



CENTRE D'ETUDES
ET DE RECHERCHES
SUR LE DEVELOPPEMENT
INTERNATIONAL

SERIE ETUDES ET DOCUMENTS DU CERDI

Déterminants de la demande de soins en milieu péri-urbain dans un contexte de subvention à Pikine, Sénégal

Moussa Dieng, Martine Audibert, Jean-Yves Le Hesran, Anta Ta Dial

Etudes et Documents n° 15

July 2014

CERDI
65 BD. F. MITTERRAND
63000 CLERMONT FERRAND - FRANCE
TÉL. 04 73 17 74 00
FAX 04 73 17 74 28
www.cerdi.org

The authors

Moussa DIENG, Clermont Université, Université d'Auvergne, CNRS, UMR 6587, CERDI, F-63009 Clermont Fd
Email: Moussa.DIENG1@udamail.fr

Martine AUDIBERT, CNRS, Clermont Université, Université d'Auvergne, CNRS, UMR 6587, CERDI, F-63009 Clermont Fd
Email: Martine.Audibert@udamail.fr

Jean-Yves Le HESRAN, UMR 216 - Mère et Enfant Face aux Infections Tropicales, Institut de Recherche pour le Développement, Université Paris Descartes - Sorbonne

Anta TA DIAL, ISED : Institut Santé et Développement, Université Cheikh Anta Diop, Dakar

La série des *Etudes et Documents* du CERDI est consultable sur le site :
<http://www.cerdi.org/ed>

Directeur de la publication : Vianney Dequiedt
Directeur de la rédaction : Catherine Araujo Bonjean
Responsable d'édition : Annie Cohade
ISSN : 2114 - 7957

Avertissement :

Les commentaires et analyses développés n'engagent que leurs auteurs qui restent seuls responsables des erreurs et insuffisances.

DETERMINANTS DE LA DEMANDE DE SOINS EN MILIEU PERI-URBAIN DANS UN CONTEXTE DE SUBVENTION A PIKINE, SENEGAL

Moussa Dieng⁽¹⁾, Martine Audibert⁽¹⁾, Jean-Yves Le Hesran⁽²⁾, Anta Ta Dial⁽³⁾

Résumé :

Depuis les années 2000, le Sénégal a adopté des politiques nationales visant la suppression progressive du paiement direct au point de services pour rendre les soins de santé plus accessibles. La mise en place de ces politiques de subvention et de gratuité dans un espace dense hétérogène voire hétéroclite, présente une situation particulière. Pour comprendre ces interactions et étudier le comportement des ménages en matière de demande de soins, 5520 individus ont été enquêtés à quatre reprises sur la période 2010-2011 dans la banlieue de Dakar (Pikine), un probit multinomial est estimé pour étudier la demande de soins de la population face à un épisode de maladie. Les résultats montrent que l'effet négatif du prix est en moyenne assez faible, mais qu'il varie en fonction du niveau de revenu et de la sévérité de la maladie. La qualité perçue des soins a un effet positif sur le recours aux services de santé privés pour lesquels on observe une compensation de l'effet négatif du prix par la qualité. L'effet de l'âge n'est pas linéaire et les enfants, plus touchés par la maladie, bénéficient de peu d'exemption ou du moins d'exemption partielle contrairement aux personnes âgées qui bénéficient d'exemption totale (plan SESAME).

Summary

Since 2000, Senegal has adopted national policies aimed at phasing out direct payments made at the point of service to make health care more accessible to the populations. The implementation of these policies subsidizing health care is particularly challenging in an environment with high density and important mix of population such as the suburbs of Dakar. To understand the underlying interactions and study the behavior of households' demand for care, 5520 individuals were surveyed four times over the period December 2010 to November 2011 in Pikine, one of the main suburbs of Dakar. A multinomial probit was estimated to assess the determinants of health care demand in an episode of illness. The results showed a negative effect of price but with a low coefficient. The magnitude of the price effect varies depending on individual income level and the severity of the disease. The quality of care (self-assessed by individuals) has a positive effect on the use of private health services and seems to compensate the negative effect of price in that case. The effect of age is not linear and children, who are most affected by diseases, receive no exemption or at most partial exemption compared to seniors who receive full exemption (SESAME plan).

Mots clés : demande de soins, subvention des soins, probit multinomial, Pikine, Sénégal

Classification JEL : D12, I11, I14

Cette étude a reçu le soutien financier du SCAC de l'ambassade de France à Dakar, Sénégal et de la Fondation de l'Université d'Auvergne.

(1) CERDI-CNRS, Université d'Auvergne

(2) UMR 216 - Mère et Enfant Face aux Infections Tropicales, Institut de Recherche pour le Développement, Université Paris Descartes - Sorbonne

(3) ISED : Institut Santé et Développement, Université Cheikh Anta Diop, Dakar

1- Introduction :

Les pays d'Afrique subsaharienne sont confrontés à une charge de morbidité parmi les plus importantes au monde alors même que leurs ressources sont très limitées. Cette situation est liée à la lenteur des progrès accomplis vers les Objectifs du Millénaire pour le Développement (OMD) en matière de réduction de la mortalité maternelle et de la mortalité infanto-juvénile, à la pandémie d'infection à VIH/SIDA pour certains pays, à la double charge des maladies transmissibles et des maladies non transmissibles et à un problème d'accès aux soins, en partie lié aux barrières financières. À cela vient s'ajouter une urbanisation massive rapide et incontrôlée qui pose des problèmes de prise en charge d'une population urbaine qui peine à subvenir à ses besoins de base. Depuis les années 2000, de nombreux États africains ont adopté des politiques nationales visant la suppression progressive du paiement direct au point de services. Ces politiques sont instituées en Afrique subsaharienne dans un contexte où la couverture maladie est loin d'être généralisée. Le taux de couverture reste en moyenne assez faible et essentiellement au secteur formel qui représente une population très faible des travailleurs. Le Sénégal ne fait pas exception et dans la mise en place des politiques de suppression des paiements directs a adopté deux stratégies complémentaires : le développement des mécanismes de prépaiement à travers la mise en place de mutuelle de santé et la mise en place depuis 2004 un certain nombre d'initiatives de gratuité ou subventions ciblées : soins pour les personnes âgées avec le Plan Sésame, soins pour les femmes enceintes avec la gratuité de l'accouchement et de la césarienne, soins pour des affections ciblées (VIH/Sida et paludisme) avec la gratuité des ARV et des ACT.

La mise en place de ces politiques de subvention et de gratuité dans un espace dense hétérogène voire hétéroclite, présente une situation particulière. Pour comprendre ces interactions, nous nous sommes intéressés à certains quartiers de la ville de Pikine. La ville, localisée dans la banlieue de Dakar est caractérisée par une forte densité de la population. Celle-ci fait face à un niveau de pauvreté élevée, à une vulnérabilité accrue avec des problèmes d'inondations et à des problèmes de santé hétérogènes. Pikine s'illustre par une offre de soins non équitablement répartie sur son territoire. Salem (1998) mettait déjà l'accent sur les « stratégies populaires » mises en œuvre par les habitants pour équiper leurs quartiers d'établissements de santé communautaires. Les effets pervers de ce système se font ressentir à travers une démultiplication des établissements de santé, notamment dans les quartiers les mieux organisés, souvent au détriment de toute logique de santé publique. À cela vient s'ajouter une forte concurrence pour le recours à la médecine moderne, de recours plus informels tels l'automédication et la médecine traditionnelle. On assiste ainsi à des recours thérapeutiques très diversifiés du fait de l'enchevêtrement du système formel et informel de soins. Pour un même épisode de maladie, les individus utilisent souvent ces formes de recours de façon concomitante ou de manière séquentielle. Au regard de toutes les interactions dans ce petit espace dense, il nous semble que le comportement des ménages en matière de demande de soins est caractéristique de l'organisation socio-sanitaire de la ville. Pour la mise en place de mécanismes de financements plus efficaces, il est crucial de comprendre d'une part la relation entre la pauvreté et l'hétérogénéité des problèmes de santé en milieu urbain et d'autre part l'articulation entre la demande de soins et la mise en place des politiques d'exemption.

Comme nous le montre la littérature, la problématique de la demande de soins de santé a suscité un intérêt particulier dans les études menées dans les pays en développement (PED), notamment après l'adoption de la politique de participation financière des usagers. Les études passées se sont inscrites dans le cadre de référence

microéconomique des fonctions de demande d'inspiration néoclassique. Dans cette approche, la décision de recourir (ou pas) au système de soins (première étape du processus d'entrée dans le système de santé) peut être analysée comme relevant d'une fonction de demande des ménages et/ou des individus, déterminée indépendamment des fonctions d'offre de soins médicaux. Dans les PED, le recours à la médecine moderne est fortement concurrencé par l'automédication (moderne ou traditionnelle) et l'absence de soins (Brunet-Jailly, 1999). De plus, en l'absence de soins adéquats pour certaines pathologies, les choix et les décisions individuels des patients restent les principaux déterminants de l'utilisation des services de santé. Les professionnels de santé ne contrôlent qu'une partie très marginale de la demande de soins de santé et des itinéraires thérapeutiques de leurs patients.

En dépit d'une référence commune à la théorie microéconomique standard, la littérature sur la demande de soins et ses déterminants dans les PED s'est néanmoins caractérisée par une remarquable évolution, tant dans sa formulation, dans son articulation que dans les résultats obtenus. D'après une étude de Cissé et al (2004), la variabilité des résultats des travaux entrepris sur la demande de soins peut être attribuée à une variabilité réelle des comportements dans les groupes de population, ou à des choix méthodologiques dans l'application, notamment économétrique, du modèle de référence. La comparabilité des résultats s'avère de ce fait problématique.

Ainsi, les premières études empiriques (Akin, 1986) concluaient à l'inélasticité prix et revenu qui avaient donc peu ou pas d'impact sur la demande. Surpris par ces résultats contraires aux prédictions théoriques, certains auteurs (Gertler et al, 1987, Gertler et Van der Gaag, 1990) ont approfondi les investigations. Ils ont abouti à la conclusion que les estimations des paramètres dépendaient en partie de la structure et de la spécification de la fonction d'utilité de laquelle ils sont dérivés. Ainsi utilisant une fonction différente de celle d'Akin (1986), ils trouvent que le prix et le revenu influencent le choix des soins de santé. Par la suite, de nombreuses études sur la demande de soins de santé ont été réalisées en s'inspirant des modèles de Gertler et de ses collègues.

Autant la divergence initiale des résultats pouvait découler de choix théoriques différents, autant les études suivantes sont restées contradictoires, alors même qu'elles se réclament toutes de fondements théoriques identiques, à savoir ceux empruntés au modèle de Gertler et al (1987,1990). Des travaux d'Akin (1995) au Nigéria, d'Akin et al (1998) au Sri Lanka, de Juillet (1999) au Mali et de Perrin (2000) en Côte d'Ivoire ont continué à montrer que la demande serait inélastique au prix.

