet identique, tandis que la seconde tient aux limites des connaissances médicales (Schneider-Bunner, 1997).

Contrairement aux libertariens, les égalitaristes admettent que le bien « santé » possède une valeur particulière. Ils vont aussi plus loin que les libéraux « redistributifs » en lui reconnaissant un caractère tutélaire, justifiant dès lors des interventions plus étendues. Une première définition de l'égalité d'accès est proposée par Le Grand (1982). Deux individus ont un accès égal à un bien s'ils ont à payer le même « prix » pour l'obtenir. Par prix, on entend ici non seulement le prix monétaire qui est à la charge du malade, mais aussi de façon plus large le prix en termes de distance et de temps. Olsen et Rogers (1991) affirment cependant que cette conception ne correspond pas réellement à ce que l'on entend par égalité d'accès. Si elle reflète effectivement l'idée selon laquelle une situation où deux personnes de même revenu ne paient pas le même prix est injuste, elle considère à tort comme juste une situation où deux individus de revenus différents doivent affronter la même dépense. Une seconde définition de l'égalité d'accès est alors proposée par Olsen et Rogers (1991) : deux individus ont un accès égal à un bien si et seulement s'ils peuvent consommer la même quantité de ce bien.

La santé ne fait pas partie des biens sociaux premiers et Rawls (1988) suppose que dans la perspective d'une société bien ordonnée, une société régie par les principes de justice, les citoyens « ont toutes les capacités qui leur *permettent d'être des membres normaux et à part entière de la société* ».

### **2.3 Les facteurs de la demande de soins**

Les enquêtes sur la santé et les soins montrent que la consommation médicale dépend du revenu. Si le montant total des dépenses n'augmente que légèrement avec le revenu, la structure des soins y est très sensible. Les plus pauvres consomment moins de soins de spécialistes, de soins dentaires et d'optique mais plus fréquemment des soins hospitaliers et

---

<sup>8</sup> Les déficiences génétiques, les handicaps de naissance et les maladies héréditaires sont des inégalités qui méritent réparation.

infirmiers (Bocognano et *al.*, 1999). Cette sous-consommation de soins ambulatoires résulte principalement d'un recours moins fréquent au système de soins, et non d'une dépense plus faible une fois l'épisode de soins engagé (Breuil-Genier et *al.*, 1999). Un autre facteur possible est que le niveau d'éducation et d'information sur la santé conditionne le recours aux soins, notamment préventifs (Kenkel, 1994); or, les individus à bas revenus ont aussi plus souvent un niveau d'éducation plus bas. Compte tenu non seulement des hypothèses théoriques posées sur les déterminants de la demande de soins, mais aussi sur des enseignements tirés par d'autres applications dans les pays en développement (Bitran et *al.*, 1986 ; Mwabu et *al.*, 1993, etc.). Il est en premier lieu opportun de tenir compte, outre, des facteurs économiques qui conditionnent la décision principale de recours effectif aux soins des malades, mais aussi aux caractéristiques individuelles, aux motifs du choix du secteur de consultation, à la raison de la consultation qui sont des facteurs pouvant influencer la décision de recours aux soins des individus. S'agissant de l'influence positive de l'éducation de la personne responsable du ménage, Schultz (1984)<sup>9</sup> distingue cinq canaux. L'éducation a un impact direct sur l'acquisition des connaissances en matière de santé et d'hygiène. Il se trouve qu'à l'école les adultes ont pu apprendre le bien fondé de nouvelles techniques de soins plus efficaces sur la santé. Ceci accroît aussi bien l'efficacité technique qu'allocative des intrants à la production de santé. En plus, les adultes ont pu également accroître leurs compétences générales en matière de lecture, de sens logique. Ceci va leur permettre de mieux comprendre les instructions du personnel soignant et de mieux gérer les maladies en prenant des initiatives.

L'âge des parents, de même que celui de l'individu malade peut avoir un effet positif sur la décision de recours aux soins du ménage. Il s'agit alors d'une variable approchée de l'accumulation de l'expérience en matière de soins (Barcat, 1998). L'effet sera négatif si l'âge est un indicateur de sénilité, de fatigue des adultes ou d'obsolescence, d'inefficacité des techniques apprises (Bishai, 1996). Le sexe de l'individu joue également dans la décision de recours aux services de santé. Parce que les femmes constituent des groupes ciblés par la politique de santé publique, l'accès aux services non spécialisés leur est plus facile du fait de la mise en place de soins à moindre coût. La décision de recours du ménage dépendra également de leur revenu total comme susdit. Ce revenu total rencontre le plus souvent des problèmes de

---

<sup>9</sup> Pour une revue des canaux d'influence de l'éducation sur la santé des enfants, se reporter à Schultz (1984), Behrman et Deolalikar (1988), Strauss et Thomas (1995), Glewwe (1997), Barcat (1998).

mesure car, il faut distinguer de tous les taux de salaires ou de revenu des adultes du ménage. Le coût d'accès aux soins n'est pas négligeable dans la décision de recours. Plus ce coût sera élevé, moins le ménage dont le revenu est faible sollicitera les soins de santé surtout moderne. De manière générale, Thomas et *al.* (1991) reconnaissent combien il est difficile de mesurer avec précision les revenus courants des ménages<sup>10</sup>. Mais aussi la coutume ou croyance, ainsi que la qualité de service, de même que d'autres raisons sont des motifs de recours aux soins des malades (Juillet, 1999). Le type de centre de santé a un impact positif sur la décision de recours aux soins des malades car, les hôpitaux de référence tels que les hôpitaux de première classe, les hôpitaux provinciaux, les cliniques ont un coût de consultation plus élevé que dans les autres centres de santé. Ainsi, les ménages les plus défavorisés auront une préférence à se faire consulter dans des hôpitaux de district, dans des centres d'arrondissement, dans des centres de santé intégrés, ou bien d'aller au domicile du médecin afin de bénéficier des affinités vis-à-vis du médecin, soit d'aller chez le tradipraticien.

### **3. Méthodologie**

L'interrogation fondamentale formulée dans la problématique émane des recherches théoriques et empiriques existantes ainsi que des observations faites dans le contexte camerounais. Pour y trouver des réponses, une démarche empirique est indispensable. Aussi, au regard de l'objectif principal et des objectifs spécifiques, les analyses porteront sur des données individuelles recueillies auprès des ménages dont le chef de famille est cultivateur et le principal enquêté.

#### **3.1 Mesure de l'équité d'accès et équation de la demande de soins**

Les dépenses publiques, ayant en général pour raison d'être d'offrir des opportunités aux groupes d'individus les plus défavorisés et de permettre d'améliorer leur position sociale et économique, il est important de savoir si ces dépenses sont plus ou moins bien dirigées vers ces groupes. C'est pour résoudre ce problème que la littérature de l'économie du bien-être a proposé deux principales méthodes d'approche. La première met l'accent sur la nécessité de mesurer les préférences individuelles pour les biens en question en se basant sur la théorie micro-économique. Une telle démarche nécessite cependant une trop grande quantité de

---

<sup>10</sup> Peur de la taxation, non-déclaration du travail informel. C'est pourquoi, dans la littérature appliquée, la variable revenu courant a pu être exclue des estimations et être remplacée par les dépenses courantes.

données, et implique une connaissance précise des fonctions de demande des individus et des ménages. Le second type d'approche est celui de l'analyse de l'incidence de gains. Cette méthode combine l'analyse des conditions et des dépenses nécessaires à la production des services publics avec les informations sur l'accès à ces services, de manière à déduire la manière dont les gains se répartissent entre les individus ou les ménages. Elle repose sur l'idée que les ménages qui ont accès dans un centre de santé publique bénéficient d'une subvention destinée à compenser leur déficit de ressources. Elle se fonde également sur l'hypothèse que la répartition des dépenses publiques entre les groupes socio-économiques est fonction de :

- l'allocation des ressources en faveur et à l'intérieur du secteur concerné, c'est-à-dire la dépense moyenne par bénéficiaire du service ;
- le niveau d'accès des différents groupes de ménages aux structures et aux services mis à leur disposition, c'est-à-dire les taux d'accès par groupe socio-économique.

Pour l'accès aux soins, il consiste de décrire les inégalités par les taux de recours aux soins, leur coût, mesuré par les dépenses au titre de soins personnels, ou au titre de la santé. L'égalité sera dite parfaite si la courbe des fréquences cumulées se confond avec celle de la première bissectrice. Plus la courbe des fréquences cumulées s'éloigne de la première bissectrice, plus l'inégalité est prononcée. Par contre, plus cette courbe se rapproche de la droite de 45°, plus l'accès est équitable.

Le modèle logit multinomial est une généralisation directe du modèle logit qui peut être utilisé pour traiter une quelconque situation comprenant trois ou plusieurs réponses qualitatives non ordonnées. Voir, en particulier, Hausman et Wise (1978), Manski et McFadden (1981), Hausman et McFadden (1984), et McFadden (1987). Des traitements plus détaillés sont présentés dans les articles de synthèse de Maddala (1983), McFadden (1984), Amemiya (1981; 1985) et Greene (1990a), entre autres. A partir du modèle logit multinomial, nous pouvons établir la fonction de demande de soins :

$$DS_i = f(\text{sexecm}_i, \text{âgecm}_i, \text{nivinscm}_i, \text{coûtcons}_i) \quad [1]$$

Avec : *sexecm<sub>i</sub>* : sexe du chef de ménage agricole *i* ; *âgecm* : l'âge du chef ; *nivinscm* : son niveau d'instruction et *coûtcons* : son coût de consultation. La variable dépendante *DS* (demande de soins) prend les modalités suivantes : 1,00= secteur public ; 2,00= secteur privé

formel et 3,00= secteur informel. Le secteur public comprend : l'hôpital de première classe, l'hôpital régional, l'hôpital de district, le centre médical d'arrondissement et le centre de santé intégré. Tandis que, le secteur privé formel inclut : la pharmacie, le clinique/cabinet médical et GIC/ONG santé. Enfin, le secteur informel englobe : les tradi-praticiens, les vendeurs informels et les autres.

