

Déterminants de la consommation médicale : Le cas des îles européennes de la Caraïbe

Saturnin DOKOUI

Docteur en Sciences Economiques. Membre du CES.
Département d'Economie de l'Université des Antilles et de la Guyane.
sdokoui@yahoo.fr.

Samuel BATES

ATER en Sciences Economiques.
Département d'Economie de l'Université des Antilles et de la Guyane.
batesamuel@yahoo.fr.

Résumé : Dans les îles européennes de la Caraïbe (IEC), les dépenses de santé augmentent plus vite que dans les autres pays en développement. Une maîtrise de la croissance des dépenses de santé à l'image des pays développés s'annonce prématurément alors que le rattrape économique reste à achever. C'est pourquoi, l'objectif est d'extraire dans l'ensemble des déterminants théoriques de la croissance des dépenses de santé ceux qui sont pertinents pour une politique régionale adaptée. Pour cela, une modélisation ECM couplée à des tests de causalité est utilisée pour expliquer la consommation médicale. Il en ressort une nécessaire adaptation des politiques nationales à l'échelle régionale des IEC dans laquelle les cibles doivent être le pouvoir d'induction des médecins en terme de demande de soin et la responsabilisation du patient par rapport aux largesses du système social.

Classifications JEL : C22, I12, I18.

Mots clés : Déterminants de consommation médicale, causalité, modèle ECM.

Introduction

Toute politique économique et sociale nécessite au préalable l'identification des déterminants de sa cible. La régulation des dépenses de santé doit donc s'appuyer sur les variables clés explicatives de l'accroissement des variables constitutives de la consommation médicale. Dans les économies insulaires de la Caraïbe et plus particulièrement pour les îles européennes de la Caraïbe (IEC), la tendance montre une augmentation plus rapide des dépenses de santé que dans les autres pays en développement. Ce constat se révèle inquiétant dans la mesure où la dissimilitude entre les zones les plus riches de la Caraïbe et les pays de l'OCDE se réduit fortement. Autrement dit, à l'avenir les îles de la Caraïbe devraient faire face aux mêmes défis de maîtrise budgétaire de la santé que les pays développés.

Toutefois, elles conservent encore des spécificités. Plus précisément, dans les IEC, la régulation des dépenses de santé ne bénéficie pas encore d'une analyse faisant ressortir les variables clés des dépenses de santé. En France continentale, la régulation est généralement fondée sur les déterminants internationaux. Or, comme le constate indirectement¹ Menahem (1998) les déterminants de la consommation médicale dégagés à partir de comparaisons internationales (en données de panels) n'ont souvent guère de signification car les facteurs historiques, politiques et administratifs de la constitution des systèmes de santé ne sont pas les mêmes. On peut partiellement attribuer l'échec de ces politiques à une méconnaissance des variables qui affectent l'évolution des dépenses de santé au plan régional. Cela conduit en France et par conséquent dans les îles européennes de la Caraïbe, Alain Juppé à instituer en 1995 les Agences Régionales de l'Hospitalisation (ARH) pour faciliter la maîtrise des dépenses de santé par des dispositifs de proximité.

En effet, même si la maîtrise de dépenses de santé est une préoccupation nationale, il faut mettre en place des politiques adaptées à chaque région appréhendée en tant qu'ensemble homogène. Cela permet de moduler l'objectif national en fonction des disparités locales, afin de retrouver des zones géographiques à l'intérieur desquelles les facteurs de demande et d'offre sont suffisamment homogènes. Cette approche existe déjà avec Guesnier (1984) lorsqu'il avance que le système de santé ne pourra être régulé dans sa globalité sans une prise de conscience associant toutes les parties prenantes. A un échelon territorial restreint, la communication peut être interpersonnelle et la pensée directrice peut émettre des informations partagées grâce à une concertation avec tous les acteurs, c'est-à-dire une information "effective".

La Martinique et la Guadeloupe illustrent parfaitement cette problématique, car très peu de travaux sur les territoires français ultrapériphériques existent contrairement aux autres régions françaises continentales. Cette carence peut s'expliquer par la pauvreté de l'appareil statistique, car il n'existe pas de base de données permettant une modélisation du système de soins décentralisé au niveau des îles. Or, répondre à la question des déterminants des dépenses de santé dans les îles nécessite de disposer d'un modèle explicatif de l'accroissement des dépenses. La constitution de la base de données nécessite un traitement approprié afin d'éliminer les effets inflationnistes et les incohérences ou modifications dues aux changements de champs² sur différentes sources statistiques.

Il faut donc appréhender les dépenses de santé à travers leur caractère médical, quelle que soit leur nature. On range ici principalement les dépenses d'hôpital, les dépenses de

¹ Menahem met en cause les comparaisons internationales effectuées sur les consommations de santé et non les déterminants internationaux des dépenses de santé.

² Par exemple, il est impossible d'obtenir au niveau des IEC l'évaluation de la consommation médicale totale ou de la dépense courante de santé. Ces deux champs sont des concepts de comptabilité nationale élaborée par le ministère qui ne trouvent pas toujours de déclinaison régionale. L'évolution des champs de prestations au cours des années entraîne des problèmes de ruptures dans les séries.

médecine ambulatoire, les dépenses de pharmacie et les dépenses en biens médicaux. Ainsi comptabilise-t-on la consommation de soins et de biens médicaux (près de 98 % de la consommation médicale totale d'après les comptes nationaux de la santé soit plus de 80 % des dépenses de santé). Cet agrégat paraît significatif pour commander la progression des dépenses de santé.

L'objectif est de rechercher les déterminants des dépenses de santé en Martinique et en Guadeloupe. Après un rappel des déterminants théoriques de la consommation médicale et des méthodes empiriques traditionnellement utilisées, un modèle à correction d'erreur est estimé par département. Cela facilite une analyse comparative entre les deux îles et permet de discuter de la pertinence des politiques de maîtrise des dépenses de santé. Des tests de causalité valident les liaisons de court terme entre les variables et autorisent une présélection des variables explicatives candidates au modèle.

Les déterminants théoriques de l'accroissement de consommation médicale

Deux types de facteurs sont traditionnellement avancés.

Les facteurs de demande

Selon Murillo et al. (1993) et OCDE (1992), le niveau de vie est de loin la variable explicative la plus importante. Dans certains pays comme la France, le volume des dépenses de santé évolue de façon plus que proportionnelle à l'augmentation du niveau de vie. On porte une grande attention au pouvoir explicatif du revenu dans les différences internationales des dépenses de santé. La santé est un bien de luxe parce que l'élasticité revenu de la demande est supérieure à un.

