



Munich Personal RePEc Archive

Determinants of health care consumption in Tunisia

Ismail, Safa

25 December 2021

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/111223/>
MPRA Paper No. 111223, posted 27 Dec 2021 15:46 UTC

Déterminants de l'accès aux soins et des dépenses de santé en Tunisie

Safa Ismail

Faculté des sciences économiques et de gestion de Nabeul, Université de Carthage, Tunisie

Email: safa_ismail@yahoo.fr

Résumé :

L'objectif de cette étude est d'estimer et analyser l'impact des déterminants de l'accès et la consommation de soins en Tunisie. L'estimation est faite à l'aide de deux modèles : le « modèle de sélection de Heckman » et le « Two-part model », en utilisant un échantillon représentatif de 25091 ménages de l'enquête nationale sur le budget, la consommation et le niveau de vie des ménages en 2015. Les estimations par les deux modèles donnent des résultats similaires. L'accès aux soins et les dépenses directes de santé augmentent avec le niveau de vie du ménage, en présence de maladie chronique ou difficultés physique ou mentales, en présence d'enfant de moins de 5 ans et dans le milieu rural. Les dépenses directes augmentent aussi en présence de personne âgée mais baissent en présence d'assurance maladie.

Mots clé : Dépenses de santé; Accès aux soins; Tunisie

Introduction :

Chaque année, des centaines de millions de personnes sont demandeuses de services de santé. Néanmoins, l'accès aux soins n'est pas à la portée de tous. Plusieurs contraintes peuvent se présenter et construire un obstacle face à cet accès. Notamment les problèmes d'offre et de financement des soins. En effet, le paiement individuel des dépenses de santé limite la survie économique à long terme (Leive and Xu 2008) et conduit à un appauvrissement supplémentaire de la population.

Certains ménages renoncent même aux services de santé nécessaires au bon moment et vivent avec les conséquences des problèmes de santé et d'incapacité, du fait des obstacles financiers (World Health Organization 2017). Dans certains pays tel que le Vietnam, beaucoup de parents se trouvent obligés de retirer leurs enfants de l'école afin d'utiliser les frais des études pour couvrir les dépenses de soins nécessaires (Wagstaff and Lieberman 2009).

Selon l'Organisation Mondiale de la Santé, 89.7 million de personnes sont poussées en 2015 dans l'extrême pauvreté en raison des dépenses directes de santé (Murray and Evans 2003).

En Tunisie, le financement du système de santé repose sur trois sources majeures : l'Etat, les caisses de sécurité sociale et les dépenses privées constituée par les dépenses directes des ménages et les dépenses des assurances privées (CNS 2012-2013). La part des dépenses directes dans les dépenses totales du ménage est estimée à 38% en 2015. Ces dépenses directes ont été à l'origine d'appauvrissement considérable de la population (Abu-Zaineh, Romdhane et al. 2013, World Health Organization 2020).

Pour promouvoir l'accès aux services de soins essentiels sans menacer la situation financière du ménage, il est nécessaire d'identifier les facteurs qui sont à l'origine de l'augmentation des dépenses directes de santé.

Ce papier identifie les déterminants de l'accès aux soins et de la consommation individuelle de services médicaux et analyse leur impact. Le reste du papier est organisé comme suit : la

première section décrit les méthodes d'estimation de l'accès aux soins et des dépenses engagées. La deuxième section présente les données utilisées pour cette étude. La troisième section présente les résultats et la dernière section est consacrée à la discussion des résultats.

Financement de la santé en Tunisie

La Tunisie consacre 7.3% de son PIB pour les dépenses de santé. Son système d'offre de soins repose sur le ministère de la santé qui dirige les structures de santé publiques. Ce secteur emploie plus que la moitié du personnel médical et gère 75% des lits hospitaliers. Les centres de santé de base et les hôpitaux locaux qui offrent des soins de premier niveau sont bien répartis dans le pays. Le secteur privé gère 22% des lits hospitaliers alors que le secteur para-public gère 2% du total des lits.

