

dossiers solidarité et santé

n° 1 • janvier - mars 2005



ÉTUDES SUR LES DÉPENSES DE SANTÉ

sommaire

Études sur les dépenses de santé

dossiers solidarité et santé n°1 • janvier - mars 2005

INTRODUCTION 5

DOSSIER

L'assurance maladie contribue-t-elle à redistribuer les revenus ?
Laurent CAUSSAT, Sylvie LE MINEZ et Denis RAYNAUD 7

Comparaison internationale des dépenses de santé :
une analyse des évolutions dans sept pays (1970-2002)
Karim AZIZI et Céline PEREIRA 43

Les déterminants de l'évolution des dépenses de santé
Nathalie MISSÉGUE et Céline PEREIRA 61

Indicateurs départementaux de dépenses de santé
Céline PEREIRA, Marie PODEVIN et Denis RAYNAUD 85

La régulation de la médecine ambulatoire en France :
quel effet sur le comportement des médecins libéraux ?
Éric DELATTRE et Brigitte DORMONT 135

introduction ■

Études sur les dépenses de santé

dossiers solidarité et santé n° 1 • janvier - mars 2005

Ces premiers *Dossiers Solidarité et Santé* de l'année 2005, consacrés aux dépenses de santé, s'ouvrent par une étude de *Laurent Caussat, Sylvie Le Minez et Denis Raynaud* intitulée « *L'assurance maladie contribue-t-elle à redistribuer les revenus ?* ». L'état de santé des individus n'est pas indépendant de leur niveau de vie, et les prélèvements aux régimes publics d'assurance maladie sont liés aux revenus. Les propriétés redistributives de l'assurance maladie vont donc dépendre de façon décisive du lien entre les remboursements de l'assurance maladie et revenus, ce qui permet d'envisager un bilan distributif du système d'assurance maladie pourra être éventuellement positif.

Dans la plupart des économies développées de l'OCDE, les dépenses de santé représentent une part croissante du PIB. Ainsi, dans « *Comparaison internationale des dépenses de santé, une analyse des évolutions dans sept pays* », les pays ont été retenus en fonction de leur importance respective et des différents modes d'organisation et de financement des soins qui y prévalent. L'analyse de l'évolution des dépenses proposée par les auteurs, se fonde sur des données exprimées en volume. Un modèle économétrique reliant les dépenses de santé par tête, en volume corrigé des effets du vieillissement au niveau de vie, aux prix relatifs de la santé et au progrès technique est estimé. Il permet de retracer les évolutions et tendances observées pour l'ensemble des pays de l'échantillon.

En quarante ans, la part de consommation de soins et biens médicaux dans le PIB en France a été multiplié par 2,3 pour atteindre 9,3 % en 2003. Quels sont les déterminants qui permettent de comprendre cette évolution des dépenses de santé ? C'est l'objet de l'étude menée par *Nathalie Misségué et Céline Pereira* dans « *Les déterminants de l'évolution des dépenses de santé* ». Plusieurs facteurs sont à cet égard susceptibles de fournir des explications parmi lesquels la démographie de la population, l'évolution macro-économique, le nombre de médecins, le degré de couverture de la population, les dispositifs publics et privés d'assurance maladie).

Céline Pereira, Marie Podevin et Denis Raynaud présentent des travaux fondés sur l'observation des dépenses de santé et leur évolution d'un département à l'autre. Il s'agit d'étudier en quoi la prise en compte de quelques indicateurs significatifs pourrait permettre de mieux identifier les départements qui ont des caractéristiques particulières en matières de dépenses. Pour chacun des indicateurs, quatre classements des départements (dépenses brutes observées, structure démographique, état de santé, disparités de densité médicale) sont réalisés, dans l'ordre décroissant des dépenses. La première partie décrit la méthodologie retenue et la seconde détaille poste par poste des résultats obtenus.

Enfin, ces Dossiers s'achèvent par une étude réalisée par *Eric Delattre et Brigitte Dormont* et qui porte sur « *La régulation de la médecine ambulatoire en France* ». Les résultats présentés s'inscrivent dans la continuité de travaux réalisés sur cette question. Il s'agit d'examiner, dans quelle mesure la régulation de la médecine libérale en France, où les rémunérations sont définies selon le système de paiement à l'acte avec des tarifs conventionnels, contribue au développement des demandes induites. Les auteurs mettent à cet égard en évidence des comportements de demande induite significatifs chez les médecins du secteur 1 dans une période de retournement de la démographie médicale dans certaines zones.

L'ASSURANCE-MALADIE CONTRIBUE-T-ELLE À REDISTRIBUER LES REVENUS ?

Laurent CAUSSAT, Sylvie LE MINEZ et Denis RAYNAUD

Ministère de l'emploi, du travail et de la cohésion sociale

Ministère des solidarités, de la santé et de la famille

Drees

En France, comme dans les pays dans lequel l'essentiel de l'assurance-maladie est assurée par des régimes obligatoires, on suppose que les prélèvements payés par les assurés pour leur couverture maladie soit essentiellement proportionnels à leurs revenus. Les propriétés redistributives de l'assurance-maladie vont donc dépendre de façon décisive du lien entre les remboursements des soins et les revenus individuels. L'objet de cet article est alors d'analyser en tenant compte de différents éléments comme l'âge et l'état de santé, le bilan redistributif du système d'assurance maladie.

La redistribution opérée par l'assurance-maladie est avant tout « horizontale », des bien portants vers les malades. Si tous les individus avaient les mêmes risques de santé et si les prélèvements n'étaient pas modulés selon les revenus, le système de l'assurance-maladie n'entraînerait aucune modification des revenus, si ce n'est, du fait de la distribution aléatoire des pathologies, l'incidence des transferts opérés au cours d'une période donnée des personnes qui ont été en bonne santé vers ceux qui ont dû engager des épisodes de soins.

Dans la réalité, l'état de santé des individus n'est pas indépendant de leur niveau de vie, et les prélèvements aux régimes publics d'assurance-maladie sont liés aux revenus et non pas aux risques individuels. Aussi n'y a-t-il jamais égalité exacte pour chaque individu, même en moyenne sur une longue période de temps, entre les prestations qu'ils reçoivent de l'assurance-maladie et les prélèvements qu'ils acquittent pour son financement. De la sorte, l'assurance-maladie contribue, aux côtés des autres transferts sociaux, de la fiscalité, des transferts financiers ou liés aux opérations d'assurance, à la conversion des revenus primaires des ménages – revenus de l'activité et du patrimoine – en un revenu disponible pour la consommation et l'épargne.

En effet, même si la mission première de l'assurance-maladie est de favoriser l'accès équitable aux soins des individus, on ne peut considérer que la redistribution n'est pour elle qu'un objectif lointainement accessoire. Un accès égal aux soins de tous les citoyens peut entraîner une distribution moins inégale des pathologies et des incapacités, et par là même une moindre amplitude de la distribution des revenus primaires. Interpeller l'assurance-maladie à propos de sa contribution à la redistribution des revenus primaires constitue donc une suite logique à l'analyse de son impact sur l'accès aux soins.

On s'attend à ce que, en France comme dans tout pays dans lequel l'essentiel de l'assurance-maladie est assuré par de larges régimes obligatoires, les pré-

lèvements payés par les assurés pour leur couverture maladie soient essentiellement proportionnels à leurs revenus. Les propriétés redistributives de l'assurance-maladie vont donc dépendre de façon décisive du lien entre les remboursements des soins et le revenu au niveau individuel. Que la corrélation entre remboursements de l'assurance-maladie et revenus soit négative, ou même seulement faiblement positive, et alors le bilan redistributif du système d'assurance-maladie pourra éventuellement être positif.