La mise en évidence de l'effet revenu vient de Newhouse (1977). Son travail consiste à effectuer une coupe de treize pays puis à régresser les dépenses médicales par tête sur le PIB par tête de 1970. Les résultats concluent à une élasticité revenu significativement supérieure à l'unité (variant entre 1,15 et 1,31). Le PIB par tête explique à lui seul 92 % des variations des dépenses de santé. Newhouse en tire la conclusion que la santé est un bien supérieur. Ces résultats sont conformes à l'étude antérieure de Kleiman (1974) et ces deux papiers sont à l'origine d'un courant qui considère le revenu comme un déterminant principal des dépenses de santé. L'idée selon laquelle la santé est un bien supérieur n'est pas sans fondement car l'évolution des dépenses de santé par tête dans les pays à niveaux de vie très différents fait ressortir des périodes de rattrapage très net pendant lesquelles les dépenses de santé augmentent plus vite que la richesse nationale. Leu (1986), à partir de coupes transversales de 19 pays en 1974 trouve que les élasticités revenu varient entre 1,18 et 1,36. Parkin et al (1987), à partir de méthodes similaires mais sur des données de 1980 trouvent que les élasticités revenu varient entre 1,12 et 1,18.

La situation des pays en voie de développement n'est pas très éloignée de ces résultats. Gbesemete et Gerdtham (1992) utilisent un échantillon sur coupe transversale de 30 pays africains en 1984 et trouvent que le PNB par habitant est le facteur explicatif le plus significatif des dépenses de santé. Cependant l'élasticité est légèrement inférieure à 1. Il existe d'autres facteurs significativement positifs comme, les aides extérieures reçues en dollars par tête et la proportion de naissances par âge. Comme illustration, l'aide extérieure est une variable particulièrement intéressante dans le cas du Canada. Elle représente une source de financement extérieur et permet donc de considérer les transferts fédéraux de revenu comme

un déterminant des dépenses de santé à l'échelle provinciale. Le niveau de l'élasticité revenu de la dépense de santé dans les pays en développement permet aux auteurs comme Kravis et al (1978) d'avancer d'autres explications. En effet, pour ces auteurs, les services médicaux étant plus intensifs en travail qu'en capital, le prix relatif des dépenses de santé est plus élevé dans les pays riches que dans les autres en raison des différences de coûts du travail.

Une observation sur longue période montre que le volume des dépenses de santé par tête a été multiplié par 7 entre 1960 et 1995 alors que le PIB par tête a été multiplié par 2,4. Par conséquent, d'autres variables de demande doivent être prises en compte. Il s'agit de l'épidémiologie, du vieillissement, des prix, de la nature de la couverture sociale et des facteurs socioculturels.

La demande de santé est fonction de la morbidité. Les épidémies contribuent à l'augmentation de la consommation médicale puisque les pathologies liées aux infections virales entraînent parfois une dépendance vis-à-vis de la consommation de soins. Il en est de même des maladies liées au vieillissement ou les pathologies chroniques comme le cancer qui nécessitent des traitements fréquents.

L'impact du vieillissement sur la santé met en cause plusieurs facteurs dont l'augmentation de l'espérance de vie et les phénomènes de génération ou effets de cohorte. L'effet de cohorte rend compte d'une surconsommation médicale à cause des habitudes acquises de consommation excessive de soins. Par conséquent, le vieillissement a priori influe directement sur les dépenses de santé. Toutefois, des études contradictoires impliquent une modération de son impact effectif.

En réalité, la consommation médicale augmente aux âges extrêmes de la vie (prématurité, « quatrième âge »). Par conséquent, diverses études tentent de montrer l'influence des différentes classes d'âge de la population sur la consommation médicale. Ainsi, en considérant la consommation moyenne par groupes d'âge et l'évolution des cohortes de population, on constate que le vieillissement n'explique qu'une faible partie de l'augmentation des dépenses de santé. L'essentiel de la consommation du groupe des personnes âgées se concentre sur les derniers mois de la vie. En terme de répartition par sexe de la population, les femmes consomment plus de soins médicaux que les hommes tout au long de leur vie et en particulier pendant la période d'activité génitale. La structure des ménages a aussi une incidence sur la consommation de soins.

Au niveau de l'influence des prix, le jeu de l'offre et de la demande de santé n'obéit pas aux règles usuelles de l'économie car la santé n'est pas un bien marchand. Les soins et biens médicaux sont de nature marchande mais non régulés par le marché puisqu'il existe un tiers qui fixe leurs prix et les rembourse. En témoignent les prix conventionnés pour le secteur libéral et administrés pour les médicaments, qui ne représentent pas les prix réels. Les consommateurs sont ainsi peu sensibles aux prix des biens et services de santé. Dans le cas des IEC, les consommateurs ne payent réellement qu'un prix apparent estimé à 18,5% environ du prix total.

L'une des difficultés majeures que soulève la notion de prix réside dans la distinction entre les effets revenus et les effets prix. L'effet revenu fait référence à la capacité à payer du patient, car en fonction du tarif de la prestation le patient est insider ou outsider au système de soin. Par conséquent, l'effet revenu constitue un facteur d'offre lié au prix.

L'effet prix qui lui, réside dans la disposition à payer, est dépendant de l'étendue de la couverture sociale du patient. D'après McGuire, Henderson et Mooney (1988), la dépense médicale est en général couverte par des assurances. L'impact de la couverture sociale sur les dépenses de santé est à considérer surtout dans le système d'assurance sociale français. Dans cette hypothèse, plus l'ampleur de la couverture est étendue, moins le patient éprouve des réticences à demander des soins. Par conséquent, l'effet prix constitue une explication par la demande, des dépenses de santé.

Gerdtham et Jönson (1991) introduisent directement le prix relatif des dépenses de santé et concluent à une élasticité de $-0,83$. Mais les travaux de Murillo et al. (1993) permettent de relativiser l'effet prix sur les dépenses de santé. Dans le sens de Gerdtham, les auteurs ont recours aux parités de pouvoir d'achat. Cela leur permet de tester deux modèles, en déflatant les dépenses de santé par tête par un indice de prix sectoriel (weighted quantity of health care) et un indice global (health care expenditure). Le premier vise à mesurer le volume d'actes médicaux tandis que le second vise la charge financière que supporte le système de santé. Les résultats de cette étude montrent que le premier indicateur croît moins rapidement que le second. Cela signifie que le prix des dépenses de santé augmente plus rapidement que l'indice général des prix. La méthode économétrique utilisée est celle de l'estimation de relations de cointégration par la méthode d'Engel et Granger (1987) qui permet d'établir des relations de long terme entre les dépenses de santé par tête et le prix relatif des soins médicaux.