Aujourd'hui, il existe deux principaux dispositifs de mutualisation : la caisse nationale d'assurance maladie obligatoire (CNAM) couvre les salariés du secteur formel (privé ou public) et les régimes d'assistance médicale gratuite (AMG) gérés par le ministère de la santé qui offre des services de soins gratuits pour les pauvres et des soins à tarifs réduits pour les vulnérables. La CNAM a trois options : la « filière publique », la « filière privée » et le « système de remboursement de frais ». Elle couvre les dépenses de soins dans le secteur de santé public ou privé selon l'option choisie, alors que l'AMG couvre les soins dans les structures de santé publiques liées au ministère de la santé (CRES 2019). Le paiement des soins se fait selon deux méthodes principales : le paiement à l'acte dans les structures privées et le copaiement (ticket modérateur) dans les structures publiques. L'assurance maladie privée couvre une faible part de la population qui ne dépasse pas 4% (CNS 2012-2013).

Malgré les efforts menés pour promouvoir la protection financière de santé à l'aide de plusieurs mesures et réformes, environ 17% de la population sont jusqu'à présent sans assurance maladie

et sont contraints alors à payer l'intégralité de leurs consommations de soins par des dépenses directes (INS 2015).

Méthodes

Les dépenses de santé sont caractérisées par l'observation de quantité considérable de zéro qui s'explique par l'existence d'un nombre non négligeable d'individus sans aucune dépense de santé durant la période d'observation. Une telle configuration nécessite des modèles qui comportent deux équations : une équation pour la participation afin d'estimer la décision de consommer des soins et une autre pour expliquer le niveau de consommation, conditionnellement à la participation (appelée « participation conditionnelle »).

La première méthode d'estimation utilisée dans cette étude est la méthode en deux étapes de Heckman (Heckman 1979). Si on estime la seconde équation indépendamment de la première, cela introduit un biais de sélection dans les observations disponibles pour la deuxième équation. Celui-ci peut être corrigé en tenant compte de la corrélation des résidus dans l'estimation des paramètres de la deuxième équation par l'introduction de l'inverse du ratio de Mill. Cette forme de modélisation permet donc de distinguer l'effet des différentes variables sur la probabilité de consommer des soins de leur effet sur la dépense.

La première équation du modèle modélise la probabilité d'engager des dépenses de santé.

La deuxième équation modélise le montant des dépenses annuelles (en logarithme).

Soit y_{2i} le montant annuel des dépenses de soins du ménage

Un modèle Tobit généralisé de type II est défini par

$$\forall i = 1, \dots, N \quad y_{2i} = \begin{cases} y_{2i}^* & \text{si } y_{1i}^* > 0 \\ 0 & \text{si } y_{1i}^* \leq 0 \end{cases}$$

$$\text{Avec } \begin{cases} y_{1i}^* = x_{1i}\alpha + u_{1i} & (1) \\ y_{2i}^* = x_{2i}\beta + u_{2i} & (2) \end{cases}$$

$$\text{Où } \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \end{pmatrix} \approx N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix} ; \begin{pmatrix} 1 & \rho\sigma \\ \rho\sigma & \sigma^2 \end{pmatrix} \right]$$

Les résidus u_1 et u_2 sont corrélés et suivent une loi normale bivariée. La variance de la perturbation de la première équation est normalisée à 1 ($\sigma_1 = 1$) alors que celle de la deuxième équation est $\sigma_2 = \sigma$.

Si $y_{1i}^* > 0$ l'individu i décide de consommer

Si $y_{1i}^* \leq 0$ l'individu i décide de ne pas consommer

X_1 et X_2 sont des vecteurs de variables explicatives.

L'équation de régression de Heckman est donnée par :

$$y_{2i}^* = x_{2i}\beta + \delta\lambda(x_{1i}\hat{\alpha}) + u_{2i}$$

Avec λ est l'inverse du ratio de Mill donné par : $\lambda(x_{1i}\hat{\alpha}) = \frac{\phi(x_{1i}\hat{\alpha})}{\Phi(x_{1i}\hat{\alpha})}$ tels que ϕ et Φ sont respectivement la fonction de densité de probabilité et la fonction de répartition.

Les performances du modèle de sélection dépendent crucialement du degré de colinéarité entre l'inverse du ratio de Mill et les variables explicatives de la deuxième équation. En cas de colinéarité, le « Two-part model » sera préférable car il conduit à de meilleures performances en termes d'erreur quadratique moyenne que le modèle de sélection même s'il est potentiellement biaisé du fait qu'il ne tient pas compte d'une corrélation possible entre les deux équations. En cas de non colinéarité, un test de significativité du coefficient de l'inverse du ratio de Mill peut être utilisé pour choisir entre les deux spécifications.