Il faut cependant noter que même si des divergences persistent sur le choix des modèles de référence, la diversité des variables explicatives utilisées est la source de contradiction la plus importante (Cissé, et al. 2004). Parmi les variables, il y a la mesure des variables prix et qualité qui fait l'objet de beaucoup de débat dans la littérature. La mesure de ces variables est en effet déterminante dans les études sur la demande de soins dans les pays en développement. L'importance de la détermination de la variable prix dans les études empiriques s'explique principalement par deux raisons. La première est liée à des questions méthodologiques car le choix de la variable n'est pas toujours neutre par rapport aux résultats obtenus. La deuxième est liée aux implications de politique de financement de la santé pour une meilleure accessibilité aux soins après la mise en place des politiques de tarifications (recouvrement de coûts). Plus récemment, la problématique du financement de la santé se pose en termes plus complexes et fait intervenir une batterie d'instruments pour améliorer l'accessibilité

aux soins de santé. Par conséquent, le choix de la variable prix ne peut pas se faire sans prendre en compte la mise en place des politiques de suppression des paiements directs.

Il convient de rappeler que les études sur la demande de soins sont longtemps restées sur l'incertitude des résultats sur l'élasticité, les unes concluant que la demande est élastique au prix, les autres, soutenant le contraire. La difficulté vient de la détermination du prix anticipé. Des auteurs tels qu'Akin et al. (1986) et Mwabu, (1993), utilisent le prix officiel (tarif) appliqué par chaque établissement de santé. Ce prix est considéré comme une donnée fixe, indépendante des caractéristiques des patients. D'autres (Gertler et al., 1987 ; Gertler et Van Der Gaag, 1990; Bolduc et al., 1996) utilisent les dépenses liées au recours et renseignées à partir d'enquêtes ménages. Même si ces derniers utilisent le même type de données pour estimer le prix anticipé, la méthodologie utilisée n'est pas toujours la même. Ainsi Gertler et al. (1987) et Bolduc et al. (1996) estiment des équations hédoniques de prix, en fonction de variables susceptibles d'expliquer les différences de prix (coût) payé (supporté) par chaque individu. Cette méthode comporte cependant un défaut lié au fait que les variables explicatives du prix se trouvent être aussi les variables explicatives de la demande de soins de santé, ce qui pose un problème de simultanéité dans l'estimation de la probabilité de décision, le prix devenant endogène. Or le modèle théorique, retient les « prix » comme variable explicative parce qu'ils sont censés être indépendants du comportement des individus et donc de la décision de choix. Akin et al. (1995) estiment le prix moyen auquel seront confrontés les individus pour choisir une alternative. Cette procédure augmente le biais de sélectivité. D'autres auteurs utilisent les coûts totaux ou dépenses dont les montants sont obtenus soit en multipliant les tarifs par les quantités consommées soit en considérant les coûts déclarés par les malades. Bitran (1993) et Juillet (1998) de leur côté ont considéré uniquement les prix des consultations déclarés par les malades comme mesure. L'utilisation des coûts et des dépenses dans les modèles de demande de soins n'élimine pas le problème d'endogénéité du prix. Enfin un troisième courant utilise un indicateur indirect, le coût d'opportunité d'accès aux traitements, pour estimer le prix anticipé. Ainsi Gertler et al. (1987,1990), Audibert et al. (1999), Kermani et al. (2008), mesurent la variable « prix » par le temps de trajet entre le domicile du malade et le lieu de consultation choisi ou encore par la valorisation de ce temps (temps trajet multiplié par le taux de salaire en vigueur dans la communauté).

Les approches développées dans la littérature pour identifier le prix ne sont pas « homogènes ». Ceci rend de fait difficile, toute forme de comparaison entre les études sur l'impact du prix sur la demande de soins, malgré la richesse de la littérature sur ce sujet. Le choix de la variable est principalement lié à deux aspects : d'une part au type de données et d'autre part à la question de ce sur quoi le modélisateur veut mettre l'accent. À partir de ces constats et de nos types de données, nous allons considérer le modèle théorique le plus rigoureux en tentant de refléter au mieux la réalité, pour le choix de notre variable prix.

L'autre variable déterminante, ayant suscité beaucoup d'intérêt dans les études sur la demande de soin est la qualité. La mesure de la qualité a également fait l'objet de débat et de clivages au sein des auteurs. Le premier clivage concerne la possibilité d'une observation directe de la qualité des soins. Avec la mise en place des politiques de recouvrement, des études ont révélé que sans une amélioration visible de la qualité des soins, le paiement des prestations entraînait une chute de la demande. Ceci permit l'émergence, vers le début des années 1990, d'un nouvel intérêt pour la qualité. On assiste ainsi à l'apparition de travaux dans lesquels la qualité est directement observée (Ellis et Mwabu, 1991; Mwabu et al., 1993 ; Lavy et Germain, 1994 ; Akin et al., 1995,

Mariko, 1999). Le deuxième clivage est relatif à la vision envisagée pour la mesure directe de la qualité. Deux visions sont utilisées, l'une subjective, dite de la qualité perçue, et l'autre objective ou normative. Il ressort de ces études que l'omission de variables de qualité produit un biais dans l'effet de la variable « prix » et qu'il existe de fortes présomptions d'interaction étroites entre les coûts et la qualité des services dispensés : l'hypothèse sous-jacente est alors qu'une amélioration de la qualité est susceptible d'atténuer l'effet négatif de l'introduction de la politique de contribution financière directe des usagers sur la demande de soins de santé. Mais pour Haddad et Fournier (1995), Fournier et al. (1997), le rôle compensateur que l'on attribue à la qualité ne serait pas systématique, mais dépendrait de différents paramètres tels que l'ampleur des hausses de coûts et les composantes de la qualité concernées par ces hausses. Ceci marque le début d'une nouvelle génération d'études sur la demande de soins de santé. Il s'agira pour ces études de tenter de démontrer que l'impact négatif de la participation financière des usagers peut être compensé (au moins en partie) par un réinvestissement des fonds recouverts à des fins d'amélioration de la qualité des prestations de soins et de services offertes (Cissé et al., 2004). D'autres études empiriques viendront confirmer l'importance de la qualité pour stimuler la demande de soins de santé et montrer que des améliorations de la qualité peuvent réduire ou compenser l'effet négatif de l'introduction ou de l'augmentation des tarifs.

À travers ces études, il ressort que la population est souvent prête à payer, mais pour des services de meilleure qualité, même si à un certain niveau de prix la demande devient élastique. Si ces derniers résultats incitent à un regard plus critique du rôle de la qualité, l'idée d'une co-variation entre le prix et la qualité des services ne peut plus être exclue et l'absence d'information sur la qualité des soins peut sans doute affecter les estimations des effets des prix sur la demande des soins de santé (Mariko, 1999; Cissé et al, 2004). Par conséquent une variable sur la qualité perçue des soins a été prise en compte dans notre étude.

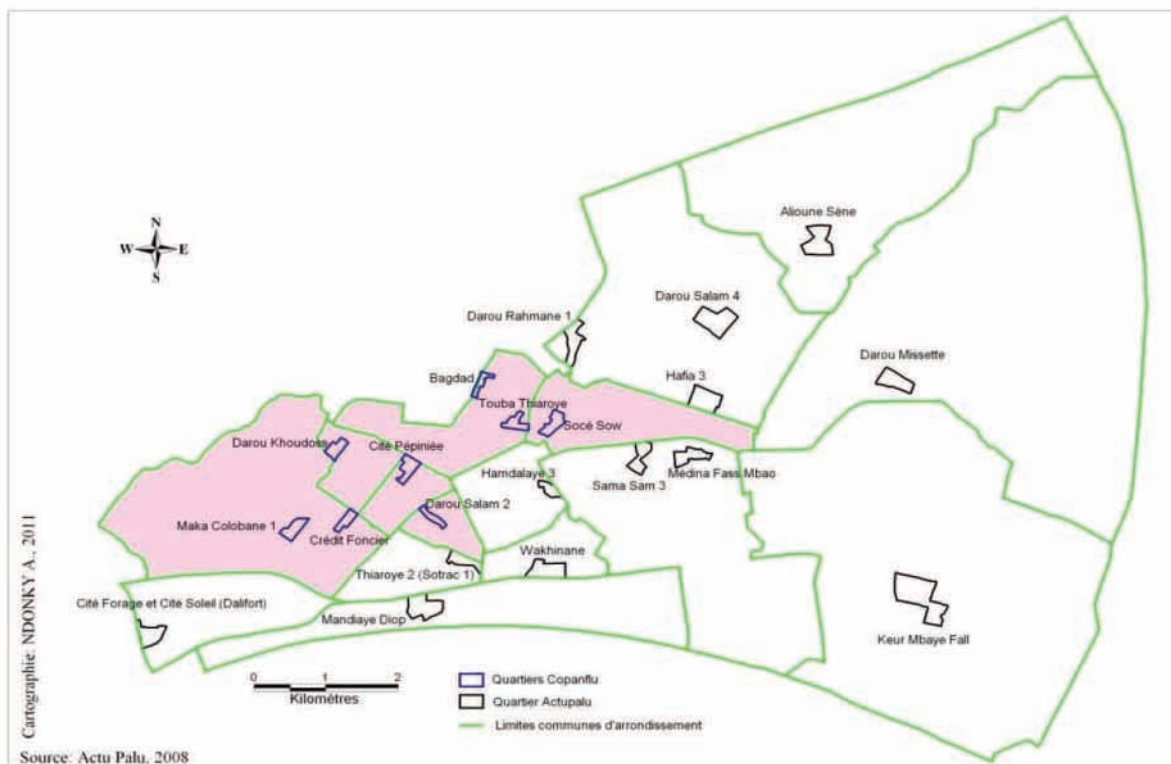
Les études effectuées dans les PED depuis l'adoption de la politique de participation financière des usagers, ont mis l'accent sur l'impact de cette politique sur la fréquentation des usagers des services sanitaires. Les résultats de ces études sont demeurés contradictoires et ont laissé entrevoir des insuffisances autant sur les approches que sur les méthodes utilisées. Au-delà de ces enjeux théoriques et empiriques, la problématique de l'accès aux soins de santé dans les pays d'Afrique sub-saharienne, est devenue une question importante dans l'atteinte des OMD d'ici 2015 et dans l'évaluation des nouvelles politiques d'exemptions (gratuité, subvention), mises en place dans plusieurs pays pour protéger les groupes vulnérables et lutter contre l'exclusion. Des efforts sont nécessaires pour intégrer l'équité à l'efficacité dans la réflexion menée sur l'analyse théorique et empirique de l'étude de l'impact de la tarification sur l'utilisation des services de santé. Aujourd'hui les études sur la demande de soins de santé sont marquées par la prise en compte de la question de l'équité et de l'accès aux soins des plus pauvres. Ce travail essaie d'étudier les déterminants de la demande de soins en milieu péri-urbain dans un contexte d'abolition du paiement directs des soins.. L'objectif est de mieux comprendre les facteurs qui caractérisent la demande de soins dans ce contexte. Ceci participe aussi à l'effort de mettre à la disposition des décideurs des données sur les dépenses des usagers, le coût du traitement, les déterminants de la demande de soins et de soulever de manière plus claire le problème de l'équité et de l'accès aux soins des pauvres.