Dans le cadre des IEC, la solidarité et la mutualisation du risque sont à l'origine de l'obligation de cotisation à la sécurité sociale. Depuis les lois Aubry (1999) en France, les dispositifs de couverture sociale ont été étendus si bien que la quasi-totalité de la population est couverte par l'assurance maladie³. Cela peut entraîner un risque d'aléa moral dû à l'asymétrie d'information entre assuré et assureur. Par exemple, dans le cas de l'assurance volontaire pour un risque de santé (adhésion à une mutuelle), l'assuré engage de façon plus fréquente des dépenses même onéreuses (soins dentaires et lunettes...etc) sans véritable justification médicale. L'extension de la couverture sociale peut donner lieu à l'émergence de phénomènes de surconsommation (aléa moral ex-post) ou à une baisse de la prévention (aléa moral ex-ante).

Un dernier facteur de demande résulte de facteurs socioculturels. Duru (1997) considère que dans les classes défavorisées, la maladie n'est considérée comme importante que si elle entraîne une altération franche des facultés susceptible de rendre l'individu inopérant. Par contre, pour les classes moyennes, la maladie est perçue comme une altération progressive de la santé que l'on peut prévenir et guérir à tout moment. Elles n'hésitent pas à consulter même pour un trouble bénin, ce qui induit une consommation supérieure en soins de ville. Toutefois, le rôle des facteurs socioculturels est très difficile à apprécier dans la mesure où il présente des caractéristiques qui peuvent s'imbriquer aisément avec d'autres facteurs.

Cependant, même si dans la littérature, les facteurs de la demande expliquent en grande partie la croissance des dépenses de santé, il n'en demeure pas moins que la plupart reste difficile à évaluer. Cette difficulté oriente la cible des politiques économiques de la santé vers les facteurs d'offre.

Les facteurs d'offre

Les régressions réalisées par l'OCDE (1995) à partir de facteurs usuels de demande laissent apparaître un résidu important non expliqué de plus de 50 % des dépenses de santé pour la plupart des pays. La contribution des facteurs d'offre dans la croissance des dépenses de santé est souvent mise en évidence à travers la démographie médicale et le progrès technique.

³ Dans les années qui ont précédé ces lois, une partie de la population étaient encore sans couverture sociale par simple ignorance du droit ou par manque d'exercice d'une activité professionnelle. De nombreuses personnes au chômage étaient ainsi exclues du système.

Démographie médicale : la demande induite par l'offre

L'induction de la demande par l'offre vient du pouvoir que délègue le patient au médecin. En effet, pour maintenir ou améliorer leur revenu, les médecins peuvent déplacer la courbe de demande des patients, compte tenu de l'incertitude et de l'asymétrie d'information qui caractérisent les biens et services de santé (Evans 1974, Rice 1983).

L'augmentation du nombre de médecins renforce ce phénomène en intensifiant la concurrence. La demande induite est interprétée comme un risque moral et de manipulation de la part des offreurs de soins (demande secondaire). Dans le domaine de l'hospitalisation, la capacité d'accueil (nombre de lits) induit également la demande de soins car le nombre d'admissions est proportionnel au nombre de lits disponibles. Dans ce contexte les principes de rentabilité sont applicables et de ce fait un lit vide est un lit perdu.

L'influence du progrès technique sur la demande de santé est sujette à controverse du fait de son caractère ambivalent. Le progrès technique médical augmente les possibilités de production des services de santé en créant de nouvelles techniques sans pour autant supprimer les anciennes, puisqu'elles apportent une certaine complémentarité. L'exemple de l'Imagerie par Résonances Magnétiques (IRM) et du scanner est souvent avancé.

Dans le cas des IEC, le progrès technique peut avoir a priori un effet positif sur la demande de soins, car le décalage technologique avec la métropole induit des comportements d'attente. Par conséquent, une demande potentielle peut se constituer bien avant l'implantation de la nouvelle technologie et s'exprimer dès sa mise à disposition.

Pour étudier les facteurs de demande et d'offre, de plus en plus le recours aux données de panel s'impose quand il s'agit de mettre en évidence les déterminants internationaux de la croissance des dépenses de santé. Notre analyse concernant uniquement les IEC, les données de panel sont rejetées au bénéfice de l'économétrie des séries temporelles.

Les déterminants empiriques de l'accroissement de la consommation médicale dans les IEC

On cherche à tester l'existence de relations de long terme entre les dépenses de santé et les variables spécifiées par les tests de causalité de court terme. Ces variables présentent toutefois une non-stationnarité d'ordre 1 au minimum (voir annexe). C'est la raison pour laquelle, le recours à la cointégration est obligatoire. Estimer le modèle en différence première conduirait à des estimateurs biaisés du fait de l'omission de la relation de long terme existant entre les séries. Le théorème de représentation de Granger montre toutefois qu'en présence de variables cointégrées une représentation à correction d'erreur (ECM) est adaptée pour décrire non seulement la dynamique de court terme du modèle mais aussi l'équilibre de long terme vers lequel celui-ci converge.

Le modèle ECM combine deux types de variables : celles exprimées en niveau qui déterminent l'horizon de long terme et les taux de croissance qui y sont liés à court terme.

La méthode d'Engel et Granger (1987) consiste à estimer dans une première étape par moindres carrés ordinaires la relation de long terme entre les variables en niveau. Les statistiques de Student sont à ce niveau inexploitable pour tester la significativité des coefficients des différentes variables explicatives. Pour cela, la validité des modèles est vérifiée par des tests de cointégration. Cela revient à valider si les résidus des relations de long terme estimées sont stationnaires ou non. Engel et Granger proposent d'effectuer un test de stationnarité de Dickey et Fuller (DF) sur les résidus. Les tables de MacKinnon (Ericson and MacKinnon, 1999) permettent une meilleure prise en compte du nombre de variables de

la relation de long terme et de la taille de l'échantillon. L'hypothèse nulle est celle de non-stationnarité des résidus, ce qui correspond à l'absence de relations de cointégration. Dans le cas d'un rejet de l'hypothèse nulle, on procède à l'estimation du modèle en différence première en ajoutant aux variables explicatives les résidus retardés de la relation de long terme (Bresson et Pirotte, 1995).