### 3.2 Méthode d'évaluation du temps de travail

Des travaux sur le salaire et la santé menés dans le cadre du modèle de Grossman (Lee, 1982, et Wagstaff, 1986) ont montré que le salaire et la santé étaient déterminés de manière jointe. Lee (1982) montre que le salaire exerce une influence positive et significative sur la demande de santé et une bonne santé augmente le salaire. Wagstaff quant à lui conclut qu'un mauvais état de santé exerce une influence négative sur le salaire, dans une équation auxiliaire à l'équation de demande de santé (confère Couffinhal et *al.*, 2002). Haveman et *al.* (1994) proposent un modèle à trois équations simultanées de décisions sur la santé, le temps de travail offert et le revenu :

$$h_{it} = f(w_{it}, ph_{it}, oh_{it}), w_{it} = g(h_{it-1}, r_{it}, pw_{it}, ow_{it}), r_{it} = j(h_{it-1}, w_{it-1}, pr_{it}) \quad [2]$$

Où :  $h$  est l'état de santé de l'individu  $i$  au temps  $t$ ,  $w$  le temps travaillé,  $r$  le salaire,  $ph$  désigne des déterminants personnels de l'état de santé (divorce ou séparation, âge, éducation),  $pw$  des déterminants personnels du temps travaillé (le nombre d'enfants),  $pr$  des déterminants personnels du salaire (éducation, résidence géographique),  $oh$  désigne des caractéristiques de l'emploi ayant un impact sur l'état de santé (exigence physique du travail, risques liés au travail) et  $ow$  désigne des caractéristiques de l'emploi ayant un impact sur le temps travaillé (le fait d'être indépendant).

L'état de santé dépend du temps travaillé, le temps travaillé dépend de l'état de santé antérieur et du salaire espéré. Le salaire dépend de l'état de santé antérieur et du temps travaillé antérieurement (expérience professionnelle). L'estimation est menée par la méthode des moments généralisés. Compte tenu de la base de données et du fait que notre étude reste basée sur les cultivateurs, nous allons remplacer le salaire par la dépense totale. La mesure exacte du revenu total d'un cultivateur n'est pas aisée. Leur activité est saisonnière et la plupart d'agriculteurs ne sont pas des salariés. C'est une activité généralement complétée par d'autres



telles que : la chasse, la pêche etc. Une autre spécificité est que contrairement à ces auteurs, nous utilisons les données en coupe transversale. Notre modèle se présente alors comme suit :

$$h_i = \tau_{01} + \tau_{11}w_i + \tau_{12}ph_i + \tau_{13}oh_i + \psi_{i1} \quad (\text{I})$$

$$w_i = \tau_{02} + \tau_{21}h_{iant} + \tau_{22}d_i + \tau_{23}pw_i + \tau_{24}ow_i + \psi_{i2} \quad (\text{II}) \quad [3]$$

$$d_i = \tau_{03} + \tau_{31}h_{iant} + \tau_{32}w_{iant} + \tau_{33}pr_i + \psi_{i3} \quad (\text{III})$$

Où  $h_{iant}$  : est l'état de santé antérieur de l'agriculteur  $i$  ;  $w_{iant}$  : son temps de travail antérieur et  $d_i$  : son niveau de dépense totale au sens de la comptabilité nationale (en milliers de francs CFA). Sur cette perspective de données en coupe transversale, nous faisons la supposition que :  $h_{iant} = h_i$  et  $w_{iant} = w_i$ ,  $oh_i$  ne sera pas une variable exogène de notre modèle car, elle présente trop de données manquantes.

D'après les conditions d'identification l'équation (I) est sur-identifiée, l'équation (II) est juste identifiée et l'équation (III) est sur-identifiée. Ces conditions nécessaires d'identifiabilité nous permettent d'utiliser les doubles moindres carrés pour les équations (II) et (III) et une régression en deux étapes de l'équation (I). Dans l'équation (I) si  $h_i = 1$ , alors l'agriculteur  $i$  est en bon état de santé et  $h_i = 0$  sinon.

$$\text{D'où le modèle Logit: } \begin{cases} h_i = 1 & \text{si } h_i^* > 0 \\ h_i = 0 & \text{Sinon} \end{cases} \quad \text{avec } h_i^* = x_i\beta_i + \varepsilon_i \quad [4]$$

Avec  $\varepsilon_i$ , le terme d'erreur contenant des facteurs spécifiques non observés ; de distribution  $N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ,  $h_i^*$ , est une variable latente se rapportant à la probabilité d'état de santé de l'individu  $i$ , Dans ce modèle, la variable expliquée est l'état de santé ( $h_i$ ) et ( $x_i$ ) est un vecteur (1, n) de variables explicatives,  $\beta$  est un vecteur (n, 1) de paramètres inconnus. Un premier problème rencontré dans la littérature sur l'effet de l'état de santé sur le revenu est que l'indicateur retenu pour décrire la santé varie fortement d'une étude à l'autre, Currie et Madrian (1999) font le point sur cette question. Il existe huit mesures classiques de l'état de santé : la note subjective auto-évaluée, l'auto-évaluation de limitations de l'effort de travail dues à la santé, les incapacités fonctionnelles dans la vie quotidienne (ADLs), la présence de maladies, le recours aux soins, l'évaluation clinique de problèmes de santé mentale ou d'alcoolisme, la taille par rapport au poids, IMC (*nutritional status* qu'on qualifie de mesures anthropométriques) et l'espérance de vie. Le problème posé par les mesures auto-évaluées,

notamment les limitations de l'effort de travail, est qu'elles sont vraisemblablement endogènes : les individus qui travaillent moins, ou plus du tout, peuvent être tentés de se justifier en invoquant un état de santé limitant leur effort de travail. Selon Currie et Madrian (1999), et il semble que ce soit la doxa générale en économétrie de la santé, ce biais expliquerait que les mesures auto-évaluées soient « meilleures » comme explicatives que les mesures « objectives » : les « objectives » sont en fait des mesures entachées d'erreur, donc le coefficient du lien entre la mesure et l'expliquée est biaisé. Les subjectives sont aussi mesurées avec erreur, mais l'endogénéité introduit un biais en sens contraire et on peut donc espérer que les deux erreurs se corrigent partiellement. Savoca (1995) conclut dans le même sens à propos d'une des mesures les plus susceptibles d'être entachées d'erreur : la santé mentale auto-estimée. Chemin faisant, dans cette étude, l'état de santé est celui auto-déclaré par le producteur agricole.

La première étape consiste donc à effectuer une régression de chacune des variables endogènes sur toutes les variables exogènes. Puis dans une deuxième étape, remplacer les variables endogènes figurant à droite des équations structurelles par leurs valeurs ajustées (valeurs prédites) à l'aide des modèles estimés. Il s'agit en effet de la méthode des variables instrumentales, les variables exogènes des autres équations étant les instruments.

### **3.3 Approche méthodologique de la pauvreté**

La première difficulté à laquelle se heurte l'étude de la pauvreté est aussi surprenant que cela puisse paraître, l'absence de véritable définition. Ni les sociologues ni les économistes ne fournissent de définition précise permettant la quantification. D'après le conseil européen (1984), doivent être considérées comme pauvres « les personnes dont les ressources (matérielles, culturelles ou sociales) sont si faibles qu'elles sont exclues des modes de vie minimaux acceptables dans l'Etat membre où elles vivent ». Bien que peu opérationnelle et en contradiction avec les pratiques des statisticiens européens, elle reste intéressante sur certains points, en particulier par l'insistance qu'elle met sur la diversité des ressources à prendre en compte, ou encore par l'affirmation qu'il n'y a pas de définition universelle à rechercher, mais que ce qui est acceptable est à la fois daté et localisé. Elle incite aussi à développer des approches multidimensionnelles de la pauvreté. Cette absence de définition précise est un bon révélateur des nombreux problèmes sous-jacents, tant au plan conceptuel qu'au niveau de la mesure, qui frappent toute approche de la pauvreté.

Les approches habituellement qualifiées d'absolues sont adoptées aux États-Unis, dans divers pays anglo-saxons comme l'Australie, et dans certains pays de l'Europe de l'Est. Leur principe général est le suivant : une norme de consommation fixe les besoins fondamentaux d'une société donnée à une époque donnée (il s'agit donc plus d'un concept « absolu sociohistorique » tenant compte des spécificités des conditions climatiques, des traditions ou du niveau de développement de la société que d'un concept purement absolu qui serait pertinent pour tous les pays à toutes les époques et dont il est facile de percevoir le caractère totalement irréaliste. Sont considérés comme pauvres les ménages ou les personnes qui ne peuvent s'assurer ce niveau de consommation en biens dits fondamentaux, aux prix les plus bas du marché, indépendamment du niveau de vie des couches de la société plus fortunées. Cet inconvénient de la méthode a été maintes fois critiqué et des évolutions récentes ont été proposées pour faire évoluer le mode de calcul (Citro *et al.*, 1995). Si tous les revenus doublent, le taux de pauvreté ne change en rien ; si les revenus de tous augmentent, la pauvreté relative peut augmenter, si le revenu augmente moins vite en bas de la distribution qu'en haut (or même si la norme évolue avec la croissance, quand les revenus de tous augmentent, le taux de pauvreté absolue ne saurait augmenter).

L'importance du marché dans les sociétés occidentales contemporaines s'est traduite par l'adoption classiquement d'approches purement monétaires : le faible niveau du revenu monétaire serait l'indicateur central à prendre en compte pour définir la pauvreté par l'insuffisance des ressources. Ce choix ne va pas sans poser de nombreux problèmes, tant du point de vue des concepts que de la qualité de la mesure. Parmi les questions d'ordre conceptuel, on peut mentionner d'abord le choix de la notion de revenu monétaire à considérer. Faut-il inclure les divers types de cotisations, déduire les impôts et taxes dus, les frais d'obtention du revenu ? L'on retient parfois plutôt une notion de revenu disponible après impôt sans déduction des frais ou charges, mais parfois avec des entorses dans le détail, dues à la nature des données disponibles. Les approches par la consommation, ont incité à en développer une forme particulière, l'approche par les conditions de vie, désormais couramment mise en œuvre en France, sur les traces d'auteurs fondateurs comme Townsend (1979), Dickes (1992), Nolan et Whelan (1996), et qui devrait être recommandée comme une des bases du système statistique d'observation de la pauvreté.