Le Two-part model se base sur la logique suivante :

Pour une variable aléatoire Y non nulle on a : $E(Y/X) = \Pr(Y > 0/X) E(Y/Y > 0, X)$

Ce modèle spécifie alors des équations séparées pour modéliser $\Pr(Y > 0/X)$ et $E(Y/Y > 0, X)$.

Selon Belotti et al. (2012) (Belotti, Deb et al. 2012), on modélise d'abord $\Pr(Y > 0/X)$ à l'aide d'un modèle de régression pour variables binaires tels que le probit ou le logit, ensuite $E(Y/Y > 0, X)$ ou $f(Y/Y > 0, X)$, où $f(\cdot)$ indique une fonction de densité et elle est modélisée à l'aide d'une structure de régression pour variables continues, par exemple un MCO ou un GLM.

Pour la première équation, le modèle est donné par : $\Pr(Y > 0/X_1) = F(X_1\alpha)$

Pour la deuxième équation, on a : $E(Y/Y > 0, X_2) = g(X_2\beta)$

Où X_1 et X_2 sont respectivement les vecteurs des variables explicatives de la première et la deuxième équation, α et β sont les vecteurs des paramètres à estimer correspondants et F est la fonction de distribution cumulée d'un terme d'erreur i.i.d. typiquement, choisi pour des distributions à valeur extrême (logit) ou normale (probit) alors que g est une fonction de transformation.

Notons que les termes d'erreur dans les deux équations ne doivent pas nécessairement être indépendants pour obtenir des estimations consistantes pour les paramètres α et β .

Dans cette étude, un lien logarithmique est utilisé pour la deuxième équation car les observations strictement positives des dépenses de santé sont fortement dissymétriques et le logarithme des dépenses réduit l'asymétrie (graphe 1). La loi retenue pour la consommation conditionnelle est la loi gaussienne, choix fondé sur les résultats du test de Park menés en suivant l'approche suggérée par Manning et Mullahy (2001) (Manning and Mullahy 2001).

Les analyses statistiques ont été réalisées en utilisant le logiciel STATA 14.

Données

Les données utilisées pour cette étude sont issues de l'Enquête Nationale sur le Budget, la Consommation et le Niveau de Vie des ménages (*EBCNV* 2015) de l'Institut National de la Statistique (INS 2015). Cette enquête a porté sur un échantillon de 25091 ménages (21011 chefs

de ménages hommes et 4080 chefs de ménages femmes) représentatifs de la population tunisienne, tiré selon un sondage aléatoire stratifié à deux degrés. Les coefficients d'extrapolation sont calculés sur la base de la population du 1^{er} janvier 2014.

L'enquête nous fournit des informations sur les caractéristiques socio-économiques et démographiques des ménages tunisiens, sur leurs dépenses courantes et exceptionnelles et sur leur état de santé.

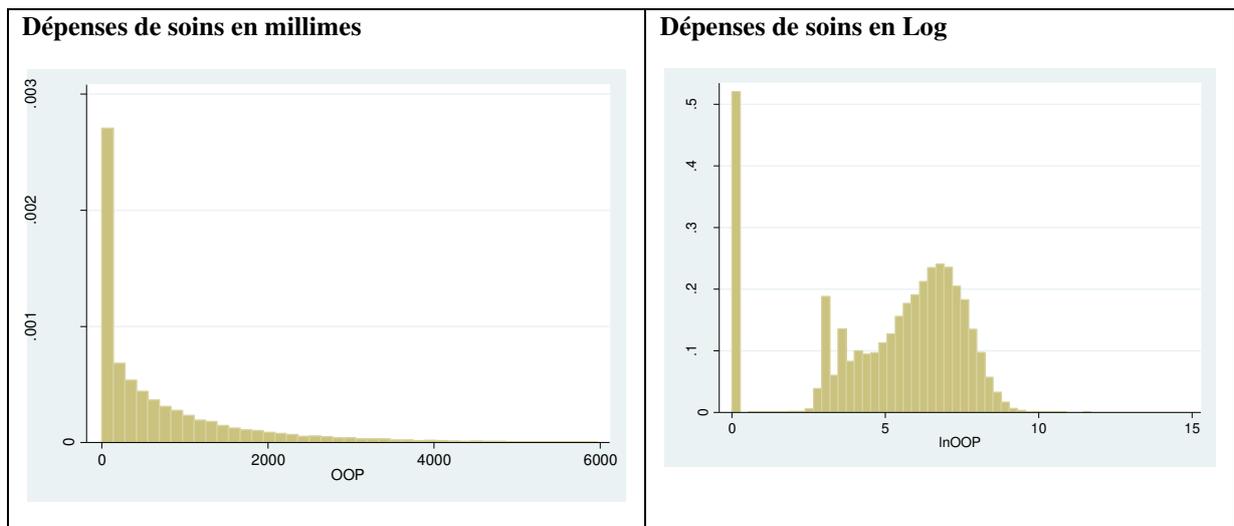
La variable d'intérêt est mesurée par les dépenses de soins par an du ménage (en logarithme). L'état de santé est mesuré par deux variables : la présence de maladie chronique dans le ménage selon trois catégories (aucun membre, un ou deux membres et plus que deux membres avec maladie chronique) et la présence de difficultés physique ou mentale dans le ménage selon trois catégories (aucun membre, un seul membre et plus qu'un membre). Les caractéristiques socioéconomiques et démographiques du ménage sont décrites par le niveau de vie en termes de dépenses totales du ménage par an (en logarithme), le genre du chef de ménage, son niveau d'instruction en quatre catégories (analphabète, niveau primaire, secondaire et supérieur), le type de sa couverture contre la maladie en trois catégories (aucune assurance, AMG, CNAM), l'affiliation additionnelle à une assurance privée, la présence de personne âgée (> 60 ans), la présence d'enfant (<5 ans), la taille du ménage en trois catégories (1-4, 5-6 et >6) et le milieu d'habitation.