Résultats des estimations et interprétations

La relation de court terme en Guadeloupe

$$\begin{aligned} \Delta \text{Log}(\text{CONSMED})_t &= 0,03 - 0,01 \cdot \Delta \text{Log}(\text{CONSMED})_{t-1} + \\ &\quad (1,10) \quad (-0,03) \\ &\quad 1,41 \cdot \Delta \text{Log}(\text{CMEN})_t - 0,77 \cdot \Delta \text{Log}(\text{CMEN})_{t-1} + \\ &\quad (2,52)** \quad (-1,28) \\ &\quad 0,50 \cdot \Delta \text{Log}(\text{MED})_t - 0,19 \cdot \Delta \text{Log}(\text{MED})_{t-1} + \\ &\quad (1,80)* \quad (-0,75) \\ &\quad 0,17 \cdot \Delta \text{Log}(\text{PRIRELAT})_t - 0,80 \cdot \Delta \text{Log}(\text{PRIRELAT})_{t-1} \\ &\quad (0,20) \quad (-1,01) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,55; DW = 2,28; AIC = -305,46; F = 0,04; Q = 0,27$$

La relation de court terme en Martinique

$$\begin{aligned} \Delta \text{Log}(\text{CONSMED})_t &= -1,2e^{-3} + 0,10 \cdot \Delta \text{Log}(\text{CONSMED})_{t-1} + \\ &\quad (-0,07) \quad (0,55) \\ &\quad 0,83 \cdot \Delta \text{Log}(\text{PIB})_t + 0,06 \cdot \Delta \text{Log}(\text{PIB})_{t-1} + \\ &\quad (2,05)* \quad (0,19) \\ &\quad 0,24 \cdot \Delta \text{Log}(\text{MED})_t + 0,82 \cdot \Delta \text{Log}(\text{MED})_{t-1} - \\ &\quad (0,64) \quad (2,36)** \\ &\quad 1,22 \cdot \Delta \text{Log}(\text{PRIRELAT})_t + 0,31 \cdot \Delta \text{Log}(\text{PRIRELAT})_{t-1} + \\ &\quad (-1,87)* \quad (0,66) \\ &\quad 0,73 \cdot \Delta \text{Log}(\text{PRESTSOC})_t + 0,20 \cdot \Delta \text{Log}(\text{PRESTSOC})_{t-1} \\ &\quad (3,07)*** \quad (0,73) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,81; DW = 1,96; AIC = -357,78; Q = 4,71*; F = 0,0000$$

Tab.1 Les relations de long terme

Variable	Guadeloupe	Martinique	Statistiques	Guadeloupe	Martinique
Constante	-3,39***	-4,89***	R ²	0,98	0,99
PIB	-	0,98***	Durbin-Watson	2,23	2,07
POPUL	-	-	Test Phillips-Perron	-5,80***	-5,40***
CMEN	1,82***	-	Test DF et ADF	-4,17**	-4,054***
AG60	-	-	F	0	0
AG19	-	-	SEE	0,0345	0,027
AG2059	-	-	Test de White	12,06	16,89
LIT	-	-	Test de Kolmogorov-Smirnov	0,062	0,08
MED	0,56***	0,64***	* significativité à 10%, ** significativité à 5%, *** significativité à 1%		
PROGT	-	-			
PRIRELAT	-1,49***	-0,30*			
PRESTSOC	-	0,67**			
SPE	-	-			
TDEPEN	-	-			

Fig. 1 Consommation médicale observée et estimée pour la Guadeloupe.

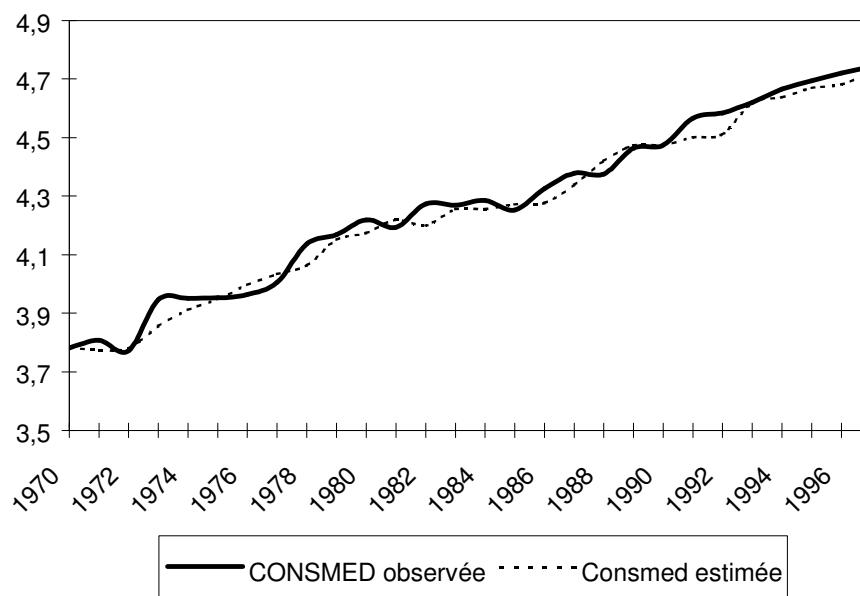
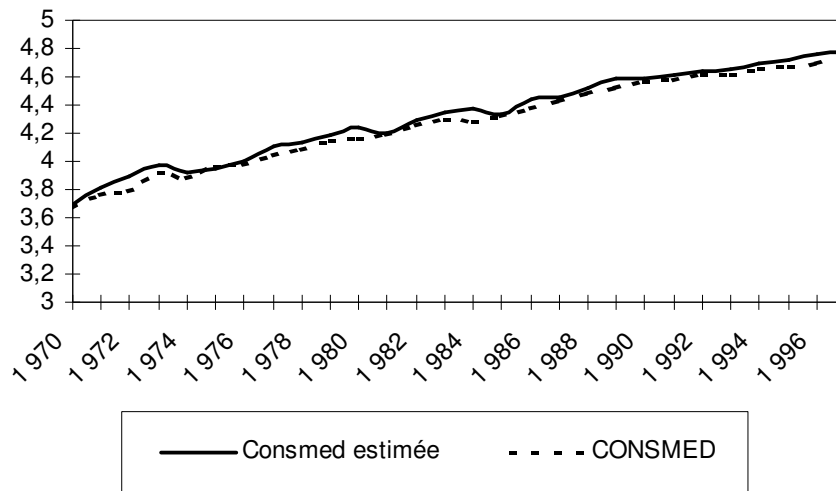


Fig. 2 La consommation médicale estimée et observée en Martinique



Les relations de court terme répondent au principe de parcimonie et de satisfaction des tests de qualité d'estimation. Le coefficient des résidus est significativement négatif ($-0,82$ en Martinique contre $-0,80$ en Guadeloupe), ce qui veut dire que le mécanisme de correction d'erreurs est accepté et que l'on atteint correctement la cible de long terme.

