

LE ROLE DES INCITATIONS MONETAIRES DANS LA DEMANDE DE SOINS : UNE EVALUATION EMPIRIQUE.

Synthèse des travaux réalisés

1. *Problématique*

La question D7 du plan d'exécution du Programme National de Recherches « Problèmes de l'Etat Social » s'interroge sur les déterminants de la demande de soins, en termes de caractéristiques « *individuelles (culturelles, sociales, économiques)* » ainsi que « *structurelles des assurances (montant de la franchise, système traditionnel ou HMO, assurance complémentaire)* ».

Nous nous sommes attachés à mieux comprendre la relation entre le prix des soins (ambulatoires ou hospitaliers) payés par une personne et sa consommation de soins. D'une manière générale, l'impossibilité pour l'assureur d'observer directement l'état de santé de l'assuré, et donc de faire dépendre les remboursements de cette variable, entraîne une asymétrie d'information entre assureur et assurés. L'assurance santé, qui propose un remboursement partiel des dépenses engagées, est donc par nature imparfaite. En modifiant les incitations monétaires de l'assuré, elle peut induire des phénomènes d'« aléa moral » conduisant à des dépenses « excessives » (par rapport à une assurance parfaite). D'un point de vue empirique, ce phénomène se traduit par une corrélation positive entre niveau de couverture et montant des dépenses.

Mais d'autre part, lorsque le niveau de couverture peut faire l'objet d'un choix de la part de l'assuré, des phénomènes d'auto sélection sont également possibles : les assurés en meilleur état de santé général peuvent anticiper des dépenses plus faibles, et donc choisir des niveaux de couverture plus bas. D'un point de vue empirique, de tels comportements se traduisent également par une corrélation positive entre niveau de couverture et montant des dépenses.

Même si les deux explications reposent sur une relation causale inverse entre les dépenses et la couverture d'assurance, elles sont difficiles à séparer empiriquement, particulièrement en utilisant des données en coupe instantanée. Pourtant l'identification de la relation causale est importante en termes de politique économique. En effet, si l'explication de la corrélation positive est à chercher du côté de l'aléa moral, il y a bel et bien un dilemme entre partage des risques et incitations : interdire l'assurance complète (par des franchises obligatoires) réduit le niveau de risque agrégé, et peut donc augmenter le bien-être. En revanche, s'il s'agit d'auto-sélection pure, franchises et copaiements n'entraînent aucune réduction du niveau de risque ; les rendre obligatoires revient simplement à interdire des contrats mutuellement avantageux, ce qui conduit donc à une perte de bien-être.

Dans tous les cas, s'interroger sur l'importance de l'aléa moral doit conduire également à une estimation des déterminants du choix de franchise. C'est la raison pour laquelle l'essentiel de notre travail s'est penché sur cette question centrale : comment séparer les effets de sélection et les effets d'incitation ?

2. *Méthode*

2.1. *Données*

Notre analyse empirique exploite des données administratives fournies par la CSS, l'une des plus grandes caisses d'assurance maladie suisse. Les données portent sur près de 90'000 individus vivant dans le Canton de Vaud, assurés à la CSS entre 1997 et 2000.

Pour chaque individu, nous observons le sexe, l'année de naissance, les dépenses ambulatoires annuelles, les dépenses hospitalières annuelles, le montant de la franchise, sa commune de domicile, le montant éventuel des subventions cantonales reçues, les assurances complémentaires contractées par l'assuré auprès de la CSS (privée, semi-privée, soins dentaires, médecines alternatives, CSS-standard), une rente invalidité éventuelle, le montant des primes payées par l'assuré ainsi que l'année de son décès éventuel.

Les avantages des données administratives sont nombreux. Tout d'abord, elles sont par construction exhaustives, tant en termes de population concernée que de dépenses : contrairement aux données d'enquête, chaque individu a une forte incitation à déclarer toutes ses dépenses, puisque ce sont ces déclarations qui conditionnent le remboursement. Ensuite, elles comportent de nombreuses observations (89'141 individus dans notre base de données) et permettent d'obtenir des bases longitudinales (sur 4 ans). Dans notre analyse, le nombre important d'individus observés nous permet d'analyser le taux de mortalité par franchise tout en gardant des effectifs importants.

En revanche, si ces bases contiennent un grand nombre d'observations, c'est souvent au prix d'un faible nombre de variables. Leur raison d'être étant administrative, elles contiennent peu d'informations de nature économique, sociale, ou médicale. En particulier, nous n'observons pas le revenu et ne pouvons donc pas estimer son effet sur la relation entre couverture d'assurance et dépenses de santé.