Les dépenses de soins individuelles par an de cet échantillon sont comprises entre 0 et 121125.600 dinars. La moyenne est de 824.848 dinars. Sur 25091 observations, 3462 zéros sont observés, soit une proportion de 13.8%. Le quantile 95% est situé à la valeur de 3148.440 dinars alors que la médiane est à 333.600 dinars. Le skewness qui juge de la symétrie de cette distribution est $S=28.085$ et le kurtosis qui juge de l'amplitude est $K=1649.295$. Nous disposons alors d'une distribution étalée vers la droite et nettement plus « pointue » qu'une distribution normale standard. Ce pic est dû bien évidemment au grand nombre de zéros. La distribution des

dépenses de soins en logarithme censuré à zéro est plus proche de la loi normale (le skewness et le kurtosis normalisés sont respectivement $Sn=-0.381$ et $Kn=2.337$). Donc, la transformation logarithmique permet de corriger l'asymétrie et l'aplatissement de la distribution pour les observations strictement positives (graphique 1).

On a alors : $y_{2i}^* = \log(y_{2i})$

Graphique1 : Histogramme des dépenses de soins et celui de leur logarithme



Source : Enquête INS 2015

La description des dépenses des ménages et de leurs caractéristiques est présentée dans le tableau 1. La dépense totale moyenne des ménages est de 14043.720 dinars par an. Environ la moitié des ménages comprennent des personnes atteintes de maladie chronique (45%) et 13% des ménages ont des membres atteints de difficulté physique ou mentale. 83.7% des chefs de ménage sont des hommes, 8.7% seulement ont un niveau d'instruction universitaire et 89% sont couverts par une assurance maladie. 38% des ménages comprennent des personnes âgées (>60 ans), 25% comprennent des enfants (âgés <5 ans) et la majorité compte au plus six membres (91%). Les deux-tiers des ménages résident dans le milieu urbain.

Tableau 1 : Dépenses et caractéristiques des chefs de ménage (N=25091)

	Moyenne ou pourcentage	Erreur standard
Dépenses de soins (en dinar)	824.848	11.351
Dépenses totales (en dinar)	14043.720	73.231
Membre avec maladie chronique		
0	54.932	0.314
1-2	43.633	0.314
>2	1.434	0.075
Membre avec difficulté physique ou mentale		
0	86.895	0.213
1	11.047	0.190
>1	2.056	0.089
Genre du chef de ménage		
Homme	83.739	0.232
Niveau d'instruction		
Analphabète	28.675	0.285
Primaire	37.973	0.306
Secondaire	24.650	0.272
Supérieur	8.700	0.177
Agé>60 ans	38.113	0.306
Agé<5 ans	25.853	0.276
Taille du ménage		
1-4	59.340	0.310
5-6	31.624	0.293
>6	9.035	0.180
Type d'assurance		
Non assuré	10.577	0.194
AMG	23.091	0.266
CNAM	66.330	0.298
Assurance privée	2.415	0.096
Milieu d'habitation		
Urbain	61.165	0.307

