

Direction de la recherche, des études,
de l'évaluation et des statistiques
DREES

SÉRIE
ÉTUDES

**DOCUMENT
DE
TRAVAIL**

**Modélisation des dépenses
d'assurance maladie**

Catherine Bac et Didier Balsan

n° 19 – octobre 2001

MINISTÈRE DE L'EMPLOI
ET DE LA SOLIDARITÉ

SOMMAIRE

1. Les déterminants des dépenses de santé	7
1.1 Les facteurs d'offre	7
1.1.1 La demande induite par l'offre	7
1.1.2 Le progrès technique.....	8
1.1.3 Les prix relatifs	8
1.2 Les facteurs de demande.....	9
1.2.1 Le niveau de vie	9
1.2.2 Le vieillissement.....	9
1.2.3 Le prix des soins.....	10
1.3 Les facteurs institutionnels.....	10
1.4 Le modèle retenu.....	11
2. Les modèles explicatifs	11
2.1 Les dépenses d'honoraires.....	12
2.1.1 Composition	12
2.1.2 Évolution sur la dernière décennie	13
2.1.3 Modélisation de la relation de long terme	13
2.1.4 Modélisation de la relation de court terme	15
2.1.5 L'ajustement dans les années récentes	17
2.2 Les dépenses de prescriptions	18
2.2.1 Composition.....	18
2.2.2 Évolution dans les années récentes.....	18
2.2.3 Modélisation de la relation de long terme	19
2.2.4 Modélisation de la relation à court terme.....	20
2.2.5 L'ajustement sur la période récente.....	20
2.3 Les dépenses de médicaments.....	22
2.3.1 Évolution dans la dernière décennie.....	22
2.3.2 Modélisation de la relation de long terme	23
2.3.3 Modélisation de la relation de court terme.....	24
2.3.4 Ajustement sur la période récente.....	25
2.4. Les autres biens médicaux.....	26
2.4.1 Composition.....	26
2.4.2 Évolution sur la dernière décennie	26
2.4.3 Les prothèses.....	26
2.4.4 Les accessoires et pansements	28
2.4.5 Les dépenses d'optique	30
2.5 Les indemnités journalières.....	33
2.5.1 Composition	33
2.5.2 Évolution sur la dernière décennie	33
2.5.3 Modélisation	34
2.5.4 Ajustement dans la période récente	35
3. Le modèle global.....	36
3.1 Un modèle composé de cinq blocs	36
3.2 Les effets direct et indirect d'un choc sur le PIB.....	36
Références bibliographiques	39

L'orientation générale de l'étude est la recherche d'un modèle global et explicatif qui lie les différentes catégories de dépenses d'assurance maladie entre elles, en tenant compte des effets dus au cycle et à la croissance économiques.

Le recours aux modèles à correction d'erreur (encadré 1) permet en effet de distinguer la dynamique de court terme et l'évolution de long terme. De plus, il est possible de mesurer la hauteur et la vitesse avec laquelle un choc sur l'activité est répercuté sur les dépenses d'assurance maladie.

Ces dépenses sont analysées à un niveau assez fin (encadré 2). Sont en effet étudiés sur la dernière décennie les honoraires des médecins et des dentistes, les prescriptions (analyses,...), les médicaments, les indemnités journalières et les autres biens médicaux (prothèses,...).

L'analyse porte sur les dépenses pour le risque maladie sur la période 1987-2000, les autres risques (maternité, invalidité, décès et accidents du travail) étant a priori déterminés par d'autres facteurs. Ces dépenses concernent les soins de ville pour le régime général. En ajoutant à ces dépenses celles de l'hospitalisation (publique et privée), ainsi que les indemnités journalières, on obtient un montant proche du total des dépenses de santé du régime général, soit environ 73,2 milliards d'euros pour l'année 2000. Le régime général pèse à lui seul pour environ 85 % des prestations fournies par l'ensemble des régimes.

Les données utilisées, qui proviennent de la statistique mensuelle de la CNAMTS, correspondent aux feuilles d'assurance maladie liquidées chaque mois par les CPAM. Elles sont donc en date de remboursement et non en date de soins. Les délais entre consommation et date de remboursement, variables à la fois dans le temps et entre catégorie de dépenses, ont pour conséquence des stocks de feuilles en instance.

La variation de ces stocks, en raison notamment de grèves ou de modification de la productivité des caisses, est parfois supérieure à la croissance des dépenses en elle-même. Ceci rend problématique la partie de l'analyse qui porte sur le lien à court terme entre ces dépenses et des facteurs explicatifs de nature économique. Sur le long terme, pour les relations entre le niveau des variables, ces perturbations sont moins gênantes. Ce choix est néanmoins contraint par le manque de recul temporel sur les données en date de soins (1996 pour l'instant, 1992 au mieux).

Les données de la statistique mensuelle correspondent de plus aux montants remboursés, pour lesquelles le reste à charge des ménages n'est pas pris compte. Pour les médicaments, où les variations de tickets modérateurs sont importantes, le passage en montants remboursables a été effectué. Pour les autres séries, on a conservé les données remboursées en appliquant une correction pour la baisse conséquente du ticket modérateur d'août 1993. Cette correction suffit à rendre les évolutions des données remboursées et remboursables parallèles.

Ces séries sont caractérisées par des perturbations importantes liées à des phénomènes divers (saisonnalité, nombre de jours ouvrables du mois, conjoncture épidémique, rythme de liquidation des dossiers). Les séries considérées sont donc corrigées des jours ouvrés et des variations saisonnières.

Les changements de lettre-clé, et de façon générale les variations du prix des soins, affectent les dépenses remboursées associées à un acte mais ne sont pas le reflet de modifications du comportement des ménages. De ce fait, un indice de prix, construit pour rendre compte de ces variations, est utilisé pour ramener chaque série en prix constants de 1987. Elles sont, à l'exception des prestations d'hospitalisation¹, exprimées en millions d'euros.

Après avoir rappelé les différents facteurs explicatifs envisagés dans la littérature et présenté le modèle retenu, on expose les estimations dans le détail, pour les cinq composantes des soins de ville retenues. Les effets d'un choc sur l'activité sont ensuite analysés dans le cadre du modèle global.

Encadré 1 - Le modèle à correction d'erreur

La théorie économique est souvent plus explicite sur les liens de long terme entre les variables que sur leur ajustement de court terme. Le modèle à correction d'erreur propose des mécanismes d'ajustement compatibles avec la cible de long terme. Il combine deux types de variables : celles non stationnaires exprimées en niveau qui déterminent les cibles de long terme, et les variables stationnaires, généralement les taux de croissance, qui sont liées à court terme.

La théorie économétrique de la cointégration a donné des fondements statistiques à ce modèle jusque là ad hoc. L'apport principal de la cointégration est de rendre stationnaire tous les termes du modèle à correction d'erreur, lorsque la relation d'équilibre de long terme existe. Cet apport est formalisé par le théorème de représentation de Engle et Granger (1987). Il établit que si un ensemble de variables est cointégré, il existe une représentation à correction d'erreur (ECM) valide. L'équation ainsi obtenue est un modèle statistique contenant seulement des termes stationnaires. Les résultats du modèle de régression standard s'appliquent.

La méthode d'estimation en deux étapes de Engle et Granger peut se résumer de la manière suivante² :

1ère étape

Estimation par les moindres carrés ordinaires (MCO) de la relation de long terme entre les variables x et y

$$(1) x_t = \alpha y_t + z_t$$

z_t constitue l'erreur d'équilibre. Sous l'hypothèse de cointégration entre x_t et y_t , z_t est stationnaire. Dans le cas où les séries ne sont pas cointégrées, les trajectoires de x_t et de y_t divergent et donc z_t n'est pas stationnaire.

2nde étape

On introduit la valeur retardée d'une période de \hat{z}_t issue de la relation d'équilibre dans un modèle liant la variation de y_t à celle de x_t

$$(2) \Delta x_t = \gamma + \sum_{i=1}^n \lambda_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \mu_i \Delta x_{t-i} - \beta \hat{z}_{t-1} + \varepsilon_t$$

$\beta \hat{z}_{t-1}$ constitue la force de rappel qui permet à la variable x de s'ajuster à sa cible de long terme.

Cette procédure en deux étapes conduit à une estimation convergente du modèle à correction d'erreur. En particulier les estimateurs et les écarts-type calculés pour le modèle par les MCO sont convergents.

¹ Pour ces dernières, l'indice de prix utilisé est celui des Comptes de la santé.

² Dans un cas très simple avec seulement deux variables.

Encadré 2 - Description des données

Les données de la base proviennent des séries mensuelles de la CNAMTS, pour le Régime Général et pour le risque Maladie. Elles sont en date de remboursement et en dépenses remboursées, à l'exception des dépenses de médicaments qui sont en dépenses remboursables³. L'analyse concerne la période de 1988 à 2000.

Ces séries sont caractérisées par des perturbations importantes liées à des phénomènes divers (saisonnalité, nombre de jours ouvrables du mois, conjoncture épidémique, rythme de liquidation des dossiers, etc.). Il est donc nécessaire de les corriger afin de mettre en évidence les mouvements réellement liés à une modification du comportement des agents économiques. Ainsi ce sont les séries corrigées des jours ouvrés et des variations saisonnières qui sont considérées. Les changements de lettre-clé ou du ticket modérateur vont affecter les dépenses remboursées associées à un acte sans forcément refléter une modification de comportement. De ce fait, un « indice de prix », construit pour rendre compte de ces variations, est utilisé pour « déflater » chaque série. L'analyse est finalement effectuée sur les variables, hors prestations d'hospitalisation, en « volume » CJO-CVS⁴.

Le regroupement des séries s'inspire du cadre conceptuel des comptes de la santé. Ainsi l'agrégat des dépenses maladie se décompose en :

- Soins ambulatoires,
- Médicaments,
- Autres biens médicaux,
- Hospitalisation privée,
- Hospitalisation publique.

Les trois premiers postes constituent les soins de ville. On peut décomposer le poste soins ambulatoires en deux composantes principales :

- Les honoraires (médecins, dentistes) ;
- Les prescriptions (analyses, infirmiers, masseurs, divers et cures thermales).

L'agrégation des séries mensuelles à une fréquence trimestrielle est justifiée par, d'une part, la disponibilité des variables explicatives potentielles qui est trimestrielle (par exemple le PIB) et d'autre part par l'importance de l'erreur de mesure des données qui, pour un horizon d'un mois, peut être supérieure à la variation observée. En effet, les variations de productivité des caisses primaires peuvent affecter de façon importante ces séries mensuelles en date de remboursement. On peut en revanche espérer que sur un trimestre le montant des erreurs est plus faible que la variation observée de la série, des retards de liquidation pouvant être comblés en trois mois.

1. Les déterminants des dépenses de santé

L'évolution des dépenses de santé résulte de modifications intervenues sur un certain nombre de facteurs. On distingue généralement les facteurs d'offre et ceux de demande, auxquels s'ajoutent des facteurs institutionnels. Cette section rappelle brièvement, avant de finir sur la présentation du modèle retenu, ces hypothèses et indique dans quelle mesure elles sont vérifiées sur les données utilisées.

1.1 Les facteurs d'offre

Certains facteurs sont dits d'offre dans la mesure où ils proviennent d'incitations qui s'exercent sur les prestataires plutôt que sur les consommateurs de soins de santé.

1.1.1 La demande induite par l'offre

De 1972 à 1994, le nombre de médecins en cabinet a augmenté de +113 %. Cette augmentation est largement supérieure à la croissance de la population. Cette observation a conduit à formuler l'hypothèse selon laquelle l'augmentation de l'offre conduit à un accroissement de la demande (demande induite par l'offre).

³ C'est-à-dire avant application du ticket modérateur. Ce choix se justifie par le fait que le ticket modérateur a fréquemment changé sur la période pour les médicaments.

⁴ Toutes les séries sont en millions d'euros, déflatées par l'indice de prix qui vaut 1 en janvier 1987.

Au niveau théorique, la demande induite est engendrée par l'asymétrie de l'information médicale dans la relation médecin-patient associée à la faible sensibilité des patients aux prix, en raison de la couverture maladie. L'excès d'offre de soins peut alors contribuer à la hausse des dépenses de santé. Cependant, la validation empirique de cette hypothèse n'est pas concluante (Rochaix et Jacobzone, 1997) même s'il est vraisemblable que ces effets d'induction sont plus forts dans les pays, comme la France, où les médecins sont rémunérés à l'acte.

En utilisant le nombre de médecins, nous avons cherché à estimer une fonction de dépenses d'honoraires médicaux. Ce modèle n'a pas été retenu dans la mesure où le coefficient estimé implique qu'un accroissement du nombre de médecins conduit à une augmentation plus que proportionnelle des dépenses.

1.1.2 Le progrès technique

La diffusion du progrès technique a été particulièrement importante dans le secteur de la santé (scanners, IRMN). Certaines innovations, par exemple les vaccins, ont permis de réaliser des économies tandis que d'autres ont pour contrepartie des augmentations de coût. De plus, les nouvelles techniques médicales peuvent stimuler la demande dans la mesure où les offreurs bénéficient d'un marché captif, mais cela peut aussi simplement révéler une demande latente. Des difficultés de mesure rendent la prise en compte du progrès technique dans un modèle explicatif des dépenses de santé délicate. On trouve dans la littérature différentes mesures qui approchent ce phénomène.

L'Horty et al. (1997) trouvent significatifs, dans leur modèle, deux types d'indicateurs⁵. Mahieu (1999) a construit un indicateur composite de progrès technique. En utilisant une approche sur données de panel, pour 20 pays de l'OCDE, il le trouve significatif.