L'étude s'appuie sur des données originales de suivi d'une cohorte qui concernent tous les épisodes de maladie survenus dans les ménages au cours d'une année. Le papier est structuré en trois sections. La première section retrace le contexte de l'étude, la seconde présente les données et le modèle, la dernière, les résultats et la discussion.

1- Méthodologie

a. Population d'étude

L'étude sur le recours aux soins et les dépenses de santé s'appuie sur le suivi d'une cohorte de 449 ménages localisés dans huit quartiers de la banlieue de Dakar (Pikine). Cette étude s'inscrit dans le cadre du programme CoPanFlu, regroupant une équipe de chercheurs de l'ISED¹, de l'UCAD (Sénégal) et de l'IRD (Santé de la Mère et de l'Enfant en Milieu Tropical, Paris et Laboratoire Population, Environnement, Développement, Marseille et Dakar). La population d'étude est un sous-groupe de celle constituée dans le cadre d'une étude sur le paludisme et le recours aux soins en cas de fièvre à Dakar, qui s'est déroulée en 2008-2009 (projet Actu-Palu)². Notre échantillon est constitué des ménages de huit quartiers de Pikine, interrogés en 2008³ (en bleu, carte 1), choisis pour les besoins d'une étude sur la grippe. Ce choix raisonné est motivé principalement par l'apparition des premiers cas de grippe dans la localité de Pikine.



b. Recueil des données

Un suivi trimestriel a été mis en place entre décembre 2010 et novembre 2011 pour recenser tous les épisodes morbides et les accouchements, survenus dans les ménages dans l'année. Tous les ménages de l'échantillon ont été visités quatre fois au cours de cette période. Tous les membres des ménages enquêtés, ayant eu un épisode

¹ ISED : Institut Santé et Développement de l'université Cheikh Anta Diop de Dakar

² Enquête menée en 2008 dans le cadre d'une collaboration entre le CERDI et l'IRD de Dakar (projet ANR), auquel j'ai eu à participer, sur les déterminants de la demande de soins des fièvres et du paludisme des enfants, en milieu urbain. L'échantillon, représentatif de la ville de Dakar, comportait 3000 ménages.

³ En 2008, 50 quartiers de l'agglomération de Dakar, dont 21 à Pikine ont été tirés de façon aléatoire (pour le détail du tirage de l'échantillon, voir Diallo et al, 2012). Les huit quartiers de cette étude ont été choisis sur des critères relatifs à l'apparition des premiers cas de grippe en 2010 et des résultats de l'étude Actu-palu (2008-2009).

de maladie (aigüe ou chronique) ou toutes les femmes ayant accouché les deux derniers mois (premier passage) précédent le passage de l'enquêteur ou entre deux passages de l'enquêteur, ont été interrogés sur leur recours aux soins et les dépenses de santé occasionnées par ce recours ou par l'accouchement. Si l'épisode de maladie cité n'est pas terminé au moment de l'interview, des questions sur l'issue de ce recours sont posées lors du passage suivant.

Les épisodes de maladie et le cheminement des soins sont renseignés au travers d'un questionnaire soumis par un enquêteur. Les questionnaires ont été administrés en vis-à-vis avec la personne du ménage qui a souffert d'un épisode de maladie. Pour les épisodes concernant les enfants, la mère ou la personne responsable de l'enfant a été interrogée. Le questionnaire est composé de trois modules : un module sur les épisodes aigus, un module sur les maladies chroniques et un module sur les accouchements.

Nous nous intéressons dans ce papier à l'itinéraire thérapeutique du malade (automédication, recours externe public, privé), suivi pour les épisodes aigus de maladie, tant en premier qu'en second recours. Le recours externe est tout ce qui n'est pas de l'automédication et inclut le recours aux structures de santé moderne et/ou traditionnel. Les dépenses liées aux soins sont recueillies par type de poste (consultation, médicaments, transport, hospitalisation, examens etc.). Des informations complémentaires ont été recueillies sur l'âge, le sexe de l'individu, les symptômes et la gravité de la maladie déclarée, l'itinéraire thérapeutique du malade, la satisfaction des individus sur les soins reçus, la couverture assurance maladie. Une partie des données sociodémographique (niveau de vie du ménage, niveau d'éducation du chef de ménage) est issue de la base de données d'actu-palu (2008-2009). Nous considérons que ces caractéristiques sont restées constantes entre 2008 et 2011 pour l'ensemble de la population.

Les données utilisées dans cette étude incluent celle recueillies au cours des quatre passages d'enquête et ne concernent que les épisodes aigus. Sur un échantillon initial de 449 ménages (étude actu-palu), 369 ménages ont été retrouvés et ont accepté de continuer à participer à l'étude. La population d'enquête est de 5520 individus avec 53,4% de femmes. L'âge moyen des individus est de 24 ans et l'âge médian 21 ans. Sur l'ensemble des passages, 1066 épisodes aigus ont été déclarés. Ils concernent 825 individus issus de 283 ménages, soit en moyenne 1,29 épisode par individu et 3,76 épisodes par ménage, par an. Sur l'ensemble des ménages, 23% n'ont déclaré aucun cas de morbidité aigüe sur l'année. Pour l'estimation du modèle, les données des quatre passages sont traitées en pooling. Ce choix à la place du panel s'explique par la perte d'information assez importante liée à une structuration des données en panel même non cylindré.

c. Spécification du modèle et choix des variables

Spécification du modèle

Nous nous intéressons ici au comportement à court terme des individus malades (demande conditionnelle). Quand la personne est malade, elle a le choix entre se rendre dans un établissement de santé publique ou privée, moderne ou traditionnel ou pratiquer l'automédication. L'individu choisit de ce fait le type de soins qui lui procure la plus grande utilité.

Soit le modèle de demande de soins dans lequel l'individu i , $i = 1, \dots, N$ choisit la modalité j , $j=1, \dots, K$, lui procurant la plus grande utilité. K représente le nombre total de modalités dans l'ensemble de sélection (pour notre modèle $K=3$). Chaque individu fait face à un même ensemble choix.

Le modèle s'écrit :

$$y_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si } U_{ij} \geq U_{ik}, k=1, \dots, K \\ 0 & \text{sin on} \end{cases}$$

Et

$$U_{ij} = \alpha_j X_i + \beta Z_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

y_{ij} désigne le choix observé, U_{ij} est une variable aléatoire non observable représentant l'utilité de la modalité j telle que perçue par l'individu i . La variable X_i représente les caractéristiques de l'individu malade et de son ménage qui ne dépendent pas du choix du type de recours aux soins et α_j le coefficient associé. La variable Z_{ij} représente les caractéristiques des choix du type de recours aux soins choisis et β représente le coefficient associé. ε_{ij} est un terme aléatoire d'erreur de loi normale de moyenne nulle qui admet une corrélation avec les autres modalités auquel est confronté l'individu malade.

Le modèle économétrique adopté est le modèle probit multinomial utilisée par Akin et al. (1996) au Nigéria, Bolduc et al. (1996) au Bénin, Audibert et al. (1998) en Côte d'Ivoire. La probabilité de choisir le type de recours aux soins k est alors donnée par :

$$P_{ik} = \int_{-\infty}^{A_1} \int_{-\infty}^{A_2} \dots \int_{-\infty}^{A_{k-1}} \psi(U, \Sigma) dU$$

Où $A_j = (Z_{ij} - Z_{ik})\beta + (\alpha_j - \alpha_k)X_i$, $\psi(\cdot)$ désigne une densité conjointe normale multidimensionnelle avec U un vecteur de moyenne nulle et Σ la matrice de variances et covariances des termes d'erreurs. Il convient de constater qu'il existe deux obstacles majeurs au niveau de l'estimation classique des paramètres. Le premier est directement lié au calcul des intégrales quand le nombre de modalités considérées est élevé. Le deuxième survient dès lors qu'une structure générale de covariances des erreurs est postulée. Une des solutions pour réaliser les estimations dans des ensembles de choix de grande dimension consiste à ignorer la structure de covariance en employant par exemple le logit multinomial. Si cette spécification conduit à des calculs relativement simples, elle pose un problème dans la description de certains comportements car elle suppose une hypothèse peu désirable dans la plupart des applications : l'indépendance par rapport aux alternatives non pertinentes (IIA). Or dans bien des cas, comme celui de notre étude, cette hypothèse est violée. La formulation du multinomial logit produit alors des estimations non convergentes des paramètres et des probabilités. Des formulations alternatives ont été apportées par plusieurs auteurs en proposant des modèles qui éliminent la propriété d'indépendance de la spécification logit. Chacun de ses modèles présente des avantages et des inconvénients c'est le cas par exemple du modèle logit emboîté qui a l'avantage de produire des probabilités de choix qui possèdent une forme explicite mais qui admet des structures de dépendance entre les modalités qui s'avèrent souvent contraignantes. Le modèle multinomial probit, en supposant les erreurs normales, autorise que ces dernières soient corrélées entre les alternatives et de ce fait, permet de ne pas imposer l'indépendance des alternatives non pertinentes. Il ressort de la littérature que le modèle multinomial probit présenté ci-dessus est

préférable pour modéliser les choix entre modalités interdépendantes même si en pratique l'estimation de ces paramètres par la méthode de vraisemblance utilisée dans cette étude peut poser quelques difficultés (Bolduc et al, 1993).

Définition des variables :

La variable expliquée, le recours aux soins en première intention, est présentée en trois alternatives: services publics, services privés et automédication. Le recours aux services publics représente l'ensemble des structures publiques de santé. Le recours aux services privés regroupe toutes les structures privées de santé modernes et traditionnelles. Et, l'automédication prend en compte tous les soins donnés au niveau du ménage (hors recours externe). Le choix de ces trois alternatives repose sur le contexte et les objectifs de l'étude. La répartition du choix de recours en premier intention pour chaque passage est présentée dans le tableau 1.