Résultats

La distribution de la consommation de soins selon les caractéristiques des ménages figure dans le tableau 2. D'une part, on a la décision de consommer des soins (participation) et d'autre part le niveau de consommation (en termes de dépenses). La participation est égale à 82% pour les ménages n'ayant aucun membre atteint de maladie chronique, elle est de 88% pour les ménages ayant un ou deux membres et 92% pour ceux qui ont plus que deux membres avec une maladie chronique. Leurs dépenses conditionnelles sont respectivement égales à 767 dinars, 1231 dinars et 1981 dinars. Ces valeurs sont très proches de celles observées pour les ménages comportant des personnes atteintes de difficultés physiques ou mentales. Les ménages ayant un chef homme ont une probabilité plus élevée d'engager des dépenses de soins que ceux ayant un chef femme (87%) et leurs dépenses sont aussi plus élevées (1019 dinars). La participation et les dépenses conditionnelles des ménages ayant un chef avec un niveau d'instruction supérieur sont plus élevées que celles des autres ménages (88% et 1234 dinars). Les ménages ayant des personnes âgées (> 60 ans) n'ont pas une plus forte participation (83%) mais quand ils engagent des soins, ils dépensent plus que les autres (1233 dinars). Les ménages ayant des enfants (>5 ans) ont une participation plus élevée (93%) et aussi des dépenses conditionnelles plus élevées (1058 dinars). Des résultats similaires sont observés pour les ménages de tailles supérieures à six membres (93% et 1278 dinars), pour les ménages appartenant au quintile supérieur (88% et 1707 dinars) et ceux qui habitent dans le milieu urbain (86% et 1062 dinars), ainsi que pour les ménages dont le chef est affilié à la CNAM (87% et 1082 dinars) et ceux dont le chef est affilié à une assurance privée (88% et 1627 dinars).

Tableau 2 : Distribution des dépenses de soins selon les caractéristiques des ménages

Variabes	Participation (en %)	Dépenses (en DT)
Membre avec maladie chronique		
0	82.865	767.6384
1-2	88.1525	1231.67
>2	92.767	1981.393
Membre avec difficulté physique		
0	85.042	958.370
1	87.668	1312.485
>1	92.074	1581.939
Genre du chef de ménage		
Homme	87.169	1019.737
Femme	76.477	932.5944
Niveau d'instruction		
Analphabète	80.565	981.306
Primaire	85.943	927.759
Secondaire	88.046	1038.85
Supérieur	88.294	1234.592
Agé>60 ans		
Oui	83.649	1233.192
Non	86.497	876.587
Agé<5 ans		
Oui	93.331	1058.543
Non	82.914	988.593
Taille du ménage		
1-4	82.034	994.552
5-6	90.729	968.114
>6	93.666	1278.546
Type d'assurance		
Non assuré	80.728	911.410
AMG	81.565	752.926
CNAM	87.190	1082.092
Assurance privée	88.609	1627.956
Quintiles de dépenses		
Q1	80.132	479.752
Q2	84.073	671.469
Q3	86.406	900.009
Q4	88.196	1207.902
Q5	88.351	1707.717
Milieu d'habitation		
Urbain	86.190	1062.479
Rural	83.604	869.107
Population	85.433	1007.071
N	25091	21629

La régression de l'inverse du ratio de Mill (IRM) sur l'ensemble des variables explicatives donne un facteur d'inflation de la variance (FIV) de l'IRM proche de 1 ce qui montre un faible degré de colinéarité entre l'IRM et les autres variables explicatives. D'autre part, l'hypothèse nulle de non corrélation des résidus est rejetée donc le modèle de sélection de Heckman est consistant.