Le propos de cet article est de vérifier cette hypothèse. Pour ce faire, il énumère dans une première partie un ensemble de problèmes statistiques, méthodologiques et conceptuels, qu'emporte cette approche centrée sur les propriétés redistributives de l'assurance-maladie. Il présente ensuite des résultats généraux caractérisant ces propriétés redistributives, tout d'abord en établissant la relation existant en données brutes entre les transferts liés à l'assurance-maladie et le revenu au niveau individuel, puis en corrigeant de variables, comme le sexe, l'âge ou l'état de santé, qui influencent simultanément le revenu et le recours aux soins. On prolonge enfin ces premiers résultats par une première appréciation des conséquences redistributives de certaines mesures mises en œuvre dans le cadre de la loi du 13 août 2004 relative à l'assurance-maladie.

ENCADRÉ 1 ●

REDISTRIBUTION ET ASSURANCE :
DE QUOI PARLE-T-ON ?

Il convient de préciser la signification économique d'un bilan individuel des remboursements reçus de l'assurance-maladie et des prélèvements correspondants. Dans un monde dans lequel l'assurance-maladie serait fournie par des opérateurs privés sur un marché parfaitement concurrentiel, alors ces bilans individuels devraient être nuls. En effet, si l'on néglige les coûts de gestion des contrats d'assurance, un assureur privé qui opérerait au moyen de sa tarification des contrats des subventions croisées entre catégories de risques qui prélèverait, par exemple, des primes d'assurance proportionnelles au revenu et indépendantes des risques individuels, attirerait à lui les personnes à bas revenu et éloignerait les personnes à haut revenu au profit d'assureurs concurrents qui tarifieraient strictement leurs contrats selon le risque. Une telle stratégie de tarification, qui entraîne des pertes pour l'assureur du fait de la structure défavorable de son portefeuille d'assurés, n'est donc pas viable. La concurrence sur le marché de l'assurance-maladie conduit donc nécessairement à des contrats dont la tarification est actuariellement neutre, c'est-à-dire dont les primes égalisent exactement l'espérance mathématique des prestations. Évaluer l'incidence redistributive d'un système d'assurance-maladie n'a donc de sens que pour autant qu'il fonctionne selon une logique de service public autorisant des tarifications autres qu'actuariellement neutres que ce service soit rendu par des opérateurs publics en situation de monopole, ou qu'il soit délégué à des opérateurs privés dont l'activité est régulée par l'intervention publique.

ASSURANCE-MALADIE ET REDISTRIBUTION :
QUESTIONS DE MÉTHODE

Bien qu'apparemment élémentaire, l'approche de la redistribution au sein de l'assurance-maladie proposée dans cet article rencontre immédiatement des difficultés considérables. En premier lieu, des problèmes apparaissent d'emblée en matière de données statistiques relatives tant aux prestations versées aux assurés qu'aux prélèvements effectués sur leurs revenus (encadré 1). Sur un plan conceptuel, une question délicate est celle de la nature de la relation existant entre transferts liés à l'assurance-maladie et revenu : en effet, les individus ne se caractérisent pas seulement par leur revenu, mais par d'autres caractéristiques qui influencent le revenu et les recours aux soins, et sont influencés par eux. Il en va ainsi du sexe, de l'âge, de l'état de santé, de certains comportements à l'égard de la santé – consommation de tabac ou d'alcool –, du fait de disposer d'une couverture complémentaire maladie... Ces interactions multiples suggèrent de prolonger l'analyse au-delà de la mise en évidence d'une corrélation élémentaire entre le système de prestations et de prélèvements d'assurance maladie et le revenu – redistribution « verticale », et notamment d'identifier la fonction de redistribution « horizontale », entre individus à états de santé différents, de l'assurance-maladie.

problèmes statistiques

Les problèmes liés aux données mobilisables pour apprécier les propriétés redistributives tiennent au fait qu'il est nécessaire de disposer de données individuelles sur les remboursements reçus de l'assurance-maladie et sur les prélèvements payés aux divers régimes qui la composent. Plusieurs ordres de difficultés apparaissent alors.

En ce qui concerne tout d'abord la mesure des prélèvements versés par les individus à leurs régimes obligatoires d'assurance-maladie, une première question se pose de savoir si l'on est fondé, comme il est d'usage courant, à ajouter aux cotisations et contributions sociales versées directement par les personnes protégées – les cotisations sociales à la charge des salariés et la CSG – les cotisations patronales d'assurance-maladie assises sur les salaires, et ainsi à assimiler ces dernières à un prélèvement effectivement supporté par les salariés. Une seconde interrogation surgit alors sur le traitement à réserver aux allègements de charges sociales dont bénéficient en France les entreprises qui embauchent des salariés rémunérés au voisinage du salaire minimum : faut-il par réalisme prendre en

compte ces allègements, qui pourront alors contribuer de façon potentiellement importante à la redistribution induite par l'assurance-maladie, ou les exclure de l'analyse, en considérant que leur incidence redistributive est étrangère au fonctionnement propre de l'assurance-maladie ?

Un des enjeux de cette discussion est de s'assurer que la masse des prélèvements individualisables supportés par les assurés est égale à la masse des prestations versées, de façon que l'assurance-maladie puisse être regardée comme un dispositif à somme nulle ou proche de l'être, condition pour apprécier valablement les propriétés redistributives de l'assurance-maladie. Dans le système français, une partie des ressources de l'assurance-maladie est constituée de ressources fiscales – taxes sur les tabacs et les alcools, taxes sur la publicité pharmaceutique... - qui ne se prêtent pas à une imputation individuelle. Si l'on s'en tient aux trois principaux régimes d'assurance-maladie obligatoires français – applicables aux salariés du secteur privé et aux non salariés des professions agricoles et non agricoles, ceux-ci ont versé en 2003, 142,2 milliards d'euros de prestations et ont perçu 8,6 milliards d'euros au titre des cotisations sociales versées par les personnes protégées, 52,5 milliards d'euros au titre des cotisations sociales versées par les employeurs, et 42,2 milliards d'euros au titre de la CSG¹. Si l'on prend en compte seulement les prélèvements diversement versés par les personnes protégées, on n'obtient qu'un montant de ressources de 50,8 milliards d'euros, qui ne couvre donc qu'à peine plus d'un tiers des prestations d'assurance-maladie. Avec l'inclusion dans les ressources des cotisations sociales versées par les employeurs, on atteint un montant de 103,3 milliards d'euros, et un taux de couverture des prestations de près des trois quarts, nettement plus satisfaisant pour mener une analyse en termes de redistribution, à condition d'accepter l'hypothèse selon laquelle ce sont en fait les salariés qui supportent le poids des cotisations sociales payées par leurs employeurs². Compte tenu des controverses que risque de soulever le choix de l'un des termes de l'alternative – retenir ou non les cotisations sociales des employeurs dans

les prélèvements imputés aux individus -, les évaluations qui figurent dans les trois parties suivantes de cet article, présentent systématiquement les effets redistributifs de l'assurance-maladie lorsque l'on prend en compte les seuls prélèvements à la charge des salariés, puis les prélèvements à la charge des salariés et des employeurs. Par souci de ne pas alourdir la présentation, ces derniers seront évalués nets des allègements de charges sociales sur les bas salaires, ce qui revient à considérer que ces dispositifs doivent être regardés comme contribuant à une plus grande redistributivité de l'assurance-maladie, même si les raisons qui ont conduit à la mise en place de ces allègements au cours des vingt dernières années sont étrangères aux dynamiques propres à l'œuvre dans les dispositifs de prise en charge des soins³.