Tableau 1 : Choix du recours pour les personnes ayant eu un épisode de maladie pour chaque passage

| Types de recours aux soins | Passage 1 | | Passage 2 | | Passage 3 | | Passage 4 | |
|----------------------------|------------|--------------|------------|--------------|------------|--------------|------------|--------------|
| | effect. | % | effect. | % | effect. | % | effect. | % |
| Automédication | 80 | 17,86 | 69 | 30,40 | 50 | 31,45 | 96 | 41,38 |
| Service public | 300 | 66,96 | 125 | 55,07 | 85 | 53,46 | 113 | 48,71 |
| Hôpital & centre santé | 70 | 15,63 | 26 | 11,45 | 26 | 16,35 | 22 | 9,52 |
| Poste santé | 230 | 51,34 | 99 | 43,61 | 59 | 37,11 | 91 | 39,39 |
| Service privé | 68 | 15,18 | 33 | 14,54 | 24 | 15,09 | 23 | 9,91 |
| Privé à BNL | 37 | 8,26 | 19 | 8,37 | 19 | 11,95 | 15 | 6,49 |
| Privé lucratif | 28 | 6,25 | 11 | 4,85 | 5 | 3,14 | 8 | 3,46 |
| Marabout/tradi | 3 | 0,67 | 3 | 1,32 | 0 | 0,00 | 0 | 0,00 |
| Total | 448 | 100 | 227 | 100 | 159 | 100 | 232 | 100 |

Source : Enquête 2010-2011 à Pikine, calcul des auteurs

Les variables explicatives utilisées sont les caractéristiques du ménage et de l'individu malade (âge, sexe de l'individu, sexe du chef de ménage et niveau d'éducation du chef de ménage, taille du ménage), les caractéristiques de la maladie (sévérité, type de pathologie déclarée, nombre d'épisodes déclarés par ménage et par individu), les caractéristiques financières (prix anticipé du traitement, revenu du ménage) et les caractéristiques de l'offre de soins (satisfaction sur les soins reçus).

Pour les caractéristiques des ménages et des individus, les données du premier passage sont retenues et considérées comme constantes et donc reportées à chaque passage pour les mêmes ménages. Les femmes étant supposées avoir plus recours au service externe qu'à l'automédication que les hommes, la variable genre est introduite. La variable âge est découpé en trois groupes : le groupe des enfants (0 à 10 ans) ; le groupe des adultes (11 à 59 ans) et le groupe des personnes âgées (60 ans et plus). Ce découpage est lié au choix des politiques de gratuité et de subvention mises en œuvre qui mettent l'accent sur les personnes vulnérables (enfants et personnes âgées, plan SESAME). La variable, prix anticipé des soins, est approchée par les dépenses de consultations et de transport déclarées par les malades. Les tarifs des consultations sont supposés connus des individus. Dans le public, les tarifs sont administrés et ne varient pas ou très peu entre les structures pour le même type de service. Dans le privé, l'offre de soins n'est pas très diversifiée ce qui permet aux individus et aux familles de connaître un ordre de grandeur des tarifs de consultation. De plus, il nous semble qu'en plus des

tarifs de consultation, les malades tiennent compte des dépenses de transport qu'ils peuvent anticiper. La variable dépense de santé qui servira à mesurer l'effet des prix sur le choix du malade, comprendra donc les dépenses de consultations et les dépenses de transport faites par le malade pour se rendre de son domicile à son lieu de consultation. Le prix anticipé moyen pour une formation publique est de 587 FCFA et de 1233 F pour une formation privée de santé et 0 F pour l'automédication. Le résultat attendu est un effet négatif du prix sur la probabilité de recourir à des soins onéreux.

Pour les facteurs liés à la maladie, le type de symptôme, la sévérité déclarée de la maladie et le nombre d'épisodes par ménage et par individu sont pris en compte dans le modèle. La déclaration des malades sur l'année montre que 56,66% des symptômes déclarés sont assimilés à des cas de fièvre/paludisme. La prévalence varie entre 30 et 75% sur l'année en fonction des passages. Les autres symptômes sont principalement les infections respiratoires (12,1%), les maux de ventre (4,22%), les maux de tête (4,03%), la varicelle/boutons (4,03%). Compte-tenu de l'importance des symptômes liés aux cas de paludisme/fièvre et de la mise en place des politiques de subvention pour le paludisme, cette catégorie est comparée aux autres types de symptôme. Une. Un effet positif est attendu des épisodes palustres pour le recours au service public du fait des politiques de subvention et de gratuité pour ces soins. Pour la perception de la sévérité de la maladie, il est probable que plus le malade percevra sa maladie comme grave, moins il aura recours à l'automédication et aura tendance à avoir un recours externe. La variable, sévérité de la maladie, présente trois modalités, légère, modérée, grave. La qualité des soins est mesurée par la qualité perçue par les malades (satisfaction) des soins reçus. Cette mesure de la qualité utilisée dans les approches par la demande de soins est une qualité subjective qui ne correspond pas toujours à la qualité des soins perçus par les professionnels de santé. Elle s'avère cependant important à prendre en compte si l'on veut comprendre les déterminants de l'utilisation des services de santé par la population. Pour le recours à l'automédication, le malade est considéré comme satisfait s'il est guéri sinon il n'est pas satisfait. Le nombre d'épisodes morbides par ménage et par individu est introduit dans le modèle comme variable de contrôle. L'effet du nombre d'épisodes par ménage sur le recours aux structures de soins devrait être positif même si la multiplication des épisodes de maladie peut entraîner un appauvrissement du ménage et un renoncement aux soins pour les ménages pauvres.

La variable numéro du passage, correspondant à la période de passage, est introduit comme variable de contrôle pour voir s'il y a une différence significative de la période de l'année sur le choix du type de recours. Le premier passage est retenu comme référence.

Pour la classification économique des ménages, nous adoptons la classification retenue (très pauvres, pauvres, riches) dans le cadre du projet actu-palu (2008-2009)⁴. Pour classer les ménages pauvres, la dimension monétaire de la pauvreté a été retenue. En 2008, la proportion des ménages pauvres de Dakar était estimée selon cette approche à 39,53% (Koné, 2012). En 2006, elle était estimée à Dakar à 39,9% (ANSD, 2007). Ceci montre une certaine stagnation de la pauvreté au Sénégal, ce qui semble se confirmer ces dernières années. Pour caractériser la grande pauvreté, deux dimensions ont été retenues : est considéré comme très pauvre, un ménage classé dans le 1^{er} quintile sur le plan monétaire et dans le 1^{er} quintile selon son patrimoine (estimé par un indice de biens possédés et un indice type d'habitat). Parmi les non pauvres, un ménage est considéré comme riche si et seulement il appartient au 5^e quintile des revenus/équivalents adultes et des dépenses/équivalents adulte. Sinon il est classé parmi les ménages intermédiaires. Dans le modèle, les non pauvres (intermédiaires et riches) sont

⁴ Voir Koné (2012) pour plus de détails sur la construction de l'indicateur et la méthodologie de classification retenue.

comparés aux pauvres et aux très pauvres. On s'attend à un effet positif du revenu sur la demande de soins de santé. Le revenu est considéré dans la plupart des études comme un facteur important de l'utilisation des établissements de santé quel que soit le type d'établissement. À partir de la classification des ménages par catégorie sociale (tableau 2), les très pauvres sont les plus touchés par la maladie, ils ne représentent que 4,07% des ménages de la population enquêtée mais 20,85% des ménages avec au moins un malade déclaré et 18,67% des individus malades au moins une fois. Cette situation rend cette catégorie de population plus vulnérable et entraîne très souvent le renoncement aux soins.

Tableau 2: Classification des ménages par niveau de vie (en %)

| Niveau de vie économique de la population | Très-pauvre | Pauvre | Intermédiaire | Riche |
|---|-------------|--------|---------------|-------|
| Proportion de ménages actu-palu (N=2 952) (Dakar) | 8,71 | 40,89 | 40,31 | 10,09 |
| Proportion de ménages enquêtés (N=369) (Pikine) | 4,07 | 35,77 | 49,86 | 10,30 |
| Proportion de ménages avec au moins un malade déclaré (N=283) | 20,85 | 34,98 | 33,57 | 10,60 |
| Proportion d'individus malades au moins une fois (N=825) | 18,67 | 39,39 | 31,27 | 10,67 |

Source : Enquête Actu-palu à Dakar (2008-2009) et enquête (2010-2011) à Pikine, calcul des auteurs

Le niveau de scolarisation peut influencer le choix du recours. Nous considérons que plus la personne est instruite, plus elle a les aptitudes nécessaires pour profiter du système de santé. Pour le niveau d'éducation, nous considérons celui du chef de ménage. Trois niveaux de scolarisation (en Français) sont considérés : non scolarisé (aucun niveau), cycle primaire, niveau secondaire et plus. Le tableau 3 présente les statistiques descriptives des variables considérées.

Le modèle est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance avec le logiciel stata 11. Nous tenons compte dans l'estimation du modèle de l'effet de regroupement des ménages au sein des quartiers en faisant un « clustering » par quartier.

Tableau 3: Statistiques descriptives des variables

| Variable | Définition | Mean | Std. Dev. | Min | Max |
|---------------------|-------------------------------------|--------|-----------|-----|-------|
| Recours_soins | Automédication | 27,67% | | 0 | 1 |
| | Recours public | 58,44% | | 0 | 1 |
| | Recours privé | 13,88% | | 0 | 1 |
| Prix_soins | Prix pour accéder aux soins(FCFA) | 514,12 | 1202,17 | 0 | 25000 |
| Age | âge du malade (année) | 22,09 | 19,10 | 0 | 87 |
| Groupes_âge | Enfant (0 à 10 ans) | 35,93% | | 0 | 1 |
| | Adulte (11 à 59 ans) | 57,97% | | 0 | 1 |
| | Vieux (60 et +) | 6,10% | | 0 | 1 |
| Sexe_malade | 1=Masculin sinon 0 | 41,56% | | | |
| Sex_CM_Mge | 1=Masculin sinon 0 | 73,17% | | 0 | 1 |
| Taille du ménage | Nbre individu par ménage | 14 | 6,57 | 2 | 30 |
| Nbre_episode_Mge | Nbre épisode par ménage | 3,77 | 2,81 | 1 | 18 |
| Nbre_episode_ind | Nbre épisode par individu | 1,29 | 0,64 | 1 | 5 |
| Fievre/palu | 1=Fièvre sinon 0 | 56,66% | . | 0 | 1 |
| Infection_resp | 1=infection respiratoire sinon 0 | 12,10% | | 0 | 1 |
| Diarrhée | 1=diarrhée sinon 0 | 6,38% | | 0 | 1 |
| Autres_symptômes | 1=autres symptômes déclarés sinon 0 | 24,95% | | 0 | 1 |
| Sévérité | Léger | 10,05% | | 0 | 1 |
| | Modéré | 78,22% | | 0 | 1 |
| | Grave | 11,74% | | 0 | 1 |
| Satisfaction_soins | 1=satisfait, sinon 0 | 90,62% | | 0 | 1 |
| Catégories_sociales | Très pauvre | 20,26% | | 0 | 1 |
| | Pauvre | 37,71% | | 0 | 1 |
| | Intermédiaire | 31,05% | | 0 | 1 |
| | Riche | 10,98% | | 0 | 1 |
| Niveau_éducation | Aucun niveau | 57,50% | | 0 | 1 |
| | Niveau primaire | 22,05% | | 0 | 1 |
| | Niveau secondaire et plus | 20,45% | | 0 | 1 |

Source : notre enquête.