Contrairement à la Guadeloupe, l'élasticité de court terme de la consommation médicale par rapport au PIB est significative en Martinique et vaut $0,84$. L'importance du PIB comme facteur explicatif de la consommation médicale, validée à court terme et à long terme, confirme les résultats des diverses études menées sur les pays développés. Plus précisément, la tendance à la convergence de la Martinique (région en retard de développement par rapport à la moyenne française) vers la moyenne française ne peut être niée. L'élasticité de long terme de la consommation médicale par rapport au PIB est proche de 1. Ce qui signifie qu'a priori les biens et services de santé ne sont pas des biens de luxe mais des biens prioritaires à quasi isoélasticité. Ce niveau d'élasticité traduit un écart persistant dans la dynamique d'évolution de la consommation médicale entre la Martinique et les pays de l'OCDE. Autrement dit, la différence de niveau de vie apparaît comme un élément explicatif d'une différence d'appréciation du bien santé.

Au total, la Martinique se situe à cheval entre les pays développés où la santé constitue un bien de luxe et les pays en développement pour lesquels l'élasticité revenu de la consommation médicale est inférieure à 1.

Dans le cas de la Guadeloupe, la relation de court terme permet de valider l'influence significativement positive et de la consommation des ménages. Sur le long terme, la prédominance de la consommation des ménages comme facteur explicatif de la consommation médicale se maintient au travers d'une élasticité largement supérieure à 1. Cela présume de la très forte influence de la consommation finale sur le niveau de la consommation médicale. On peut supposer l'existence de pathologies dites de civilisation dues au changement du mode de vie et d'habitudes alimentaires.

En outre, les prestations sociales ne sont pas significatives en Guadeloupe ni au niveau de la relation de long terme ni au niveau des tests de causalité de court terme pour expliquer la consommation médicale, contrairement à la Martinique (élasticité de long terme supérieure à $0,5$). Il s'agit là d'une particularité des IEC qui bénéficient de financements exogènes par le biais des transferts publics en provenance de la France continentale. Notamment les politiques

d'aides médicales gratuites aux défavorisés contribuent à l'augmentation d'ensemble des dépenses de santé pour la population. Toutefois, il faut reconnaître que la politique d'égalité sociale entre la France continentale et les IEC joue un rôle important à plusieurs niveaux.

En premier lieu, elle contribue à augmenter le niveau de vie de la population par le rattrapage du pouvoir d'achat. Le revenu disponible des ménages augmente et agit sur la consommation des ménages et par voie de conséquence sur la consommation des soins médicaux. Les enquêtes de l'Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques traduisent une hausse constante du poste « hygiène et soins corporels » dans le compte des ménages.

En second lieu, la politique d'égalité sociale entre les IEC et la France continentale met à disposition de la population, des équipements (hôpitaux, centres spécialisés...), des structures adaptées (pour le traitement de pathologies spécifiques) ainsi que les moyens (élargissement couverture sociale...) pour répondre à l'attente de la population en matière de soins médicaux et sanitaires.

Par contre, la non significativité du PIB et des prestations sociales dans le modèle de la Guadeloupe met en évidence un aspect particulier du comportement du consommateur guadeloupéen. Tout se passe comme si ce dernier n'a pas intégré, sur la période étudiée, la notion d'assurance sociale dans son programme de consommation. Cette hypothèse est renforcée par le niveau très élevé de l'élasticité prix de la consommation médicale en Guadeloupe par rapport à son niveau en Martinique. Ceci corrobore la significativité de la consommation des ménages dans la fonction de la consommation médicale et fait ressortir que le consommateur guadeloupéen assimile les biens et services de santé aux biens de consommation normale.

Si à court terme les prix relatifs en Martinique sont significatifs avec une élasticité supérieure à 1, à long terme, cette élasticité par rapport à la consommation médicale devient faiblement négative. En Guadeloupe, les prix relatifs semblent influencer considérablement le comportement de consommation médicale. Le niveau d'élasticité de la consommation médicale par rapport aux prix relatifs est significativement élevé et supérieur à 1. Ces résultats prédisent l'existence d'une asymétrie d'information entre les populations respectives de la Guadeloupe et de la Martinique qui sont pourtant dotées de la même législation et qui connaissent des évolutions institutionnelles similaires. Tout laisse penser qu'à travers le temps, les Martiniquais seraient mieux informés que les Guadeloupéens du système de protection sociale. Cette meilleure maîtrise de l'information peut être interprétée comme un avantage comparatif de la population martiniquaise vis-à-vis de son homologue guadeloupéen. L'utilisation optimale du système en Martinique amoindrit l'effet prix et rend les consommateurs très peu sensibles aux prix des soins. On peut parler d'effet couverture inhérent au système français de soins. Le développement du tiers payant, qui est une avance sur frais accordée par certaines assurances ou par l'assurance sociale amène les individus à ne pas faire d'économie de soins. Le « reste à charge des patients » est relativement peu important pour freiner la consommation de soins. Ce phénomène se confirme encore par la constatation que les catégories de population qui bénéficient d'une bonne protection sociale dépensent beaucoup en soins de ville mais très peu en hospitalisation. A l'opposé, les groupes les moins assurés évitent de se soigner en ville et ont recours plus souvent à l'hôpital (Béresniak, Duru, 1997). Dans le cas guadeloupéen, on peut avancer que la relative méconnaissance du système social maintient d'une partie de la population dans une sensibilité importante par rapport aux prix des biens et services de santé.

D'autres facteurs permettent d'apporter une explication supplémentaire. La situation de l'illettrisme pourrait compléter cette analyse mais les chiffres disponibles en la matière ne

permettent pas de faire une comparaison sur longue période entre les deux îles. Enfin, quelques éléments historiques explicatifs supplémentaires peuvent permettre la compréhension de ce décalage informationnel entre les îles.