2.2. *Méthode*

Nous soupçonnons, suite à plusieurs travaux antérieurs, l'existence des deux phénomènes d'auto-sélection et d'incitations (aléa moral). Notre méthode repose sur un principe simple, mais potentiellement puissant. De nombreuses variables, dont certaines sont observables, sont liées à l'état de santé (qui reste inobservable). Parmi ces variables, certaines sont peu sensibles aux incitations : la mortalité, mais aussi les dépenses hospitalières (la littérature empirique conclut à une très faible élasticité prix de ces dépenses) ou, dans le cadre du système d'assurance suisse, les dépenses élevées (lorsqu'elles dépassent le plafond annuel, celles-ci sont totalement couvertes par l'assurance).

Si les données révèlent une corrélation positive de ces variables avec le niveau de franchise, elles conduisent à conclure à la présence d'un effet de sélection. En outre, elles permettent une mesure de l'importance de cet effet. Une fois cet effet pris en compte, si d'autres variables (notamment les dépenses ambulatoires) montrent une corrélation positive plus forte avec le niveau de franchise, il est possible d'imputer la corrélation excédentaire à des effets d'incitation.

Nos travaux se sont déroulés en deux temps. Tout d'abord, une analyse simple des données de mortalité nous a permis de conclure à l'importance des effets de sélection. L'analyse paramétrique des dépenses hospitalières et ambulatoires nous a permis de proposer une mesure des effets « purs » d'incitation. Ensuite, nous avons développé un modèle structurel de demande jointe d'assurance et de soins ; la confrontation de ce modèle avec les données a permis de conforter la robustesse de nos résultats, et constitue un cadre dans lequel il sera possible d'estimer le coût social lié à l'imperfection de l'assurance.

3. Résultats

3.1. Effets de sélection

Le tableau suivant présente le taux de mortalité entre 1997 et 2000 par niveau de franchise, chez les individus dont l'âge en 1997 était entre 20 et 65 ans.

Franchise (31.12.1996)	Nombre d'assurés 01.01.97	Nombre de décès					Taux de mortalité (entre 1997 et 2000)
		1997	1998	1999	2000	Total	
230	12'362	75	56	58	68	257	2.0790
400	4'195	12	8	11	11	42	1.0012
600 ou +	8'757	12	21	16	12	61	0.6966
Total	25'314	99	85	85	91	360	1.4221

Tableau 1 : franchise et décès.

Ce tableau très explicite montre la présence d'un comportement d'auto-sélection dans le choix du contrat d'assurance. Le risque de mortalité est 3 fois plus élevé parmi les individus ayant choisi la franchise la plus basse, par rapport à ceux ayant choisi une franchise supérieure à Sfr 600. L'estimation d'un modèle probit montre que cet effet est robuste au contrôle par l'âge et le sexe.

En ce qui concerne les dépenses hospitalières, nous avons estimé un modèle en deux étapes, en ne conservant que les observations relatives aux hommes (afin d'éliminer les dépenses de maternité que les données ne permettent pas d'identifier). Tout d'abord, la probabilité d'avoir un recours à l'hôpital au moins une fois dans l'année (modèle logistique); ensuite, le montant des dépenses hospitalières, conditionnellement à cet événement (modèle log-linéaire). En notant X le montant des dépenses, le premier modèle estime $P(X>0)$, et le second $E(X|X>0)$. Pour chaque variable, la valeur du coefficient dans le premier modèle donne l'odds ratio associé à cette variable ; dans le second modèle elle donne l'élasticité de la dépense par rapport à cette variable. Ainsi, le passage d'une franchise 230 à 1200 ou 1500 entraîne une multiplication de la probabilité d'hospitalisation par **0.5477** et par une réduction de la dépense (en cas d'hospitalisation) de **17.10%**. L'effet total est donc d'une multiplication de la dépense hospitalière de **$0.5477 * (1 - 0.1710) = 0.4540$** . Si l'on suppose que les dépenses hospitalières ne sont pas sujettes aux incitations monétaires, cette forte baisse traduit un pur effet de sélection : les individus choisissant une franchise élevée ont, toutes choses égales par ailleurs, une dépense hospitalière moyenne égale à 0.45 fois celle des individus choisissant la franchise la plus basse.

Dépenses hospitalières : estimation en deux étapes				
	$P(X>0)$ Odds ratio	<i>t-stat</i>	$E(X X>0)$ Coefficient	<i>t-stat</i>
<i>Constante</i>			2.3171	26.27
<i>Age</i>	1.0460	30.64	0.0116	9.63
Franchise(REF= 230)				
400	0.7739	-4.38	-0.1317	-2.71
600	0.7866	-4.52	-0.1785	-4.00
1'200 or 1'500	0.5477	-8.43	-0.1710	-2.82
Zone rurale	1.0726	1.57	0.0185	0.50
<i>Assurance complémentaire</i>				
<i>Médecine alternative</i>	1.0052	1.49	-0.0040	-1.39
<i>Semi-privé</i>	1.0156	3.21	-0.0076	-1.89
<i>privé</i>	1.0203	4.30	0.0017	0.43
Maximum Likelihood	-8'868.98		-3'699.05	
<i>LR test khi-deux(3)</i>		85.04		21.28