2- Résultats

Le tableau 4 présente les paramètres estimés pour le choix de chaque alternative par rapport à la modalité de référence. La modalité de référence de la variable expliquée est l'automédication.

Les résultats de l'estimation du modèle (tableau 4) montrent que le genre de l'individu malade autant que celui du chef de ménage n'ont pas d'effet sur le choix du type de recours. Pour l'âge, il semble que les enfants (0 à 10 ans), comparés aux personnes adultes (11 à 59 ans), aient plus tendance à recevoir une automédication qu'à faire un recours externe. Par contre, la variable, personnes âgées (60 ans et plus), comparée aux adultes, n'a pas d'effet significatif sur le choix du type de recours. Ces résultats montrent que l'effet de l'âge sur la demande de soins n'est pas linéaire. Ils ne permettent pas aussi d'identifier un effet lié au plan SESAME mise en place pour un meilleur accès des personnes âgées aux structures publiques de santé. La taille du ménage n'a pas non plus d'effet significatif sur le choix du type de recours.

Les nombres d'épisodes de maladie par ménage et par individu ne semblent pas avoir un effet significatif sur la probabilité d'avoir un recours externe par rapport à l'automédication. Les variables de contrôle sur la période (du passage) montre que les individus au quatrième passage (septembre-novembre 2011) ont moins recours aux structures publiques et privées qu'à l'automédication, comparé à ceux du premier passage (décembre 2010-mars 2011). Au premier passage, les trois quart des cas de morbidité sont assimilés à des épisodes palustres. La multiplication des cas de paludisme dans un ménage est peut être perçue très souvent comme un indicateur de gravité et peut inciter les membres du ménage à recourir aux structures de santé dès les premiers symptômes.

La variable sur les cas d'épisode de fièvres semble aller dans le sens de notre hypothèse. Le fait de souffrir de fièvres et de paludisme, comparé aux autres symptômes, a un effet positif sur la probabilité de choisir un recours externe par rapport à l'automédication. Ceci peut s'expliquer par une meilleure connaissance de la maladie et la mise en place de politique sanitaire pour une meilleure prise en charge des cas de paludisme. Si certaines études n'ont pas trouvé d'effet du type de symptôme sur le choix du recours, Audibert *et al.* (1999), Bolduc *et al.* (1996), Akin *et al.* (1995), après avoir testé un certain nombre de symptômes (fièvre, diarrhée, anémie, maux de tête) trouvent que les maladies diarrhéiques et les maux de ventres avaient un effet sur la probabilité de choisir un type de recours.

Sur la sévérité de la maladie, les résultats confirment l'hypothèse formulée précédemment. Les individus souffrant de maladies considérées comme peu graves comparées aux cas graves, ont plus tendance en première intention à recourir à l'automédication comparativement à un recours externe. Si la maladie est considérée comme modérée, comparé aux cas graves, il n'y a pas d'effet sur la probabilité de choisir un type de recours. En première intention de recours aux soins, la gravité de la maladie semble sous-estimée : plus de 75% des cas d'épisode morbide, les individus estiment que leur maladie n'est pas grave.

Pour la qualité perçue des soins nous remarquons un effet significatif positif sur le recours aux soins externes. Ce résultat vient confirmer la littérature empirique sur la demande de soins (Mariko, 1999). La perception de la qualité des soins perçue par les individus reste un élément important pour améliorer l'accès aux soins de santé. La variable considérée peut être discutable du fait de la proportion très importante d'individus satisfaits des soins reçus (90,62%) et l'hypothèse faite sur les cas d'automédication. Pour tester la robustesse de nos résultats, une proxy de la variable satisfaction est utilisée. Pour chaque épisode de maladie, l'individu est considéré comme satisfait s'il est guéri, sinon il est considéré comme non satisfait. Les résultats de l'estimation du modèle

avec la nouvelle variable satisfaction2 sont présentés en annexe (tableau A1). Les résultats ne changent pas dans l'ensemble.

Tableau 4 : Résultat de l'estimation du probit multinomial

| VARIABLES | Public vs Automédication | | Privé vs Automédication | |
|--|--------------------------|-----------|-------------------------|-----------|
| | coef | t-student | coef | t-student |
| Prix_soins | 0,078*** | (46,622) | 0,078*** | (45,338) |
| Sexe | 0,037 | (0,199) | 0,051 | (0,295) |
| Groupes d'âges | | | | |
| Enfant | -0,830*** | (-2,763) | -0,570*** | (-2,700) |
| Adultes | ref | | ref | |
| Personnes âgées | 0,224 | (0,285) | -0,408 | (-0,542) |
| Sex_CM_Mge | 0,078 | (0,213) | -0,118 | (-0,332) |
| Tail_Mge1 | -0,025 | (-0,830) | -0,011 | (-0,345) |
| Passage | | | | |
| Passage1 | ref | | ref | |
| Passage2 | -0,211 | (-0,370) | -0,125 | (-0,262) |
| Passage3 | -0,432 | (-0,676) | -0,577 | (-0,940) |
| Passage4 | -1,291** | (-2,320) | -1,340*** | (-2,755) |
| Nbre_episode_Mge | 0,02 | (0,385) | 0,106 | (1,319) |
| Nbre_episode_ind | -0,048 | (-0,223) | -0,013 | (-0,064) |
| Sévérité maladie | | | | |
| Léger | -1,821** | (-2,105) | -2,025** | (-1,984) |
| Modéré | 0,426 | (0,516) | 0,446 | (0,561) |
| Grave | ref | | ref | |
| Satisfaction | 8,863*** | (7,119) | 7,442*** | (17,36) |
| Types symptômes | | | | |
| Fievre_palu | 0,856*** | (3,926) | 0,588*** | (3,151) |
| Autres symptômes | ref | | ref | |
| Catégories sociales | | | | |
| Tres_pauvre | 0,191 | (0,497) | 0,282 | (0,501) |
| Pauvre | 0,646* | (1,905) | 0,614 | (1,608) |
| Non_pauvre | ref | | ref | |
| Niveau_éducation chef de ménage | | | | |
| Aucun niveau | ref | | ref | |
| Niveau_primaire | -0,063 | (-0,171) | -0,309 | (-0,641) |
| Niveau_secondaire+ | 1,052*** | (3,725) | 1,289*** | (4,205) |
| _cons | -10,069*** | (-6,456) | -10,643*** | (-8,917) |

Log pseudolikelihood = -455,8

Observations = 1065

Nombre de cluster =8

Note: indication de niveau de significativité : *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; ref : modalité de référence

L'éducation du chef de ménage semble avoir un effet significatif sur le choix du type de recours. Les individus résidant dans des ménages où les chefs de ménage ont un niveau d'éducation en français au moins équivalent au secondaire comparé à ceux qui n'ont aucun niveau d'éducation ont une probabilité plus grande de faire un recours externe que de pratiquer l'automédication. IL ne semble pas exister d'effet sur le choix du type de recours pour les individus de niveau primaire comparé à ceux qui n'ont aucun niveau. Dans près de 57% des cas, le chef de ménage n'a aucun niveau d'éducation et plus de 75% des chefs de ménages n'ont au plus qu'un

niveau primaire d'étude à l'école française. Le faible niveau d'éducation des chefs de ménage peut représenter une contrainte pour pouvoir bien faire profiter les membres de leur ménage du système de santé dans la mesure où ils sont censés prendre la bonne décision pour leur famille. Cependant pour une meilleure prise en compte de l'éducation sur le recours aux soins, il serait intéressant de prendre en compte le niveau d'éducation des autres membres de la famille (éducation de la mère de famille, éducation du malade), ce que nous n'avons pas pu faire faute de données.

L'estimation du modèle fournit aussi des résultats intéressants quant à l'impact du niveau de vie et des prix anticipés sur le choix du type de recours. Les pauvres pratiquent plus le recours au système de santé que l'automédication comparée aux non pauvres. L'effet est non significatif chez les très pauvres. Quand nous comparons l'ensemble des pauvres (pauvres et très pauvres) avec les non pauvres, les résultats montrent que les non pauvres pratiquent plus l'automédication que le recours aux soins externe en première intention. Il faudra par contre nuancer ces résultats car parmi les pauvres, nous constatons que la proportion des très pauvres qui pratiquent l'automédication est plus importante que dans les autres groupes de revenu. Mais ces résultats corroborent ceux trouvés dans l'étude menée en 2008 sur la ville de Dakar : ils montraient que les plus pauvres, mais également les plus riches avaient tendance à avoir plus recours à l'automédication en première intention (Koné et al, 2013). L'explication avancée est que la pratique de l'automédication avant un recours externe se justifie pour les plus pauvres par la volonté d'éviter le coût financier lié au recours externe, pour les plus riches, d'éviter un coût d'opportunité, lié au temps perdu par le recours externe (attente, distance).

Le prix comme dans toutes les études sur la demande de soins est d'une importance substantielle pour la mise en place de politique de financement. Dans cette étude, le prix anticipé des différents types de recours pour chaque épisode morbide a un effet positif significatif sur la probabilité de recourir au système de santé par rapport à l'automédication. Ce résultat est contraire à notre hypothèse de départ. Malgré un prix anticipé moyen plus onéreux pour le recours aux structures de santé comparé à l'automédication, les malades préfèrent le recours à une structure de santé publique ou privée qu'à l'automédication. Audibert et al. (1999) avaient obtenu le même résultat. Pour plus de précision sur l'effet de la variation du prix sur la probabilité de recourir aux services de santé, nous présentons dans le tableau suivant, l'élasticité prix de la demande de soins en fonction du type de recours externe.