Devant les limites des approches par le revenu, d'aucuns préconisent d'aborder la pauvreté à partir de la consommation, ce qui peut sembler fournir une alternative séduisante. On peut y

trouver en effet divers avantages conceptuels : c'est la consommation plus que le revenu qui est source directe d'utilité (ce qui plaît à ceux qui préfèrent se référer aux réalisations plutôt qu'aux potentialités) ; faute de mesurer des différentiels de prix (régionaux, accès aux grands magasins, aux promotions, etc.), la quantité consommée serait plus informative que la capacité à dépenser ; de plus la consommation est plus lisse que les revenus, moins sensible aux aléas conjoncturels que le revenu lui-même, grâce au comportement actif sur le marché de l'endettement et de l'épargne d'un consommateur qui cherche à maintenir un profil le plus constant possible de la consommation. Ces atouts seraient doublés d'avantages sur le plan de la mesure, la consommation étant *a priori* moins tabou que le revenu, donc mieux déclarée. Les détracteurs de telles approches dénoncent plutôt une voie sans issue, soulignant à la fois les limites conceptuelles et les difficultés de mesure. Ignorer le volume de l'épargne est injustifiable. Tenir compte de l'hétérogénéité des goûts individuels conduit à des questions éthiques difficiles à trancher : que faire en face de consommations nocives ou prohibées, au premier rang desquelles le tabac, la drogue et l'alcool ?

Un troisième éclairage de la pauvreté est proposé l'approche dite « subjective » : est pauvre celui qui n'arrive pas à boucler ses fins de mois avec le revenu dont il dispose, qui considère qu'il lui faudrait pour (sur)vivre davantage de ressources. La dénomination de pauvreté subjective retenue (qui correspond à une tradition de la littérature internationale sur le sujet élaborée dans la lignée de l'école de Leyden) est de fait abusive : il s'agit de fait de « difficultés à équilibrer son budget » ; celles-ci sont presque aussi objectives que les manques et insuffisances retenus dans la construction des autres approches, comme on peut s'en rendre compte au vu des items retenus (construits, par exemple, à partir des réponses aux questions « Votre revenu mensuel vous permet de vivre difficilement ou très difficilement ? », « Votre situation financière actuelle vous oblige-t-elle à vous endetter ? », « Le revenu dont vous disposez est-il inférieur ou égal au revenu minimum nécessaire à votre ménage pour joindre les deux bouts ? », « Vous arrive-t-il de payer en retard votre loyer », « Vous arrive-t-il de payer en retard vos factures d'électricité, d'eau, etc. ? ». Là sont les types de questions élaborées dans le questionnaire. Par conséquent, c'est à partir du concept de subjectivité que nous avons spécifié le modèle de pauvreté.

L'activité des fermiers a toujours été la source principale de revenu pour les résidents ruraux, mais l'accroissement de l'activité non agricole telle que l'industrie rurale et les services est

devenu non négligeable. L'autre source importante de revenu est la migration saisonnière et les emplois dans le secteur urbain. D'où le modèle suivant :

$$y_i = f(\text{sexe}_i, \text{âge}_i, \text{santé}_i, \text{association}_i, \dots) \quad [5]$$

Où  $y_i$  désigne le niveau de vie des ménages. Il s'agit d'une mesure subjective du niveau de vie déclaré par le chef de ménage. Autrement dit,  $y_i$  désigne la classe sociale que le cultivateur pense appartenir. Il inclut : l'âge (*âge*) du chef de ménage agricole pour indiquer le cycle de vie de la pauvreté du ménage (Grootaert, 1999), son état de santé (*santé*). Rappelons qu'il s'agit du capital-santé du chef de ménage (Muller, 1997 ; Takahashi et Otsuka, 2007). Comme ci-dessus exposé, l'état de santé est celui auto-déclaré. Toutefois, il va s'agir également de considérer la présence de maladies et l'incapacité fonctionnelle. Cette procédure permet d'avoir une plus grande connaissance des mesures de l'état de santé et leurs effets sur la pauvreté.

Contrairement à McKernan et Ratcliffe (2006) qui emploient le taux de pauvreté comme variable dépendante, nous classons les ménages par niveau de vie auto-déclaré. La variable dépendante prend donc les modalités suivantes :  $i = 0$  si le ménage  $i$  auto-déclare qu'il est pauvre,  $i = 1$  si le ménage auto-déclare qu'il est intermédiaire (ni pauvre, ni riche) et  $i = 2$  si le ménage auto-déclare qu'il est plutôt non pauvre (riche). Il est immédiatement important de constater que les modalités prises par la variable dépendante sont ordonnées. La manière la plus commune de traiter les données à réponses ordonnées consiste à utiliser un modèle à réponses qualitatives ordonnées, habituellement le modèle logit ordonné. Cette approche n'est en aucune manière la seule pour traiter des réponses discrètes ordonnées. D'autres approches sont examinées par McCullagh (1980), Agresti (1984), et Rahiala et Teräsvirta (1988). La caractéristique majeure des modèles à réponses qualitatives ordonnées est que tous les choix dépendent d'une seule fonction indice. Ceci prend tout son sens quand les réponses ont un ordre naturel mais pas dans le cas contraire.

### **3.4 Sources de données**

Il s'agit de présenter l'unité et la taille de l'échantillonnage ainsi que les techniques de sondage.

### 3.4.1 Choix de l'unité d'échantillonnage

La production agricole au Cameroun est très variée. Si certaines cultures ne poussent que dans des zones présentant des conditions climatiques spécifiques (exemple du mil et du sorgho presque exclusivement produits dans le grand nord), les autres se retrouvent dans presque toutes les régions (bulletin de statistique du Ministère de l'Agriculture, 2004). Toutefois, les régions du Cameroun sont subdivisées en quatre zones. La zone savane encore appelée zone du grand nord qui regroupe les régions d'Adamaoua, du Nord et de l'Extrême-nord. La zone forestière qui comprend les régions du Centre, du Sud et de l'Est. La zone côtière qui rassemble les régions du Littoral et du Sud-ouest. Et la zone montagneuse qui réunit les régions de l'Ouest et du Nord-ouest. Ceci étant, dans chaque zone une seule région a été choisie comme unités d'échantillonnages. Sur ce, les régions choisies sont : l'Adamaoua, le Centre, le Littoral, et l'Ouest. A cet égard, les unités statistiques enquêtées ont été les ménages agricoles. Les taux d'activité agricole en milieu rural se situent dans l'ordre de 94,6%, 90,7%, 91,4% et 90% respectivement dans l'Adamaoua, le Centre, le Littoral et l'Ouest. En plus, chaque département a chacun une population d'environ 723626, 2501229, 2202340 et 1982106 respectivement pour l'Adamaoua, le Centre, le Littoral et l'Ouest (INS<sup>11</sup>, 2001).

### 3.4.2 La taille de l'échantillon

La détermination de la taille de l'échantillon s'est fait en plusieurs étapes. La première a consisté en l'estimation de l'échantillon théorique dans chacun des départements ; celle-ci tient compte de la prévalence estimative de la variable étudiée, du niveau de confiance visé et de la marge d'erreur acceptable. Le modèle pour les grandes populations (au-delà de 100000) est donné par la formule de Sudman et Bradburn (1982) soit :  $n = (1,96)^2 p(1-p)/(ET)^2$ .

Avec  $n$  représentant la taille de l'échantillon à calculer<sup>12</sup> ; le chiffre de 1,96 représente le choix d'un intervalle de confiance à 95% (dans une distribution normale, 95% de la superficie sous la courbe est en deçà d'un écart type de 1,96 de la moyenne) ;  $p$  représente la proportion

---

<sup>11</sup> Institut Nationale de la Statistique.

<sup>12</sup> La taille de la population devient un facteur lorsqu'elle est en deçà de 100000 ou à peu près. Dans ce cas, il est conseillé d'utiliser un « facteur de correction relative à la population finie » et la formule devient :

$$n = \left[ (1,96)^2 p(1-p)N \right] / \left[ (1,96)^2 p(1-p) + (N-1)(ET)^2 \right].$$

de la population ayant la caractéristique étudiée. ET, l'erreur tolérable c'est-à-dire la marge d'erreur pour l'enquête, est fondée sur la mesure selon laquelle la moyenne de l'échantillon diffère de la moyenne de la population et ajuste l'erreur type pour tenir compte des différences possibles entre l'échantillon et la population, par le calcul de l'intervalle de confiance pour la moyenne de la population. Ainsi, en tenant compte de ces taux d'activité agricole et, en utilisant un intervalle de confiance de 95% et une marge d'erreur tolérable de 3%, la taille théorique de l'échantillon est évaluée respectivement à 218, 360, 336 et 384 pour l'Adamaoua, le Centre, le Littoral et l'Ouest.

La seconde étape a consisté en la prise en compte des impondérables, notamment la possibilité que certains enquêtés refusent de répondre à la totalité des questions figurant sur le questionnaire. Pour pallier à ce problème, nous avons dans une certaine mesure fixé le taux des questionnaires incomplets à 5%. Ce qui a conduit à ajuster la taille de l'échantillon à 230, 378, 353 et 403 respectivement pour l'Adamaoua, le Centre, le Littoral et l'Ouest. Soit un total de 1364 chefs de ménages agricoles interviewés.

### **3.4.3 Base de sondage**

Les données cartographiques du Bureau de Recensement et d'Etudes de Population (BUCREP), élaborées en 2003 pour les besoins du 3<sup>ème</sup> Recensement Général de la Population de l'Habitat (RGPH), ont servi de base de sondage de notre enquête. Les travaux de mise en place dudit recensement ont conduit à un découpage des arrondissements en grappes de tailles relativement différentes, appelées Zones de Dénombrement (ZD). Afin de s'assurer d'une bonne dispersion de l'échantillon dans les arrondissements, nous avons procédé à un tirage à deux degrés. Au premier niveau, nous avons effectué un tirage aléatoire et automatique de quelques ZD pour chaque arrondissement. Ainsi, les enquêtés ont été répartis de façon équitable dans chaque ZD. Nous avons réparti les ZD par arrondissement en tenant compte de la proportion du nombre répertorié des ménages agricoles. Au second degré, il a fallu décider du choix des agriculteurs dans chaque ZD. En l'absence d'une base électronique répertoriant tous les ménages agricoles, il n'a pas été possible de constituer de façon automatique la liste des agriculteurs à visiter.