Les résultats des deux modèles : « modèle de sélection de Heckman » et « Two-part model » utilisés pour déterminer les facteurs associés aux dépenses de soins, sont présentés dans le tableau 3. La comparaison des résultats obtenus par les deux modèles montre que les coefficients sont similaires. L'impact de la présence de maladie chronique et de difficulté physique ou mentale sur les dépenses de soins est significativement positif. L'effet est plus élevé quand le nombre de personnes atteintes s'élève et ceci est valable pour l'équation de participation ou celle du niveau des dépenses engagées. Un chef de ménage homme a un impact positif sur l'accès aux soins mais pas sur les dépenses de soins. La présence d'enfants (> 5 ans) dans le ménage est positivement associée tant à l'accès qu'au dépenses de soins. Par contre la présence de personnes âgées est négativement associée à l'accès et positivement associée à la consommation conditionnelle alors que la taille du ménage fait augmenter la probabilité de recours aux soins et fait baisser le niveau de dépenses conditionnelles. Le niveau de vie (en termes de dépenses totales) fait augmenter à la fois l'accès aux soins et les dépenses engagées. De même, les chefs de ménage analphabètes ou à niveau d'instruction primaire ou secondaire ont aussi un impact significativement positif sur l'accès et la dépense de soins. Par rapport aux non assurés, les bénéficiaires de l'AMG ont significativement un plus grand accès aux soins alors que cet effet n'est pas significatif pour l'affiliation à la CNAM. Par contre, les deux types d'assurance permettent significativement de réduire le niveau des dépenses. L'assurance privée n'a aucun impact significatif dans les deux modèles. L'accès et les dépenses de soins sont plus faibles pour les habitants du milieu urbain que rural.

Tableau 3 : Déterminants des dépenses de soins (N= 25091)

	Heckman selection model		Two-part model	
	Participation	Dépenses	Participation Probit	Dépenses GLM
Censored obs = 3462				
Uncensored obs = 21629				
Membre avec maladie chronique (réf : aucune maladie chronique)				
1-2	0.289*** (12.03)	0.448*** (16.34)	0.378*** (13.32)	0.0967*** (21.37)
>2	0.337** (2.97)	0.810*** (9.32)	0.411** (3.25)	0.151*** (11.11)
Membre avec difficulté physique ou mentale (réf : aucune difficulté physique ou mentale)				
1	0.198*** (5.38)	0.244*** (6.95)	0.216*** (5.20)	0.0417*** (6.90)
>1	0.446*** (4.64)	0.439*** (5.96)	0.373** (3.26)	0.0776*** (6.43)
Genre du chef de ménage (réf : femme)				
Homme	0.103*** (3.55)	-0.0306 (-0.94)	0.126*** (3.70)	0.0108 (1.77)
Niveau d'instruction (réf : supérieur)				
Analphabète	0.328*** (6.45)	0.205*** (4.18)	0.368*** (6.39)	0.0548*** (6.06)
Primaire	0.257*** (5.67)	0.138** (3.24)	0.291*** (5.59)	0.0434*** (5.46)
Secondaire	0.190*** (4.16)	0.0958* (2.30)	0.239*** (4.51)	0.0325*** (4.08)
Membre âgé>60 ans (réf : aucun)				
	-0.0614* (-2.35)	0.332*** (12.80)	-0.0629* (-2.04)	0.0530*** (10.98)
Membre âgé<5 ans (réf : aucun)				
	0.620*** (20.14)	0.462*** (12.28)	0.625*** (16.10)	0.110*** (24.72)

t statistics in parentheses, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Continuité du tableau 3 : Déterminants des dépenses de soins (N= 25091)

	Heckman selection model		Two-part model	
	Censored obs = 3462			
	Uncensored obs = 21629			
	Participation	Dépenses	Participation Probit	Dépenses GLM
Taille du ménage (réf : <5)				
5-6	0.166*** (6.30)	-0.278*** (-11.03)	0.147*** (4.71)	-0.029*** (-6.57)
>6	0.254*** (4.97)	-0.334*** (-8.59)	0.169** (2.85)	-0.043*** (-6.39)
Type d'assurance (réf : aucune assurance)				
AMG	0.183*** (4.88)	-0.111** (-2.74)	0.162*** (3.51)	-0.016* (-2.24)
CNAM	0.0553 (1.61)	-0.146*** (-4.11)	0.0387 (0.87)	-0.022*** (-3.42)
Assurance privée	-0.0932 (-1.14)	0.0757 (1.01)	-0.0587 (-0.60)	0.00872 (0.64)
Dépenses totales (log)	0.784*** (33.82)	0.798*** (17.96)	0.755*** (23.87)	0.151*** (36.71)
Milieu d'habitation (réf : rural)				
Urbain	-0.0847*** (-3.50)	-0.123*** (-5.23)	-0.0840** (-2.97)	-0.018*** (-4.22)
_cons	-4.784*** (-19.79)	-1.666*** (-3.36)	-6.678*** (-23.06)	0.238*** (5.87)
rho	-0.698			
sigma	1.527			
lambda	-1.068*** (-5.90)			

t statistics in parentheses, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Discussion

Les résultats de cette étude montrent une probabilité assez élevée de recours aux soins (85%) et un niveau de dépenses conditionnelles de soins par an égal à 1007 dinars par ménage ce qui représente un coefficient budgétaire moyen égal à 6.5%.