Dans cette étude, une difficulté supplémentaire, le niveau fin de désagrégation, a conduit à tester un effet lié au progrès technique en introduisant une simple tendance dans chacun des modèles. Mise en compétition avec les autres variables explicatives, cette tendance apparaît significative pour les médicaments ainsi que pour les articles inscrits au tarif interministériel des prestations sanitaires (TIPS), à l'exception des dépenses d'optique.

1.1.3 Les prix relatifs

Le prix relatif (c'est-à-dire le rapport de l'indice du prix des dépenses de santé sur le prix de la consommation des ménages) reflète sans doute plus un facteur offre (montant perçu par un prestataire pour un acte médical) qu'un facteur demande (coût d'une unité de soins). Dans le cas d'un effet de demande, il faudrait en effet tenir compte de l'impact de la couverture assurantielle. Une étude empirique sur le Québec (Rochaix, 1993) montre que les prestataires cherchent plutôt à garantir le maintien de leur revenu qu'à réaliser les bénéfices les plus grands possibles. Cette étude suggère donc qu'il est possible d'obtenir une élasticité prix

⁵ Les dépenses en appareils thérapeutiques par lits d'hôpitaux ou par nombre de médecins, et le rapport à la population totale du nombre de personnes traitées pour une pathologie dont la fréquence d'apparition est stable sur la période.

négative de l'offre de soins. L'introduction de cette variable dans le modèle explicatif des dépenses d'accessoires et pansements, ainsi que celui des prothèses, n'apparaît pas concluante.

1.2 Les facteurs de demande

Du côté des incitations qui s'exercent sur la demande de soins, le niveau de vie est le facteur explicatif principal retenu dans la littérature. La démographie et le prix des soins sont également évoqués.

1.2.1 Le niveau de vie

Un des faits stylisés en économie de la santé est la forte corrélation positive entre le PIB par tête et les dépenses de santé par tête, avec une élasticité supérieure à un. Newhouse (1977) interprète ce résultat comme signifiant que la santé est un bien supérieur. Cette propriété implique que les dépenses de santé augmentent plus que proportionnellement au niveau de vie. Le mécanisme est le suivant : avec l'augmentation des revenus, les consommateurs exigent davantage de soins de santé (propriété d'un bien supérieur). Dans les pays où la dépense de santé est élevée, l'achat d'une unité marginale améliore davantage l'état de santé subjectif (*care*) qu'il ne diminue les taux de morbidité (*cure*).

Par la suite, plusieurs études ont testé une valeur supérieure à l'unité pour l'élasticité revenu de la demande de santé⁶. Dans tous ces travaux empiriques, le PIB arrive, comme variable explicative, loin devant les autres facteurs de demande (vieillesse de la population ou effet prix, cf. supra). En effet, il contribue généralement pour 50 % de la variance expliquée des dépenses de santé.

Cependant, la variable explicative « PIB par tête » recouvre un ensemble de facteurs. Le plus direct est l'effet revenu, mais on peut aussi envisager un effet indirect par le financement : l'augmentation des assiettes de cotisations permet de financer les dépenses de santé ou, inversement, le ralentissement de la croissance conduit à l'élaboration de plans de maîtrise de ces dépenses de santé. Par ailleurs, les élasticités estimées par rapport au PIB reflètent aussi ce que les pays sont disposés à affecter aux dépenses de santé par rapport aux autres dépenses.

En accord avec ces travaux, la variable PIB apparaît dans cette étude comme un facteur explicatif prépondérant des tendances de long terme des dépenses de santé.

1.2.2 Le vieillissement

Le second facteur explicatif de demande est le vieillissement de la population. Il influe positivement sur les dépenses de santé. Pour L'Horty et al. (1997) ou Gerdtham et al. (1995), la proportion des plus de 65 ans dans la population n'influence pas significativement les dépenses de santé. Dans un travail antérieur⁷ nous avons montré que, de 1960 à 1997, l'effet vieillissement ajouté à l'effet démographie (augmentation des naissances) explique environ 1 % par an de la croissance des dépenses de santé agrégées.

⁶ Une revue détaillée de cette littérature se trouve dans L'Horty et al. (1997).

⁷ Bac C. et Cornilleau G. (2001) « Comparaison international des dépenses de santé », Document de travail, DREES, n° 12.

Sur une période plus restreinte, et au niveau d'agrégation plus fin utilisé, nous n'avons pas réussi retrouver cet effet. En particulier, un indicateur du vieillissement de la population a été testé dans la fonction de dépenses des honoraires médicaux. Il n'est pas significatif.

1.2.3 Le prix des soins

Le prix des soins est parfois proposé comme facteur explicatif de demande. Cet effet est délicat à chiffrer. Ces prix ont un impact différent selon le degré d'agrégation des données car les pays sont confrontés au véritable prix des services de santé tandis que les individus sont peu ou pas concernés. La dépense de santé est en général couverte par des assurances et les patients ne sont pas confrontés aux prix réels des soins de santé. Cet effet est parfois mesuré par l'ampleur de la couverture.

Les travaux en données transversales suggèrent une corrélation négative (Gerdtham, 1992) entre la couverture sociale et les dépenses de santé. Ce résultat est sans doute plus lié au contrôle strict qui pèse sur les prestataires dans un système intégré, car la part des dépenses publiques y est très forte. Dans les autres systèmes, une augmentation de la part de la prise en charge publique dans un système à structure invariante doit plutôt conduire à un accroissement des dépenses. L'Horty et al. (1997) trouvent un impact positif significatif. Cependant, cela ne permet pas d'expliquer la croissance des dépenses depuis 15 ans, car la prise en charge moyenne a tendance à diminuer (via la hausse du ticket modérateur). De plus, ce n'est pas le patient mais le corps médical qui prend la plupart des décisions de consommation. En outre, les prix ne sont pas vraiment exogènes mais régulés par l'État.

1.3 Les facteurs institutionnels

Enfin, une amélioration de l'explication de l'évolution des dépenses pourrait provenir de la prise en compte de facteurs institutionnels : nombre de personnes assurées, tarifs de remboursement, tickets modérateur.

Dans le rapport du Plan « santé 2010 », un modèle « institutionnel » élaboré par l'INSEE met en évidence le rôle des interventions publiques depuis 1980 dans le ralentissement des dépenses de santé. La politique de maîtrise des dépenses de santé se serait traduite par un ralentissement de la croissance des dépenses de santé de 1 % par an entre 1980 et 1990. Mais cet effet serait très faible pour les soins ambulatoires et pour les médicaments. Chaque plan aurait un effet modérateur sur les dépenses l'année consécutive au plan, puis conduirait, par un effet de compensation, à une augmentation l'année suivante et enfin il n'y aurait plus d'effet au-delà de deux ans.

Durant la dernière décennie, sont recensés successivement trois plans : Durieux (Juillet 1991), Veil (août 1993) et Juppé (1995). Dans une étude précédente⁸, nous avons montré que les réformes successives portant sur les dépenses de santé semblent n'avoir qu'un impact transitoire sur leur montant. Plus précisément, le plan Durieux n'a pas d'effet sur la tendance des dépenses de santé tandis que les plans Veil et Juppé sont à l'origine d'infléchissements de la tendance mais ont une persistance faible, de l'ordre de 3 à 4 trimestres.

⁸ Bac C., Bontout O. et F. Lenseigne (2000) « Décomposition tendance-cycle : une application aux prestations sociales », Document de travail, DREES, n°7.

Dans l'étude présentée ici, seule la modification du ticket modérateur d'août 1993 apparaît significative. Elle a été prise en compte à l'aide d'une variable indicatrice. Cette correction ne s'applique pas aux médicaments qui sont en montants remboursables.

La prise en compte des Objectifs quantifiés nationaux (OQN) à l'aide de variables indicatrices n'apportent qu'une amélioration marginale des modèles (honoraires et prescriptions). Elle n'est donc pas présentée ici.

1.4 Le modèle retenu

Il peut être décomposé en cinq parties. La première partie comprend les honoraires privés. L'évolution des honoraires tant pour la tendance de long terme que pour les variations de court terme est fonction du PIB et du montant des dépenses hospitalières. La seconde partie détermine les dépenses de prescriptions. Ces dernières sont déterminées par l'évolution des honoraires. La troisième partie concerne les dépenses de médicaments. Elles sont fonction des honoraires mais aussi, comme on l'a souligné plus haut, d'une tendance autonome qui peut s'interpréter comme un effet progrès technique. La quatrième partie concerne les dépenses de TIPS. A l'exception de l'optique où le niveau de vie mesurée par le PIB joue un rôle explicatif, les deux autres modèles traduisent les évolutions par des tendances croissantes. La dernière partie détermine, de façon légèrement différente, les dépenses d'indemnités journalières. En effet, le montant des indemnités, proportionnel à l'emploi salarié, est fonction de l'évolution du chômage.

Au total, le modèle global présenté dans cette étude est simple mais a des propriétés cohérentes et permet de mesurer le niveau et la vitesse de répercussion sur les dépenses d'un choc sur l'activité (section 3).

2. Les modèles explicatifs

Durant la dernière décennie, l'évolution des parts relatives des grandes catégories de dépenses d'assurance maladie a fortement évolué. Les honoraires médicaux et les prescriptions sont passés de, respectivement, 27,3 % et 13,1 % en 1990 à 22,2 % et 11,5 % en 2000, alors que dans le même temps les dépenses de médicaments ont vu leur part s'élever de 41,0 % à 51,3 % (tableau 1).

Ceci est la conséquence de contributions à la croissance de ces postes fortement différentes (graphique 1). On observe un certain tassement du taux de croissance global des dépenses en milieu de période. En 2000, les séries, à l'exception des indemnités journalières, présentent des évolutions particulièrement fortes pour lesquelles faire la part de l'augmentation de la consommation et de celle des feuilles en instance liquidées par les caisses est délicat.

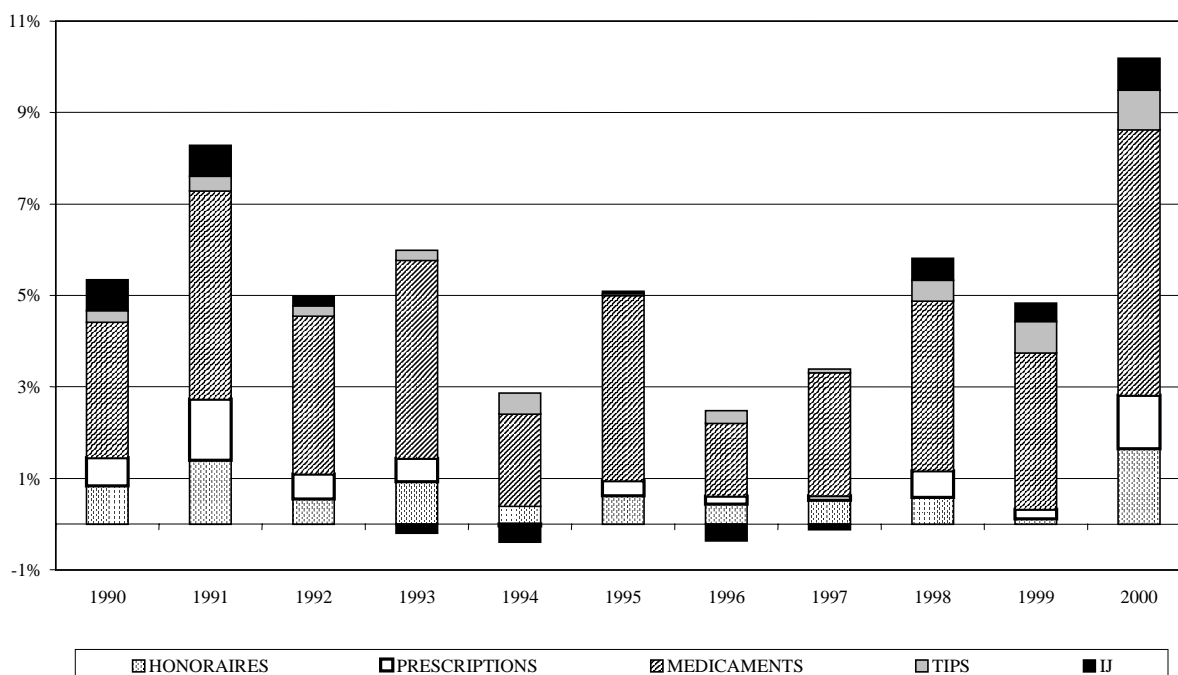
Les évolutions différenciées des catégories de dépenses conduisent à rechercher un modèle pour chacune.

Tableau 1 - Part et taux de croissance en moyenne annuelle des principaux postes de dépenses d'assurance maladie

Poste de dépense	Structure en %	Taux d'évolution annuel en %			Structure en %
	1990	1990	1995	2000	2000
Honoraires	27,3	3,1	2,5	7,4	22,2
Prescriptions	13,1	4,6	2,5	10,1	11,5
Médicaments	41,0	7,2	8,5	11,3	51,3
TIPS	2,4	10,5	2,0	20,8	4,1
IJ	16,2	4,1	0,3	6,3	10,9

Source : CNAMTS, calculs DREES.

Graphique 1 – Contribution au taux de croissance



Source : CNAMTS, calculs DREES.