### 3.4.4 La collecte des données

Les interviews ont concerné les chefs de ménage appartenant à toutes les tranches d'âge. Ce choix a permis en fait d'éviter les distorsions introduites par une sélection discriminatoire. Les interviews se sont passées à toutes heures et ont eu lieu toute la journée. Pour se rassurer du respect des horaires, les questionnaires ont été remis chaque jour aux enquêteurs quelques temps avant leur descente sur le terrain. Effectué à l'aide du logiciel SPSS version 12.0, il a consisté en une vérification à posteriori de la cohérence des données saisies ; les tests de cohérence ont porté sur le respect des renvois. Le cas échéant, les questionnaires mal saisis ont été revisités pour corriger les erreurs.

## 4. Résultats Empiriques

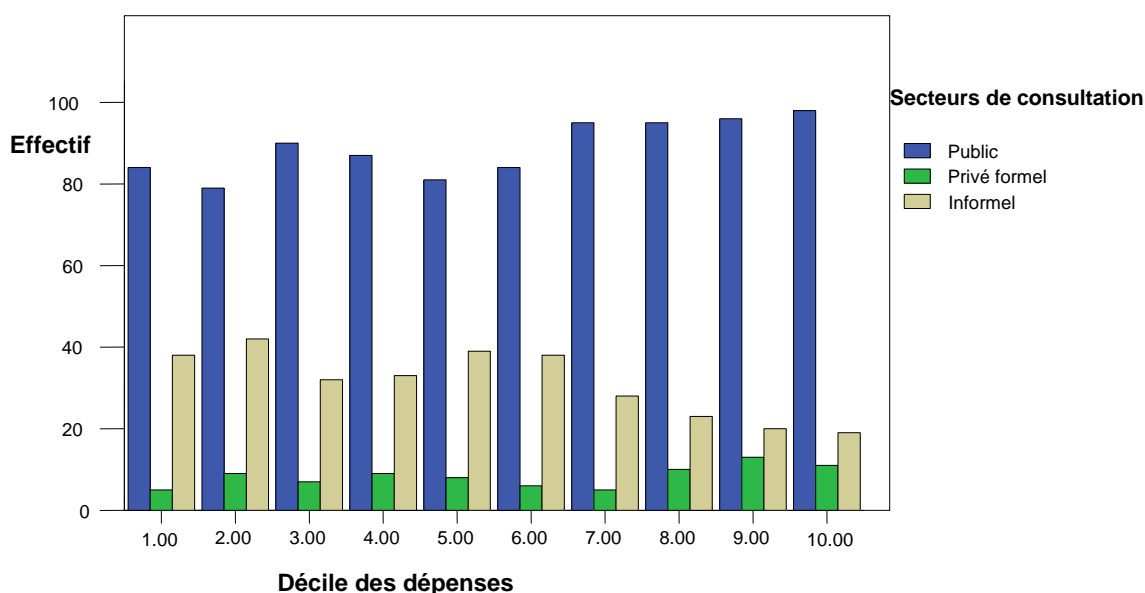
Il est question de produire et d'analyser les différents résultats statistiques et économétriques.

### 4.1 Analyses des résultats statistiques

Les résultats statistiques concernent la production des graphiques et des tableaux descriptifs.

#### 4.1.1 L'inégal accès aux structures publiques de santé

**Graphe 1: Diagramme en bâton des effectifs d'accès aux soins**

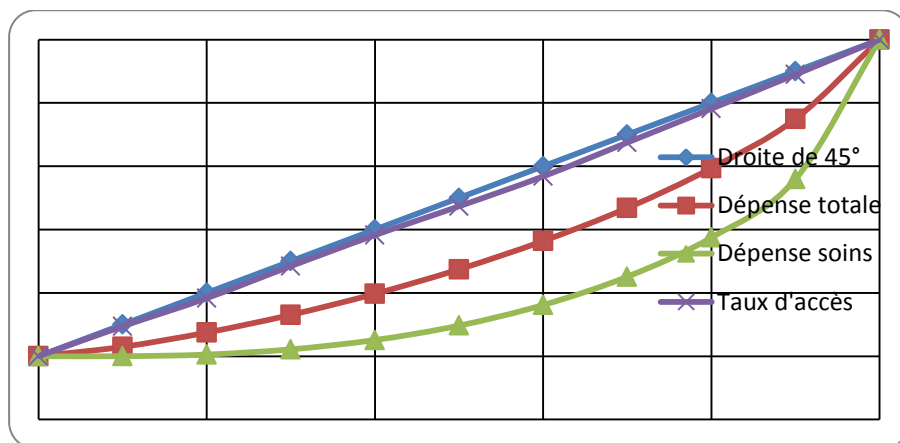


Source : construit par l'auteur. Logiciel SPSS version 13,0.



Le graphique 1 ci-dessus présente le diagramme en bâton des effectifs d'accès aux soins de santé. Les agriculteurs ruraux se font consulter en priorité dans le secteur public suivi du secteur informel. Ce graphique laisse présager une relative équité d'accès aux soins dans les structures publiques de santé. Cette équité est confirmée au regard de la courbe de Lorenz du graphique 2 ci-dessous.

**Graphe 2: Courbe de Lorenz-des fréquences cumulées**



*Source : construit par l'auteur. Logiciel Excel version 2007.*

L'aire comprise entre la première bissectrice et la courbe des taux d'accès aux soins de santé publique est presque nulle. Mais les dépenses de soins personnels apportent certains éclaircissements. La courbe de Lorenz des dépenses de soins est située en dessous de celle des fréquences cumulées des dépenses totales : donc la proportion de ces dépenses dans la dépense totale est faible. Dans cette perspective, on note une plus forte inégalité des dépenses de soins car, l'aire de concentration, l'aire comprise entre 0 et 1, les différentes courbes et la droite de 45° est grande. Les agriculteurs les plus pauvres ont un niveau de dépenses de soins très insignifiant devant celle des agriculteurs les plus riches. Face aux contraintes tels que le logement et la nutrition il est donc possible de comprendre sans difficulté pourquoi les agriculteurs les plus pauvres allouent très peu de leurs dépenses à la demande de soins.

#### 4.1.2 Statistiques des variables exogènes de la demande de soins

**Table 1: Statistiques des variables exogènes de la demande de soins**

Variables exogènes	N Valide	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
Sexe du chef de ménage	1298	1,2935	,45555	1,00	2,00
Age du chef de ménage	1298	48,6479	15,15182	15,00	98,00
Coût de la consultation	1293	635,4447	1139,30695	,00	20000,00
Niveau d'instruction du chef de ménage	1294	1,9328	,85044	1,00	5,00

*Source : construit par l'auteur. Logiciel SPSS version 13,0.*

*Note : N Valide est le nombre d'observations valides.*

D'après le tableau 1 ci-dessus en moyenne, les patients payent 635 FCFA pour leur coût de consultation. *L'écart-type du coût de consultation est élevé, ce qui indique une large dispersion des coûts autour de la moyenne.* Au minimum, certains patients ne supportent aucun coût de consultation pendant que d'autres en dépensent jusqu'à 20000 FCFA. Le niveau d'instruction du chef de ménage agricole est une variable de modalités : le minimum 1,00= non scolarisé ; 2,00= primaire ; 3,00= secondaire 1er cycle ; 4,00= secondaire 2nd cycle ; et le maximum 5,00= supérieur. Tout comme la variable sexe du chef de ménage agricole se subdivise en : 1,00= masculin ; 2,00= féminin. Au minimum, les chefs de ménages agricoles ont 15 ans et au maximum 98 ans. Cependant, l'âge moyen des chefs de ménages est de 49 ans.

### 4.1.3 Statistiques des variables exogènes du temps de travail

**Table 2: Statistiques des variables exogènes du modèle structurel**

Variabes explicatives	N Valide	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
Age du chef de ménage	1298	48,64792	15,15182	15	98
Célibataire	1298	,1070878	,3093441	0	1
Marié monogamie	1298	,3798151	,4855278	0	1
Marié polygamie	1298	,2218798	,4156709	0	1
Veuf/veuve	1298	,1879815	,390848	0	1
Divorcé/séparé	1298	,0423729	,201516	0	1
Union libre	1298	,0608629	,2391707	0	1
Cadre	1298	,0023112	,0480384	0	1
Employé qualifié	1298	,0169492	,1291307	0	1
Manœuvre	1298	,040832	,1979772	0	1
Patron	1298	,0161787	,1262112	0	1
Propre compte	1298	,9114022	,2842719	0	1
Aide familiale	1298	,0123267	,1103816	0	1
Localité d'adamaoua	1298	,1679507	,3739666	0	1
Localité du centre	1298	,2781202	,4482456	0	1
Localité du littoral	1298	,257319	,4373251	0	1
Localité de l'ouest	1298	,2966102	,4569392	0	1
Années d'éducation du chef de ménage	1294	5,013138	4,112755	0	19
Nombre de personnes dans le ménage	1298	5,040832	3,520491	1	24
Valeur prédite de la dépense totale du ménage	1294	13,65379	,3912807	12,65648	15,39097
Valeur prédite du temps de travail du chef de ménage	1294	3,301937	,1731963	2,578583	4,065763
Valeur prédite du bon état de santé du chef de ménage	1294	,8686244	,0867245	,393291	,9928286

Source : construit par l'auteur à partir du logiciel Stata version 9,0.

Note : N valide est le nombre d'observations valides.