Tableau 5 : Élasticités prix directes de la demande

| Catégories sociales | Services Publics | | | Services Privés | | |
|----------------------|------------------|------------|-----------|-----------------|------------|-----------|
| | Nbre obs | élasticité | t-student | Nbre obs | élasticité | t-student |
| Très pauvre | 114 | -0,072* | -1,71 | 30 | 0,125*** | 4,08 |
| Pauvre | 240 | -0,123 | -0,93 | 63 | 0,139*** | 2,81 |
| Intermédiaire | 203 | -0,056** | -2,43 | 44 | 0,148*** | 2,66 |
| Riche | 66 | -0,024*** | -3,22 | 11 | 0,104*** | 4,78 |

Note: indication de niveau de significativité : *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

La demande est relativement inélastique au prix (élasticité significative) pour le recours aux structures publiques de santé. Elle est une fonction croissante du prix pour les services de santé privés. Les individus sont sensibles à l'augmentation des prix dans les services publics même si cet effet est très faible dans un contexte où la qualité perçue a un impact sur le choix de recours aux soins externes.

Ce résultat est contraire aux conclusions de Koné et al (2013) dans leur étude à Dakar et de Juillet (1998) à Bamako qui avaient trouvé que les niveaux de prix n'avaient aucune influence sur le choix de l'individu ou du ménage en cas de recours externe. Selon ces auteurs le coût du traitement ne limiterait pas l'accès aux services de santé moderne, c'est plutôt la perception que les malades ont des coûts, compte tenu de leur capacité à payer qui constituerait une barrière à l'accès aux services de santé modernes. En considérant que notre population d'étude a une capacité financière limitée, notre résultat peut se justifier pour la demande de service de santé publique. L'effet négatif du prix reste néanmoins très faible sur l'ensemble de la population mais varie en fonction du niveau de vie. Les résultats de l'étude Actu-palu (2008-2009) ont montré que les quartiers pauvres à Dakar sont situés en majorité dans la banlieue de Dakar notamment à Pikine. Cette population est en plus très vulnérable car elle est exposée depuis quelques années au risque d'inondation qui touche tous les quartiers de notre échantillon. L'effet positif dans le choix thérapeutique des structures privées peut s'expliquer par le fait que 61% des structures privées sont des privés à but non lucratif qui proposent des tarifs bas et donc des coûts anticipés très bas (644 FCFA en moyenne pour le coût de la consultation et 763 FCFA pour la consultation et le transport) et une meilleure qualité (97% de satisfait) d'où une propension à payer plus élevée pour ces soins. L'analyse des coûts par épisode au premier recours aux soins montre que les individus payent en moyennes 866 FCFA pour l'automédication, 7599 FCFA dans le public, 8639 FCFA dans le privé (3331 FCFA pour les privés à but non lucratifs). On retrouve le même résultat dans l'étude d'Audibert et al. (1999) qui avait trouvé un effet positif significatif pour le recours aux soins externe en Côte d'Ivoire. L'observation de ce phénomène est traduite souvent dans la littérature comme la compensation de l'effet négatif du prix par l'amélioration de la qualité de services offerts. Cette hypothèse qui est un des fondements théoriques de la mise en place des politiques de tarification (Initiative de Bamako) est contestée par plusieurs auteurs comme Haddad et Fournier (1995). Elle semble cependant être vérifiée dans notre étude, la qualité perçue a un effet positif sur le recours aux services de santé et nous soupçonnons un effet de compensation de l'effet négatif du prix, notamment dans les services de santé privés.

Pour apprécier l'effet du prix sur le choix de recours aux soins, les dépenses de consultation et de transport sont prises en compte en même temps. Pour tester la robustesse des résultats de l'estimation du modèle, la variable prix des soins est décomposé en deux variables. La première variable est le prix de la consultation et la seconde, le prix du transport. Les résultats ne changent pas en moyenne (tableau A2 en annexe). Cette décomposition permet de voir (tableau A3 en annexe) que l'effet négatif du prix dans le public est plus lié au prix de la consultation (élasticités négatives). Il est de même de l'effet positif trouvé dans le privé qui liés plus au prix de consultation. Le prix du transport n'a pas un effet significatif dans les deux cas.

L'effet du prix sur la demande de soins pourrait être différent selon le niveau de revenu pour un même niveau de sévérité de la maladie. Pour vérifier l'hypothèse d'un effet prix différencié, des variables multiplicatives, entre le niveau de vie et le niveau de sévérité de la maladie, sont introduites dans le modèle (tableau A4, en annexe).

Les résultats de l'estimation montrent que lorsque la maladie est considérée comme grave, les très pauvres comparés au non pauvres ont moins recours en première intention aux services de santé externes (publics ou privés). Les pauvres comparés aux non pauvres ont plus recours aux services de santé privés. Les élasticités prix de la demande ont été calculées pour des niveaux de sévérité de la maladie différents (tableau 6). L'effet négatif du prix dans le cas d'une maladie grave est beaucoup plus important pour les ménages très pauvres et ceux de

revenu intermédiaires que pour les riches. Ce résultat montre que la contrainte financière à l'accès aux soins est beaucoup plus forte pour les très pauvres comparés aux ménages riches.

Tableau 6 : Élasticité prix directes de la demande par niveau de sévérité de la maladie

| Catégories sociales | Services Publics | | | Services Privés | | |
|--------------------------------|------------------|------------|-----------|-----------------|------------|-----------|
| | Nbre obs | élasticité | t-student | Nbre obs | élasticité | t-student |
| Sévérité maladie=Léger | | | | | | |
| Très pauvre | 4 | -0,01 | -1,13 | 2 | 0,036 | 1,39 |
| Pauvre | 12 | -0,026 | -0,85 | 1 | 0,069** | 2,09 |
| Intermédiaire | 17 | -0,017* | -1,9 | 4 | 0,109* | 1,8 |
| Riche | 5 | -0,005* | -1,86 | 0 | 0,032** | 1,98 |
| Sévérité maladie=Modéré | | | | | | |
| Très pauvre | 97 | -0,079 | -1,46 | 27 | 0,124*** | 3,87 |
| Pauvre | 203 | -0,056 | -1,38 | 48 | 0,147*** | 2,79 |
| Intermédiaire | 155 | -0,047*** | -3,06 | 35 | 0,131*** | 2,98 |
| Riche | 49 | -0,032*** | -2,81 | 9 | 0,108*** | 5,08 |
| Sévérité maladie=Grave | | | | | | |
| Très pauvre | 12 | -0,105** | -2,23 | 1 | 0,432 | 1,57 |
| Pauvre | 25 | -0,84 | -0,87 | 14 | 0,192*** | 2,75 |
| Intermédiaire | 31 | -0,174** | -2,04 | 5 | 0,406*** | 3,48 |
| Riche | 12 | -0,018*** | -4,75 | 2 | 0,205*** | 2,66 |

Note: indication de niveau de significativité : *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Ainsi, dans un contexte de subvention et de gratuité, la perception du coût des soins compte tenu des capacités financières limitées des ménages peut constituer une barrière à l'accès aux services de santé publics. Dans la banlieue de Dakar, les populations sont confrontées à plusieurs difficultés, liées à la pauvreté, à la forte densité de la population, au manque d'assainissement, d'infrastructures collectives, aux risques d'inondation. Nous sommes face à une population vulnérable dont la maladie est un risque potentiel de plus pour basculer vers une pauvreté plus sévère. Les politiques de subvention et de gratuité mises en place par l'Etat pour le cas du paludisme par exemple ne semblent pas avoir un effet réel sur le coût des traitements antipaludiques. Il ressort des résultats de notre étude que le coût moyen lié au traitement des cas de paludisme est plus élevé que pour que les autres pathologies aiguës. Alors que les médicaments sont distribués gratuitement aux malades dans les structures publiques de santé depuis le 1er mai 2010 selon le ministère de la santé du Sénégal⁵. Au premier recours aux soins, les dépenses moyennes en médicaments s'élèvent à 7195 F CFA pour les cas de fièvres/paludisme. Ces dépenses en médicaments pour l'ensemble des recours en premier intention dans le public, représentent près de 92% du montant des versements directs des malades et s'élèvent en moyenne à 7175 FCFA par épisode de maladie. Cette situation s'explique par la fréquence des ruptures de stocks des médicaments subventionnés ou gratuites au niveau des structures de santé, ce qui oblige les ménages à se tourner vers les pharmacies privés. Elle s'explique aussi en partie, par le fait que certains prescripteurs au niveau des structures de santé préfèrent prescrire des spécialités à la place des génériques. Pour le traitement du paludisme,

⁵ Circulaire du ministre de la santé et de la prévention du 24 février 2010

il existe toujours des réticences sur les ACT aussi bien au niveau des professionnels de santé que des individus (Koné, 2012).

Conclusion

Cette étude a permis, à partir de données originales constituées grâce au suivi de 5520 individus regroupés dans 369 ménages pendant un an, d'étudier la demande de soins de santé en milieu urbain dans les quartiers populaires de la ville de Pikine. Nous avons utilisé un modèle de demande de soins qui a permis de capter tous les déterminants susceptibles d'influencer l'utilisation des services de santé. Le multinomial probit a été retenu à la place du logit multinomial pour l'estimation du modèle car il est le plus solide sur le plan théorique, du fait qu'il n'est basé sur aucune restriction.

Plusieurs résultats intéressants ont été obtenus. Tout d'abord, il ressort des déclarations des malades que le paludisme (56,66% des épisodes aigus déclarés) est la pathologie la plus fréquente sur l'année. Cela semble corroborer les statistiques de morbidité qui indiquent que le paludisme constitue la première cause de morbidité au Sénégal. Conscient de cette situation, les autorités ont mis en place une politique de gratuité pour le traitement du paludisme. Malgré la mise en place de cette politique, les dépenses de santé pour le traitement du paludisme restent toujours importantes et fait plus surprenant, le coût moyen lié au traitement des cas de paludisme est plus élevé que pour que les autres pathologies. Les ruptures fréquentes de stocks de médicaments au niveau des structures de santé, la réticence des professionnels de santé à prescrire les ACT aux malades ou leur choix délibéré de prescrire des spécialités, sont entre autres des éléments qui rendent le traitement du paludisme toujours très coûteux pour les ménages. Il est crucial aujourd'hui à partir de ces constats, d'évaluer la politique de gratuité du paludisme pour la rendre plus efficace.

Les enfants sont les plus touchés par la maladie (36,87% des épisodes morbides) et le coût moyen lié au premier recours dans les services publics est de 5228,43 FCFA et de 5156,52 FCFA pour le traitement des seuls cas de paludisme. Ainsi une attention particulière devrait être accordée à cette couche vulnérable de la population. Les personnes âgées (60 ans et plus), dont un programme de gratuité des soins a été mis en place, ne sont pas très touchées par la maladie (6,10% des épisodes aigus). Cependant cette politique ne semble pas avoir un effet pour ce groupe de population. Le coût moyen lié au premier recours aux soins pour ce groupe de population dans les services publics est de 15096,79 FCFA. Cette situation nous semble contradictoire même si le nombre de cas n'est pas assez représentatif pour pouvoir tirer des conclusions générales. Cependant, les quelques études d'évaluation effectuées sur le plan SESAME ont tous relevé des défaillances sur la mise en place de ce programme et des résultats mitigés (MSPM⁶, 2007 ; Mbengue et al., 2009).