2.1 Les dépenses d'honoraires

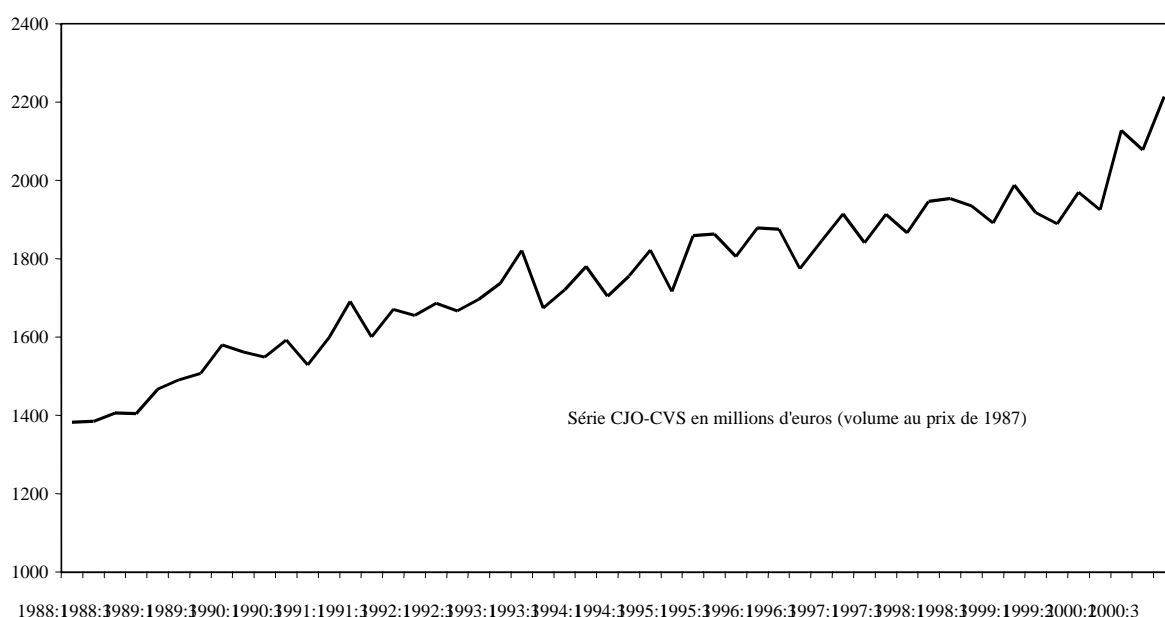
2.1.1 Composition

Les honoraires comprennent les honoraires médicaux (consultations, visites et actes techniques), les honoraires des dentistes ainsi que ceux des sages femmes. Cet agrégat représente environ le quart des dépenses du champ total considéré dans cette étude.

2.1.2 Évolution sur la dernière décennie

L'évolution des honoraires sur la dernière décennie se caractérise par un ralentissement du rythme de croissance jusqu'en 1995. En effet, le taux de croissance annuel des honoraires est passé de 3,1 % en 1990 à 2,5 en 1995 puis par une reprise progressive sur la seconde partie de la décennie puisque ce taux atteint 7,4 % en 2000.

Graphique 2 Dépenses d'honoraires



Source : CNAMTS, calculs DREES.

2.1.3 Modélisation de la relation de long terme

Comme on l'a souligné en introduction, cette étude cherche à expliquer l'évolution des dépenses d'honoraires sur la dernière décennie, donc pour un horizon de moyen-long terme, mais aussi à proposer des facteurs explicatifs des variations intra-annuelles. Les modèles à correction d'erreur (encadré 1) spécifient des mécanismes d'ajustement de court terme compatibles avec un modèle explicatif portant sur le long terme. Ils combinent deux types de variables : celles exprimées en niveau qui déterminent l'horizon de long terme, et les taux de croissance, qui sont liés à court terme.

Les études analysant les déterminants de long terme des dépenses de santé agrégées distinguent facteurs de demande et facteurs d'offre. Ces facteurs ont été discutés dans la première partie.

Depuis l'instauration en 1984 du budget global, l'hôpital a connu une croissance moins forte tandis que les soins de ville continuent de croître rapidement. Le dynamisme du secteur libéral ne peut s'expliquer uniquement par un transfert de charge. Néanmoins nous avons testé cet effet.

Le modèle explicatif de la tendance de long terme est une relation liant honoraires, PIB et dépenses hospitalières. Ce modèle est estimé sur les variables trimestrielles de la dernière décennie (1988-2000).

Equation 1⁹

$$\text{LOG (HONORAIRES)} = \quad \quad \quad \mathbf{0,60 \text{ Log (PIB)}} \quad \quad \quad \mathbf{+ 0,37 \text{ Log (Hôpital)}} \quad \quad \quad \mathbf{-3,45}$$

$$\quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \mathbf{(4,04)} \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \mathbf{(7,37)} \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \mathbf{(-2,33)}$$

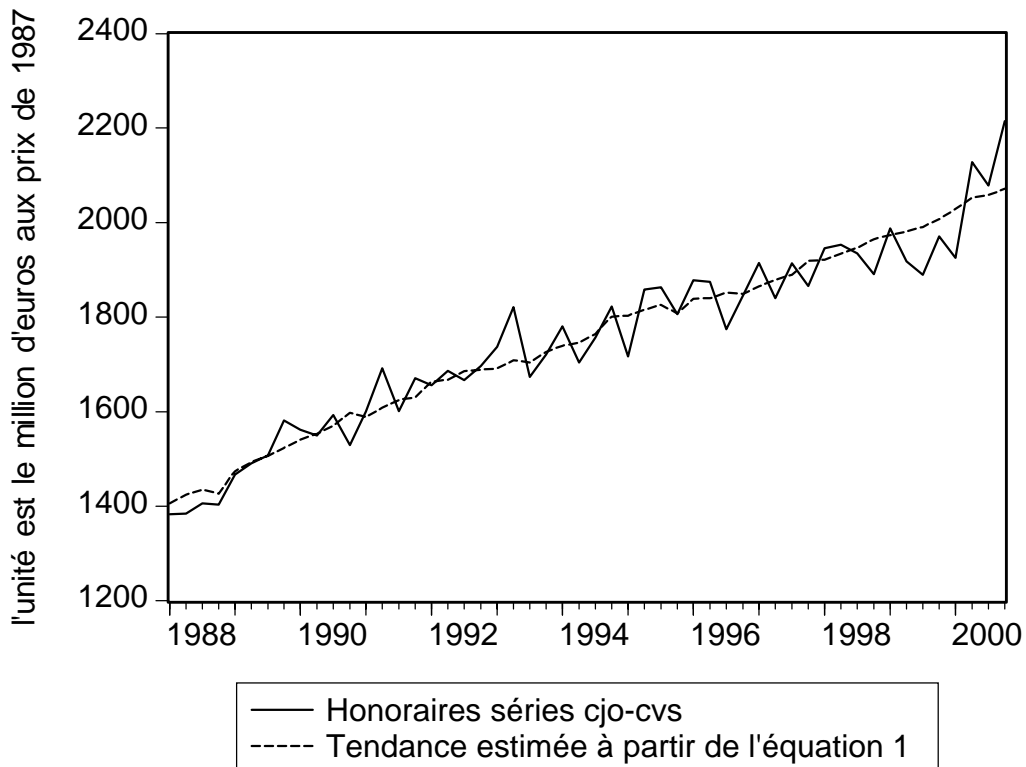
Ce modèle décrit une tendance de long terme pour les dépenses d'honoraires. Cette tendance est fonction du niveau de vie (PIB) avec une élasticité de 0,60 et des dépenses hospitalières avec une élasticité de 0,37. Une augmentation d'un point de PIB va se traduire par une augmentation de la tendance des dépenses de soins de ville de 0,6 point. De façon similaire, un point de dépenses hospitalières supplémentaire va se traduire par 0,37 point de plus pour la tendance des soins de ville.

Le modèle implique donc un lien de complémentarité et non de substitution entre les dépenses d'honoraires et les dépenses hospitalières. Ce qui signifie que les facteurs qui font que ces deux catégories de dépenses varient dans le même sens, par exemple une part plus élevée du niveau de vie consacré à la santé, sont prépondérants sur ceux qui impliquent un transfert d'un poste de dépenses vers l'autre, par exemple les maintiens à domicile plus fréquents. Ceci est cohérent avec le fait que le premier effet est surtout perceptible à long terme, alors que le second relève plutôt de la dynamique de court terme.

Il est important de noter que dans ce modèle l'ajout d'une tendance temporelle n'apporte aucune amélioration. Cette tendance apparaît non significative lorsqu'elle est placée en concurrence avec le PIB ou avec les dépenses hospitalières dans un modèle incluant déjà le PIB.

⁹ Dans cette estimation d'une relation d'équilibre de long terme (relation de cointégration), les écarts types sont ajustés pour la variance de long terme par la méthode des MCO dynamiques de Stock et Watson. Les valeurs du R² ainsi que de la statistique de Durbin et Watson (DW), non valides dans ce contexte, ne sont pas indiquées.

Graphique 3 - Tendence de long terme des dépenses d'honoraires



Source : CNAMTS, calculs DREES.

Sur la période d'estimation cette tendance croissante de long terme des honoraires est en moyenne de 2,8 % par an.

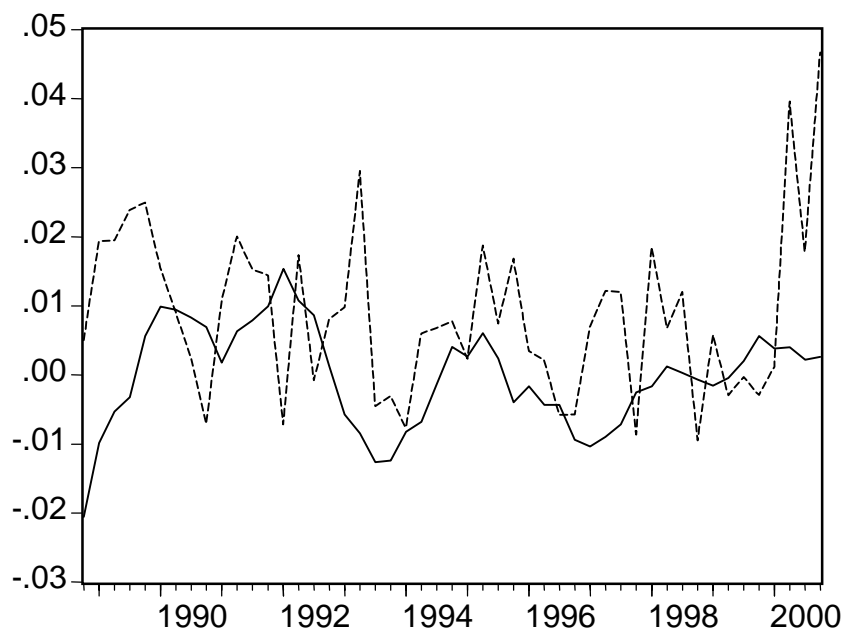
En prenant en compte cette relation de long terme, on a cherché à expliquer la dynamique de court terme des dépenses d'honoraires à l'aide d'un modèle à correction d'erreur. Le modèle peut s'interpréter comme un schéma d'ajustement de la variable à sa « cible » de long terme.

2.1.4 Modélisation de la relation de court terme

Dans le but de formaliser le lien entre le taux de croissance des dépenses d'honoraires et le cycle économique, plusieurs variables candidates ont été essayées. Il s'agit du taux de croissance du PIB, du revenu des ménages, de la consommation des ménages, de l'emploi salarié et du taux de chômage.

Le lien entre le cycle macroéconomique et le comportement de consommation médicale est difficile à mettre en évidence. Le graphique 4 illustre ce point. On y reporte les écarts à la tendance du cycle économique (approché par l'écart entre le PIB et sa tendance évaluée par un filtre d'Hoddrick-Prescott) et le taux de croissance des dépenses d'honoraires.

Graphique 4 - Lien entre cycle économique et dépenses d'honoraires



— Cycle du PIB (évaluée à l'aide du filtre d'Hodrick-Prescott)
 - - - - Taux de croissance des dépenses d'honoraires (lissé par une moyenne mobile d'ordre 3)

Source : CNAMTS, calculs DREES pour les honoraires et INSEE pour le PIB.

La dynamique de court terme des dépenses d'honoraires est donc spécifiée comme un simple ajustement à la tendance de long terme des honoraires.