Dans le tableau statistique 2 ci-dessus, seules les variables quantitatives ont un écart-type élevé. C'est le cas de l'âge où l'écart-type montre bien qu'il y a une large dispersion des âges autour de la moyenne. Le nombre de personnes du ménage nous présente un écart-type élevé. Il y a donc des ménages qui ont jusqu'à 24 personnes, tandis que d'autres ont seulement une personne. La moyenne des personnes dans un ménage est de 5. Par ailleurs, dans un ménage on dénote en moyenne 5 années d'éducation du chef de famille. C'est-à-dire qu'en moyenne, les chefs de ménage ont le niveau primaire. Toutefois, il y a des chefs de ménage qui sont non scolarisés tandis que d'autres ont le niveau du supérieur. Ainsi, l'écart-type du nombre d'années d'éducation est élevé. Toutes les variables qualitatives ont été dichotomisées ; par exemple : zone savane (1= Adamaoua et 0= sinon) ; zone forestière (1= Centre et 0= sinon) ;

zone côtière (1= Littoral et 0= sinon) et zone montagneuse (1= Ouest et 0= sinon). 1= célibataire et 0= sinon. 1= patron et 0= sinon.

#### 4.1.4 Statistiques des variables exogènes du niveau de vie

**Table 3: Statistiques des variables exogènes du niveau de vie**

Variables exogènes	N Valide	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
Chef de ménage de sexe masculin	1298	,7064715	,455554	0	1
Age du chef de ménage	1298	48,64792	15,15182	15	98
Taille du ménage	1298	5,006934	3,480858	1	24
Bon état de santé	1298	,8690293	,3374984	0	1
Membre d'une association	1298	,646379	,4782775	0	1
Possession des actifs, actions,...	1298	,0007704	,0277564	0	1
Possession d'une épargne	1298	,2919877	,4548519	0	1
Présence du paludisme	1298	,174114	,3793537	0	1
Maladie respiratoire	1298	,1078582	,3103209	0	1
Maladie diarrhéique	1298	,0346687	,1830098	0	1
Présence de la méningite	1298	,0007704	,0277564	0	1
Victime d'un handicap	1296	,0686728	,2529946	0	1
Non scolarisé	1294	,3392581	,4736406	0	1
Niveau primaire	1294	,4420402	,4968213	0	1
Secondaire premier cycle	1294	,1700155	,3757916	0	1
Secondaire second cycle	1294	,0440495	,2052844	0	1
Niveau supérieur	1294	,0046368	,0679622	0	1
Localité d'Adamaoua	1298	,1679507	,3739666	0	1
Localité du centre	1298	,2781202	,4482456	0	1
Localité du littoral	1298	,257319	,4373251	0	1
Localité de l'ouest	1298	,2966102	,4569392	0	1

Source : construit par l'auteur. Logiciel Stata version 9,0.

Dans le tableau statistique 3 ci-dessus, le sexe prend les modalités 1= masculin et 0= féminin. Le niveau d'instruction du chef de ménage prend 1= non scolarisé et 0= sinon, 1= primaire et 0= sinon, 1= secondaire premier cycle et 0= sinon, 1= secondaire second cycle et 0= sinon et 1= supérieur et 0= sinon. Victime d'un handicap 1= oui et 0= non. Membre d'une association 1= oui et 0= non. Localité prend les modalités suivantes : 1= Adamaoua et 0= sinon ; 1= Centre et 0= sinon ; 1= Littoral et 0= sinon ; 1= Ouest et 0= sinon. L'état de santé prend 1= bon état et 0= mauvais état. Possession des actifs prend 1= oui et 0= non. Possession d'une épargne prend 1= oui et 0= non. La présence du paludisme est 1= oui et 0= non. Atteint d'une maladie respiratoire est 1= oui et 0= non. Atteint d'une maladie diarrhéique est 1= oui et 0= non. Présence de la méningite 1= oui et 0= non.

## 4.2 Analyses des résultats économétriques

Il est question de dégager et d'analyser les différents résultats économétriques.

### 4.2.1 Analyse des paramètres estimés de la demande de soins

Le test des ratios de vraisemblance du tableau A.1 (voir annexe p. 37) montre que les variables « coût de consultation » et « niveau d'éducation du chef de ménage » nécessitent une analyse particulière car, elles sont toutes significatives au seuil de 1% et 5% respectivement. A cet égard, le premier paragraphe ci-après des analyses concerne le secteur public et le second paragraphe le secteur privé formel. Les résultats sont contenus dans le tableau A.2 (voir annexe p. 38).

Dans le secteur public, le paramètre de la variable coût de consultation est significativement différent de zéro au seuil de 1%. C'est donc une variable significative sur la demande de soins du secteur public. Son paramètre étant positif, on s'intéresse alors à l'odds ratio en utilisant la formule  $[\text{Exp}(B) - 1] * 100$ . Il s'ensuit qu'un producteur a une chance de 0,2% de se faire consulter dans le secteur public que de se faire consulter dans le secteur informel suite à l'augmentation d'une unité du coût de consultation. L'existence du secteur informel est un palliatif aux coûts liés à la demande de soins. Les personnes les plus démunies prendront un itinéraire thérapeutique informel. Compte tenu non seulement des hypothèses théoriques posées sur les déterminants de la demande de soins, mais aussi sur les enseignements tirés par d'autres applications dans les pays en développement (Bitran et *al.*, 1986 ; Mwabu et *al.*, 1993). Il est en premier lieu opportun de tenir compte des facteurs économiques qui conditionnent la décision principale de recours effectif aux soins des malades. La variable âge a pour paramètre significativement différent de zéro au seuil de 30%. Par application de la formule ci-dessus, un agriculteur a une chance de 0,6% supérieure de se faire consulter dans le secteur public par rapport au secteur informel si son âge augmente d'une année. L'âge des parents, de même que celui de l'individu malade peut avoir un effet positif sur la décision de recours aux soins du ménage. Il s'agit alors d'une variable approchée de l'accumulation de l'expérience en matière de soins (Barcat, 1998). L'effet sera négatif si l'âge est un indicateur de sénilité, de fatigue des adultes ou d'obsolescence, d'inefficacité des techniques apprises (Bishai, 1996). La modalité « non scolarisé » de la variable niveau d'instruction a pour coefficient significativement différent de zéro au seuil de 1%. Un agriculteur non scolarisé

présente une probabilité de 99,99% plus faible de se faire consulter dans le secteur public par rapport à un agriculteur du niveau supérieur. Par ailleurs le paramètre de la modalité « primaire » est significativement différent de zéro au seuil de 1%. Sur ce, un cultivateur du niveau primaire offre une probabilité de 99,99% moindre que celle d'un cultivateur du niveau supérieur de se faire consulter dans un secteur public. Pendant que, la modalité « secondaire 1<sup>er</sup> cycle » montre un coefficient significativement différent de zéro au seuil de 1%. Ceci étant, la probabilité qu'un cultivateur du niveau secondaire premier cycle se fasse consulter dans le secteur public est de 99,99% plus petite que celle d'un cultivateur du niveau supérieur. En d'autres termes, les cultivateurs non scolarisés ou des niveaux primaires et secondaires ont plus de chance de se faire consulter dans le secteur informel par rapport aux cultivateurs des niveaux supérieurs. S'agissant de l'influence de l'éducation de la personne responsable du ménage, Schultz (1984) stipule que l'éducation a un impact direct sur l'acquisition des connaissances en matière de santé et d'hygiène.

Dans le secteur privé formel, le paramètre de la variable coût de consultation est significativement différent de zéro au seuil de 1%. L'augmentation d'une unité du coût de consultation procure une chance de 0,3% aux cultivateurs de se faire consulter dans le secteur privé que dans le secteur informel. Les travaux de GoM (2000a, 2000b) montrent bien que, la demande de soins du secteur formel est fortement dépendante du niveau de vie des ménages. Le paramètre de la variable âge du cultivateur est significativement différent de zéro au seuil de 20%. Une année d'âge de plus donne une possibilité supérieure de 1,4% à l'agriculteur de se faire consulter dans le secteur privé par rapport au secteur informel. Dans la même logique, les signes négatifs des paramètres de chaque modalité de la variable niveau d'instruction révèlent un effet négatif sur la demande de soins du secteur privé. Autrement dit, un agriculteur non scolarisé présente une opportunité inférieure de 99,99% de choisir le secteur privé pour ses besoins de consultation par rapport à un agriculteur du niveau supérieur. Ceci étant, les cultivateurs du niveau supérieur ont une chance beaucoup plus élevée de choisir les structures privées de santé par rapport aux cultivateurs qui ont un niveau d'instruction plus bas. Kenkel (1994) montre que, les individus à bas revenus ont aussi plus souvent un niveau d'éducation plus bas. De toute façon, les individus déclarent avoir renoncé à des soins pour des raisons financières (Bocognano et *al.*, 1999).

#### 4.2.2 Analyse des paramètres estimés du modèle structurel

Il s'agit ici de présenter et d'analyser les différents résultats du modèle structurel.

**Table 4 : Paramètres des variables exogènes de l'état de santé**

Variables exogènes	Odds Ratio	Robust Std. Err.	z	P> z
<i>Statut matrimonial :</i>				
Célibataire	,6507121	,283805	-0,99	0,325
Monogame	2,258578	,8134803	2,26	0,024
Polygame	2,310801	,9439979	2,05	0,040
Veuf/veuve	1,30792	,5118215	0,69	0,493
Divorcé/ séparé	4,324288	3,032461	2,09	0,037
Années d'éducation	,9909395	,0232385	-0,39	0,698
Age	,9591307	,0068129	-5,87	0,000
Valeur prédite du Temps de travail	,3917341	,253352	-1,45	0,147
Wald chi2(8)	58,97			
Prob > chi2	0,0000			
Log pseudo-vraisemblance	-475,0425			
Nombre d'observations	1294			

*Source : construit par l'auteur à partir du logiciel stata version 9,0.*

*Méthode : régression logistique. Note : La variable dépendante est  $h_i$  (bon état de santé).*

Le tableau 4 nous donne les valeurs des odds ratios et nous présente un Prob > chi2 significatif à 1% : d'où la robustesse du modèle. Comme le cas du modèle logit, nous allons analyser les résultats par rapport à ces odds ratios. Le nombre d'années d'éducation n'a pas d'impact significatif sur l'état de santé jusqu'à l'intervalle de confiance de 30%. En milieu rural agricole, le niveau d'instruction ne détermine pas l'état de santé. Cependant, le statut matrimonial a des modalités significatives. Seules les modalités monogamie, polygamie et divorcé/séparé ont des coefficients significativement différents de zéro au seuil de 5%. Etre divorcé ou séparé augmente de 332,43% l'odds d'être en bon état de santé par rapport à la variable de référence « union libre ». Par contre, les agriculteurs monogames ont une possibilité de 125,86% plus faible d'être en bon état de santé par rapport aux union-libres. Les agriculteurs polygames pèsent plus de 131,08% quant aux unions libres dans « bon état de santé ». L'âge du cultivateur a pour coefficient significativement différent de zéro au seuil de 1% mais, avoir un an de plus diminue de 4,09% l'odds de « bon état de santé ». La valeur prédite de la variable temps travaillé a pour coefficient significativement différent de zéro au seuil de 15%. Cependant, augmenter son temps de travail a une possibilité de 60,83% de détériorer son état de « bonne santé ». Grossman (1972) a suggéré que l'individu investit dans

sa santé entre autres pour éviter les journées de maladie non-travaillées. L'état de santé a toutes chances de modifier la contrainte de temps. Nous venons de voir que l'état de santé dépend du statut matrimonial, de l'âge et du temps de travail.