Une seconde difficulté à résoudre tient au fait que, dans le système français d'assurance-maladie, l'essentiel des remboursements des soins est opéré par des régimes publics qui prennent en charge en moyenne plus des trois quarts des dépenses de soins engagées par les individus. À l'aide des statistiques produites par les régimes d'assurance-maladie, on dispose de données individuelles sur les montants des remboursements des soins, et l'on peut par ailleurs, grâce aux résultats de l'enquête sur les revenus fiscaux des ménages réalisée par l'Insee et la Direction générale des impôts, reconstituer sur barème les prélèvements acquittés par les assurés au titre des cotisations sociales et de la CSG. Cependant, la prise en charge des soins est également assurée en France à titre facultatif par des organismes privés (sociétés d'assurance, mutuelles, institutions de prévoyance) qui dispensent des couvertures maladie complémentaires : 90 % des Français possèdent de telles couvertures complémentaires⁴, dont la contribution globale à la prise en charge des dépenses de soins s'élève à 11 % environ⁵. La question se pose de décider si les prélèvements à ces dispositifs et les remboursements qu'ils offrent doivent être pris en compte dans le bilan redistributif d'ensemble de l'assurance-maladie.

Sur un plan général, la concurrence sur les marchés d'assurance tend à éliminer toute possibilité

1 - Ces données financières sont tirées du rapport de la commission des comptes de la sécurité sociale présenté le 21 septembre 2004.

2 - L'idée sous-jacente à cette hypothèse est que la demande de travail des entreprises dépend du coût salarial total, somme des salaires bruts et des cotisations sociales des employeurs, lequel doit équilibrer la productivité marginale du travail si le marché du travail fonctionne de façon concurrentielle. Si ces dernières sont augmentées, l'équilibre du marché du travail requiert une baisse à due proportion des salaires bruts, la productivité du travail restant inchangée. Cette baisse s'analyse bien comme l'imputation aux salariés et non aux employeurs de la hausse des cotisations sociales initialement acquittées par ces dernières.

3 - Cf. dans ce numéro l'article de Patrick HORUSITZKY P., « Les transformations du financement de la protection sociale : aspects juridiques et économiques.

4 - AUVRAY L., DOUSSIN A., LE FUR P., « Santé, soins et protection sociale en 2002 », Irdes, *Questions d'économie de la santé*, n° 78, décembre 2003.

5 - FÉNINA A., GEFFROY Y., « Les comptes nationaux de la santé en 2003, Drees, *Études et Résultats*, n° 323, juillet 2004.

de subventions croisées entre groupes d'assurés (cf. encadré 1 pour une discussion plus complète des rapports entre assurance et redistribution). En principe, seuls des régimes d'assurance-maladie obligatoires, donc opérant en position de monopole, peuvent réaliser une certaine redistribution entre groupes d'assurés du fait de la déconnexion entre les remboursements perçus de ces régimes et les prélèvements appelés par eux. Cette observation justifierait d'exclure les régimes complémentaires facultatifs de l'analyse. Il est cependant permis de penser que ces dispositifs complémentaires opèrent dans un environnement seulement modérément concurrentiel : à preuve, la participation de ces organismes à la « couverture maladie universelle » en faveur des personnes à faible revenu, le poids dominant des mutuelles dont la réglementation interdit la tarification individualisée selon le risque, et la fiscalité favorable dont bénéficie la très grande majorité des autres organismes qui choisissent eux aussi de renoncer à l'acquisition d'informations sur le risque individuel maladie. Il est donc pertinent de dresser des bilans individuels incluant non seulement les prestations reçues et les prélèvements versés aux régimes obligatoires de base d'assurance-maladie, mais aussi à ces organismes complémentaires, dont les tarifications sont à l'évidence éloignées de la neutralité actuarielle et peuvent par conséquent contribuer à modifier les propriétés redistributives de l'ensemble du système d'assurance-maladie. Malheureusement, on ne dispose pas de données individuelles adaptées à la réalisation de ces bilans individuels complets : les enquêtes auprès des ménages relatives à la santé ne contiennent en effet généralement qu'une information sur la détention par un individu d'une couverture maladie complémentaire, sans qu'on puisse connaître le montant des prestations reçues, et contrairement à la couverture maladie publique de base on ne peut pas de surcroît reconstituer sur barème les contributions acquittées par les assurés. Il faut donc se résoudre à n'obtenir une analyse complète des propriétés redistributives de l'assurance-maladie qu'au prix d'hypothèses nécessairement simplificatrices : si les contributions aux régimes complémentaires d'assurance-maladie peuvent être imputées à partir des données tirées de l'enquête « Budgets des familles » de l'Insee, les remboursements versés par ces régimes ne sont pas disponibles et on ne peut mieux faire que les estimer au moyen d'une règle conventionnelle les reliant aux contributions. De ce fait, la contribution des régimes complémentaires facultatifs d'assurance-maladie aux propriétés redistributives d'ensemble de l'assurance-maladie apparaîtra nécessairement limitée. Cependant, au-delà de ces difficultés, l'exploitation de l'information sur la détention par les individus d'une couverture complémentaire maladie peut per-

mettre d'enrichir la caractérisation de la redistribution à l'œuvre dans les régimes obligatoires d'assurance-maladie.

Au total, en tenant compte de l'ensemble des remarques précédentes, la présentation des propriétés redistributives de l'assurance-maladie prendra dans la suite de l'article deux formes distinctes :

- un premier indicateur mettra en évidence le bilan des prestations reçues et des prélèvements versés par les individus du fait de leur adhésion à des régimes obligatoires ou facultatifs d'assurance-maladie et de leurs recours aux soins, en fonction de leur niveau de vie ; bien qu'en apparences élémentaires, ces calculs requièrent des hypothèses quant aux caractéristiques individuelles des bénéficiaires, qui sont discutées dans les développements suivants ;

- un second indicateur tentera d'approcher de façon plus fine les inégalités d'accès aux soins, en prenant en compte les dépenses restant à la charge des individus une fois qu'ils ont reçu les prestations d'assurance-maladie ; on peut ainsi définir un « taux d'effort » individuel en matière de dépenses de santé.

*redistribution en fonction du revenu « verticale »
ou d'autres caractéristiques
socio-économiques « horizontales »*

En dehors des difficultés tenant à l'identification des prestations reçues et des prélèvements supportés par chaque individu pour son assurance-maladie, et donc en supposant que l'on puisse calculer des bilans individuels des prestations nettes de prélèvements, dont la somme est nulle pour l'ensemble des individus, des problèmes conceptuels apparaissent dans l'analyse de ces bilans. Peut-on les utiliser directement pour analyser leur corrélation avec les revenus et ainsi caractériser les propriétés redistributives de l'assurance-maladie ? Certainement pas, car ce serait oublier que l'assurance-maladie, à proprement parler, est un mécanisme de mise en commun de risques par essence incertaine. Le fait que certains individus ont pu, au cours d'une année, recevoir plus de prestations que d'autres, ne signifie pas nécessairement qu'ils ont bénéficié de l'assurance au détriment des autres, mais plus certainement qu'ils ont eu la malchance d'être affectés par des risques morbides, et donc de recevoir des prestations, quand les autres, qui potentiellement auraient aussi pu être malades, ont eu la chance de ne pas l'avoir été ou de façon bénigne. Il est donc important de corriger les bilans individuels des transferts au titre de l'assurance-maladie des perturbations et de la variabilité induite par la distribution aléatoire des états pathologiques.