Équation 2

Taux de croissance trimestriel des dépenses d'Honoraires =	0,008	- 0,69 Ecart à la relation de long terme	+u _t
	(2,73)	(-3,08)	

$R^2=0,48$; $DW=1,98$

avec $u_t = -0,34u_{t-1} + \varepsilon_t$
 (-2,09)

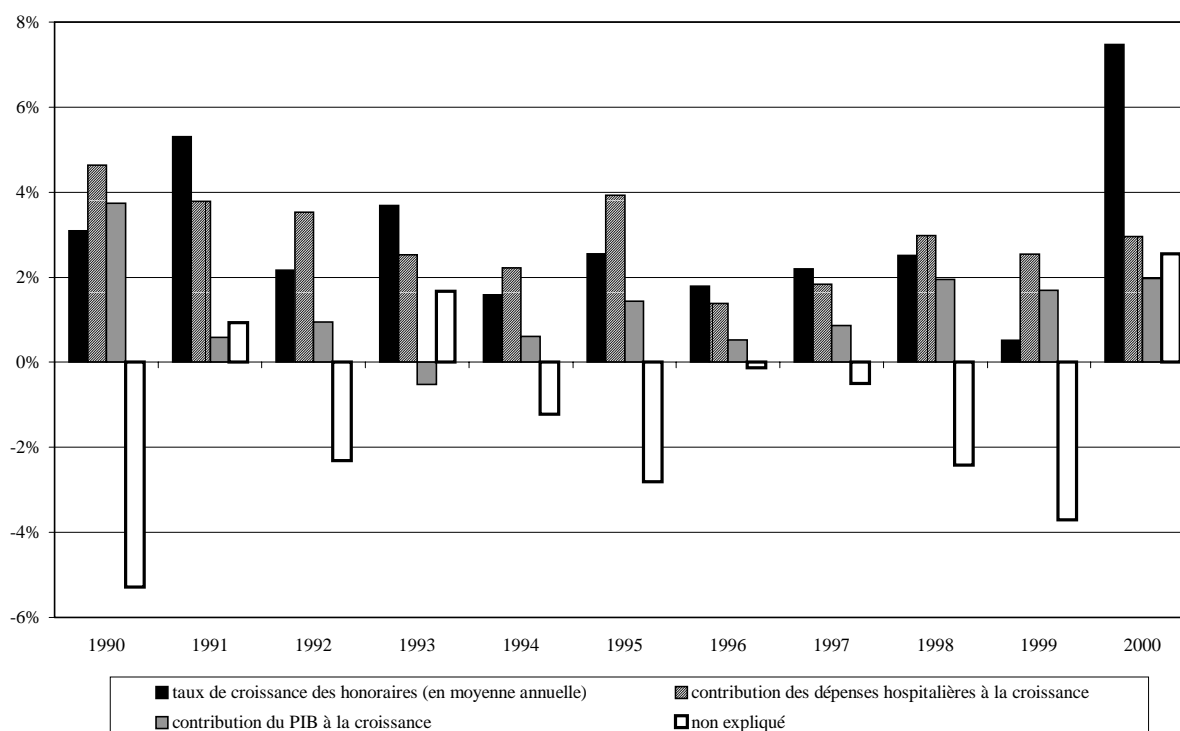
Le coefficient de l'écart à la tendance est de 0,69 ce qui signifie que quand les dépenses d'honoraires s'écartent de leur tendance de long terme, une force de rappel va, à la période suivante, les rapprocher de cette tendance pour un peu plus des deux tiers de cet écart (69 %).

Le modèle comprend aussi un coefficient auto-régressif. Cela signifie que ce qui n'est pas expliqué par le modèle ne se résume pas à une simple perturbation. On peut l'interpréter comme le fait qu'il manque certaines variables explicatives dans le modèle, dont certaines peuvent être inobservables ou difficilement modélisables.

2.1.5 L'ajustement dans les années récentes

Les contributions à la croissance peuvent se décomposer en une part liée à la croissance du PIB et une part liée à la croissance des dépenses hospitalières.

Graphique 5 - Contributions à la croissance des honoraires



Source : CNAMTS, calculs DREES.

L'équation 2 permet d'expliquer environ la moitié (48 %) de la variation des dépenses d'honoraires. Le graphique des contributions montre que sur la première moitié de la décennie, le modèle a tendance à surestimer les dépenses d'honoraires tandis qu'il les sous-estime sur la seconde moitié. Cela signifie que les dépenses d'honoraires se situent au-dessous de leur tendance de long terme (estimée par l'équation 1) au cours de la première partie de la décennie et, en revanche, plutôt au-dessus lors de la seconde partie de la décennie.

Le tableau ci-dessous illustre la même information de façon différente.

Tableau 2 - Décomposition du taux de croissance des honoraires

	en %				
	Taux de croissance des honoraires (en moyenne annuelle)	Contribution des dépenses hospitalières à la croissance	Contribution du PIB à la croissance	Taux de croissance prévu par le modèle	Non expliqué
1997	2,1	1,8	0,8	2,6	-0,5
1998	2,5	2,9	1,9	4,9	-2,4
1999	0,5	2,5	1,6	4,2	-3,7
2000	7,4	2,9	1,9	4,9	2,5

Source : CNAMTS, calculs DREES.

Même s'il est difficile de formaliser le lien entre les dépenses d'honoraires et le cycle (graphique 4), le comportement des dépenses d'honoraires semble suivre la conjoncture économique avec un léger retard. L'influence des dépenses hospitalières atténue cet effet cyclique. Sur la décennie, la contribution de l'évolution des dépenses d'honoraires, relativement stable et toujours positive, peut en effet masquer l'impact du PIB.

La tendance sur la période d'estimation est en moyenne de 2,8 % par an (équation 1). Le fort taux de l'année 2000 peut alors s'interpréter comme un rattrapage de cette tendance, alors que les taux obtenus depuis 1997 sont inférieures aux valeurs projetées.

2.2 Les dépenses de prescriptions

2.2.1 Composition

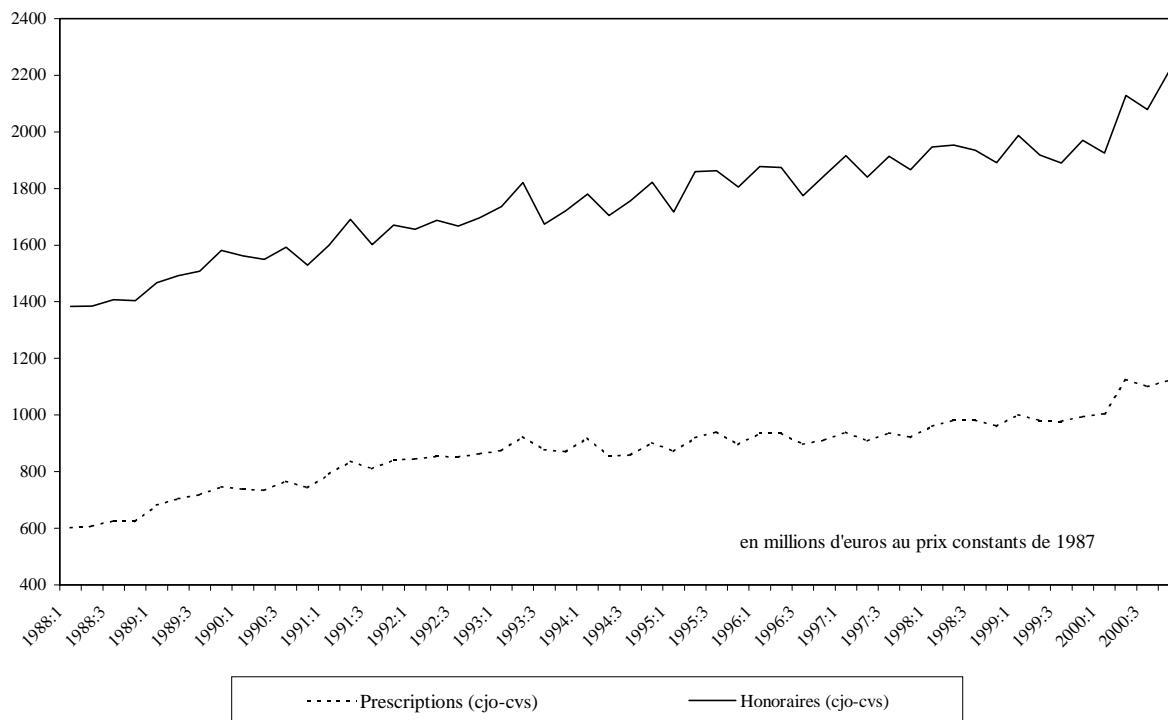
Cette seconde composante des soins ambulatoires correspond aux analyses (biologie et actes en P), infirmiers, masseurs et à un poste divers. Comme noté auparavant, la série des dépenses de prescriptions ne comprend pas les médicaments mais simplement les actes d'auxiliaires médicaux et les analyses biologiques. En effet, sur la dernière décennie le taux de croissance des prescriptions est plus faible que celui des médicaments (tableau 1). De plus, comme nous allons le présenter dans cette section et la suivante, les modèles explicatifs sont différents.

On peut considérer a priori que la composante prescription résulte du comportement de prescription propre aux médecins. En effet, les marges de manœuvres des laboratoires sont faibles (capacité, à l'intérieur de la prescription médicale, de choisir telle ou telle investigation complémentaire).

2.2.2 Évolution dans les années récentes

Sur la dernière décennie, on vérifie (graphique ci-dessous) que les dépenses de prescriptions et les dépenses d'honoraires ont partagé la même tendance.

Graphique 6 - Évolutions parallèles des dépenses d'honoraires et de prescriptions



Source: CNAMTS, calculs DREES.

2.2.3 Modélisation de la relation de long terme

Le modèle explicatif des dépenses de prescriptions relie honoraires et prescriptions aussi bien à court terme, une variation des honoraires étant susceptible d'entraîner une variation de même sens des prescriptions, qu'à un horizon plus lointain, le niveau de dépenses de prescriptions ayant la même tendance que celle des dépenses d'honoraires.

La relation de long terme est donnée par la relation suivante :

Équation 3¹⁰

Log(prescriptions)	=-2,94	+1,29 Log(Honoraires)
	(10,95)	(19,08)

L'élasticité des prescriptions aux honoraires (1,29) signifie que lorsque les dépenses d'honoraires augmentent de 1 % celles des prescriptions augmentent dans une proportion légèrement supérieure. On peut interpréter ce résultat comme un effet prix ou un effet volume : lors d'une consultation moyenne, lorsque les montants prescrits sont plus élevés, cela peut résulter soit de prescriptions plus chères (effet prix pur ou effet qualité) soit d'une augmentation du volume prescrit.

¹⁰ Dans cette estimation d'une relation d'équilibre de long terme (relation de cointégration), les écarts types sont ajustés pour la variance de long terme par la méthode des MCO dynamiques de Stock et Watson. Les valeurs du R² ainsi que de la statistique de Durbin et Watson (DW), non valides dans ce contexte, ne sont pas indiquées.

2.2.4 Modélisation de la relation de court terme

Le modèle doit aussi refléter le lien de court terme existant entre les variations des deux séries avec un terme de rappel pour la relation d'équilibre. Par conséquent, on propose un modèle qui explique la variation des prescriptions en fonction de l'écart à sa relation d'équilibre avec les honoraires de la période précédente et des variations des honoraires de la période contemporaine¹¹.

On obtient les résultats suivants :

Équation 4

Taux de croissance trimestriel des dépenses de prescriptions	=0,006	+0,70 Taux de croissance trimestriel des dépenses d'honoraires	-0,2 Ecart à la relation de long terme
	(2,94)	(7,60)	(-1,92)

$R^2=0,77$; $DW= 2,17$

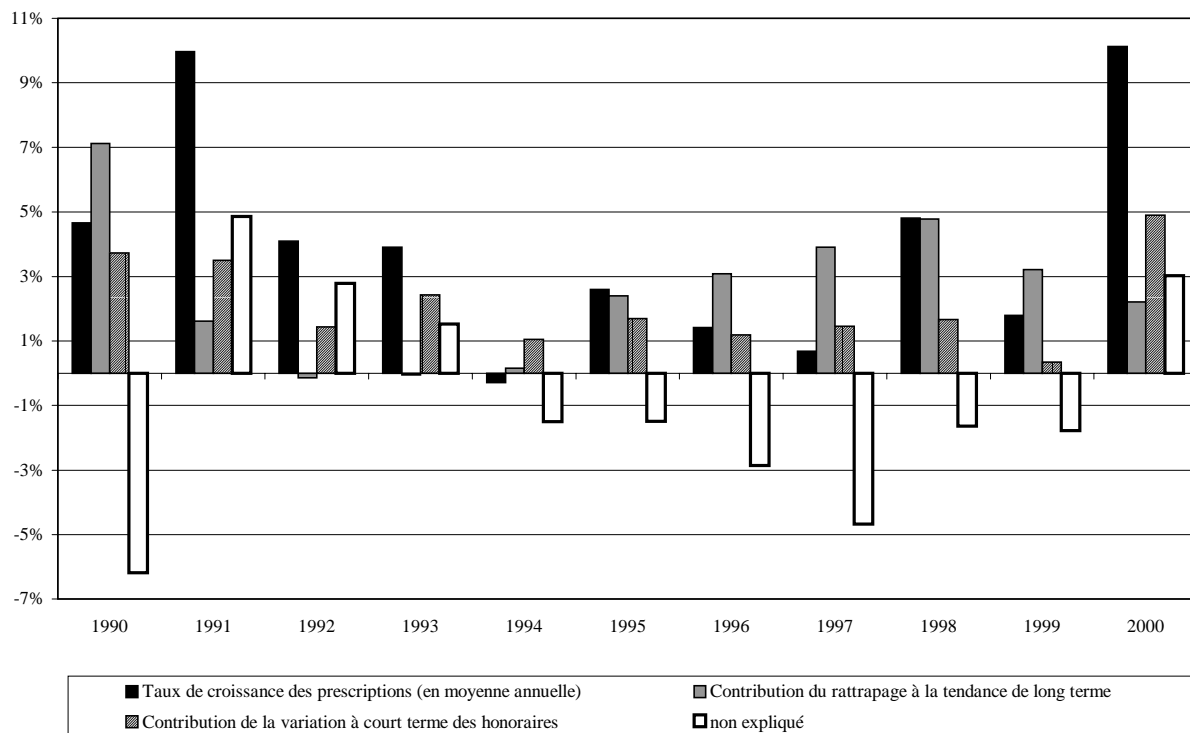
Les coefficients sont du signe et de l'ampleur attendus. Le coefficient de la force de rappel est bien négatif : lorsque les prescriptions s'éloignent de leur tendance de long terme, l'ajustement à la période suivante joue dans le sens d'un rapprochement vers cette tendance. Dans le trimestre, l'élasticité des dépenses de prescriptions aux honoraires est de 70 %.