Des facteurs historiques permettent d'apporter une explication supplémentaire au phénomène de décalage et à l'inégale circulation d'information entre la Martinique et la Guadeloupe. En effet, la Martinique, contrairement à la Guadeloupe, a connu un processus de développement et d'urbanisation plus rapide. Cela est dû d'une part à la concentration relativement moindre de petits agriculteurs qu'en Guadeloupe. D'autre part, la plupart des petits agriculteurs martiniquais sont salariés dans les années 60, alors que les Guadeloupéens sont restés indépendants. Donc l'urbanisation de la Martinique durant la période d'après-guerre connaît un terrain plus favorable qu'en Guadeloupe. L'accès à la connaissance du mode de fonctionnement du système de santé est plus facile dans un contexte urbain qu'en milieu rural. Par conséquent, la fluidité de l'information (notamment sur les systèmes sociaux) est plus forte en Martinique qu'en Guadeloupe.

En terme de facteur d'offre stricto sensu, le déterminant de la consommation médicale qui ressort dans les IEC est la densité médicale.

Le nombre de médecins enregistre une élasticité de long terme de 0,64 en Martinique. Néanmoins, l'élasticité de la demande de soins par rapport à la démographie médicale (demande induite) est de niveau moyen en Guadeloupe. On peut donc supposer que la demande primaire s'adresse insuffisamment au corps médical comparativement à la médecine parallèle. Il s'agit d'un trait très prononcé dans une population restée longtemps majoritairement rurale. En effet, plusieurs localités guadeloupéennes, qui sont restées longtemps rurales par rapport à leurs homologues martiniquais, ont eu souvent recours à l'automédication.

Les deux autres variables d'offre que sont le nombre de spécialistes et le nombre de lits ne sont pas significatives à long terme.

Toutefois les tests de causalités de court terme semblent indiquer un lien entre le nombre de spécialistes et le niveau de la consommation médicale à court terme. Par conséquent, l'impact intertemporel du nombre de spécialistes reste mitigé. Par contre, une telle causalité de court terme ne ressort pas s'il s'agit du nombre de lits. Une des explications plausibles est que l'insularité et la forte densité médicale annihilent la distance d'accès au médecin (toutes spécialités confondues). Pour des raisons socioculturelles, les insulaires n'intègrent pas l'hospitalisation systématique dans leur comportement médical, sauf pour les pathologies jugées graves par le malade. D'ailleurs, les soins à domicile connaissent une croissance assez forte ces dernières années. Le besoin en séjour hospitalier devrait connaître une croissance future modérée. Le développement de la télésurveillance pourrait avoir aussi un impact sur le nombre de lits dans les hôpitaux car son succès devrait favoriser le maintien à domicile des personnes âgées.

Enfin, les politiques de rationalisation des établissements hospitaliers influencent l'évolution du nombre de lits. De même, la période étudiée a son importance car elle ne permet pas de prendre en compte l'effet extension de couverture susceptible d'influencer le comportement du consommateur. On peut supposer que les récentes lois Aubry pourraient augmenter la demande de soins et par conséquent la demande d'hospitalisation.

Les implications en terme de politique économique

La relation de long terme sur la consommation médicale permet de discuter de l'efficacité des politiques de la maîtrise des dépenses de santé qui sont appliquées depuis quelques années dans les IEC. L'exemple de la Martinique et de la Guadeloupe permet de comprendre la nécessité d'une adaptation régionale des politiques de santé publique afin de mieux évaluer leurs effets. Par exemple une politique de réduction de l'offre hospitalière par la suppression aveugle du nombre de lits n'a pas d'incidence réelle sur la demande de soins en Martinique. Cela n'est pas une loi transférable à toutes les régions françaises. On comprend pourquoi l'incidence du nombre de lits telle que théorisée dans la littérature sur la demande induite ne produit pas de résultats attendus dans toutes les régions. Par contre, toute action sur la densité médicale (MED) est un scénario conséquent pour la limitation de la demande de soins. Il paraît donc impossible d'imaginer des politiques plus restrictives que celle qui existe actuellement à travers le *numerus clausus*, car cela implique une restriction plus importante qu'actuellement de la démographie médicale.

Cette hypothèse paraît difficilement envisageable à court terme en raison de la tension entre le corps médical et son ministère de tutelle. Cependant, le contrôle de l'activité médicale demeure plus que jamais la cible des politiques de santé. Au-delà de la démographie médicale, c'est le pouvoir d'induction du médecin qui est en cause dans ce modèle. A ce niveau, l'enseignement principal de la littérature sur la demande induite est que l'offreur de soins (le médecin) n'est par nature, ni totalement intéressé ni totalement altruiste. Pour Rochaix et Jacobzone (1997), l'offreur de soins est sensible aux incitations financières auxquelles il est exposé et qui peuvent en partie influencer sur son activité. Quand celles-ci se modifient de façon adverse, il réagira pour conserver des conditions plus favorables, tout en jouant sur son avantage informationnel. Il convient également de ne pas ignorer la responsabilité que portent les consommateurs de soins car l'insensibilité au prix de la demande de soins soulève le problème d'aléa moral dû à la couverture sociale. Cela signifie que toute politique de réduction des dépenses de santé par la responsabilisation du consommateur n'aura de succès que si elle fait supporter à ce dernier une charge optimale dissuasive. Or, cette dernière est difficilement applicable en fonction des principes français d'égalité et d'équité et d'assistance en matière de soins.

Le modèle enseigne que dans le cas des IEC, les prestations sociales contribuent à tirer les dépenses de santé vers le haut. Même si pour la Guadeloupe cela n'a pas toujours été vérifié, on peut supposer que les phénomènes d'apprentissage permettront à terme le rattrapage. L'influence des transferts publics sur la demande de soins peut être retracée via les comptes économiques des IEC, le taux de couverture des dépenses par les recettes de la sécurité sociale (57 % dans les IEC). La couverture des prestations sociales n'a été possible que grâce aux transferts publics de la métropole vers les IEC.

Enfin, les relations entre le PIB et la santé sont confirmées, notamment au travers d'une rétroaction entre les dépenses de santé et la croissance économique. L'implication en terme de politique économique est que la réduction de la dépense de santé ne peut qu'être préjudiciable à la croissance économique.

Conclusion

Ce modèle d'analyse des déterminants de la consommation médicale montre que la régulation des dépenses de santé doit dépasser la simple conception administrative directe. En effet, les principales difficultés du contrôle des dépenses dans un système de soins donné viennent d'une mauvaise répartition du pouvoir et de l'information entre tous les agents du système (décideurs politiques, offreurs de soins et consommateurs).