Ce qu'il faut donc analyser, ce sont non pas les bilans individuels « prestations reçues – prélève-

ments supportés », mais plutôt le solde entre, d'une part, l'espérance mathématique des prestations reçues relativement aux probabilités de connaître un état morbide et de recourir aux soins, et, d'autre part, les prélèvements supportés. En d'autres termes, un problème fondamental de l'analyse des propriétés redistributives d'un système d'assurance-maladie réside dans la nécessité d'imputer à chaque individu une espérance mathématique de prestations, liée à certaines de ses caractéristiques socio-économiques, à calculer des bilans individuels de ces espérances mathématiques de prestations nettes des prélèvements supportés, et à analyser la distribution de ces bilans individuels en relation avec celle des revenus. La question centrale est alors de déterminer les caractéristiques socio-économiques pertinentes pour estimer les espérances mathématiques de prestations au niveau individuel.

Plusieurs stratégies d'imputation, plus ou moins complexes, sont concevables. Lorsque, en introduction au présent article, on a présumé l'existence de fortes propriétés redistributives à l'œuvre dans la couverture maladie publique de base, on a implicitement raisonné comme si on imputait à chaque individu le montant moyen de remboursement des soins pour tous les assurés de son groupe de revenu. Cette approche n'est cependant pas satisfaisante, car elle néglige une dimension essentielle de l'assurance-maladie : la correction des inégalités d'état de santé entre individus. En effet, à côté de la redistribution « verticale » entre groupes se distinguant selon le revenu, il faut aussi tenir de la redistribution « horizontale » réalisée par l'assurance-maladie, en ce qu'elle permet, au moyen de prestations indépendantes des risques individuels, un accès aux soins proportionné aux besoins requis par l'état de santé de chaque individu. Intuitivement, on conçoit qu'une situation dans laquelle chaque assuré recevrait un montant identique de l'assurance-maladie, quelles que soient ses caractéristiques d'état de santé, ne correspondrait pas à une allocation équitable des ressources, si l'on songe à la forte croissance des recours aux soins avec l'âge (cf. infra...). Certains auteurs⁶ soutiennent à cet égard que la redistribution « horizontale » entre personnes d'inégal état de santé constitue la principale justification d'un système public d'assurance-maladie : celui-ci, en permettant aux personnes en mauvais état de santé d'accéder à des soins adaptés, contribue à réduire en amont les inégalités de santé, et partant les différen-

ces inter-individuelles de productivité et donc de revenus primaires, et, du fait de son mode de financement par prélèvements essentiellement proportionnels au revenu, entraîne des coûts économiques moins élevés que les instruments classiques de la redistribution comme par exemple l'impôt progressif sur le revenu.

Pour évaluer de façon pertinente la redistribution « verticale » du revenu entraînée par l'assurance-maladie, il est donc justifié de tenir compte des facteurs qui peuvent à revenu inchangé contribuer à un recours aux soins plus ou moins important, et donc à un montant plus ou moins élevé de prestations qui modifierait de façon non pertinente les bilans individuels « espérance mathématique de prestations – prélèvements ». Si, comme on le verra, il existe une forte corrélation entre âge et recours aux soins, et si l'on prend alors en compte le fait que les niveaux de vie sont eux aussi plutôt croissants avec l'âge, mais que les prélèvements ne le sont pas nécessairement compte tenu du régime particulier de contributions des retraités à l'assurance-maladie, il est hautement probable que ceci influence la liaison entre les bilans individuels bruts et les revenus individuels, dans un sens qui sous-estime l'effet de redistribution « verticale », alors que l'effet sous-jacent authentique est lié à l'évolution des besoins de soins au cours du cycle de vie. Il serait théoriquement possible de corriger cet effet « cycle de vie » en réalisant des bilans redistributifs inter-temporels de l'assurance-maladie, en calculant le solde des flux actualisés des prestations reçues et des prélèvements acquittés tout au long de la vie⁷. Mais d'une part ces calculs sont malaisés à réaliser, et reposent nécessairement sur des hypothèses quant à l'actualisation des flux futurs de prestations et de prélèvements. D'autre part, ils ne règlent pas la question des différences de « capital santé » qui existent entre individus du début à la fin de leur vie.

Retenons donc de cette discussion qu'on est fondé à corriger les bilans redistributifs individuels de l'assurance de certaines caractéristiques socio-économiques individuelles qui influencent le recours aux soins, et de ce fait peuvent biaiser l'appréciation de l'incidence redistributive « verticale » de l'assurance-maladie. Les variables à prendre en considération sont celles dont il est permis de penser qu'elles influencent le plus le niveau des dépenses de santé individuelles, que l'on peut regrouper en trois grandes catégories :

6 - HENRIET D., ROCHET J-C., « Régulation et intervention publique dans les systèmes de santé », in MOUGEOT M., « Régulation du système de santé », rapport n° 13 du Conseil d'analyse économique, La Documentation Française, 1999..

7 - LENSEIGNE F., Pierre RICORDEAU P., « Assurance maladie : un bilan par génération », Insee, *Économie et Statistique*, n° 307, 1997.

- tout d'abord des variables relatives à l'état de santé au sens large. Il s'agit d'abord du sexe et de l'âge, mais également des informations sur les affections dont souffrent les personnes interrogées, des indicateurs synthétiques d'état de santé comme les informations sur les handicaps et le pronostic vital de l'enquête « Santé et protection sociale » du CreDES.

- ensuite, des variables socio-économiques, comme le diplôme ou la zone de résidence, susceptibles d'entraîner des pratiques contrastées de recours aux soins, et ce indépendamment de l'état de santé des personnes : on peut ainsi estimer qu'un individu disposant d'un haut niveau de formation est mieux placé pour opérer des recours préventifs au système de soins ou des choix spécifiques quant à son parcours dans le système de santé à l'occasion d'un épisode de soins, ou que les recours aux soins sont plus importants en zone urbaine qu'en zone rurale du fait d'une offre de soins plus abondante ;

- enfin, les variables relatives à la couverture médicale, auxquelles il y a lieu de réserver un sort particulier. Des informations détaillées sur la couverture maladie complémentaire permettent directement d'améliorer les bilans individuels, même si comme on l'a vu précédemment des conventions de calcul sont pour cela nécessaires. Toutefois, la simple information de la détention par un individu d'une couverture complémentaire maladie peut permettre d'enrichir indirectement l'analyse des propriétés redistributives de l'assurance-maladie publique de base elle-même. En effet, de nombreuses études économiques sur données françaises et étrangères soulignent le fait que, toutes choses égales par ailleurs, les personnes disposant d'une couverture complémentaire maladie consomment significativement plus de soins, singulièrement de soins ambulatoires, que les personnes dépourvues de couverture complémentaire. Or cette différence dans les couvertures complémentaires a une incidence sur la couverture maladie de base, dans la base où, de façon générale, l'assurance-maladie complémentaire intervient non pas pour rembourser des soins et biens médicaux non pris en charge par la sécurité sociale, mais pour améliorer le remboursement de prestations déjà prises en charge par la couverture de base. Cela signifie que les dépenses supplémentaires réalisées par les individus possédant une couverture complémentaire sont pour une part reportées sur les régimes publics d'assurance-maladie de base, et du fait de leur financement entièrement mutualisé sont financées par l'ensemble des assurés, y compris ceux qui n'ont pas de couverture complémentaire et de ce fait consom-

ment relativement moins. Ce phénomène spécifique, lié à l'organisation particulière de la couverture maladie complémentaire dans le contexte français, mérite assurément d'être pris en compte dans le contexte français.