Les estimations montrent que la probabilité de recours aux soins des ménages et leurs niveaux de dépenses dépendent de plusieurs caractéristiques. L'état de santé des membres du ménage est un facteur confirmé de l'accès et la consommation de soins. L'enquête montre que les ménages ayant des personnes atteintes de maladies chroniques ou difficultés physiques ou mentales sont estimés respectivement à 45 et 13% de la totalité des ménages de l'échantillon (table 1). Les ménages comportant des maladies chroniques ou des difficultés physiques ou mentales font significativement plus de recours aux soins et de dépenses par rapport aux autres. Ces résultats sont similaires à des études en France et en Thaïlande (RAYNAUD 2002, Somkotra and Lagrada 2009). Ceci confirme que ces ménages ont des besoins plus fréquents de soins ce qui se traduit par des dépenses plus élevées.

L'âge est un facteur associé à la consommation de soins. La présence de personnes âgées dans le ménage a un impact négatif sur le recours aux soins ce qui est contraire à l'intuition mais a un impact positif sur le niveau de dépenses conditionnelles de soins. La présence d'enfant (âgé < 5 ans) fait augmenter la probabilité de recours aux soins et augmente aussi les dépenses conditionnelles. Les personnes âgées et les enfants ont des états de santé vulnérables qui nécessitent plus de dépenses de soins. Les ménages de tailles élevées ont un recours aux soins plus élevé mais des dépenses de soins moins élevées. Ces résultats sont similaires aux résultats trouvés dans une étude en Vietnam et en France (RAYNAUD 2002, Van Minh, Phuong et al. 2013). Le niveau de dépenses de ces ménages pourrait être la conséquence d'une meilleure couverture aux soins provenant de plusieurs membres actifs dans le ménage. Les ménages qui habitent le milieu urbain ont un accès aux soins plus faible et font moins de dépenses de soins que ceux qui habitent le milieu rural. Ces résultats ont été obtenus dans d'autres études faites pour la Chine et Mexico (Galárraga, Sosa-Rubí et al. 2010, Li, Wu et al. 2012). L'automédication pourrait expliquer ces résultats parce que dans le milieu rural, les structures de santé sont loin et les médecins spécialistes sont très peu nombreux, seules les officines

privées sont accessibles. Les ménages avec des chefs homme ont une probabilité d'accès aux soins plus élevée que les ménages ayant des chefs femme mais il n'y a pas de différence significative pour les dépenses de soins. Dans ce contexte, une étude française montre que le sexe n'a pas toujours un impact sur les dépenses de soins. Cet impact dépend du service médical demandé (ambulatoire, hospitalier) (RAYNAUD 2002). Les résultats montrent aussi que le niveau d'éducation du chef de ménage est significativement lié à la consommation de soins. Le recours aux soins et les dépenses de soins sont plus élevés quand le chef de ménage est analphabète ou a un niveau d'instruction primaire ou secondaire. Ce résultat est dû à une consommation plus efficace des soins par les chefs de ménage ayant un niveau d'instruction supérieur. Les bénéficiaires d'une couverture assurancielle ont des dépenses de soins plus faibles que les non assurés ce qui montre qu'ils sont mieux protégés, surtout que les bénéficiaires de l'AMG ont un recours aux soins significativement plus élevé. L'assurance privée n'a pas d'effet significatif sur la consommation de soins vu que le nombre de bénéficiaires est encore très faible (2.4%). L'accès et les dépenses de soins engagées augmentent avec le niveau de vie des ménages. Ces résultats sont similaires à ceux déjà trouvés en France et au Vietnam (RAYNAUD 2002, Van Minh, Phuong et al. 2013). Comme montré dans la figure 2 dans l'annexe, le recours aux soins dans le secteur privé est élevé pour les classes aisées. En effet, cette catégorie socioéconomique est poussée à consommer dans le secteur de santé privé à cause de la faible qualité des services offerts dans le secteur de santé public.