2.2.5 L'ajustement sur la période récente

Sur l'ensemble de la période d'estimation, le modèle de court terme permet d'expliquer les trois quarts des variations des prescriptions. Ce résultat masque cependant des disparités. Le graphique et le tableau ci-dessous décrivent la contribution respective des variations de court terme des honoraires et de l'écart à la relation de long terme dans la croissance des dépenses de prescriptions.

¹¹ Pour éviter tout biais de simultanéité, ce modèle est estimé par la méthode des moments généralisés.

Graphique 7 - Contributions à la croissance des prescriptions



Source : CNAMTS, calculs DREES.

On constate que l'ajustement apparaît moins bon à partir du milieu des années 90 : la part non expliquée s'accroît en valeur absolue. La variation observée se situe en dessous de sa tendance de long terme, qui est largement fonction des dépenses d'honoraires. Cet écart se résorbe progressivement sur la fin de la période.

Tableau 3 - Décomposition du taux de croissance des prescriptions

	Taux de croissance des prescriptions (en moyenne annuelle)	Contribution du rattrapage à la tendance de long terme	Contribution de la variation à court terme des honoraires	Taux de croissance prévu par le modèle	Non expliqué
					en %
1997	0,6	3,9	1,4	5,3	-4,6
1998	4,8	4,7	1,6	6,4	-1,6
1999	1,7	3,2	0,3	3,5	-1,7
2000	10,1	2,2	4,8	7,1	3,0

Source : CNAMTS, calculs DREES.

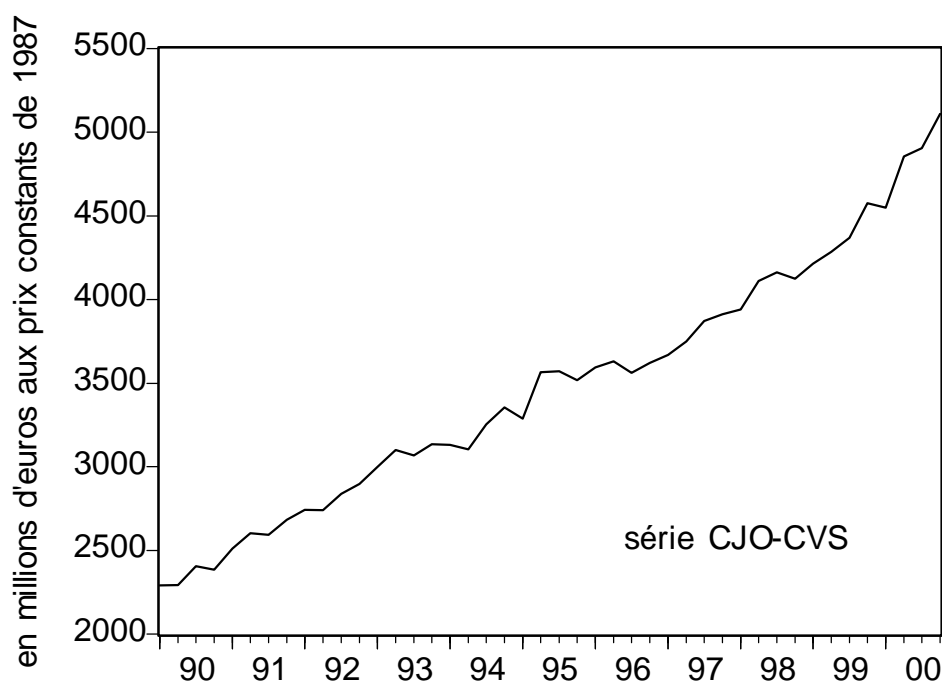
Le niveau et le rythme d'évolution des prescriptions sont largement déterminé par celui des honoraires. Il est donc naturel de retrouver un comportement modélisé de ces deux séries similaire, en particulier sur la part non expliquée des taux de croissance. On retrouve une sur-estimation des taux observés de 1997 à 1999 puis une sous-estimation de l'année 2000 qui peut s'interpréter comme un « rattrapage » non expliqué par le modèle.

2.3 Les dépenses de médicaments¹²

2.3.1 Évolution dans la dernière décennie

La croissance des dépenses de médicaments remboursables¹³ n'est pas régulière. Elle était forte sur la première moitié de la décennie. Puis, après un fléchissement sensible en 1995, la croissance est à nouveau sur des rythmes forts depuis la fin de 1996 (graphique ci-dessous).

Graphique 8 - Dépenses de médicaments remboursables



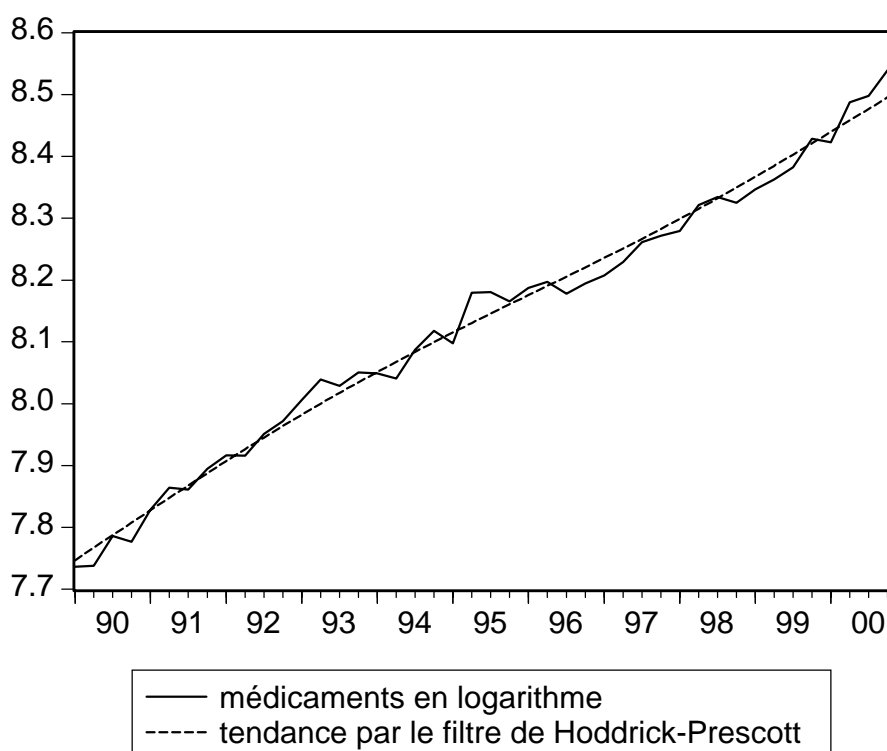
Source: CNAMTS, calculs DREES.

Pour mieux estimer la tendance, on examine la position de la série dépenses de médicaments trimestrielle par rapport à une tendance obtenue par un filtre de Hodrick-Prescott.

¹² Le modèle utilisé a déjà été présenté dans *Études et Résultats* n° 102.

¹³ La série dépenses de médicaments remboursables en volume est issue de la statistique mensuelle de la CNAMTS concernant le risque maladie du régime général. Elle est en date de remboursement. Pour passer des dépenses remboursées aux dépenses remboursables, la série est divisée par le taux moyen de remboursement. La séparation prix-volume est effectuée à l'aide de l'indice de prix INSEE. L'unité est par conséquent en millions d'euros à prix constants de 1987.

Graphique 9 - Tendances de long terme des dépenses de médicaments



Source : CNAMTS, calculs DREES.

Selon ce graphique, la tendance des dépenses de médicaments semble être en phase d'accélération au deuxième trimestre 2000. Ce phénomène s'est déjà produit au deuxième trimestre 1995.

2.3.2 Modélisation de la relation de long terme

Différents facteurs peuvent être à l'origine de l'augmentation récente des dépenses de médicaments : soit une augmentation des visites chez le médecin liée par exemple à une conjoncture épidémique, soit une augmentation du montant des prescriptions des médecins à nombre de visites constants. Dans le second cas, l'augmentation peut relever d'effet prix ou d'effet volume.

Ces deux possibilités peuvent s'expliquer par un effet lié à la conjoncture économique générale : la consommation des ménages augmente et la consommation de médicament en est une composante.

Les deux variables suivantes ont donc été testées : le PIB comme variable reflétant l'activité économique générale et les dépenses d'honoraires médicaux comme indicateur de l'activité des médecins. Le lien entre les dépenses de médicaments et ces deux variables est examiné à la fois dans une optique de long terme et pour la dynamique de court terme. Ces trois variables progressent à des rythmes différents. Les dépenses de médicament ont un taux de croissance bien supérieur à celui des honoraires ou du PIB, mais l'écart entre les rythmes de progression des honoraires et des médicaments paraît constant dans le temps.

Le modèle explicatif proposé est un modèle à correction d'erreur intégrant la relation de long terme entre les dépenses de médicaments et les dépenses d'honoraires et, à court terme, la variation d'honoraires. Les variations de l'activité ne sont pas un facteur significatif de l'évolution des dépenses à court terme.

Les tests statistiques conduisent à ne retenir l'hypothèse d'une relation de long terme que pour le lien entre les honoraires et les médicaments. L'existence d'une telle relation entre les dépenses de médicaments et le PIB n'est pas retenue.

Équation n°5¹⁴

Log(Médicament)=	0,79Log(Honoraires)	+0,012Temps	+1,80
	(6,07)	(19,4)	(2,83)

Dans cette équation, la dépense de médicament est liée, à long terme, à la tendance des dépenses d'honoraires, ainsi que les dépenses de prescriptions mais aussi à une tendance linéaire autonome de l'ordre de 5 % par an (1,2 % par trimestre). On peut interpréter cette tendance comme un effet du progrès technique qui contribue à la modification des structures de consommation en faveur du médicament.

2.3.3 Modélisation de la relation de court terme

Équation 6¹⁵

Taux de croissance trimestriel des dépenses de médicament	= 0,56 Taux de croissance trimestriel des dépenses d'honoraires	-0,37 Ecart à la relation de long terme	+0,01
	(4,72)	(-3,75)	(9,02)

R²=0,62 ; DW=2,06

Le coefficient de l'écart à la tendance est de -0,37 ce qui signifie que lorsque les dépenses de médicaments s'écartent de leur tendance de long terme, une force de rappel les rapproche, à la période suivante, de cette tendance. Dans le trimestre, l'élasticité des dépenses de médicaments à celles des honoraires est de l'ordre de 0,6. Ainsi une croissance de 1 % des honoraires engendre une croissance de 0,6 % des dépenses de médicaments, au cours du même trimestre, l'ajustement à la tendance de long terme se faisant progressivement. Il est obtenu au bout d'un an et demi.

Ce modèle explique donc principalement les variations de court terme des dépenses de médicaments par les variations des honoraires. A long terme, un effet progrès technique s'ajoute à la croissance des honoraires.

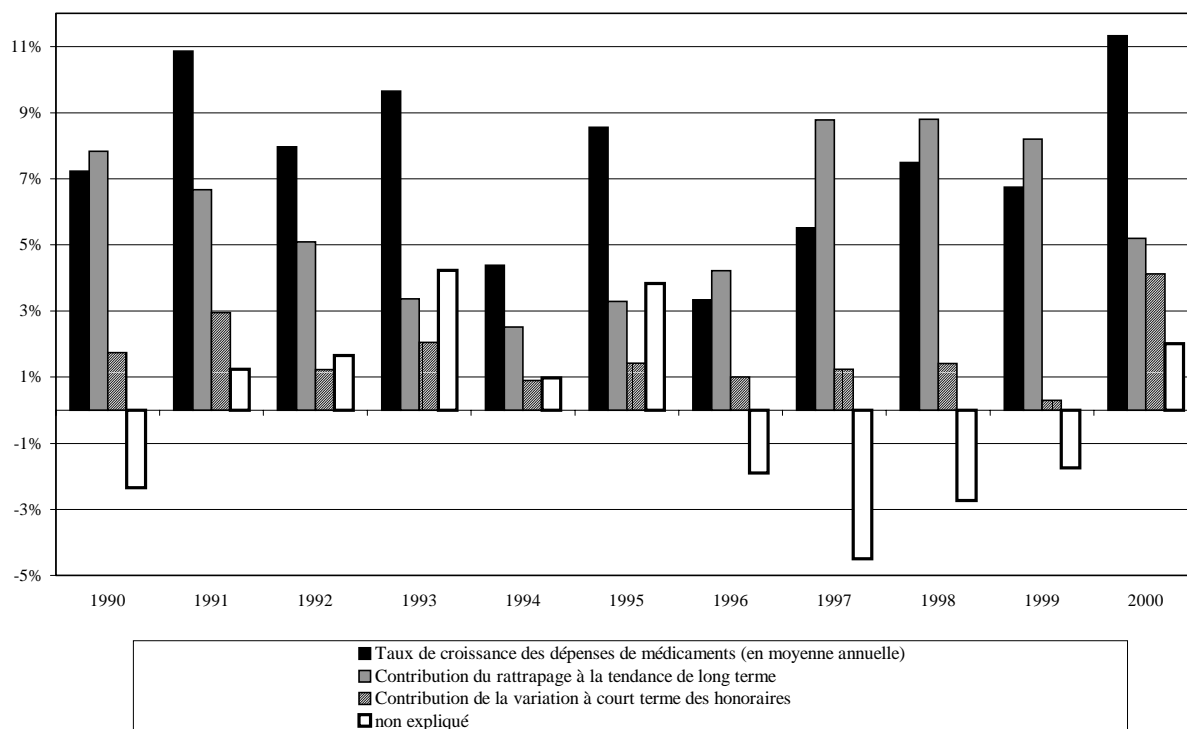
¹⁴ Dans cette estimation d'une relation d'équilibre de long terme (relation de cointégration), les écarts types sont ajustés pour la variance de long terme par la méthode des MCO dynamiques de Stock et Watson. Les valeurs du R² ainsi que de la statistique de Durbin et Watson (DW), non valides dans ce contexte, ne sont pas indiquées.