Lorsque l'on procède à l'ensemble des contrôles suggérés par l'énumération des variables précédentes, on aboutit à une mesure « toutes choses égales par ailleurs » de l'incidence de l'assurance-maladie sur la distribution des niveaux de vie. On évalue ainsi la contribution « structurelle » de l'assurance-maladie à la réduction des inégalités de revenu. C'est l'approche qui est retenue dans cet article, même si, comme on le verra, seul un nombre limité de caractéristiques individuelles sera pris en compte dans leur interaction avec le revenu. En outre, il faut souligner que cette approche ne permet pas d'identifier l'ensemble des gains et des pertes enregistrés par les individus, classés selon leur niveau de vie, du fait de leur accès aux soins et des remboursements dont ils bénéficient. En effet, il faudrait pouvoir tenir compte de certains comportements susceptibles d'agir positivement ou négativement sur l'état de santé comme les habitudes alimentaires, la pratique d'un sport, la consommation de tabac ou d'alcool... On sait en effet que, même corrigées du sexe et de l'âge, les disparités individuelles d'état de santé sont fortement corrélées à la distribution des positions sociales⁸, et donc indirectement à celle des revenus. Comme en ce qui concerne l'état de santé, il y aurait également lieu d'intégrer à l'analyse l'intégralité des corrélations au revenu des variables qui conditionnent le montant des prestations qu'ils reçoivent des régimes d'assurance-maladie : par exemple, disposer d'un haut niveau de revenu sera dans bien des cas corrélé au fait de résider dans une grande agglomération urbaine bien pourvue en offre de soins hospitaliers et ambulatoires ; ou bien, cela favorisera l'acquisition d'une couverture complémentaire maladie et une propension plus élevée à recourir aux soins ambulatoires... En outre, les risques de santé ne sont pas indépendants des conditions de vie (par exemple, risque de saturnisme pour certains habitats) et de travail des individus (risque d'exposition à des produits chimiques, travaux pénibles ou stressants...), elles-mêmes liées pour partie au revenu. Un tel projet dépasse l'ambition plus modeste de cet article, qui est seulement de cerner l'incidence effective de l'assurance-maladie sur la distribution des revenus en contrôlant les autres caractéristiques socio-économiques et sanitaires individuelles.

8 - JOUGLA E., RICAN S., PÉQUIGNOT F., LE TOULLEC A., « La mortalité », in « Les inégalités sociales de santé », sous la direction de LECLERC A., FASSIN D., GRANDJEAN H., KAMINSKI M., LANG Th., Inserm, *La Découverte*, 2000.

UNE PREMIÈRE ANALYSE EMPIRIQUE DE LA REDISTRIBUTION OPÉRÉE PAR LE SYSTÈME D'ASSURANCE-MALADIE

Les ménages reçoivent des prestations versées aussi bien par la sécurité sociale que par les complémentaires santé en contrepartie de cotisations

Cette deuxième partie est consacrée à l'analyse des prestations reçues par les ménages de la sécurité sociale, de la CMUC et des organismes complémentaires de santé en contrepartie des prélèvements obligatoires auxquels ils sont soumis et des cotisations qu'ils versent lorsqu'ils souscrivent une assurance complémentaire de santé. L'analyse de la modulation du niveau des remboursements et des prélèvements en fonction du revenu permet en effet d'apprécier, pour partie, quelle est la redistribution des revenus opérée par le système d'assurance-maladie.

*les remboursements de soins versés
par l'assurance-maladie obligatoire sont plus
élevés pour les ménages les plus modestes*

Les prestations maladie que reçoivent les ménages de la sécurité sociale sont a priori proportionnelles au montant de leurs dépenses. Or, comme on va le voir, le montant des dépenses de santé varie selon le niveau de vie des ménages. Par ailleurs, les taux de remboursement ne sont pas les mêmes selon qu'il s'agit de soins dispensés par les hôpitaux ou par la médecine ambulatoire ; dans ce dernier cas, les taux de remboursement qui s'appliquent aux consultations auprès de médecins généralistes sont plus élevés que ceux qui concernent les consultations auprès de médecins spécialistes. Aussi la structure des dépenses, qui s'avère différente d'un ménage aisé à un ménage modeste, explique également le fait que le montant des prestations maladie versées par la sécurité sociale diffère selon le niveau de vie des ménages.

*les dépenses totales de soins décroissent
quand le niveau de vie s'élève*

Les dépenses de santé sont plutôt décroissantes avec le revenu, celles des cinq premiers déciles se situant au-dessus de la moyenne, alors que celles des cinq derniers lui sont inférieures (tableau 1). À cet égard, les personnes âgées de plus de 60 ans – plus grandes consommatrices de soins – sont proportionnellement plus nombreuses dans la première moitié de la distribution des niveaux de vie, à l'exception toutefois du premier décile dont la structure d'âge est plus jeune que la moyenne (encadré 2).

Ainsi, retrouve-t-on parmi les ménages aux revenus modestes une sur-représentation de personnes déclarant des problèmes de santé invalidants ou étant exonérées du ticket modérateur en raison d'une affection de longue durée. Dans les premiers déciles de revenu, cette proportion plus importante de personnes âgées de plus de 60 ans est toutefois partiellement compensée par une proportion plus importante que la moyenne de personnes âgées de moins de 20 ans, faibles consommatrices de soins.

Par ailleurs, à structure d'âge comparable, l'état de santé semble d'autant moins bon que les ménages ont des revenus modestes, le phénomène étant particulièrement accentué pour les plus pauvres d'entre eux. C'est notamment le cas des personnes éligibles à la CMUC, telles qu'on peut du moins les identifier dans l'enquête SPS 2002 : elles déclarent davantage de troubles mentaux ou du sommeil, de maladies infectieuses, d'affections de l'appareil respiratoire ou encore du système nerveux central. Les personnes dont les revenus sont

TABLEAU 1 ●

montants annuels moyens par ménages
de dépenses de soins des ménages
et des remboursements perçus en 2003

	Remboursements				Dépenses			Dépenses de soins directement à charge des ménages (3)=(2)-(1)
	Régimes obligatoires	Organismes d'assurance complémentaire, hors CMUC (hypothèse proportionnelle)*	CMUC	Ensemble (1)	Dépenses de soins ambulatoires	Dépenses de soins hospitaliers	Ensemble (2)	
Ensemble	4 316	714	55	5 085	3 148	2 542	5 690	605
Déciles de niveau de vie disponible avant impôt								
1	4 680	395	378	5 453	2 904	2 995	5 899	446
2	4 786	574	55	5 414	3 235	2 799	6 034	620
3	4 752	633	25	5 409	3 070	2 932	6 002	593
4	4 735	685	17	5 437	3 057	2 949	6 007	570
5	4 455	685	14	5 155	3 147	2 641	5 788	634
6	4 304	757	16	5 077	3 234	2 411	5 646	569
7	3 873	754	12	4 639	3 143	2 102	5 246	607
8	3 842	842	10	4 695	3 176	2 140	5 316	621
9	4 091	869	11	4 971	3 261	2 399	5 660	689
10	3 647	938	8	4 593	3 248	2 053	5 301	708

Sources : Enquêtes SPS 2002 (Irdes) ; SPS-EPAS 2002 (Irdes) ; Budget des familles 2001 (Insee) ; Modèle de microsimulation Ines (Drees-Insee) ; enquête Revenus fiscaux 2001 (DGI-Insee) actualisée 2002-2003 ; Comptes nationaux de la santé 2003 ; calculs des auteurs

légèrement supérieurs au seuil de ressources de la CMUC font mention, quant à elles, d'un état de santé intermédiaire, meilleur que celui des personnes a priori éligibles à la CMUC, mais moins bon que celui des personnes plus aisées⁹.