**Table 5: Paramètres des variables exogènes du temps de travail**

Variables exogènes	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z
<i>Caractéristiques de l'emploi :</i>				
Employé qualifié	,2130017	,1263966	1,69	0,092
Cadre	,1243206	,2375349	0,52	0,601
Patron	-,6050934	,2289273	-2,64	0,008
Propre compte	-,1704211	,0895818	-1,90	0,057
Aide familiale	-,4131532	,1874791	-2,20	0,028
<i>Déterminant du temps travaillé :</i>				
Nombre de personne dans le ménage	-,010753	,0097588	-1,10	0,271
<i>Valeurs prédites :</i>				
Bonne santé	,4647319	,2289526	2,03	0,042
Dépense totale	,2205095	,09239	2,39	0,017
_constante	,1075123	1,227224	0,09	0,930
F(8, 1282)	6,60			
Prob > F	0,0000			
R-carré	0,0361			
Nombre d'observations	1291			

Source : construit par l'auteur à partir du logiciel stata version 9,0.

Méthode : moindres carrés généralisés. Note : La variable dépendante est  $w_i$  (temps du travail).

D'après les résultats du tableau 5, la Prob > F est significative à 1% : ce qui indique que le modèle est globalement bon. Parmi les caractéristiques de l'emploi, les paramètres des modalités « patron et aide familiale » sont significativement différents de zéro aux seuils respectifs de 1% et 5%. Tandis que, les paramètres des modalités « employé qualifié et propre compte » sont significativement différents de zéro au seuil de 10%. Le signe négatif du coefficient de la variable patron renseigne qu'être patron diminue son temps de travail par rapport à la modalité de référence « manœuvre ». Autrement dit, être patron est pénalisant sur le temps de travail agricole de 0,61 par rapport à être manœuvre. Pendant que, les employés qualifiés ont un temps de travail supérieur de 0,213 à celui des manœuvres. Par contre, un cultivateur qui travaille pour son propre compte diminue son temps de travail de 0,17 que lorsqu'il est manœuvre. De même, une aide familiale diminue son temps de travail de 0,41 quant à un manœuvre. Le nombre de personnes du ménage est significatif à 30%. Mais lorsque ce nombre s'accroît d'une personne, le temps de travail du cultivateur baisse de 0,011. Le cultivateur atténue son temps de travail parce que le nouveau membre du ménage apporte



un coup de main aux travaux champêtres. Les valeurs prédites sont toutes significatives à 5%. Le signe positif du coefficient de « prédite santé » montre qu’être en bon état de santé donne une possibilité du temps de travail de 0,46 plus élevé par rapport à être en mauvais état de santé. Stern (1996) trouve que l’état de santé a un impact important, car conduisant à une réduction moyenne de la durée travaillée de 20% environ. Par ailleurs, lorsque le proxy du revenu (« prédite dépense totale ») augmente de 1%, le temps de travail grossit de 0,22%. En effet, une augmentation du revenu supposerait une intensification du temps de travail. Seulement, il ne faut pas confondre l’augmentation du salaire qui est une mesure incitative de l’effort au travail au revenu dont le salaire est juste une des composantes.

**Table 6: Paramètres des variables exogènes du revenu**

Variables exogènes	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z
Années d’éducation	,0195934	,0051778	3,78	0,000
<i>Localité :</i>				
Adamaoua	-,1912482	,0687192	-2,78	0,005
Centre	,0810908	,0628203	1,29	0,197
Ouest	,1298534	,0516784	2,51	0,012
<i>Valeurs prédites :</i>				
Temps de travail	,284054	,1490751	1,91	0,057
Bonne santé	1,300071	,3198111	4,07	0,000
_Constante	11,4591	,4165889	27,51	0,000
F(6, 1287)	22,82			
Prob > F	0,0000			
R-carré	0,1039			
Nombre d’observations	1294			

*Source : construit par l’auteur à partir du logiciel stata version 9,0.*

*Méthode : moindres carrés généralisés. Note : La variable dépendante est  $r_i$  (revenu).*

Dans le tableau 6, la Prob > F est significative à 1% : les résultats du modèle sont donc analysables. Le coefficient de la variable nombre d’années d’éducation est significativement différent de zéro au seuil de 1%. Si le nombre d’années d’éducation du cultivateur monte d’une année, son revenu s’accroît de 0,02. La localité a un impact significatif sur le revenu. Les modalités « adamaoua et ouest » sont significatives à 1%. Par contre, la modalité « centre » est significative à 20%. Le coefficient de la modalité « adamaoua » est négatif ce qui indique qu’être agriculteur dans la zone d’Adamaoua est pénalisant de 0,19 sur le niveau du revenu par rapport à être agriculteur dans la zone du littoral. Par contre, un agriculteur à l’ouest a une opportunité de 0,13 du niveau de revenu plus élevé qu’un agriculteur au littoral. Parmi les variables prédites, le coefficient de bonne santé est significativement différent de

zéro au seuil de 1%. Etre en bon état de santé a un impact positif sur le revenu. En d'autres mots, une santé favorable offre une occasion plus élevée du revenu de 1,30 par rapport à une santé défavorable. Gateff et *al.* (1971) dans une étude menée au Cameroun ont trouvé que le revenu des ouvriers traités et celui des ouvriers du groupe témoin n'avait pas de différence significative. Tandis que, Fenwick et Figenshou (1972) (cités par Couffinhal et *al.*, 2002) trouvent que le revenu des ouvriers traités devient rapidement supérieur à celui des ouvriers du groupe témoin. Ceci dit, la santé a sûrement un effet de court terme sur le revenu. En général, seuls les cultivateurs rémunérés à la tâche subissent les problèmes de santé liés aux salaires horaires (Haveman et *al.*, 1994). Le coefficient de la variable temps de travail est significativement différent de zéro au seuil de 10%. Augmenter son temps de travail de 1% accroît son revenu de 0,28%. Les agriculteurs se livrent le plus souvent à une bataille de temps de travail dans le but d'augmenter leur revenu.

#### **4.2.3 Analyse des paramètres estimés du niveau de vie**

Les résultats d'estimation des paramètres contenus dans le tableau A.3 (voir annexe p. 39) montrent que le modèle est globalement significatif d'après le test de Wald. Nous pouvons par conséquent procéder à l'analyse des résultats.

Les paramètres de la variable localité sont tous significativement différents de zéro au seuil de 1%. Un agriculteur résidant au centre diminue de 46,21% l'odds d'être non pauvre par rapport à un agriculteur résidant à l'ouest. C'est le cas également pour un agriculteur situé à l'Adamaoua où l'on enregistre une diminution de chance de 67,98% de non pauvreté par rapport à un agriculteur situé à l'ouest. Par ailleurs, un agriculteur dans le littoral subit une baisse probable de non pauvreté de 58,60% par rapport à un agriculteur dans l'ouest. Le coefficient de la variable « taille du ménage » est significativement différent de zéro au seuil de 1%. Les agriculteurs de ménages de taille importante ont 32,85% moins de chance d'être non pauvres. Parfois la taille du ménage constitue une main d'œuvre nécessaire à la production agricole. Mais, une taille aussi importante nécessite un grand moyen financier et matériel pour subvenir aux besoins du ménage. McKernan et Ratcliffe (2005) montrent qu'une augmentation d'enfants dans le ménage a un effet négatif sur les salaires horaires du travail.

Les éléments constitutifs du capital humain ont quelques paramètres significativement différents de zéro. Lorsqu'un chef de ménage agricole est non scolarisé, ce ménage a une probabilité d'être non pauvre de 81,27% plus faible qu'un ménage agricole dont le chef a le niveau du supérieur. Par contre, si le chef de famille a le niveau primaire, le ménage présente une probabilité d'être non pauvre de 76,33% moins que celle d'un ménage où le chef de famille a le niveau du supérieur. Pendant que, pour un ménage dont le chef de famille a le niveau secondaire premier cycle, la probabilité d'être non pauvre est de 61,81% plus petite que pour un ménage dont le chef de famille a le niveau du supérieur. Alors que si un chef de famille a le niveau secondaire second cycle, sa chance est de 62,16% plus petite d'être non pauvre que celle d'un chef de famille qui a le niveau du supérieur. L'expansion de l'éducation est devenue de plus en plus importante dans l'allègement de la pauvreté rurale (Fuwa, 2006). Pour un ménage agricole dont le chef est en bonne santé, on enregistre une chance plus élevée de 38,46% de non pauvreté par rapport à un ménage dont le chef de famille est en mauvais état de santé. Alors qu'un agriculteur chef de ménage souffrant de la méningite pèse moins de 33,03% dans non pauvreté qu'un agriculteur ne souffrant pas de la méningite. Les pauvres sont ceux qui sont davantage sujets à la maladie et qu'ils ont un accès limité aux services de soins (Banque Mondiale, 2002). Le rôle de la santé dans l'élévation du revenu a été vérifié dans une série d'études macro-économiques (Mayer, 2001a, 2001b). Par contre, lorsqu'un chef de ménage agricole est atteint du paludisme, le ménage a une possibilité élevée de 83,47% d'être non pauvre par rapport à un ménage dont le chef n'est pas atteint du paludisme. De même, un agriculteur chef de famille souffrant de maladie respiratoire offre une possibilité plus élevée de 45,98% au ménage d'être non pauvre par rapport à un agriculteur ne souffrant pas de la maladie respiratoire. La santé a sûrement un effet de court terme sur le salaire horaire (Haveman et *al.*, 1994).