¹⁵ Pour éviter tout biais de simultanéité, ce modèle est estimé par la méthode des moments généralisés.

2.3.4 Ajustement sur la période récente

Le modèle de court terme (équation 6) explique, sur la période d'estimation, 62 % des variations de la dépense remboursée de médicaments. Le tableau ci-dessous décrit les contributions à la croissance des facteurs explicatifs depuis 1997.

Graphique 10 - Contributions à la croissance des dépenses de médicaments



Source : CNAMTS, calculs DREES.

Le graphique 10 montre que le taux de croissance observé de 1996 à 1999 pour les dépenses de médicaments est au-dessous de sa tendance de long terme estimée sur l'ensemble de la décennie 1990-2000. Selon le modèle, le fort taux de croissance des dépenses de médicaments de l'année 2000 apparaît pour moitié lié au rattrapage de la tendance de long terme et pour moitié tirée par la croissance de court terme des dépenses d'honoraires.

Tableau 4 - Décomposition du taux de croissance des dépenses de médicament

	Taux de croissance des dépenses de médicaments (en moyenne annuelle)	Contribution du rattrapage à la tendance de long terme	Contribution de la variation à court terme des honoraires	Taux de croissance prévu par le modèle	Non expliqué
1997	5,5	8,7	1,2	10,0	-4,5
1998	7,4	8,8	1,4	10,2	-2,7
1999	6,7	8,2	0,2	8,4	-1,7
2000	11,3	5,2	4,1	9,3	2,0

Source : CNAMTS, calculs DREES.

2.4. Les autres biens médicaux

2.4.1 Composition

Le poste des autres biens médicaux est composé de trois grandes catégories : les prothèses, les accessoires et pansements, et l'optique. Les prothèses et les accessoires et pansements sont constitués d'articles inscrits au tarif interministériel des prestations sanitaires (TIPS).

Au quatrième trimestre 2000, et en volumes corrigés des variations saisonnières, les dépenses des autres biens médicaux sont composées à 52 % de dépenses de prothèses. Les accessoires et pansements arrivent en seconde position avec 43 %. La part des dépenses remboursées en optique est faible (5 %) notamment en raison de la faiblesse des taux de remboursement sur ce poste.

La forte croissance du poste des accessoires et pansements, qui s'établit en 2000 à 19,1 % en volume corrigé des jours ouvrés et des variations saisonnières, est sur l'ensemble de la période surtout tirée par la croissance des dépenses du poste accessoires et pansements. Ceci est moins vrai en 2000, où on assiste à une convergence des évolutions du fait des croissances particulièrement forte des prothèses et de l'optique.

2.4.2 Évolution sur la dernière décennie

Sur la période entre le premier trimestre 1988 et le quatrième trimestre 2000, les évolutions de ces trois catégories de dépenses sont assez différentes. Les dépenses d'accessoires et pansements suivent une évolution très rapide et régulière, le taux de croissance augmentant jusqu'en 1999. La dépense en volume de cette catégorie a été multipliée par 25 en 12 ans. Par contre, les dépenses de prothèses présentent une évolution plus commune à celles des autres dépenses de santé. Le taux de croissance des dépenses remboursées en optique s'était ralenti depuis le début des années 1990 passant de 7,8 % en 1990 à une croissance nulle en 1995. L'année 1996 marque un retournement de cette tendance avec un taux de croissance de 3 %.

Chacune de ces trois séries fait donc l'objet d'une modélisation spécifique. Notons d'emblée, mais cela est précisé dans la suite du document, que divers facteurs et en particulier la grande hétérogénéité de ces séries, n'ont pas permis, sauf peut-être pour l'optique, l'obtention de modèles économiques satisfaisants. Pour les prothèses et les accessoires et pansements, les modèles proposés sont plutôt descriptifs des évolutions constatées.

2.4.3 Les prothèses

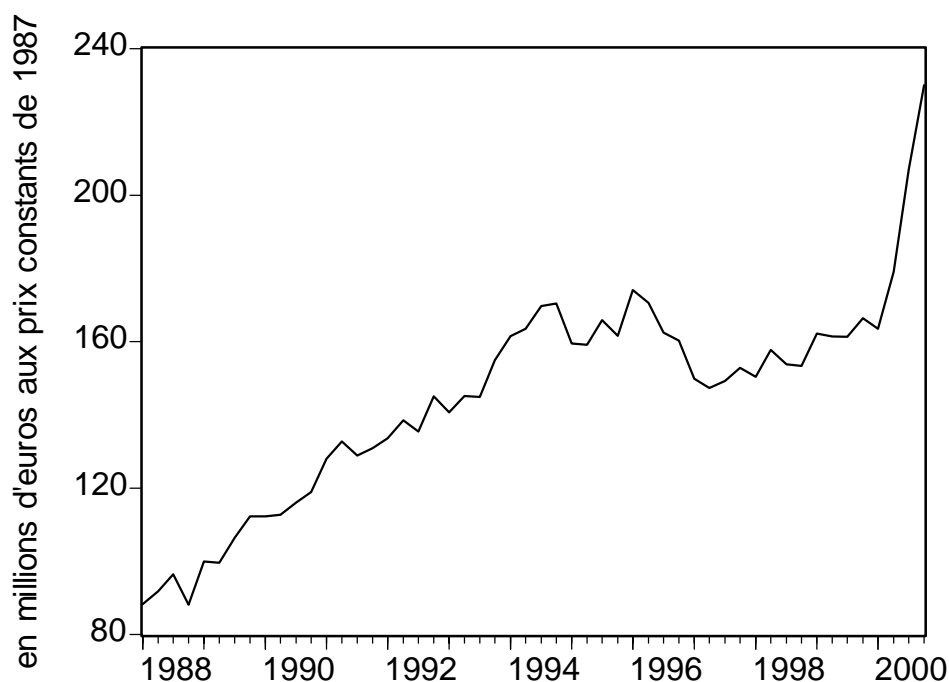
a) La série des prothèses concerne les prothèses au sens large puisque cette catégorie regroupe également les orthèses¹⁶ et les véhicules pour handicapés.

b) Après une période de croissance relativement régulière, la série des dépenses de prothèse présente une baisse en 1996 (graphique ci-dessous). La mise en place du codage des

¹⁶ « Tout appareil orthopédique destiné à protéger, immobiliser ou soutenir le corps ou une des ses parties auxquels il est directement fixé (attelles, gouttières, ceintures, corsets, chaussures orthopédiques) : les orthèses se distinguent ainsi d'une part des aides fonctionnelles (béquilles) et de l'autre, des prothèses », Le Garnier Delamarre - Dictionnaire des termes de médecine.

actes à partir de 1997 est un élément explicatif à prendre en compte. En effet, le codage s'est traduit par une meilleure ventilation par nature de remboursement et par le transfert d'une partie des dépenses du poste des prothèses vers celui des accessoires et pansements. Néanmoins, à partir de 1997, les dépenses de prothèses croissent de nouveau, il est vrai à un rythme plus modéré. Notons également l'augmentation rapide des dépenses de prothèse en 2000 qui s'explique par le nombre de plus en plus élevé de prothèses remboursées à 100 %.

Graphique 11 - Les dépenses de prothèses



Source : CNAMTS, calculs DREES.

c) En raison de l'hétérogénéité de cette catégorie de dépense, différentes tentatives de modélisation économique ont échoué. En particulier, un modèle reliant les dépenses de prothèses aux dépenses de consultations de spécialistes ou au total des honoraires, afin de rechercher des explications relatives aux effets de prescriptions, ne s'est pas révélé concluant.

Le modèle proposé est donc descriptif des évolutions constatées en distinguant trois périodes : avant 1996, 1996 et 1997, après 1997. Il correspond à une tendance temporelle commune aux trois périodes mais avec trois marches d'escalier sur le niveau de la série. Un mécanisme auto-régressif à l'ordre 1 est également introduit (équation 7). Il permet une prise en compte statistique de l'effet des variables manquantes dans l'équation.

Équation 7

$$\log(\text{pro}) = 0,01 * t + 4,64 * \text{avant}(96 : 1) + 4,59 * \text{entre}(96 : 1; 97 : 4) + 4,56 * \text{apres}(97 : 4) + u_t$$

(3,68) (36,72) (31,50) (27,55)

$$\text{avec } u_t = 0,86u_{t-1} + \varepsilon_t$$

(10,28)

d) Dans la période récente, les valeurs ajustées par le modèle sont assez proches de celles observées en 1996, 1997 et 1999 (tableau ci-dessous). En 2000, les dépenses observées seraient supérieures à celles estimées par le modèle en raison de l'augmentation du nombre de prothèses remboursées à 100 %.

Tableau 5 - Taux de croissance des dépenses de prothèses
en %

	Taux de croissance des dépenses de prothèses	Taux de croissance prévu par le modèle
1997	-10,2	-9,1
1998	2,7	0,6
1999	5,9	4,6
2000	19,9	11,4

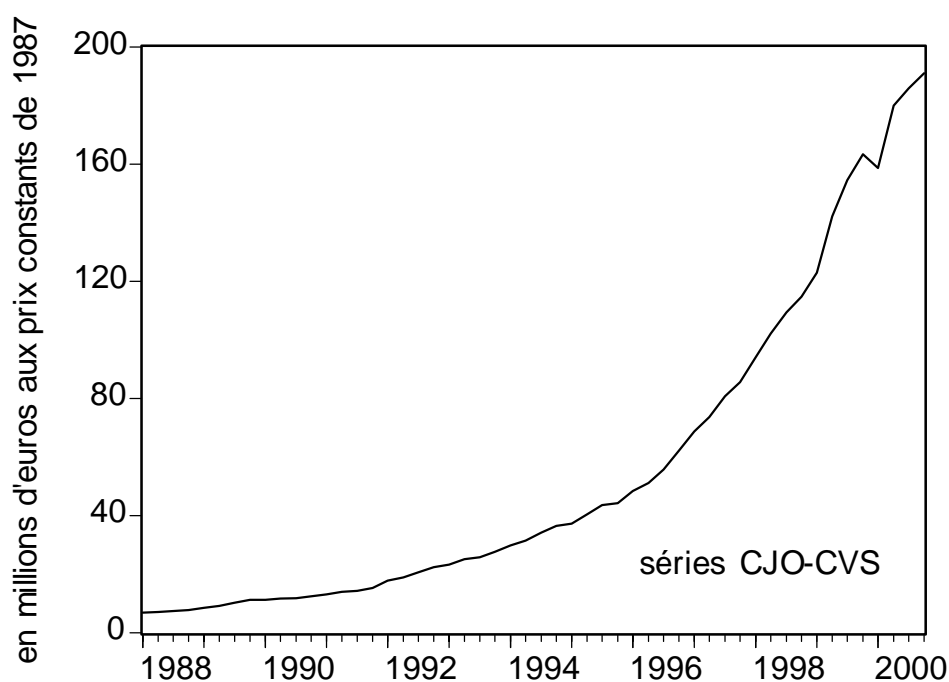
Source : CNAMTS, calculs DREES

2.4.4 Les accessoires et pansements

a) Le poste des accessoires et pansements est d'une grande hétérogénéité. Il contient près de 6 300 articles de nomenclature. Au sein de cet ensemble, les dépenses de matériel et appareil pour traitement divers, dont par exemple les traitements pour diabétique et les nutriments, ont à la fois la part et le taux de croissance les plus forts.

b) La croissance du poste accessoires et pansements est extrêmement rapide : le niveau de dépense est multiplié par 25 en 12 ans. La série évolue tout d'abord selon une croissance exponentielle. Puis, en 1999, les dépenses de ce poste ralentissent (graphique ci-dessous). Au quatrième trimestre 1999, la valeur particulièrement basse des dépenses d'appareils et pansements apparaît comme aberrante.

Graphique 12 - Dépenses d'accessoires et pansements



Source : CNAMTS, calculs DREES.

c) Les modifications de la prise en charge thérapeutique ainsi que le développement des soins à domicile peuvent expliquer la croissance soutenue de ce poste. En effet, de nouveaux produits ou traitements permettent l'évolution des protocoles de soins et induisent un accroissement de la consommation. La conjonction du vieillissement de la population et la volonté de garder les personnes âgées à domicile peut également expliquer cette forte croissance. Dans la mesure où les nouveaux produits peuvent permettre des soins moins difficiles à domicile, les deux effets évoqués sont liés.

Les effets du codage des actes à partir d'août 1997 (transferts du poste prothèse vers le poste accessoires et pansements), ainsi que la sortie de l'Antadir (assistance respiratoire) des dépenses des cliniques privées hors OQN plus récemment (début 1999), contribuent également à cette évolution.

La grande hétérogénéité de ce poste où de plus les effets de champs sont très importants conduit à ne retenir qu'un modèle descriptif des évolutions passées. De plus, le manque de recul temporel pour évaluer la pérennité du changement de tendance en 1999 ne permet pas de prendre en compte cet éventuel retournement. Le modèle estimé est donc une tendance temporelle linéaire sur la série en logarithme, avec un résidu auto-régressif à l'ordre 1, ce qui correspond à une croissance exponentielle sur la série en niveau (équation 8).