Au total, c'est donc principalement un besoin de soins plus important, lié à la fois à la présence de personnes âgées en nombre important et au lien entre l'état de santé général et le revenu, qui explique la décroissance des dépenses de santé avec le niveau de vie. Selon une analyse « toutes choses égales par ailleurs » qui permet de prendre en compte non seulement ces disparités de besoins de soins mais aussi les disparités socioculturelles à l'origine de comportements différents, l'élasticité de la demande de soins au revenu se révèle légèrement négative (-0.05), principalement en raison de dépenses hospitalières, de médicaments, d'auxiliaires médicaux et d'honoraires d'omnipraticiens significativement décroissants avec le revenu, au contraire des honoraires de médecins spécialistes et des dépenses dentaires, optiques et d'analyse biologique¹⁰. Il est possible qu'un mode de recours aux soins comportant moins de prévention chez les ménages les plus modestes explique cet effet revenu légèrement négatif au final.

les dépenses hospitalières, majoritaires chez les plus modestes, diminuent fortement avec le niveau de vie

Les besoins de soins plus importants des ménages les plus modestes se traduisent par des dépenses hospitalières particulièrement fortes. Les dépenses annuelles hospitalières des 10 % des ménages aux revenus les plus faibles (3 000 € en moyenne) sont supérieures de moitié à celles des 10% des ménages les plus aisés (2 050 € en moyenne). Les pathologies lourdes, nécessitant des soins hospitaliers, sont plus fréquentes dans les premiers déciles de revenu. Les patients de la CMUC notamment, d'un état de santé plus précaire, sont davantage hospitalisés dans les services de long séjour et en psychiatrie, et ceci pour des durées plus longues¹¹. Les dépenses de soins de ville, quant à elles, apparaissent globalement peu liées au niveau de vie, sauf pour les ménages situés dans le premier décile : ces derniers ont des dépenses de soins de ville inférieures de 8 % à la moyenne. En conséquence, c'est avant tout le partage de la

dépense totale entre soins de ville et soins hospitaliers qui apparaît fortement lié au niveau de vie des ménages. Alors que 51 % des dépenses concernent des soins hospitaliers pour les ménages les plus modestes, cette proportion décroît avec l'élévation du niveau de vie pour ne plus représenter que 39 % des dépenses des ménages les plus aisés (tableau 2).

L'importance des dépenses hospitalières dans la première moitié de la hiérarchie des niveaux de vie ne s'explique pas uniquement par un besoin de soins hospitaliers plus importants : les facteurs sociaux, économiques et culturels jouent aussi un rôle. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs - soit à état de santé et niveaux de vie comparables - les personnes appartenant à un ménage ouvrier privilégient les soins hospitaliers par rapport aux membres d'un ménage

TABLEAU 2 ●
structure des dépenses
de soins des ménages et des remboursements
perçus en 2003

En %

	Les remboursements des régimes obligatoires			Dépenses		Ensemble
	Part dans le remboursement des soins de ville	Part dans le remboursement des soins hospitaliers	Part dans le remboursement du total des soins	Part des dépenses de soins ambulatoires	Part des dépenses de soins hospitaliers	
Ensemble	63	91	76	55	45	100
Déciles de niveau de vie disponible avant impôt						
1	68	90	79	49	51	100
2	68	92	79	54	46	100
3	67	92	79	51	49	100
4	66	92	79	51	49	100
5	64	92	77	54	46	100
6	64	92	76	57	43	100
7	62	91	74	60	40	100
8	60	91	72	60	40	100
9	58	91	72	58	43	100
10	56	89	69	61	39	100

Sources : Enquêtes SPS 2002 (Irdes) ; SPS-EPAS 2002 (Irdes) ; Budget des familles 2001 (Insee) ; Modèle de microsimulation Ines (Drees-Insee) ; enquête Revenus fiscaux 2001 (DGI-Insee) actualisée 2002-2003 ; Comptes nationaux de la santé 2003 ; calculs des auteurs

9 - « L'état de santé des bénéficiaires de la couverture maladie universelle complémentaire en 2002 » LE FUR Ph., PERRONNIN M., Irdes, *Questions d'Economie de la Santé*, n° 76 décembre 2003.

10 - Cf. Etudes et Résultats à paraître prochainement sur les déterminants des dépenses de santé.

11 - « La consommation médicale des bénéficiaires de la CMU complémentaire : un bilan de la troisième année du dispositif », CNAMTS, *Point de conjoncture*, n°29-30 octobre 2004,

de cadres. Par ailleurs, les personnes n'ayant pas souscrit une assurance-maladie complémentaire sont concentrées dans le bas de la distribution des niveaux de vie, y compris dans le premier décile malgré l'existence de la couverture maladie universelle : dans le premier décile de niveau de vie, 16 % des individus sont sans assurance complémentaire, et cette proportion est encore de 15 % dans le deuxième décile et de 12 % dans le troisième, contre seulement 3 % dans le dernier décile (pour 8 % en moyenne sur l'ensemble de la population). Or, les personnes qui bénéficient d'une assurance complémentaire sont plus enclines à engager des dépenses de ville : toutes choses égales par ailleurs, les personnes couvertes par une assurance-maladie complémentaire engagent des dépenses annuelles de soins de ville supérieures de 29 % à celles des personnes qui en sont dépourvues. En revanche, les dépenses hospitalières ne semblent pas dépendre du bénéfice d'une assurance-maladie complémentaire. En effet, devant payer l'intégralité du ticket modérateur et des éventuels dépassements d'honoraires, les personnes sans assurance complémentaire, quand elles ont recours aux soins, se tournent plus naturellement vers l'hôpital, dont les dépenses sont remboursées en moyenne à 91 % par l'assurance-maladie obligatoire, que vers la médecine de ville, remboursée seulement à hauteur de 63 %, ce qui leur permet de limiter leur reste à charge.

Les dépenses de soins des ménages des quatre premiers déciles de niveau de vie sont mieux remboursées par l'assurance-maladie obligatoire

En raison d'une structure des dépenses de santé différente entre les ménages modestes et les ménages aisés, les taux de remboursement varient selon le niveau de vie. En moyenne, la sécurité sociale rembourse, d'après les Comptes de la santé, 76 % de l'ensemble des dépenses de santé. Toutefois, cette proportion est variable selon le niveau de vie. Dans les quatre premiers déciles, elle s'élève à 79 %, pour ensuite décroître régulièrement au fur et à mesure de l'élévation du niveau de vie et atteindre seulement 69 % chez les ménages les plus favorisés.

La proportion plus importante des dépenses hospitalières dans l'ensemble des dépenses de santé des ménages modestes, conjuguée à leur meilleure prise en charge par la sécurité sociale par rapport aux dépenses de ville, conduit mécaniquement à un meilleur taux de remboursement des dépenses de santé dans le bas de la distribution des niveaux de vie.

De plus, au sein même des dépenses de ville, les disparités de consommation selon le niveau de vie conduisent à un taux de remboursement des soins de ville plus important pour les ménages les plus

modestes. En effet, alors que ce taux est en moyenne de 63 %, il s'élève à 68 % dans le premier décile de niveau de vie et diminue régulièrement avec le niveau de vie pour atteindre 56 % dans le dernier décile. Par rapport aux ménages les plus modestes, les ménages aisés engagent en effet davantage de dépenses dentaires et optiques, moins bien remboursées par la sécurité sociale ; ils consultent aussi plus souvent des médecins spécialistes, qui pratiquent

ENCADRÉ 1 ●

LES EFFETS DE STRUCTURE PAR ÂGE

Le tableau ci-dessous indique quelle est la répartition par âges des individus selon le niveau de vie de leur ménage d'appartenance. Les personnes âgées de plus de 60 ans sont proportionnellement plus nombreuses dans les ménages les plus modestes, exception faite du premier décile de la distribution des niveaux de vie. La proportion d'enfants dans les ménages diminue lorsque le niveau de vie augmente.