Enfin tous les éléments constitutifs du capital social présentent des coefficients significativement différents de zéro. Ceci étant, pour un ménage agricole dont le chef de famille possède une épargne, la chance d'être non pauvre est de 144,84% supérieure à celle d'un ménage agricole dont le chef ne possède aucune épargne. Par ailleurs, on note qu'un ménage agricole dont le chef possède des actifs a une possibilité d'être non pauvre supérieure à celle d'un ménage agricole dont le chef ne possède pas d'actifs. En outre, un agriculteur membre d'une association augmente de 31,10% l'odds d'être non pauvre quant à un agriculteur qui n'est membre d'aucune association. Toutefois, il convient de distinguer le type

d'association et son mode de fonctionnement pour en savoir plus de ses effets sur le niveau de vie. Narayan et *al.* (2000) ont mis en exergue le mode et le type d'association dans leurs travaux portant sur le bien-être.

## 5. Conclusion

L'objectif de ce travail de recherche était d'évaluer l'influence du capital humain sur la productivité et la pauvreté. En d'autres mots, il s'est agi d'abord de mesurer l'équité d'accès et la demande de soins. Ensuite de quantifier l'impact du capital-santé sur le temps de travail agricole. Enfin d'apprécier l'effet du capital-santé sur la pauvreté. Pour y parvenir, nous avons élaboré une méthodologie spécifique à chaque type de modèle économétrique. Sur ce, la construction des courbes de Lorenz a permis de mesurer l'équité d'accès. Tandis que le modèle logit multinomial a servi d'estimer l'équation de la demande de soins. Par ailleurs, la spécification du modèle à équations simultanées a aidé à quantifier l'effet de l'état de santé sur le temps travaillé. Pendant que le modèle logit ordonné a permis d'apprécier l'incidence de l'état de santé sur la pauvreté. Les résultats les plus probants ont été les suivants :

D'une part, les agriculteurs les plus démunis ont un taux d'accès relativement égal à celui des agriculteurs les plus riches. Mais, les agriculteurs ruraux consacrent très peu de leur revenu à la demande de soins. D'autre part, le coût de consultation apparaît comme le principal facteur de la demande de soins. Ceci étant, le supplément d'une unité du coût de consultation entraîne les agriculteurs dans le secteur informel pour leur besoin de santé. Toutefois, un agriculteur non scolarisé présente une probabilité de 99,99% plus faible de se faire consulter dans le secteur public par rapport à un agriculteur du niveau supérieur. Par ailleurs, un agriculteur en bon état de santé a une possibilité supérieure de 46,0% d'augmenter son temps de travail à celui d'un agriculteur en mauvais état de santé. Cependant, augmenter son temps de travail a une possibilité de 60,83% de détériorer son état de bonne santé. En outre, un agriculteur souffrant de la méningite enregistre une diminution de chance de 33,03% de non pauvreté par rapport à un agriculteur ne souffrant pas de la méningite. Pendant qu'un agriculteur en bon état de santé, a une possibilité supérieure de 38,46% d'être non pauvre par rapport à un agriculteur en mauvais état de santé.

Les ménages agricoles dans l'ensemble et en particulier les ménages agricoles les plus pauvres allouent très peu de leur revenu aux soins de santé. Ces ménages préfèrent se faire

consulter en priorité dans le secteur public suivi du secteur informel et très peu dans le secteur privé formel. Les coûts de consultation constituent la raison fondamentale de ces choix. Il semble que dans le secteur privé, les coûts de consultation sont les plus élevés. Ceci étant, le secteur informel devenant de plus en plus important pour des besoins de soins, le gouvernement devrait assister techniquement, organiser et subventionner ce secteur de manière à le rendre formel, parce que le secteur public ne peut couvrir tous les besoins de soins des populations, encore plus en milieu rural où il y a insuffisance de centres hospitaliers et de personnels de soins. Lorsque l'accès aux soins de santé est de façon universelle c'est-à-dire accessible à un grand nombre de la population, le rendement social est plus grand, car la présence des maladies réduit les capacités physiques à travailler plus longtemps et à être performant. Par contre, la santé accroît les performances agricoles et partant, améliore le revenu des ménages. Pour accroître le bien-être des ménages agricoles pauvres, il va falloir davantage s'appesantir sur leur capacité d'accéder au capital humain. Se doter en capital humain ne serait pas dans ce cas une dépense mais, un investissement dont la rentabilité s'effectue dans le futur. Le gouvernement a donc tout intérêt à investir en capital humain si l'objectif du millénaire est la réduction de moitié l'extrême pauvreté et la faim d'ici à 2015. Sur ce, le gouvernement devrait apporter un soutien matériel, financier et logistique aux ménages agricoles pauvres des zones rurales pour les permettre un accès réel aux services de santé, d'éducation, de formation et de groupement d'intérêt commun. Ne dit-on pas qu'un individu bien éduqué, bien formé, en bonne santé et appartenant à une communauté d'aides mutuelles est une main d'œuvre plus qualifiée capable d'une plus grande productivité, d'un plus grand rendement, et donc d'un revenu plus élevé.

## Références Bibliographiques

- Agresti, A. (1984). *Analysis of Ordinal Categorical Data*. New York, John Wiley & Sons.
- Amemiya, T. (1981). "Qualitative response models: a survey". *Journal of Economic Literature*, 19. 1483–1536.
- Amemiya, T. (1985). *Advanced Econometrics*. Cambridge, Mass., Harvard University Press.
- Bamou, E. and W.A. Masters (2007). "Distortions to Agricultural Incentives in Cameroon". *Working Paper*, (42). 1-52.
- Banque Mondiale (2002). *The ABC's of Early Child Development* (Benefits and Costs section).
- Banque Mondiale (2007). *Rapport sur le développement dans le monde 2008 : L'agriculture au service du développement*. Washington.
- Barcat, G. (1998). *Education des femmes et santé de leurs enfants en Indonésie*. Mémoire de DEA, CERDI, Université d'Auvergne, Faculté des sciences économiques de Clermont Ferrand.
- Bishai, D. (1996). "Quality Time: How parents schooling affects child health through its interaction with childcare time in Bangladesh". *Health Economics*, 5. 383-407.
- Bitran, R. A. and D.K. McInnes (1986). "The demand for health care in Latin America". Economic Development Institut of World Bank, an *EDI Seminar Paper*, 46. 54 p.
- Bocognano, A., S. Dumesnil, L. Frerot, N. Grandfils, Le Fur Ph et C. Sermet (1999). « Santé, soins et protection sociale en 1998 Enquête sur la santé et la protection sociale - France 1998 ». Série résultats, *CREDES* - Décembre 1999, n° 1282.
- Breuil-Genier P., N. Grandfils et D. Raynaud (1999). « Revenus, assurance et santé : le problème de l'accès aux soins des plus démunis ». *Les cahiers du GRATICE*, 15. 243- 76.
- Buchanan, J. (1986). *Market, Liberty and State*. Harvester Press.
- Buchanan, J. (1992). *Les limites de la liberté. Entre l'anarchie et le Léviathan*. Paris, Litec, trad. Fr. de *The Limits of Liberty. Between Anarchy and Leviathan*, 1975, University of Chicago.
- Citro, C.F and R.T. Michael (1995). *Measuring Poverty: a New Approach*. Washington DC: National Academy Press.
- Couffinal, A., P. Dourgnon, P.-Y. Geoffard, M. Grignon, F. Jusot et F. Naudin (2002). *Rôle de la couverture maladie dans l'insertion sur le marché du travail*. CREDES.
- Currie, J. and B. Madrian (1999). « Health, Health Insurance and the Labor Market ». in O. Ashenfelter and D. Card, editors, *Handbook of Labor Economics*, Elsevier: pp. 3309- 3416.
- Dickes, P. (1992). « Pauvreté en termes de conditions d'existence ». Rapport du programme Mire-Insee, *Documents de l'ADEPS*, Université de Nancy II.
- Engola Oyep, J. (2000). *Les enjeux des négociations agricoles multilatérales pour l'agriculture Camerounaise*. Ministère de la Recherche Scientifique et Technique, Yaoundé – Cameroun.
- Fan, S., P. Hazell and S. Thorat (1999). "Government spending, agricultural growth and poverty: An analysis of interlinkages in rural India". Research Report 110. Washington, D.C.: *International Food Policy Research Institute*.
- Fuwa, N. (2006). "Pathways Out of Rural Poverty: A Case Study in Socio-Economic Mobility in the Rural Philippines". *Cambridge Journal of Economics*, forthcoming.
- GoM (Government of Mozambique) (2000a). *Action Plan for the Reduction of Absolute Poverty*. Maputo.
- GoM (Government of Mozambique) (2000b). *Interim Poverty Reduction Strategy*. Maputo.
- Greene, W. H. (1990a). *Econometric Analysis*. New York, Macmillan.