Équation 8

$$\log(acc) = 1,80 + 0,07 * t + u_t$$

(23,24) (32,37)

$$\text{avec } u_t = 0,84u_{t-1} + \varepsilon_t$$

(11,93)

d) Dans la période récente, la tendance temporelle explique une part satisfaisante du taux de croissance des accessoires et pansements (tableau ci-dessous).

Tableau 6 - Taux de croissance des dépenses d'appareils et pansements

		en %
	Taux de croissance des dépenses des appareils et pansements	Taux de croissance prévu par le modèle
1997	43,0	41,1
1998	37,1	36,2
1999	36,6	35,8
2000	28,8	29,2

Source : CNAMTS, calculs DREES.

2.4.5 Les dépenses d'optique

a) Les dépenses d'optique sont essentiellement constituées des remboursements de verres et de montures, les réparations et les lentilles jouant un rôle marginal.

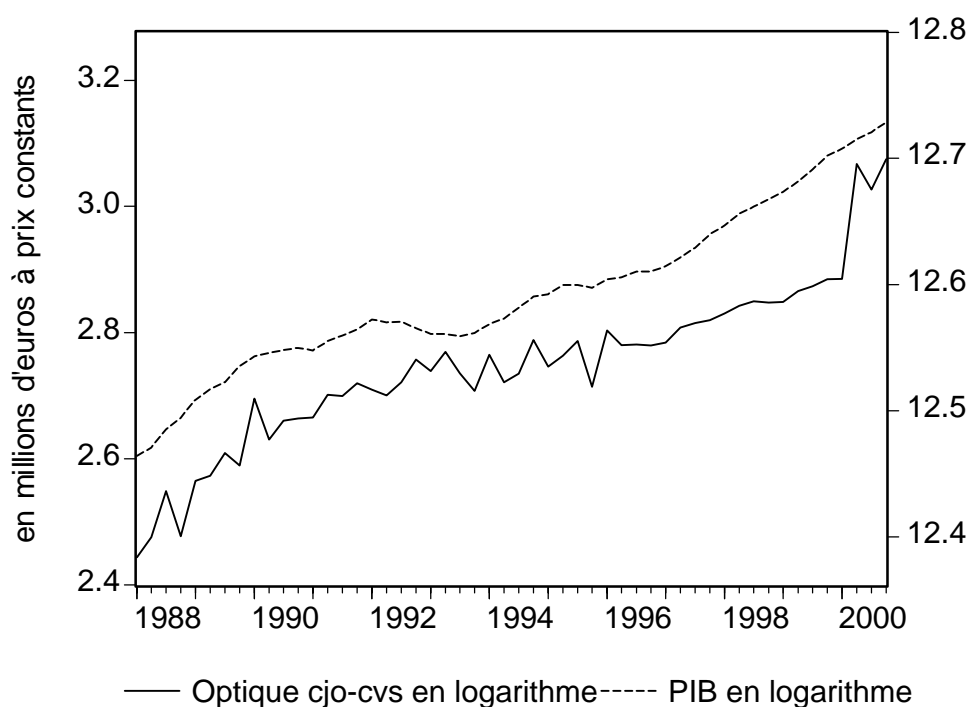
b) Le taux de croissance des dépenses remboursées en optique s'était ralenti depuis le début des années 1990. L'année 1997 marque un retournement de cette tendance avec une reprise de l'augmentation du taux de croissance. Les variations autour de la tendance sont également plus faibles à partir de cette date. En 2000, on observe un fort décrochage dont une partie pourrait s'expliquer par le déstockage des feuilles de remboursement dans les caisses primaires. En effet, fin 1999, l'effort de déstockage permis par le logiciel Progrès se porte particulièrement sur les actes télé transmis. Pour les autres, dont l'optique, l'effort est plus tardif et concentré sur 2000.

c) Modélisation

Relation de long terme

Différentes variantes ont été testé afin d'estimer un modèle économique d'évolution des dépenses de santé. La relation de long terme liant les dépenses d'optique au PIB est plus satisfaisante qu'une liaison avec le revenu disponible par habitant, la consommation des ménages ou l'indice de confiance des ménages. On observe en effet un relatif parallélisme entre les dépenses d'optique et le PIB sauf en 2000.

Graphique 13 - Lien entre dépenses d'optique et activité



Source: CNAMTS, INSEE, calculs DREES.

Pour rendre compte de cette tendance commune à long terme, on estime la relation suivante :

Équation 9 - Relation de long terme

$$\log(opt) = -21,10 + 1,89 * \log(PIB)$$

(-18,92) (21,39)

L'élasticité des dépenses d'optique au PIB apparaît comme significativement supérieure à l'unité. Cette valeur correspond à une situation où quand la richesse varie, les dépenses d'optique évoluent dans le même sens mais dans une proportion plus élevée. Ceci peut s'interpréter par le fait que la consommation des articles de ce type est considérée par les individus comme relevant de besoins moins essentiels et qui ne sont pas entièrement satisfaits. Les restes à charges sur ce type d'articles étant élevés, les décisions de consommation des ménages sont donc particulièrement sensibles aux variations de leur situation financière.

Relation de court terme

A court terme, le taux de croissance des dépenses d'optique ne semble plus dépendre du taux de croissance du PIB mais d'un mécanisme de rappel vers la valeur de long terme (équation 10). Ainsi tout écart conjoncturel est en partie compensé à la période suivante par une variation de sens contraire tendant à rapprocher la dépense d'optique de sa tendance de long terme. On observe également un lien négatif avec les dépenses remboursées au trimestre précédant en optique. Il s'agit là d'un mécanisme de rappel différent du précédent. Il est

probablement lié à la durée de vie des articles d'optique, supérieure au trimestre. Ce second mécanisme modifie la vitesse de convergence vers la relation de long terme en fonction de la dynamique : lorsque les dépenses croissent plus vite, le rattrapage est plus rapide et inversement.

Équation 10 - Modèle à correction d'erreur

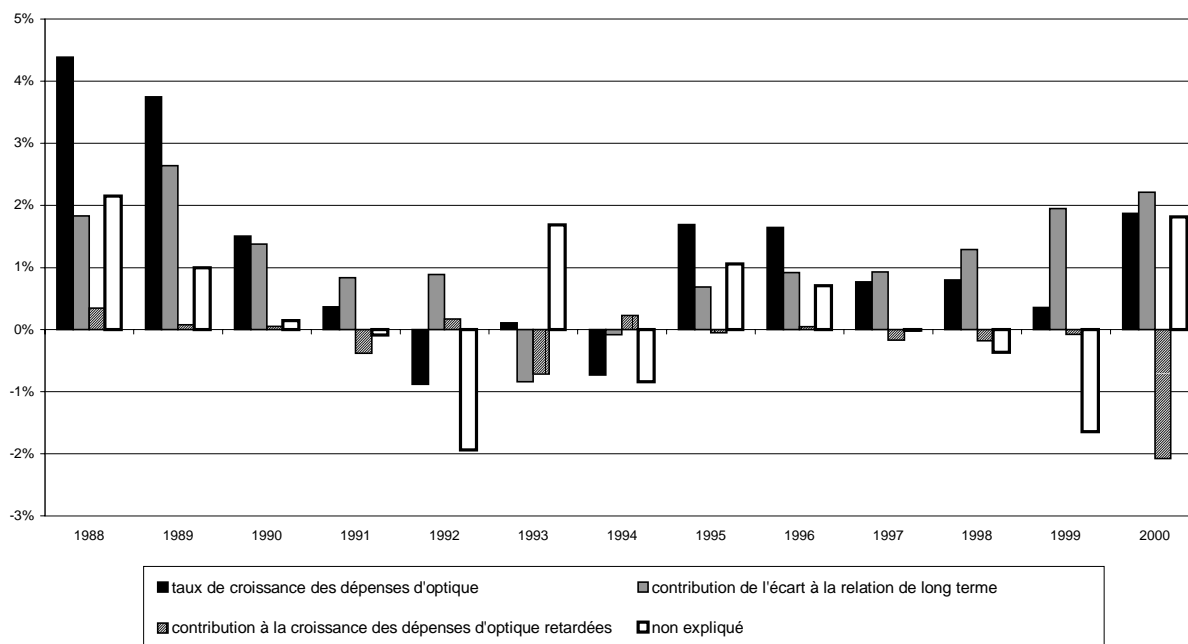
$$d(\log(opt)) = 0,02 - 0,51 * \text{écart à la relation de long terme}(-1) - 0,34 * d(\log(opt)(-1))$$

(0,01) (0,14) (0,12)

R²=0,45 ; DW=1,98

Les contributions des différents facteurs à la croissance des dépenses d'optique sont illustrées par le graphique ci-dessous. Le modèle se révèle peu performant pour expliquer les taux de croissance de certaines années (1992-1994,1999). En 2000, la forte contribution négative des dépenses d'optique retardée d'un trimestre, prévue par le modèle, ne s'est pas réalisée, avec semble-t-il une compensation entre 1999 et 2000 peut-être lié aux effets de liquidation.

Graphique 14 - Contributions à la croissance des dépenses d'optique



Source : CNAMTS, calculs DREES.

Tableau 7 - Décomposition du taux de croissance des dépenses d'optique

	en %			
	Taux de croissance des dépenses d'optique (en moyenne annuelle)	Contribution du rattrapage à la tendance de long terme	Contribution à la croissance des dépenses d'optique retardées	Non expliqué
1997	0,7	0,9	-0,1	-0,1
1998	0,8	1,2	-0,1	-0,3
1999	0,3	1,9	-0,0	-1,6
2000	1,8	2,2	-2,0	1,8

Source : CNAMTS, calculs DREES.

2.5 Les indemnités journalières

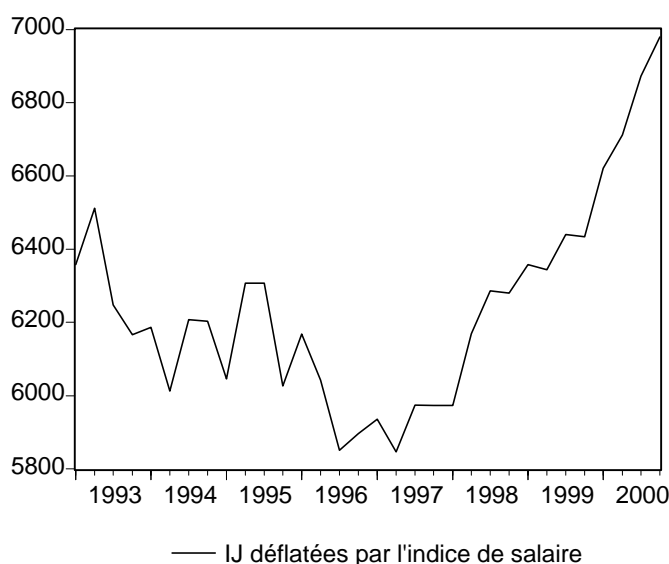
2.5.1 Composition

Les dépenses d'indemnités journalières (IJ) correspondent au poste prestations en espèces et représentent environ 10 % du montant des dépenses de soins de ville en 2000.

2.5.2 Évolution sur la dernière décennie

Il semble, a priori, intuitif de relier le comportement des dépenses d'IJ à l'évolution du marché du travail. En effet, la population active constitue la population susceptible de percevoir des versements d'IJ. De ce fait, les dépenses d'indemnités journalières connaissent depuis 1997 une forte croissance, concomitante avec l'amélioration du marché du travail.

Graphique 15 - Dépenses d'indemnités journalières



Source: CNAMTS, calculs DREES.

2.5.3 Modélisation

Dans une étude antérieure, les deux composantes principales des dépenses d'IJ avaient été distinguées : les IJ de moins de 3 mois et les IJ de plus de 3 mois. En effet, ces deux composantes ont des évolutions sensiblement différentes.

Conformément à l'intuition, les IJ de moins de 3 mois sont à l'origine de la forme saisonnière des IJ globales. De plus, il apparaît que ce sont aussi les variations trimestrielles des IJ de moins de 3 mois qui sont liées aux variations retardées de l'emploi.

Ces différents résultats nous conduisent à proposer l'explication suivante pour le comportement des dépenses d'IJ. Pour un niveau d'emploi donné, une partie des salariés touche des indemnités journalières. Cette population peut se décomposer en deux catégories. La première est constituée par ceux qui bénéficient d'indemnités de moins de 3 mois. Les dépenses associées à cette catégorie ont des fluctuations saisonnières marquées. De plus, la variation du taux de croissance de ces dépenses peut être attribuée à la variation retardée d'un an du taux de croissance de l'emploi salarié. Cette première catégorie se compose donc de deux parts dont l'une, saisonnière, est relativement constante et l'autre, variable, dépend de la situation sur le marché du travail. La seconde catégorie regroupe les bénéficiaires d'IJ de plus de 3 mois. Elle est constituée d'une part relativement constante de la population salariée.

Le modèle est estimé sur la période 1993-2000 :

Équation 11

$$ije_t = 0,46 - 0,21\Delta cho_{t-2} + u_t \quad \text{avec} \quad u_t = 0,75u_{t-2} + \varepsilon_t$$

(88,42) (-2,73) (7,00)

$R^2=0,62$; $DW=2,31$

Où IJE désigne le rapport trimestriel des dépenses d'IJ totales sur l'emploi salarié retardé d'un an. Ce retard permet de tenir compte du délai existant entre la reprise d'une activité et l'ouverture de droits aux indemnités journalières. Δcho représente le taux de croissance trimestriel du nombre de chômeurs retardé de trois trimestres¹⁷.