Les ménages dont le chef de ménage est analphabète (non scolarisé à l'école française) sont plus exposés aux maladies. Ces résultats confirment le rôle de l'éducation sur l'état de santé des individus. Par conséquent toute politique sanitaire doit être soutenue par une bonne politique de communication et d'éducation. Le secteur de la santé est intimement lié à l'éducation.

Par ailleurs lorsque la maladie survient, il arrive que certains individus décident de ne rien faire. Ces cas n'ont été pris en compte qu'au troisième et quatrième passage et ils représentent 7,67 % des épisodes aigus déclarés dans cette période. Ce comportement s'explique dans 70% des cas par des « problèmes financiers ». Parmi ces

⁶ Ministère de la Santé et de la Prévention Médicale du Sénégal, Rapport final d'Évaluation des initiatives de subvention et du fonds social, sep 2007.

individus, 63,33% sont des pauvres (pauvres ou très pauvres) et parmi eux 68,42% renoncent aux soins à cause de « problèmes financiers ». Il s'avère nécessaire donc de trouver des mécanismes appropriés pour la prise en charge des indigents pour qu'ils ne soient pas obligés de renoncer aux soins de santé, faute de moyens financiers. Les individus qui décident de se soigner suivent aussi des itinéraires thérapeutiques qui diffèrent souvent selon leur niveau de vie. Il faut noter cependant que 58,44% des recours aux soins sont effectués dans des services publics de santé. Les non pauvres comparés aux pauvres (très pauvres inclus) pratiquent beaucoup plus l'automédication que le recours aux services de santé externe. Les résultats montrent aussi que les très pauvres pratiquent beaucoup plus l'automédication que les autres groupe de revenu. De ce fait, une tendance générale sur le choix des individus par rapport à leur niveau de vie ne semble pas se dégager des résultats. Une analyse plus approfondie sera menée dans nos travaux futurs pour examiner plus en détail les dépenses de santé liée aux types de recours aux soins et par rapport aux niveaux de vie des individus⁷.

L'effet du prix des soins effectivement payé dans les formations sanitaires est assez négligeable. La demande de soins de santé est inélastique aux prix même si nous avons un effet négatif pour le recours aux services publics de santé. L'effet du prix est positif dans le choix des services de santé privés. Ce phénomène, traduit très souvent dans la littérature par la compensation de l'effet négatif du prix par l'amélioration de la qualité des services offerts, mérite d'être souligné dans ce contexte où toutes les politiques de santé dans les pays en développement sont tournées essentiellement vers des politiques d'exemption et de gratuité. L'analyse approfondie de la demande de soins en fonction du niveau de vie et de la sévérité de la maladie montre une différence de comportement : pour les maladies considérées comme graves, les très pauvres comparés au non pauvres ont moins recours en première intention aux services de santé publics et privés et l'effet négatif du prix est plus important pour eux que pour les riches.

Il ressort principalement de cette étude la persistance des phénomènes d'exclusion, le problème de l'équité et de l'accès aux soins des plus pauvres. Les résultats montrent aussi que la population est souvent prête à payer est capable de le faire mais pour des services de meilleure qualité. Il suffit de maintenir les prix à un niveau raisonnable par rapport à l'environnement socio-économique car à un certain niveau des prix, la demande devient élastique. Ces conclusions ne remettent pas en cause la mise en place des mécanismes de solidarité de la communauté vis-à-vis des plus démunis à travers les politiques d'exemption. Mais, dans un contexte de récession économique et de hausse des coûts des soins de santé, il est important de veiller à un meilleur usage des ressources destiné à la santé en améliorant l'efficacité des dépenses de santé. Comme le souligne le rapport de l'OMS en 2010, 20 à 40% de l'ensemble des dépenses de santé a été gaspillé à cause de l'inefficacité. Au Sénégal, beaucoup d'initiatives d'exemption et de gratuité des soins ont été mises en place par les autorités sur certaines catégories sociales (plan SESAME, gratuité accouchement) et sur certains soins spécifiques (gratuité traitement paludisme, subvention ARV, gratuité dialyse). Ces réformes n'ont pas toujours répondu à l'attente des populations, ont rendu la situation financière des structures de santé plus désastreuse et accru la désorganisation de l'ensemble du système. Par conséquent toute réforme sur le financement de la santé devrait faire l'objet d'évaluation avant sa mise en place pour permettre un investissement plus judicieux et viable.

⁷ Une enquête socioéconomique effectuée en 2012 nous permettra d'avoir des données plus récentes sur le niveau de vie des ménages et l'évolution de leur situation économique.

Bibliographie:

- Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie (ANSD) [Sénégal], et ICF International. (2012), *Enquête Démographique et de Santé à Indicateurs Multiples au Sénégal (EDS-MICS) 2010-2011*. Calverton, Maryland, USA: ANSD et ICF International.
- Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie (ANSD) et MEF. (2007), Enquête de suivi de la pauvreté au Sénégal ESPS 2005-2006. Rapport ANSD, Dakar.
- Akin J.S., Griffi C.G., Guilkey D.K., Popkin B.M.(1986), The Demand for Primary Health Care Services in the Bicol Region of the Philippines. *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 344, p.755-782.
- Akin J.S., Guilkey D.K. and Denton E.H. (1995), Quality of Services and Demand for Health Care in Nigeria: A Multinomial Probit Estimation. *Social Science and Medicine*, Vol.40, n° 11, p.1527-1537.
- Akin J.S., Guilkey D.K., Hutchison P.L., McIntosh M.T. (1998), Price Elasticities of Demand for Curative Health Care with Control for Sample Selectivity on Endogenous Illness: an Analysis for Sri Lanka. *Health Economics*, Vol.7, n°6, p.509-531.
- Audibert M., Mathonnat J., Nweyimana I., Henry M.C.(1999), The determinants of health care demand amongst the Senoufo of the Cote d'Ivoire. *Health and System Science*, Vol.2, n° 1/2, p.111-126.
- Bitran R. A., and McInnes K. D. (1993), The Demand for Health Care in Latin America. Lessons from the Dominican Republic and El Salvador. EDI Seminar Paper n°. 46, 54p. The World Bank, Washington, D.C.
- Bolduc D. et Kaci M. (1993), Estimation des modèles probit polytomiques : un survol des techniques, *L'Actualité économique*, vol. 69, n° 3, 1993, p. 161-191 ; <http://id.erudit.org/iderudit/602113ar>.
- Bolduc D., Lacroix, G., & Muller, C. (1996), The choice of medical providers in rural Benin: A comparison of discrete choice models. *Journal of Health Economics*, 15, 477-498.
- Brunet-Jailly (ed). (1999), *Santé en Capitales, La dynamique des systèmes de santé des capitales ouest-africaines*, Abidjan, CEDA, 384p.
- Cisse B., Luchini S. et Moatti J-P. (2004), Les effets des politiques de recouvrement des coûts sur la demande de soins dans les Pays en Développement : les raisons de résultats contradictoires. *Revue française d'économie*, Volume 18, Numéro 4 p. 111 – 149.
- Diallo A, Ndam NT, Moussiliou A, Dos Santos S, Ndonky A, et al. (2012), Asymptomatic Carriage of Plasmodium in Urban Dakar: The Risk of Malaria Should Not Be Underestimated. *PLoS ONE* 7(2): e31100. doi:10.1371/journal.pone.0031100
- Dor A, Gertler P, van der Gaag J. (1987), Non-price rationing and the choice of medical care provided in rural Côte d'Ivoire, *Journal of Health Economics* 6, 4, 291-304.
- Dzator J., Asafu-Adjaye J. (2004), A study of malaria care provider choice in Ghana, *Health Policy* 69, 389-401.
- Ellis, R.P., McInnes, D.K., Stephenson. (1994), Inpatient and outpatient health care demand in Cairo, Egypt. *Health Economics*, 3, 183-200.
- Fournier P. et Haddad S. (1997), Les facteurs associés à l'utilisation des services de santé dans les pays en développement. In *Sociologie des Populations*. Sous la direction de H. GERARD et V. PICHE, PUM/AUPELF- UREF, pp. 289-325.

- Gertler, Locay L., and Sanderson W. (1987), Are User Fees Regressive? The Welfare Implications of Health Care Financing Proposals in Peru. *Journal of Econometrics*, Vol. 36, p. 67-88.
- Gertler P. and Van Der Gaag J. (1990), The Willingness to Pay for Medical Care: Evidence from two Developing Countries. Baltimore, Johns Hopkins University Press.
- Grossman M. (1972), On The Concept of Health Capital and The Demand for Health. *Journal of Political Economy*, Vol. 80, n°2, p. 223-255.
- Haddad S. et Fournier P. (1995), Quality, Cost and Utilization of Health Services in Developing Countries: A Longitudinal Study in Zaïre. *Social Science and Medicine*, Vol.40, n°6, p.743-753.
- Heller P. (1982), A Model of the Demand for Medical and Health Services in Peninsular Malaysia. *Social Science and Medicine*, Vol. 16, p. 267-284.
- Juillet A. (1998), *Approche économétrique de la demande de soins dans les pays en développement*. Thèse d'économie, Université de Paris I, UFR des Sciences Economiques
- Kermani M. S., Ghaderi H. and Yousefi A. (2008), Demand for Medical care in the Urban Areas of Iran: An Empirical Investigation. *Health Economics* n°17, pp849–862
- Koné G. (2012), L'équité de l'accès aux soins dans un contexte de subvention des médicaments : Une analyse économétrique des déterminants du recours aux soins à Dakar. Thèse d'économie, Université Cheikh A. DIOP, Dakar, 269p.
- Koné G, Lalou R, Audibert M, Lafarge H, Mbaye A, Dos Santos S, Le Hesran J-Y. (2013), Use of health care among the urban poor in Africa: Does the neighbourhood have an impact? Soumis à *Social Science and Medicine*.
- Lacroix G., Muller C. (1996), The choice of medical providers in rural Benin: a comparison of discrete choice models. *Journal of Health Economics*, Vol. 15, pp. 477-498.
- Lavy V., Germain, J.M. (1995), Tradeoffs in cost, quality and accessibility in utilization of health facilities: insights from Ghana, in Shaw, R.P., Ainsworth, M., (ed), *Financing Health Services through User fees and Insurance: Case studies from Sub-Saharan Africa*, World Bank Discussion Paper 294, Washington, D.C.
- Lavy, V., Germain, J.M. (1994), Quality and cost in health care choice in developing countries. *Living Standards Measurement Study, Working Paper*, 105, The World Bank.
- Mariko M. (1999), Qualité des soins et demande des services de santé : application des modèles à choix discret pour Bamako. Thèse d'Economie, Université de Clermont-Ferrand, CERDI, 252 p.
- Mariko M., Cisse B., UNICEF, CF, IRD. (Novembre 2000), *Équité dans l'accès aux soins et l'utilisation des services de santé : cas de cinq capitales*. Rapport, UNICEF.
- Mbengue Cheikh S.A., Yann Derriennic (Health Systems 20/20), Diouf F. (Groupe Issa), Demba A. Dione (ISED), Diawara L. (OMS) et Diagne A. (Septembre 2009), *Évaluation du système de santé du Sénégal*. Abt Associates Inc
- MSPM. (2009), *Plan national de développement sanitaire et social du Sénégal 2 (2009-2018) version finale*. Doc. MSPM, Dakar.
- MSPM. (2007), *Rapport final d' Evaluation des initiatives de subvention et du fonds social, sep 2007*. Doc MSPM, Dakar.