L'extension de la protection sociale à l'ensemble de la population et le renforcement du rôle de l'assurance privée complémentaire sont des points sur lesquels les décideurs politiques doivent se concentrer. Il faudra plus particulièrement se focaliser sur les personnes âgées, les enfants en bas âge et les personnes atteintes de maladies chroniques ou difficultés physiques ou mentales.

Les efforts doivent d'autre part se concentrer sur la promotion de l'offre de soins dans le secteur de santé public.

Conclusion

Cette étude fournit une meilleure compréhension des facteurs qui agissent sur l'accès et la consommation des soins médicaux des ménages.

Les résultats montrent que les dépenses directes des ménages tunisiens sont élevées malgré la présence d'un système de protection sociale pour une grande proportion de la population.

Pour une meilleure performance du système de santé tunisien par rapport à la réduction des dépenses directes, deux points essentiels doivent être pris en compte : la promotion de l'offre de soins dans le secteur public pour un accès aux soins plus égalitaire de point de vue qualité de services obtenus et accès gratuits aux médicaments et l'amélioration de la protection financière contre la maladie notamment pour certaines catégories socio-démographiques telles que les personnes qui souffrent de maladies chroniques, les personnes âgées et les enfants de moins de cinq ans.

Références

- Abu-Zaineh, M., H. B. Romdhane, B. Ventelou, J.-P. Moatti and A. Chokri (2013). "Appraising financial protection in health: the case of Tunisia." International journal of health care finance and economics **13**(1): 73-93.
- Belotti, F., P. Deb, W. Manning and E. Norton (2012). "Tpm: estimating two-part models." Stata J **5**(2): 1-13.
- CNS (2012-2013). Comptes nationaux de la santé 2012-2013, Ministère de la santé.
- CRES (2019). Études de faisabilité des garanties du Socle National de Protection Sociale., Centre de Recherches et d'Etudes Sociales (CRES), Ministère des affaires sociales.
- Galárraga, O., S. G. Sosa-Rubí, A. Salinas-Rodríguez and S. Sesma-Vázquez (2010). "Health insurance for the poor: impact on catastrophic and out-of-pocket health expenditures in Mexico." The European Journal of Health Economics **11**(5): 437-447.
- Heckman, J. J. (1979). "Sample selection bias as a specification error." Econometrica: Journal of the econometric society: 153-161.
- INS (2015). Enquête nationale sur le budget, la consommation et le niveau de vie des ménages 2015. Institut National de la Statistique. Tunisie.
- Leive, A. and K. Xu (2008). "Coping with out-of-pocket health payments: empirical evidence from 15 African countries." Bulletin of the World Health Organization **86**: 849-856C.
- Li, Y., Q. Wu, L. Xu, D. Legge, Y. Hao, L. Gao, N. Ning and G. Wan (2012). "Factors affecting catastrophic health expenditure and impoverishment from medical expenses in China: policy implications of universal health insurance." Bulletin of the World Health Organization **90**: 664-671.
- Manning, W. G. and J. Mullahy (2001). "Estimating log models: to transform or not to transform?" Journal of health economics **20**(4): 461-494.
- Murray, C. and D. Evans (2003). "Household health system contributions and capacity to pay: definitional, empirical, and technical challenges." Health System Performance Assessment.
- RAYNAUD, D. (2002). "Les déterminants individuels des dépenses de santé: Les dépenses de santé." Dossiers solidarité et santé(1): 29-58.
- Somkotra, T. and L. P. Lagrada (2009). "Which Households Are At Risk Of Catastrophic Health Spending: Experience In Thailand After Universal Coverage: Exploring the reasons why some households still incur high levels of spending—even under universal coverage—can help policymakers devise solutions." Health affairs **28**(Suppl1): w467-w478.
- Van Minh, H., N. T. K. Phuong, P. Saksena, C. D. James and K. Xu (2013). "Financial burden of household out-of pocket health expenditure in Viet Nam: findings from the National Living Standard Survey 2002–2010." Social science & medicine **96**: 258-263.
- Wagstaff, A. and S. S. Lieberman (2009). Health Financing and Delivery in Vietnam: Looking Forward, The World Bank.

World Health Organization (2017). Together on the road to universal health coverage: a call to action. Geneva.

World Health Organization (2020). "Global monitoring report on financial protection in health 2019."

Annexe

Graphique2 : Recours au secteur de santé public selon le niveau de vie des ménages