Tableau 2 : dépenses hospitalières

3.2. Effets d'incitation

La littérature empirique conclut habituellement que la demande de soins ambulatoires répond aux incitations monétaires. On peut donc s'attendre à ce que l'effet du passage d'une franchise basse à une franchise élevée, observé sur les données hospitalières, soit plus fort dans le cas des données ambulatoires : l'effet d'incitation vient s'ajouter à l'effet de sélection. L'estimation en deux étapes fournit des résultats clairs.

Dépenses ambulatoires : estimation en deux étapes				
	$P(X>0)$ Odds ratio	<i>t-stat</i>	$E(X X>0)$ Coefficient	<i>t-stat</i>
<i>Constante</i>			1.0762	34.94
<i>Age</i>	1.0467	45.65	0.0186	41.26
Franchise				
400	0.9265	-1.90	-0.0627	-3.58
600	0.5113	-20.16	-0.1704	-10.32
1'200 or 1'500	0.1668	-46.65	-0.3361	-14.12
Zone rurale	0.8230	-6.80	-0.0670	-4.68
<i>Assurance complémentaire</i>				
<i>Médecine alternative</i>	1.0083	3.64	-0.0007	0.63
<i>Semi-privé</i>	1.0345	10.32	-0.0096	6.28
<i>privé</i>	1.0380	11.08	0.0141	9.24
Maximum Likelihood	-17'291.13		-26'415.73	
<i>LR test khi-deux(3)</i>		2'592.20		245.47

Tableau 3 : dépenses ambulatoires

Tant en ce qui concerne la probabilité de dépense que le montant conditionnel, la diminution associée aux franchises les plus hautes est très importante. La comparaison des deux types de dépenses (hospitalières et ambulatoires) permet de fournir une évaluation de la part relative des deux effets, de sélection et d'incitation. Ainsi, le passage de la franchise la plus basse à la plus haute est associé à une

multiplication de la probabilité de recours par **0.1668**. Cet effet est le résultat combiné de l'effet de sélection et de l'effet d'incitation. L'effet de sélection ayant été évalué à **0.5477**, on peut donc estimer l'effet d'incitation à **0.3045** ($0.1668 = 0.3045 * 0.5477$). Toutefois, ce chiffre est à apprécier avec prudence ; il est tout à fait probable que certaines dépenses ambulatoires ne sont pas adressées au remboursement, lorsque leur montant cumulé sur l'année est inférieur à la franchise. Ces dépenses de faible montant sont observées, dans nos données, comme des dépenses nulles, ce qui conduit à une surestimation de l'effet d'incitation.

Le même calcul sur la dépense conditionnelle moyenne n'est pas sujet à ce type de biais ; lorsque la franchise passe de 230 à 1200, cette dépense baisse de **33.61%**, que l'on peut à nouveau décomposer en deux effets : **17.10%** (effet de sélection) et **16.51%** (effet d'incitation).

		total	effet sélection	effet incitation
P(x>0)	Hôpital	0.5477	0.5477	1.0000
	Ambulatoire	0.1668	0.5477	0.3045
E(x x>0)	Hôpital	-0.1710	-0.1710	0.0000
	Ambulatoire	-0.3361	-0.1710	-0.1651
Total : E(x)	Hôpital	0.4540	0.4540	1.0000
	Ambulatoire	0.1107	0.4540	0.2543

Tableau 4 : ensemble des effets

A partir de ces chiffres, on peut estimer l'effet total d'incitation associé au passage de la franchise de 230 à 1200 : la dépense ambulatoire est multipliée par un facteur de **0.25** ($0.2543 = 0.3045 * (1 - 0.1651)$). En d'autres termes, l'effet prix associé à une hausse de la franchise se traduit par une baisse de 75% de la dépense ambulatoire ! Notons encore une fois que, en cas de sous-déclaration des dépenses pour les franchises élevées, ce chiffre est sur-estimé.

3.3. Approche structurelle et estimation

Nous avons complété l'analyse empirique par une approche structurelle. Celle-ci permet d'identifier quelques éléments clés, et de jeter les bases d'une analyse en bien-être.