Toutefois, cette étude connaît une limite qui réside dans la période étudiée (1970 - 2000) imposée par la disponibilité des données. Cette période ne permet pas de prendre en compte les effets de la couverture maladie universelle. L'impact de ce dispositif n'est pas à négliger car il pourrait être source de croissance des dépenses de santé en raison d'aléa moral sur la consommation médicale. Toutefois cette hypothèse n'est pas unanimement admise- Le Pen (2002) -.

Bibliographie

- Béresniak A., Duru G. (1997).** *Economie de la santé*, Masson, 4^{ème} édition.
- Bresson G., Pirotte A. (1995).** *Econométrie des séries temporelles*, PUF, Economie.
- Engle, C. W. J. Granger (1987).** "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, No. 2 (Mar.), pp. 251-276
- Ericson N.R., Mackinnon J.G. (1999).** "Distribution of Error Correction Tests for Cointégration", *International Finance Discussion Papers*, Board of the Federal Reserve System, n°655, dec.
- Evans R. (1974).** "Supplier-Induced Demand: Some Empirical Evidence and Implications" in Perlman M, *The Economics of Health and Medical Care*, Wiley and Sons, pp. 163-173.
- Gbesmete K.P., Gerdtham U-G. (1992).** "Determinants of Health Care Expenditure in Africa: A Cross-Sectional Study" *World Development*, vol. 20, n°2, pp. 303-308.
- Gerdtham U.G. et Jönsson B. (1991).** "Price and Quantity in International Comparisons of Health Care Expenditure", *Applied Economics*, n°23, pp. 1519-1528.
- Guesnier B. (1984).** "Développement local et micro-régional : priorité à l'information", *Revue canadienne de science régionale*, n°1 pp. 33-50.
- Kleiman E. (1974).** "The Determinants of National Outlay on Health", in M. Perlman ed., *The Economics of Health and Medical Care*, MacMillan, London.
- Kravis, Irving B., Alan W. Heston, and Robert Summers. (1978).** "Real GDP per capita for more than one hundred countries" *Economic Journal* 88(350), 215-242.
- L'Horty Y., Quinet A., Rupprecht F. (1997).** "Expliquer la croissance des dépenses de santé : le rôle du niveau de vie et du progrès technique", *Economie et Prévision*, n°129-130, pp. 257-267.
- Labelle R., Stoddart G., Rice T. (1994).** "A Re-Examination of the Meaning and Importance of Supplier-Induced Demand", *Journal of Health Economics*, vol. 13, pp. 347-368.
- Le Pen C. (2002).** "Pour en finir avec le "hasard moral"" , *La lettre du collègue des économistes de la santé*, n°1, mars, Paris.

- Leu R.E. (1986).** "Health Care Costs", in Culyer A.J., Jönsson B. ed., *Public and private Health Services*, Oxford: Basil Blackwell, pp. 41-63.
- Leu R.E. (1986).** "The Public-Private Mix and International Health Care Cost", in Culyer A.J., Jönsson B. ed., *Public and Private Health Services: Complementarities and Conflicts*. Blackwell, Oxford.
- Menaheim G. (1998).** "Demande de soins, demande de santé, demande de sécurité : trois modèles pour la santé en économie", *Cahiers du GRATICE*, n°15, pp. 277-319.
- Murillo C., Piatecki C., Saez M. (1993).** "Health Care Expenditure and Income in Europe", *Journal of Health Economics*, vol. 2, pp. 127-138.
- Newhouse J. P., Phelps C.E. (1977).** "New Estimates of Price and Income Elasticities of Medical Care Service", in *The Role of Health Insurance in the Health Care Services Sector*, NBER, pp. 261-313, cited in Le Pen (1988).
- OECD (1992).** *The reform of health care; a comparative analysis of seven OECD countries*.
- Parkin D., Mc Guire, A., Yule B. (1987).** "Aggregate Health Care Expenditures and National Incomes: Is Health Care a Luxury Good?", *Journal of Health Economics*, vol. 6, pp. 109-127.
- Rice T. (1983).** "The Impact of Changing Medicare Reimbursement Rates on Physician-Induced Demand", *Medical Care*, vol. 21, n°8, pp. 803-815.
- Rice T.H., Labelle R.J. (1989).** "Do Physicians Induce Demand for Medical Services?", *Journal of Health Politics, Policy and Law*, vol. 14, n°3, pp. 587-600.
- Rochaix L., Jacobzone S. (1997).** "L'hypothèse de demande induite : un bilan économique", *Economie et prévision*, numéro spécial santé, n°129-130, pp. 25-36.

Annexe

Constitution de la base de données

La base de données sur la Martinique et la Guadeloupe est le fruit de recherche auprès de plusieurs administrations locales et nationales, telles que la CNAMTS, le Ministère des affaires sociales, la DDASS, les caisses générales de sécurité sociale, le Conseil Général et les mutuelles locales (SLI, MGEN, MGPTT, SMERAG, MNEF SGPTT). Cette pluralité des sources n'est pas sans poser problèmes : incohérence des données due à l'incompatibilité des techniques de mesure, des problèmes de changement de nomenclature, la rupture dans les séries... Un traitement de mise en cohérence est réalisé à partir des différentes procédures de RATS : lissage, extrapolation.

La nomenclature de la CNAMTS ayant changé en 1993, il est nécessaire de gérer cette rupture pour la consommation médicale. Ceci est rendu possible par la recherche de données désagrégées sur la période considérée.

Les chiffres définitifs obtenus incluent les dépenses des caisses générales de la sécurité sociale et des mutuelles, tous régimes confondus.

L'évaluation du progrès technique est estimée par le ratio du nombre de spécialistes sur le nombre de généralistes. En effet, la spécialisation évolue avec l'état de la technologie. Ceci est d'autant plus vrai dans les IEC que le nombre de spécialistes évolue continuellement avec l'apport technologique dans les hôpitaux.