- Mwabu G., Ainsworth M., and Nyamete A. (1993), Quality of Medical Care and Choice of Medical Treatment in Kenya: An Empirical Analysis. *The Journal of Human Resources*, Vol. 28, n° 4, p. 838-862.
- Mwabu, G.M. (1986), Health care decisions at the household level: result from a rural health survey in Kenya, *Social Science and Medicine*, 22, n°3, 315-319.
- Perrin H. (2000), Le paiement des soins par les usagers : un système de santé équitable ? Analyse de sensibilité de la demande de soins à Abidjan. CERDI, Clermont-Ferrand, colloque international, 30 Nov-1er Dec.
- Salem G. (1998), La santé dans la ville. Géographie d'un petit espace dense : Pikine (Sénégal), Paris, Karthala, ORSTOM, 360 p.
- UNICEF. (2009), La Protection Sociale des Enfants en Afrique de l'Ouest et du Centre: cas du Sénégal, Rapport UNICEF Dakar, version 2009, Dakar.

ANNEXE

Tableau A1: Résultat de l'estimation du probit multinomial avec une autre variable satisfaction

| VARIABLES | Public vs Automédication | | Privé vs Automédication | |
|--|--------------------------|-----------|-------------------------|-----------|
| | coef | t-student | coef | t-student |
| Prix_soins | 0,077*** | (74,064) | 0,077*** | (71,26) |
| Sexe | -0,028 | (-0,164) | 0,003 | (0,015) |
| Groupes d'âges | | | | |
| Enfant | -0,649** | (-2,431) | -0,373* | (-1,929) |
| Adultes | ref | | ref | |
| Personnes âgées | 0,309 | (0,36) | -0,301 | (-0,410) |
| Sex_CM_Mge | 0,073 | (0,29) | -0,158 | (-0,581) |
| Tail_Mge1 | -0,02 | (-0,972) | -0,006 | (-0,217) |
| Passage | | | | |
| Passage1 | ref | | ref | |
| Passage2 | -0,146 | (-0,328) | -0,111 | (-0,263) |
| Passage3 | -0,152 | (-0,341) | -0,31 | (-0,699) |
| Passage4 | -0,933** | (-2,323) | -1,030*** | (-2,999) |
| Nbre_episode_Mge | 0 | (0,013) | 0,09 | (1,261) |
| Nbre_episode_ind | -0,034 | (-0,184) | -0,005 | (-0,024) |
| Sévérité maladie | | | | |
| Léger | -1,582* | (-1,814) | -1,675 | (-1,532) |
| Modéré | 0,339 | (0,444) | 0,433 | (0,591) |
| Grave | ref | | ref | |
| Satisfaction2 | 0,988*** | (3,337) | 0,573** | (2,142) |
| Types symptômes | | | | |
| Fievre_palu | 0,603*** | (2,795) | 0,414** | (2,04) |
| Autres symtômes | ref | | ref | |
| Catégories sociales | | | | |
| Tres_pauvre | 0,185 | (0,555) | 0,314 | (0,591) |
| Pauvre | 0,512* | (1,778) | 0,522 | (1,457) |
| Non_pauvre | ref | | ref | |
| Niveau_éducation chef de ménage | | | | |
| Aucun niveau | ref | | ref | |
| Niveau_primaire | -0,207 | (-0,552) | -0,436 | (-0,950) |
| Niveau_secondaire+ | 0,856*** | (4,75) | 1,124*** | (4,22) |
| _cons | -2,204*** | (-2,644) | -3,984*** | (-3,381) |

Log pseudolikelihood = -479.2

Observations = 1065

Nombre de cluster =8

Note: indication de niveau de significativité : *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; ref: modalité de référence

Tableau A2 : Résultat de l'estimation du probit multinomial avec prix décomposé

| VARIABLES | Public vs Automédication | | Privé vs Automédication | |
|--|--------------------------|-----------|-------------------------|-----------|
| | coef | t-student | coef | t-student |
| Prix_consultation | 0,074*** | (11,225) | 0,074*** | (10,536) |
| Prix_transport | 0,080*** | (10,536) | 0,080*** | (15,494) |
| Sexe | 0,063 | (0,32) | 0,077 | (0,385) |
| Groupes d'âges | | | | |
| Enfant | -0,811*** | (-2,609) | -0,546** | (-2,496) |
| Adultes | ref | | ref | |
| Personnes âgées | 0,237 | (0,309) | -0,36 | (-0,468) |
| Sex_CM_Mge | 0,016 | (0,041) | -0,202 | (-0,507) |
| Tail_Mge1 | -0,026 | (-0,861) | -0,012 | (-0,390) |
| Passage | | | | |
| Passage1 | ref | | ref | |
| Passage2 | -0,142 | (-0,240) | -0,052 | (-0,105) |
| Passage3 | -0,369 | (-0,554) | -0,468 | (-0,705) |
| Passage4 | -1,235** | (-2,044) | -1,267** | (-2,279) |
| Nbre_episode_Mge | 0,017 | (0,39) | 0,106 | (1,5) |
| Nbre_episode_ind | -0,014 | (-0,067) | 0,026 | (0,139) |
| Sévérité maladie | | | | |
| Léger | -1,706* | (-1,672) | -1,921 | (-1,633) |
| Modéré | 0,509 | (0,514) | 0,482 | (0,482) |
| Grave | ref | | ref | |
| Satisfaction | 8,441*** | (6,92) | 6,998*** | (13,989) |
| Types symptômes | | | | |
| Fievre_palu | 0,802*** | (3,761) | 0,538*** | (2,85) |
| Autres symtômes | ref | | ref | |
| Catégories sociales | | | | |
| Tres_pauvre | 0,238 | (0,673) | 0,346 | (0,644) |
| Pauvre | 0,657* | (1,764) | 0,629 | (1,476) |
| Non_pauvre | ref | | ref | |
| Niveau_éducation chef de ménage | | | | |
| Aucun niveau | ref | | ref | |
| Niveau_primaire | -0,18 | (-0,500) | -0,416 | (-0,812) |
| Niveau_secondaire+ | 1,102*** | (3,955) | 1,395*** | 4,404 |
| cons | -9,778*** | (-5,819) | -10,394*** | (-7,499) |

Log pseudolikelihood = -450,4

Observations = 1065

Nombre de cluster =8

Note: indication de niveau de significativité : *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; ref : modalité de référence

Tableau A3 : Élasticité prix de la demande (modèle prix décomposé)

| Catégories sociales | Services Publics | | Services Privés | |
|---------------------|------------------|-----------|-----------------|-----------|
| | consultation | transport | consultation | transport |
| Très pauvre | -0,102 | -0,007 | 0,138*** | 0,016 |
| Pauvre | -0,187 | -0,013 | 0,174** | 0,012 |
| Intermédiaire | - 0,079** | -0,005 | 0,172** | 0,018 |
| Riche | - 0,046* | -0,001 | 0,148*** | 0,002 |

Tableau A4 : Résultat de l'estimation du probit multinomial avec variable multiplicative entre sévérité maladie et catégorie sociale.

| VARIABLES | Public vs Automédication | | Privé vs Automédication | |
|---|--------------------------|-----------|-------------------------|-----------|
| | coef | t-student | coef | t-student |
| Prix_consultation | 0,077*** | -50,77 | 0,078*** | -48,761 |
| Sexe | -0,01 | (-0,054) | 0,011 | -0,056 |
| Groupes d'âges | | | | |
| Enfant | -0,841*** | (-2,787) | -0,579*** | (-2,679) |
| Adultes | ref | | ref | |
| Personnes âgées | 0,38 | -0,444 | -0,219 | (-0,275) |
| Sex_CM_Mge | 0,064 | -0,163 | -0,127 | (-0,328) |
| Tail_Mge1 | -0,021 | (-0,747) | -0,007 | (-0,236) |
| Passage | | | | |
| Passage1 | ref | | ref | |
| Passage2 | -0,252 | (-0,441) | -0,185 | (-0,367) |
| Passage3 | -0,398 | (-0,661) | -0,571 | (-0,999) |
| Passage4 | -1,289** | (-2,372) | -1,355*** | (-2,751) |
| Nbre_episode_Mge | 0,003 | -0,054 | 0,086 | -1,055 |
| Nbre_episode_ind | -0,02 | (-0,089) | 0,02 | -0,095 |
| Sévérité maladie | | | | |
| Léger | -1,443 | (-1,256) | -1,23 | (-1,233) |
| Modéré | 0,754 | -0,583 | 1,231 | -1,011 |
| Grave | ref | | ref | |
| Satisfaction | 9,037*** | -7,62 | 7,573*** | -20,285 |
| Types symptômes | | | | |
| Fievre_palu | 0,809*** | -3,435 | 0,503*** | -2,649 |
| Autres symtômes | ref | | ref | |
| Catégories sociales | | | | |
| Tres_pauvre | 0,269 | -0,694 | 0,375 | -0,634 |
| Pauvre | 0,51 | -1,455 | 0,322 | -0,752 |
| Non_pauvre | ref | | ref | |
| Sévérité maladie*Catégories sociales | | | | |
| Grave*Tres_pauvre | -7,102*** | (-5,941) | -7,943*** | (-4,984) |
| Grave*Pauvre | 0,874 | -1,404 | 1,962** | -2,057 |
| Grave*Non_pauvre | ref | | ref | |
| Niveau_éducation chef de ménage | | | | |
| Aucun niveau | ref | | ref | |
| Niveau_primaire | -0,092 | (-0,258) | -0,315 | (-0,656) |
| Niveau_secondaire+ | 1,026*** | -3,934 | 1,287*** | -4,338 |
| _cons | -10,494*** | (-6,308) | -11,406*** | (-9,307) |

Log pseudolikelihood = -461,3

Observations = 1065

Nombre de cluster =8

Note: indication de niveau de significativité : *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; ref: modalité de référence