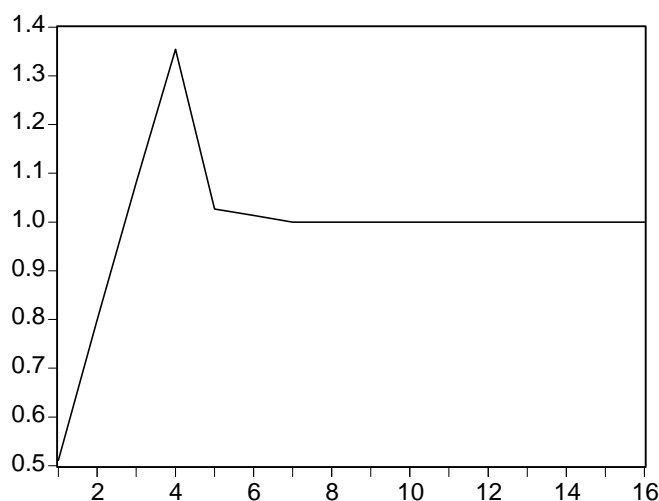
Les coefficients sont du signe et de l'amplitude attendus. La constante représente la part constante de l'emploi salarié qui touche des IJ tandis que la part variable apparaît comme une fonction décroissante du taux de croissance du chômage. Le terme autorégressif qui intervient dans l'équation peut refléter des variables manquantes telle que la conjoncture épidémique ou bien l'effet des renouvellements d'arrêt maladie.

A la différence des autres modèles de cette étude, les variables explicatives du modèle pour les IJ sont l'emploi et le nombre de chômeurs. Il a donc semblé intéressant d'utiliser ce seul modèle 11 pour simuler l'effet sur le volume des dépenses d'IJ d'un choc permanent de 1 % sur le niveau de l'emploi salarié. Cette augmentation est progressive sur un an. De plus, afin

¹⁷ L'emploi salarié est CVS en milliers effectifs fin de trimestres. La variable indicatrice du chômage est le nombre de chômeurs au sens du BIT CVS fin de mois.

de boucler le modèle, nous supposons que la baisse du nombre de chômeurs correspondant à la hausse de l'emploi salarié est de l'ordre de 70 %.

Graphique 16 - Impact en % d'une hausse de 1% de l'emploi salarié sur le volume des dépenses d'IJ



Source : calculs DREES.

La réponse des IJ (graphique 16) se caractérise par un sur-ajustement dans le court terme traduisant une variation plus que proportionnelle des IJ aux variations de l'emploi. Selon le modèle, une hausse de l'emploi salarié a un impact négatif sur le taux de croissance du chômage. Cette baisse ponctuelle conduit à l'augmentation transitoire du volume des IJ. Au bout de 8 trimestres le volume des IJ se stabilise à un niveau accru du même montant que la hausse de l'emploi salarié.

2.5.4 Ajustement dans la période récente

Dans la période récente, le modèle explique de manière satisfaisante le taux de croissance des dépenses d'IJ (tableau 8).

Tableau 8 - Taux de croissance des dépenses d'IJ

	en %	
	Taux de croissance observé des dépenses d'IJ	Taux de croissance prévu par le modèle
1997	-1,0	-0,3
1998	4,1	2,8
1999	3,5	3,7
2000	6,3	4,7

Source : CNAMTS, calculs DREES.

3. Le modèle global

3.1 Un modèle composé de cinq blocs

L'ensemble des différentes équations présentées dans la section précédente constitue un modèle composé de cinq blocs. Le premier bloc concerne les honoraires privés (équations 1 et 2). L'évolution des honoraires tant pour la tendance de long terme que pour les variations de court terme est fonction du PIB et du montant des dépenses hospitalières.

Le second bloc détermine les dépenses de prescriptions (équations 3 et 4). Ces dépenses sont uniquement fonction des honoraires.

Le troisième bloc concerne les dépenses de médicaments (équations 5 et 6). Elles sont fonction des honoraires mais aussi d'une tendance autonome.

Le quatrième bloc regroupe les dépenses de TIPS (équation 7 pour les prothèses, 8 pour les accessoires et pansements, 9 et 10 pour l'optique). À l'exception de l'optique où l'activité joue un rôle explicatif (le PIB), les deux autres modèles traduisent les évolutions par des tendances croissantes.

Le dernier bloc (équation 11) détermine les dépenses d'indemnités journalières. Il est légèrement différent des blocs précédents. En effet, le montant des indemnités, proportionnel à l'emploi salarié est fonction de l'évolution du chômage.

Lorsqu'on ajoute à ces dépenses, les dépenses hospitalières on obtient un agrégat proche¹⁸ de l'ensemble des dépenses du risque maladie, régime général.

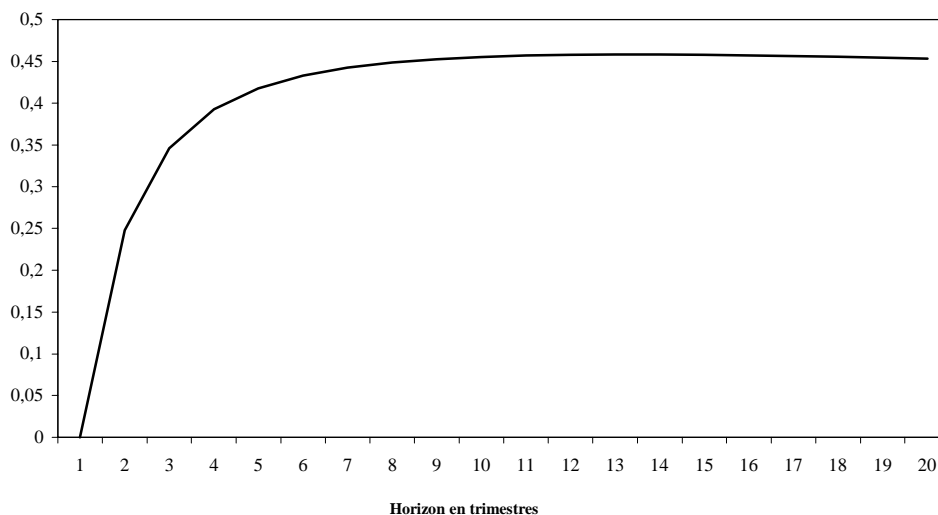
En postulant un taux de croissance pour les variables exogènes du modèle (PIB, dépenses hospitalières, chômage, emploi) on peut déterminer un sentier de croissance pour les variables du modèle. On peut aussi utiliser ce modèle global pour analyser l'impact d'une variation de la croissance du PIB. Celle-ci intervient directement sur les dépenses d'honoraires et son effet se propage aux autres dépenses qui dépendent elles-mêmes des dépenses d'honoraires. Elle joue aussi indirectement, via les dépenses hospitalières qui sont exogènes au modèle, mais dont on peut penser qu'elles dépendent également à long terme du rythme de la croissance économique.

3.2 Les effets direct et indirect d'un choc sur le PIB

Le graphique 17, retrace l'impact direct du PIB sur la croissance des dépenses de ville et le graphique 18, son impact indirect qui passe par la hausse des dépenses hospitalières.

¹⁸ Il manque les dépenses de frais de déplacement des malades.

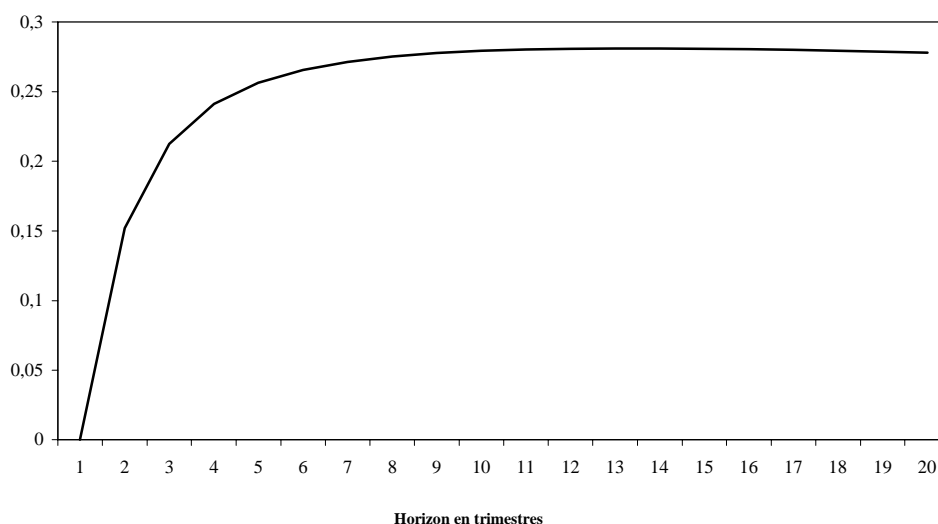
Graphique 17 - Effet d'un choc de +1 point de croissance du PIB sur les dépenses de soins de ville



Source : calculs DREES.

Alors que l'élasticité directe de long terme des honoraires au PIB est de l'ordre de 0,65, elle est légèrement plus faible selon notre modèle, pour l'ensemble des soins de ville. A un horizon d'environ un an, l'accroissement des dépenses de soins de ville est de l'ordre de 0,5 point.

Graphique 18 - Effet d'un choc de +1 point de dépenses hospitalières en volume sur les dépenses de soins de ville



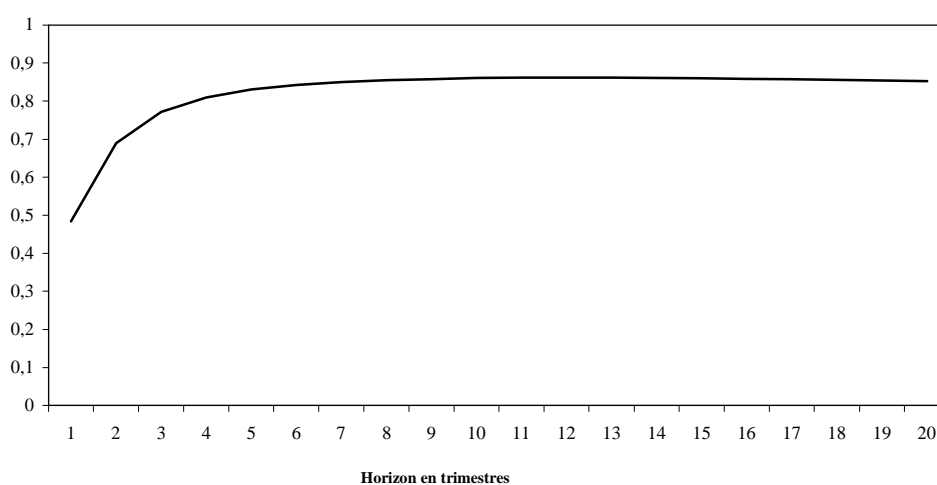
Source : calculs DREES.

L'impact de la hausse des dépenses hospitalières sur les soins de ville, qui peut refléter à long terme la hausse du PIB, est de l'ordre de 0,3 point. Cette augmentation se transmet

progressivement à l'ensemble des variables qui forment les soins de ville par le canal de la relation de long terme des honoraires. Au bout d'environ 2 ans, l'ajustement est terminé.

Au total, si on fait l'hypothèse qu'un point de croissance du PIB entraîne un point de croissance des dépenses hospitalières, l'effet sur le total des dépenses est de l'ordre de 0,8 à 0,9 %

Graphique 20 - Effet d'un choc simultané de +1 point de PIB et de +1 point de dépenses hospitalières en volume sur l'ensemble des dépenses (soins de ville et dépenses hospitalières)



Source : calculs DREES.

Ce résultat est compatible avec les études réalisées par ailleurs qui montrent que l'élasticité des dépenses de santé au PIB est voisine de l'unité lorsqu'on l'estime à partir d'un échantillon de données internationales empilées¹⁹.

La dynamique de l'ajustement des dépenses totales à un choc de croissance économique apparaît d'autre part relativement rapide : au bout d'un trimestre les dépenses augmentent ainsi de 0,5 % pour un point de croissance économique supplémentaire, et l'effet final (environ 0,8 % de dépenses supplémentaire) est pratiquement atteint dès la fin de la première année.

¹⁹ Bac C. et G. Cornilleau (2001) « Comparaison international des dépenses de santé », Document de travail, DREES, n° 12.

Référence bibliographiques

Bac C., Bontout O. ET Lenseigne F. (2000) « Décomposition tendance-cycle : une application aux prestations sociales », Document de travail, DREES, n°7.

Bac C. ET Cornilleau G (2001) « Comparaison internationale des dépenses de santé », Document de travail, DREES, n°12.

Gerdtham Ug Siögaard J. andersson F. « *An econometrics analysis of Health care expenditures: a cross section study of the OCDE countries* », Journal of Health Economics, vol. 11, 1992, pp.63-84.

Jacobzone S. ET Rochaix L. (1997) « L'hypothèse de demande induite : un bilan économique », Economie et Prévision, n°129-130, 1997-3/4.

L'horty Y., Quinet A. ET 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, 1997-3/4.

Mahieu R. « Les déterminants des dépenses de santé: une approche macroéconomique », Document de travail de l'INSEE, (2000)

Newhouse J. (1977) « *Medical care expenditure : a cross national survey* », Journal of human resources, n°12, pp 115-125.

Rochaix L. (1993) « *Financial incentives for Physicians: the Quebec experience* », Health Economy , vol.2, pp 163-176.