- Grootaert, C. (1999). "Local Institutions and Service Delivery in Indonesia". mimeo, *Social Development Department*. Washington, DC: World Bank.
- Grossman, M. (1972). "On the concept of health capital and the demand for health". *Journal of Political Economy*, 80 (2). 223-53.
- Hausman, J. A., and D. McFadden (1984). "A specification test for the multinomial logit model". *Econometrica*, 52. 1219-40.
- Hausman, J.A. and D.A. Wise (1978). "A conditional probit model for qualitative choice: discrete decisions recognizing interdependence and heterogeneous preferences". *Econometrica*, 46. 403-26.
- Haveman, R., B. Wolfe, B. Kreider and M. Stone (1994). « Market work, wages and men's health ». *Journal of Health Economics*, 13 (2). 163-82.
- Hayek, F.-A. (1994). *La constitution de la liberté*. Paris, Litec, trad. fr. de *The constitution of liberty*, 1960, Londres, Routledge & Kegan.
- Juillet, A. (1999). « L'impact des tarifs des services de santé et des revenus sur les décisions de recours aux soins des malades à Bamako ». *Revue d'économie du développement*, 4. 69-89.
- Kenkel, D. S. (1994). « The demand for preventive medical care ». *Applied Economics*, 26. 313-25.
- Le Grand, J. (1982). *The Strategy of Equity*. Londre, George Allen and Unwin.
- Maddala, G. S. (1983), *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press.
- Manski, C. F. and D. McFadden (1981). *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*. Cambridge, Mass., MIT Press.
- Mayer, D. (2001a). "The Long-Term Impact of Health on Economic Growth in Mexico, 1950-1995". *Journal of International Development*, 13 (1). 123-26.
- Mayer, D. (2001b). "The Long-Term Impact of Health on Economic Growth in Latin America". *World Development*, 29 (6). 1025-33.
- McCullagh, P. (1980). "Regression models for ordinal data". *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 42. 109-42.
- McFadden, D. (1984). "Econometric analysis of qualitative choice models". Ch. 24 in *Handbook of Econometrics*, vol. 2, eds. Z. Griliches and M. D. Intriligator, Amsterdam, North-Holland.
- McFadden, D. (1987). "Regression based specification tests for the multinomial logit model". *Journal of Econometrics*, 34. 63-82.
- McKernan, S.-M. and C. Ratcliffe (2005). "Events That Trigger Poverty Entries and Exits". *Social Science Quarterly*, 86 (5). 1146-69.
- McKernan, S.-M. and C. Ratcliffe (2006). *The Effect of Specific Welfare Policies on Poverty*. The Urban Institute 2100 M Street, NW Washington, DC. 20037.
- Muller, C. (1997). "Transient Seasonal and Chronic Poverty of Peasants: Evidence from Rwanda". *Working Paper Series, Centre for the Study of African Economies*, WPS/97-8, Oxford.
- Mwabu, G. M.; M. Ainsworth and A. Nyamete (1993). "Quality of medical care and choice of medical treatment in Kenya: An empirical analysis". *The World Bank Africa Technical Department Human Resources and Poverty Division Technical Paper*, 9. 36 p.
- Narayan, D. and al. (2000). *Can Anyone Hear Us? Voices of the Poor*. New York: Oxford University Press.
- Nolan, B. and C.T. Whelan (1996). *Resources, Deprivation and the Measurement of Poverty*. Oxford : Clarendon Press.

- Nozick, R. (1988). *Anarchie, Etat et Utopie*. Paris, PUF trad. fr. de *Anarchy State and Utopia*, 1974, New-York Books Inc.
- Olsen, E.O. and D.L. Rogers (1991). "The Welfare Economics of Equal Access". *Journal of Public Economics*, 45. 91-105.
- Rahiala, M. and T. Teräsvirta (1988). "Formation of firms' production decisions in Finnish manufacturing industries". *Journal of Applied Econometrics*, 3. 125-37.
- Rawls, J. (1988). « La théorie de la justice comme équité : une théorie politique et non pas métaphysique », pp. 279-317, dans Audard et al., *Individu et justice sociale*, Paris, Le Seuil.
- Rosenzweig, M.R. (1995). "Why are there returns in schooling?". *American Economic Review*, 85. 153-58.
- Savoca, E. (1995). « Controlling for Mental Health in Earnings Equations: What Do We Gain and What Do We Lose? ». *Health Economics*, 4 (5). 399-410.
- Schneider-Bunner, C. (1997). *Santé et justice sociale*. Edition Economica à Paris.
- Schultz, T.P. (1984). "Studying the impact of household economic and community variables on child mortality". *Population and Development Review*, 10. 215-35.
- Stern (1996). « Semiparametric estimates of the supply and demand effects of disability on labor force participation ». *Journal of Econometrics*, 71. 49-70.
- Strauss, J. and D. Thomas (1995). "Human resources: Empirical modeling of household and family decisions". In *Handbook of development economics*, vol. 3A, ed. J. Behrman and T. N. Srinivasan. Amsterdam: North-Holland.
- Takahashi, K. and K. Otsuka (2007). "Human Capital Investment and Poverty Reduction over Generations: A Case from the Rural Philippines. 1979-2003", *Institute of Development economics*, Discussion Paper n°96.
- Thomas, D. and J. Strauss (1997). "Health and wages: Evidence on men and women in urban Brazil". *Journal of Econometrics*, 77 (1). 159-86.
- Thomas, D., J. Strauss and M.H. Henriques (1991). "How Does Mother's Education Affect Child Height?". *The Journal of Human Resources*, 26 (2). 183-211.
- Touna, M. (2008). *l'Economie camerounaise : pour un nouveau départ*. Yaoundé, Afrédit.
- Townsend, P. (1979). *Poverty in the United-Kingdom*. Harmondsworth, Penguin Books.



## Annexes

**Tableau A.1 : Tests des ratios de vraisemblance de la demande de soins**

Effet	-2 log-vraisemblance du modèle réduit	Khi-deux	degrés de liberté	Signif.
Constante	1590,712 <sup>(a)</sup>	,000	0	,
Coût de consultation	1777,181	186,469	2	,000
Age du chef de ménage	1593,008	2,296	2	,317
Sexe du chef de ménage	1591,191	,479	2	,787
Niveau d'éducation	1609,777	19,065	8	,015

**Source :** construit par l'auteur à partir du logiciel SPSS version 13,0.

La statistique Khi-deux est la différence dans les -2 log-vraisemblances entre le modèle final et un modèle réduit. Le modèle réduit est formé en omettant un effet du modèle final. L'hypothèse est nulle si tous les paramètres de cet effet sont égaux à zéro.

(a) Ce modèle réduit est équivalent au modèle final car l'omission de l'effet n'augmente pas les degrés de liberté.

**Tableau A.2 : Estimations des paramètres de la demande de soins**

Secteur de consultation		B	Erreur std.	Wald	degrés de liberté	Signif.	Exp(B)
Public	Constante	18,230	1,069	291,056	1	,000	
	Coût de consultation	,002	,000	118,875	1	,000	1,002
	Age	,006	,005	1,147	1	,284	1,006
	Masculin	,000	,164	,000	1	,998	1,000
	Féminin	0 <sup>(b)</sup>	,	,	0	,	,
	Non scolarisé	-18,630	1,047	316,498	1	,000	8,112E-09
	Primaire	-18,243	1,042	306,613	1	,000	1,195E-08
	Secondaire 1 <sup>er</sup> cycle	-18,448	1,049	309,064	1	,000	9,733E-09
	Secondaire 2 <sup>nd</sup> cycle	-18,046	,995	328,678	1	,000	1,455E-08
	Supérieur	0 <sup>(b)</sup>	,	,	0	,	,
Privé formel	Constante	17,253	,719	575,934	1	,000	
	Coût de consultation	,003	,000	120,792	1	,000	1,003
	Age	,014	,010	2,029	1	,154	1,014
	Masculin	-,190	,301	,397	1	,529	,827
	Féminin	0 <sup>(b)</sup>	,	,	0	,	,
	Non scolarisé	-20,863	,656	1012,014	1	,000	8,700E-10
	Primaire	-19,832	,593	1119,899	1	,000	2,439E-09
	Secondaire 1 <sup>er</sup> cycle	-20,258	,643	991,900	1	,000	1,592E-09
	Secondaire 2 <sup>nd</sup> cycle	-19,385	,000	,	1	,	3,811E-09
	Supérieur	0 <sup>(b)</sup>	,	,	0	,	,

**Source :** construit par l'auteur à partir du logiciel SPSS version 13,0.

(a) La modalité de référence est : 3,00= secteur informel.

(b) Ce paramètre est remis à zéro parce qu'il est superflu. Nombre d'observations : 1287.

**Tableau A.3 : Paramètres des variables exogènes du revenu par ménage**

Régression logistique ordonnée

Nombre d'observations = 1292

Wald chi2(19) = 1151,80

Prob > chi2 = 0,0000

Log pseudo-vraisemblance = -1156,3678

Pseudo R<sup>2</sup> = 0,1786

Paramètres	Odds Ratio	Robust Std. Err.	z	P> z
<i>Caractéristiques du ménage :</i>				
Masculin	1,025179	,1375926	0,19	0,853
Adamaoua	,3202363	,0670859	-5,44	0,000
Centre	,5378816	,0859662	-3,88	0,000
Littoral	,4139839	,0668422	-5,46	0,000
Age	1,0041	,0043293	0,95	0,343
Taille du ménage	,671508	,0221243	-12,09	0,000
<i>Capital humain du chef de ménage :</i>				
Non scolarisé	,1873134	,1258259	-2,49	0,013
Primaire	,2366967	,1560665	-2,19	0,029
Secondaire 1 <sup>er</sup> cycle	,3818934	,2557636	-1,44	0,151
Secondaire 2 <sup>nd</sup> cycle	,3783422	,2682355	-1,37	0,170
Bonne santé	1,384638	,2493062	1,81	0,071
[Victime d'un handicap=oui]	,8860708	,2023037	-0,53	0,596
[Présence du paludisme=oui]	1,834727	,2997991	3,71	0,000
[Maladie diarrhéique=oui]	,882372	,282421	-0,39	0,696
[Maladie respiratoire=oui]	1,459847	,2810344	1,97	0,049
[Présence de méningite=oui]	,6696633	,1178353	-2,28	0,023
<i>Capital social du ménage :</i>				
[Membre association=oui]	1,311008	,1860621	1,91	0,056
[Possession d'actifs=oui]	1,83e+12	1,90e+12	27,11	0,000
[Possession d'épargne=oui]	2,448445	,3251032	6,74	0,000
<i>Seuil :</i>				
/pauvre	-3,485008	,7550707		
/intermédiaire	-1,897366	,750187		

**Source :** construit par l'auteur. Logiciel Stata version 9.0.

Méthode d'estimation : régression logistique ordonnée. Variable dépendante : niveau de vie.

Note : la modalité de référence d'une variable qualitative est supposée être la dernière.