	Ensemble des individus	< 20 ans	de 20 ans à moins de 60 ans	>= 60 ans	Ensemble des ménages	Ménages dont la personne de référence est âgée de moins de 60 ans	Ménages dont la personne de référence est âgée de plus de 60 ans
Ensemble	100,0	24,2	54,6	21,2	100,0	66,7	33,3

Déciles de niveau de vie disponible avant impôt sur le revenu

	Ensemble des individus	< 20 ans	de 20 ans à moins de 60 ans	>= 60 ans	Ensemble des ménages	Ménages dont la personne de référence est âgée de moins de 60 ans	Ménages dont la personne de référence est âgée de plus de 60 ans
1	100,0	34,0	51,0	14,9	100,0	72,5	27,5
2	100,0	30,8	45,8	23,4	100,0	58,8	41,2
3	100,0	27,8	46,9	25,3	100,0	58,8	41,2
4	100,0	25,0	49,5	25,5	100,0	60,0	40,0
5	100,0	23,0	52,5	24,5	100,0	61,9	38,1
6	100,0	22,7	56,1	21,2	100,0	67,6	32,4
7	100,0	21,4	58,7	20,0	100,0	70,5	29,5
8	100,0	20,3	60,7	18,9	100,0	72,1	27,9
9	100,0	17,7	63,0	19,3	100,0	72,7	27,3
10	100,0	17,7	62,9	19,4	100,0	72,5	27,5

Quintiles de niveau de vie disponible avant impôt sur le revenu

	Ensemble des individus	< 20 ans	de 20 ans à moins de 60 ans	>= 60 ans	Ensemble des ménages	Ménages dont la personne de référence est âgée de moins de 60 ans	Ménages dont la personne de référence est âgée de plus de 60 ans
1	100,0	32,4	48,4	19,2	100,0	65,7	34,3
2	100,0	26,4	48,2	25,4	100,0	59,4	40,6
3	100,0	22,8	54,3	22,8	100,0	64,7	35,3
4	100,0	20,9	59,7	19,4	100,0	71,3	28,7
5	100,0	17,7	63,0	19,4	100,0	72,6	27,4

Source : Modèle de microsimulation Ines (Drees-Insee), enquête Revenus fiscaux 2001 (Insee-DGI) actualisée 2002-2003, calculs Drees

fréquemment des dépassements du tarif de convention. Or la prise en charge par la sécurité sociale de ces dépenses est moindre. Ces comportements ne s'expliquent pas uniquement par un effet richesse. Il ne faut en effet pas négliger l'importance des facteurs sociaux et culturels, de même que, naturellement, celle des assurances complémentaires. La qualité des assurances complémentaires, quoiqu'assez mal connue à partir d'enquêtes en population générale, est plutôt croissante avec le niveau de vie : ce sont essentiellement les prises en charges des dépenses dentaires, optiques et des dépassements d'honoraires qui caractérisent les meilleurs contrats. À partir d'une typologie des contrats en quatre catégories selon les niveaux de remboursement en dentaire et en optique, une étude de l'Irdes souligne ainsi que le niveau socio-économique des individus s'élève quand on passe des non couverts aux bénéficiaires de contrats faibles, puis des bénéficiaires de contrats faibles à ceux de contrats moyens. En revanche, les bénéficiaires des garanties moyennes et fortes appartiennent à des milieux sociaux comparables, car le caractère collectif des contrats offrant les meilleures garanties permet généralement à l'ensemble des salariés de l'entreprise d'en bénéficier. Cependant, pour 16 % des entreprises offrant une complémentaire maladie¹², le mode d'accès à la couverture est variable selon les catégories de salariés, ce qui conduit à une meilleure couverture des cadres ou des personnes en contrat à durée indéterminée¹³.

Au final, la conjugaison de dépenses de villes moins bien remboursées et de dépenses hospitalières plus faibles quand le niveau de vie s'élève explique la décroissance avec le niveau de vie du taux de remboursement par la sécurité sociale des dépenses de santé.

Alors que la CMUC bénéficie essentiellement aux ménages du premier décile de niveau de vie, la part des dépenses de soins à la charge des assureurs complémentaires augmente avec le niveau de vie à partir du deuxième décile.

À côté des remboursements effectués par la Sécurité Sociale, les ménages peuvent bénéficier de ceux que leur octroie la couverture maladie universelle complémentaire, lorsqu'ils y ont droit (la CMUC est sous conditions de ressources). Les prestations versées au titre de la CMUC se concentrent naturellement dans le premier décile de niveau de vie. Des ménages aux ressources plus élevées peuvent cependant parfois en bénéficier lorsqu'ils comprennent un foyer éligible à la CMUC : la notion de

foyer au sens de la CMU diffère en effet de la notion de ménage au sens de l'Insee et les ressources prises en compte par la CMU ne correspondent pas exactement à la notion de revenu disponible – avant impôt – utilisée ici pour classer les ménages selon leur niveau de vie, et surtout elles sont comptabilisées au niveau du foyer et non pas du ménage. Les ménages du premier décile de niveau de vie, dont un peu plus de la moitié bénéficient effectivement de la CMU, perçoivent en moyenne 360 € par an de remboursements de soins au titre de la CMU complémentaire alors que le remboursement moyen pour l'ensemble des ménages se limite à 50 €.

Enfin, les assurances complémentaires santé dont peuvent disposer les individus, de manière facultative ou obligatoire comme c'est le cas dans de nombreuses grandes entreprises, remboursent également aux ménages concernés une partie de leur reste à charge. D'après les comptes de la santé, ces remboursements se sont élevés en 2002 à près de 17 milliards d'euros, soit 670 € en moyenne par ménage (bénéficiaire ou non). Il est fort probable que ces remboursements augmentent en moyenne avec le niveau de vie, car les ménages les plus aisés bénéficient plus fréquemment de couvertures complémentaires, qui en outre offrent de meilleures garanties. Néanmoins, on ne dispose d'aucune source permettant d'évaluer le niveau de ces remboursements. Aussi à défaut, il est fait ici l'hypothèse que les remboursements effectués par ces organismes complémentaires (mutuelles, instituts de prévoyance, sociétés d'assurance) sont grosso modo proportionnels aux montants des cotisations versées par les ménages, c'est-à-dire que les assurances complémentaires n'entraînent de fait aucune modification des revenus des ménages. Deux hypothèses alternatives ont été envisagées, la première progressive et régressive, la seconde de proportionnalité, qui ne modifient cependant pas les conclusions présentées dans cet article (encadré 3).

Au total, selon nos estimations, la part des dépenses de soins des ménages remboursées par les assurances complémentaires dont la CMUC, est de 13,5 % en moyenne. Elle s'établit à 13,3 % dans le premier décile, grâce à la CMUC, pour s'abaisser à 10,4 % pour les ménages du deuxième décile, qui ne bénéficient que rarement de la CMUC. Ensuite, pour les ménages ayant des revenus plus élevés, la part des dépenses de soins remboursées par les assurances complémentaires s'accroît en raison de l'augmentation du nombre de ménages

12 - « La complémentaire maladie d'entreprise. Premiers résultats nationaux d'une enquête menée fin 2003 auprès de 1 700 établissements », COUFFINHAL A., GRANDFILS N., GRIGNON M., ROCHEREAU T., *Questions d'économie de la santé*, n° 83, juin 2004.