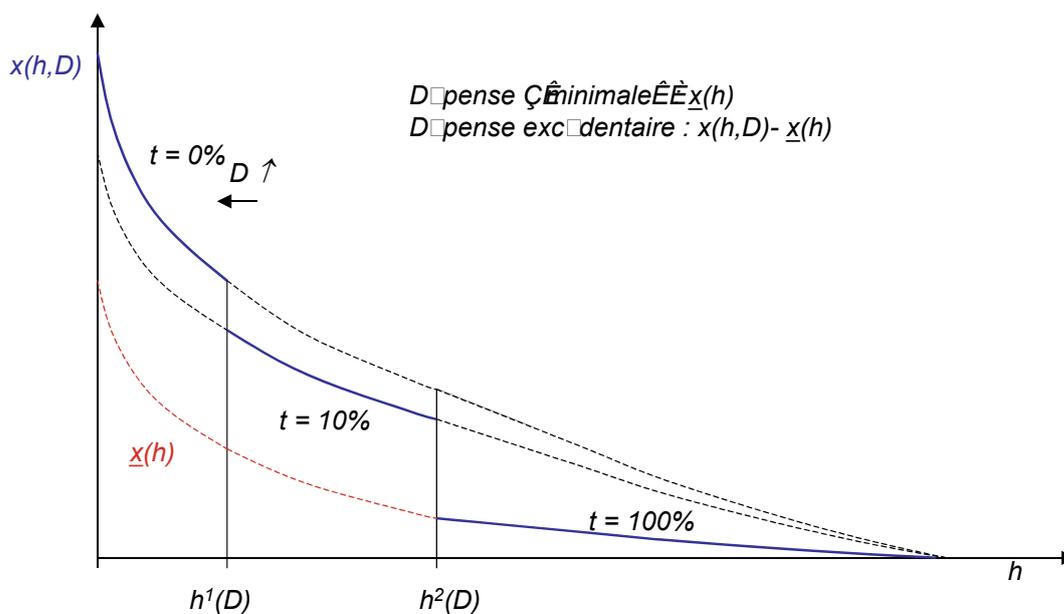
Le modèle théorique insiste sur la nature imparfaite des contrats d'assurance santé, causée par l'asymétrie d'information entre l'assureur et l'assuré. Dans un contrat d'assurance parfaite, les remboursements seraient directement et uniquement fonction de l'état de santé constaté *ex post*, ce qui permettrait à l'assuré d'être totalement couverte *ex ante* contre le risque de santé, sans induire de modification de ses incitations *ex post*. Hélas l'état de santé n'est pas directement observable par l'assureur, ce qui entraîne que les remboursements s'effectuent en fonction de la dépense engagée, et non de manière forfaitaire selon l'état de santé lui-même. Ceci vaut pour tout système d'assurance santé, qu'il soit public, privé, concurrentiel ou monopolistique.

L'approche retenue permet d'estimer la part des dépenses de soins résultant de l'imperfection de l'assurance. Les distorsions sont doubles. D'une part, *ex post*, la couverture (au moins partielle) des dépenses par l'assurance introduit une différence entre le coût marginal des soins et ce qu'en supporte l'assuré. La figure suivante résume cette analyse. La fonction $x(h)$ (en rouge) représente la dépense qu'aurait

engagée un assuré supportant le coût (marginal) total des soins, si son état de santé est h . La dépense réellement observée $x(h,D)$ (en bleu) est plus élevée que cette dépense « minimale », lorsque le taux de copaiement t est égal à 0 ou 10% ; l'état de santé, ainsi que le niveau de franchise, déterminent ces zones. La « dépense excédentaire » représente le coût social de l'aléa moral. Notre analyse empirique nous permettra d'évaluer le montant de ce coût social.

D'autre part, *ex ante*, le fait que la dépense future ne soit pas totalement couverte entraîne un risque financier pour l'assuré. Des assurés averse au risque souhaiteraient se débarrasser de ce risque, et l'absence de couverture complète induit un coût social *ex ante* : le partage des risques n'est pas efficace. C'est justement l'imperfection de l'assurance qui entraîne le nécessaire arbitrage entre partage de risque et incitations. Toutefois, notre modèle d'analyse repose, pour des raisons de simplicité adaptées à l'objet de l'étude, sur une hypothèse de neutralité vis-à-vis du risque ; il est donc inadapté à une estimation du coût social lié à l'aversion au risque.

Figure 1 : Demande de soins



L'estimation empirique de ce modèle suppose que, dans chaque zone de taux de copaiement, la dépense réelle peut être déduite de la dépense « minimale » par un facteur multiplicatif ; ce facteur représente donc l'effet des incitations. D'autre part, l'état de santé initial détermine le choix de la franchise, et donc les seuils d'état de santé déterminant la zone de copaiement, ainsi que la distribution (supposée lognormale) des états de santé futurs. L'estimation des paramètres de cette distribution se fait pour chaque niveau observé de franchise, et permet de confirmer la robustesse des résultats obtenus par l'analyse paramétrique. Toutefois, des analyses complémentaires sont nécessaires pour évaluer plus précisément la part respective des effets d'incitation et de sélection dans la corrélation empirique entre niveau de couverture et montant des dépenses de santé.