Tab. 2 Définition des variables

Series	Definitions
AG19	Number of people under 19 years old
AG2059	Number of people between 20 and 59 years old
AG60	Number of people over 60 years old
CMEN	Household consumption
CONSMED	Medical consumption
LIT	Number of beds
MED	Number of general practionners
PIB	Gross Domestic Product
POPUL	Population
PRESTSOC	Social benefits
PIRELAT	Health good and services relative prices
PROGT	Technical progress
SPE	Number of specialists
TDEPEND	Dependence rate $\frac{(AG19 + AG60)}{AG2059}$

Tab. 3 Tests de racines unitaires de KPSS

Guadeloupe							
	AG19	AG2059	AG60	CMEN	CONSMED	LIT	MED
Series	0.15	0.62	0.6	0.66	0.67	0.17	0.67
I(1)	0.1	0.14	0.14	0.52	0.081792	0.12	0.33
I(2)				0.4			
Conclusion	I(1)*	I(1)**	I(1)**	I(2)**	I(1)**	I(1)**	I(1)**
Martinique							
	AG19	AG2059	AG60	CMEN	CONSMED	LIT	MED
Series	0.67	0.62	0.63	0.64	0.65	0.66	0.42
I(1)	0.29	0.3	0.49	0.55	0.5	0.32	0.19
I(2)			0.45	0.14	0.3		
Conclusion	I(1)**	I(1)**	I(2)**	I(2)**	I(2)**	I(1)**	I(1)*
Guadeloupe							
	AG19	AG2059	AG60	CMEN	CONSMED	LIT	MED
Series	0.62	0.66	0.67	0.67	0.68	0.21	0.66
I(1)	0.41	0.21	0.15	0.37	0.39		0.64
I(2)							0.37
Conclusion	I(1)**	I(1)**	I(1)**	I(1)**	I(1)**	I(0)*	I(2)**
Martinique							
	AG19	AG2059	AG60	CMEN	CONSMED	LIT	MED
Series	0.67	0.59	0.65	0.64	0.67	0.17	0.63
I(1)	0.06	0.58	0.35	0.26	0.5	0.22	0.41
I(2)		0.14			0.38	0.13	
Conclusion	I(1)**	I(2)**	I(1)**	I(1)**	I(2)**	I(2)**	I(1)**

Tab. 4 Tests de causalité à court terme

	Relations	Guadeloupe		Martinique	
		Bivariate	Conditionnal to PRIRELAT	Bivariate	Conditionnal to PRIRELAT
Weigth (%) in the linear dependence	PIB→CONSMED	62,44***	87,09***	62,44***	87,09***
	Feedback	9,4*	23***	9,4*	23***
Granger	PIB→CONSMED	16,13***	22,64***	16,13***	22,64***
	CONSMED→PIB	6,21	1,46	6,21	1,46
	CONSMED↔PIB	2,45	6,15*	2,45	6,15*
	CONSMED et PIB	24,8**	30,26***	24,8**	30,26***
Sims	PIB→CONSMED	22,35***	36,11***	22,35***	36,11***
	CONSMED→PIB	7,01***	1,5	7,01***	1,5
	CONSMED↔PIB	2,58	6,94**	2,58	6,94**
	CONSMED et PIB	31,94***	44,56***	31,94***	44,56***
Weigth (%) in the linear dependence	PRESTSOC→CONSMED	8,5**	19,24***	8,5**	19,24***
	Feedback	26***	6,00**	26***	6,00**
Granger	PRESTSOC→CONSMED	2,21	5,00**	2,21	5,00**
	CONSMED→PRESTSOC	17,44***	21,60***	17,44***	21,60***
	CONSMED↔PRESTSOC	6,80**	1,6	6,80**	1,6
	CONSMED et PRESTSOC	26,45***	28,18***	26,45***	28,18***
Sims	PRESTSOC→CONSMED	2,31	5,51**	2,31	5,51**
	CONSMED→PRESTSOC	24,85***	33,66***	24,85***	33,66***
	CONSMED↔PRESTSOC	7,80**	1,63	7,80**	1,63
	CONSMED et PRESTSOC	34,93**	40,80***	34,93**	40,80***
Weigth (%) in the linear dependence	POPUL→CONSMED	72,54***	74,08***	72,54***	74,08***
	Feedback	5,14*	6,46**	5,14*	6,46**
Granger	POPUL→CONSMED	8,24***	8,71***	8,24***	8,71***
	CONSMED→POPUL	2,53	2,3	2,53	2,3
	CONSMED↔POPUL	0,58	0,76	0,58	0,76
	CONSMED et POPUL	11,37**	11,76**	11,37**	11,76**
Sims	PRESTSOC→CONSMED	9,7***	10,35***	9,7***	10,35***
	CONSMED→POPUL	2,67	2,39	2,67	2,39
	CONSMED↔POPUL	0,59	0,77	0,59	0,77
	CONSMED et POPUL	12,96**	13,51**	12,96**	13,51**
Weigth (%) in the linear dependence	CMEN→CONSMED	53,06***	60,85***	53,06***	60,85***
	Feedback	19,00***	21,31***	19,00***	21,31***
Granger	CMEN→CONSMED	14,15***	14,26***	14,15***	14,26***
	CONSMED→CMEN	7,35	4,16	7,35	4,16
	CONSMED↔CMEN	5,16**	5,00*	5,16**	5,00*
	CONSMED et CMEN	26,67***	23,43**	26,67***	23,43**
Sims	CMEN→CONSMED	18,81***	19,00***	18,81***	19,00***
	CONSMED→CMEN	8,50**	4,52	8,50**	4,52
	CONSMED↔CMEN	5,70*	5,52*	5,70*	5,52*
	CONSMED et CMEN	33,02***	29,04***	33,02***	29,04***
Weigth (%) in the linear dependence	SPE→CONSMED	35,74***	49,65***	35,74***	49,65***
	Feedback	23,38***	4,34	23,38***	4,34
Granger	SPE→CONSMED	6,3**	6,43**	6,3**	6,43**
	CONSMED→SPE	7,24***	5,98**	7,24***	5,98**
	CONSMED↔SPE	4,14	0,56	4,14	0,56
	CONSMED et SPE	17,71***	12,95**	17,71***	12,95**
Sims	SPE→CONSMED	7,17***	7,29***	7,17***	7,29***
	CONSMED→SPE	8,34***	6,69***	8,34***	6,69***
	CONSMED↔SPE	4,48	6,56**	4,48	6,56**
	CONSMED et SPE	20,01**	14,56**	20,01**	14,56**
Weigth (%) in the linear dependence	MED→CONSMED	76,18***	79,29***	76,18***	79,29***
	Feedback	3,5	9,32	3,5	9,32
Granger	MED→CONSMED	14,16***	14,87***	14,16***	14,87***
	CONSMED→MED	3,77*	3,82*	3,77*	3,82*
	CONSMED↔MED	0,65	0,06	0,65	0,06
	CONSMED et MED	18,58***	18,76***	18,58***	18,76***
Sims	MED→CONSMED	18,82***	20,07***	18,82***	20,07***
	CONSMED→MED	4,06**	4,12**	4,06**	4,12**
	CONSMED↔MED	0,45	0,06	0,45	0,06
	CONSMED et MED	23,54***	24,25***	23,54***	24,25***