13 - COUFFINHAL A., PERRONNIN M., IRDES, « Accès à la couverture complémentaire maladie en France : une comparaison des niveaux de remboursement », *Question d'économie de la santé*, n° 80, février 2004.

ENCADRÉ 3 ●

LES PRESTATIONS VERSÉES PAR LES ASSURANCES COMPLÉMENTAIRES :
QUEL IMPACT REDISTRIBUTIF ?

Les remboursements des assurances complémentaires en fonction du niveau de vie des ménages restent mal connus, faute de source d'information. En revanche, les primes versées aux assurances complémentaires par les ménages sont connues grâce à l'enquête Budget des familles de l'Insee. Une approche simple pour estimer les remboursements serait de les supposer proportionnels aux primes versées. Cela reviendrait à supposer que les assurances complémentaires n'auraient aucun impact redistributif, les primes étant égales à l'espérance de dépense à rembourser pour chaque niveau de revenu. Mais cette hypothèse de neutralité redistributive pourrait être remise en cause. En effet, il se pourrait que l'existence, fréquente pour les mutuelles de la fonction publique, mais existant aussi dans certaines entreprises privées, de primes d'assurance croissantes avec le salaire conduisent à un effet redistributif de l'assurance complémentaire, puisque le risque n'est lui pas lié au salaire des assurés. A l'inverse, le paiement d'une partie de la prime d'assurance par les employeurs, dans le cadre des contrats collectifs, pourrait avoir l'effet inverse, puisque les personnes sans emploi ne peuvent en bénéficier. Pour tenir compte de ces observations, trois hypothèses ont été envisagées dans cette étude pour estimer les remboursements versés par les assurances complémentaires en fonction du revenu :

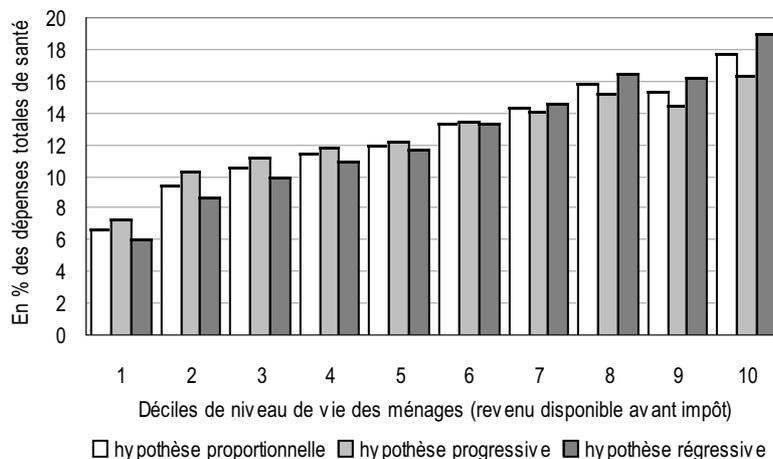
- neutralité de l'assurance complémentaire (hypothèse proportionnelle) ;
- propriété redistributive de l'assurance complémentaire (hypothèse progressive) ;
- propriété anti-redistributive de l'assurance complémentaire (hypothèse régressive).

Les principales conclusions issues de la prise en compte des remboursements versés par les assurances complémentaires sont cependant indépendantes des hypothèses privilégiées (voir le graphique ci-dessous), car ces remboursements représentent une part limitée (13,5 %) de l'ensemble des dépenses de santé.

Les cotisations totales reçues par les organismes d'assurance complémentaire maladie représentaient en 2002 environ 19 milliards d'euros. Sur ce total, un peu plus de 2 milliards ont été versés par des entreprises, dans le cadre de la participation financière des employeurs au financement des contrats collectifs d'assurance complémentaire maladie. Dans cette étude, faute de données individuelles, nous ne prenons pas en compte les cotisations d'assurance-maladie complémentaire versées par les employeurs. Celles-ci profitent plutôt aux ménages ayant des revenus moyens ou élevés. Toutefois, leur prise en compte ne modifierait pas les conclusions de cette étude, car elles représentent moins de 2 % de l'ensemble des cotisations d'assurance-maladie considérées in fine à la charge des ménages, quand on considère une définition élargie de ces cotisations, en incluant les cotisations versées par les employeurs.

Cette étude met en évidence la mauvaise connaissance du marché de l'assurance-maladie complémentaire. Pour y remédier, la Drees envisage de lancer une enquête auprès des ménages, sur ce thème, en collaboration avec l'Irdes, la Cnamts, et les organismes d'assurance-maladie complémentaire. Les données de l'enquête seraient ensuite appariées d'une part aux données de prestations versées par l'assurance-maladie obligatoire, et d'autre part aux données de prestations versées par les organismes d'assurance-maladie complémentaire.

taux de prise en charge des dépenses de santé par les organismes complémentaires de santé
résultat de trois hypothèses de remboursements
liées au montant des cotisations acquittées par les ménages



bénéficiant d'un contrat d'assurance complémentaire et de l'élévation du niveau moyen de garantie offert par ces contrats quand le revenu s'élève. Au final, près de 18 % des dépenses de soins des ménages appartenant au dernier décile seraient remboursées par les assurances complémentaires.

Au final, la somme des remboursements versés par les assurances maladie obligatoire et complémentaire est décroissante avec le niveau de vie

Les remboursements de soins versés par l'assurance-maladie obligatoire décroissent donc avec le niveau de vie, alors que ceux versés par l'assurance-maladie complémentaire sont croissants. En raison de l'importance relative de l'assurance-maladie obligatoire (76 % des remboursements des dépenses totales de soins), la somme de ces remboursements obligatoires et complémentaires reste décroissante avec le niveau de vie, contribuant ainsi à une redistribution des revenus entre ménages aisés et ménages modestes. Toutefois, cette redistribution est en partie la conséquence de dépenses de soins plus élevées des ménages les plus modestes, en raison d'un moins bon état de santé.

Notons par ailleurs que le bénéfice d'une assurance complémentaire conduit les ménages à consommer davantage de soins de ville, cette dépense supplémentaire étant estimée, toutes choses égales par ailleurs, à + 29 %. En conséquence, toutes choses égales par ailleurs, les personnes couvertes reçoivent davantage de prestations, y compris de la part de l'assurance-maladie obligatoire, que les personnes non couvertes. Les personnes sans assurance complémentaire, ou bénéficiant des contrats les moins avantageux, se situant dans le bas de l'échelle des revenus, les assurances complémentaires induisent donc un effet anti-redistributif, qui pourrait pour partie atténuer le caractère redistributif global des remboursements de soins.

les prélèvements à charge des ménages sont fortement croissants avec le niveau de vie

Les propriétés redistributives du système d'assurance-maladie considéré dans son ensemble (sécurité sociale, CMUC et organismes complémentaires de santé) ne sauraient cependant pas se limiter à l'analyse des seules prestations perçues par les

ménages. En effet, ces prestations à l'exception de celles qui sont versées par le fonds CMUC, sont perçues en contrepartie de prélèvements que doivent acquitter les ménages. Il importe donc de mettre en regard les prestations versées par le système d'assurance-maladie et les ressources de la sécurité sociale comme celles des organismes complémentaires de santé.

Le financement de la branche maladie de la sécurité sociale est d'abord assis sur les cotisations à la charge des ménages (actifs comme retraités) et des employeurs (cotisations patronales). La CSG, qui s'est en grande partie substituée aux cotisations individuelles en 1998, représente quant à elle un peu plus du tiers des recettes globales de l'assurance-maladie. L'existence de ces deux modes de financement n'est pas sans incidence sur les taux de prélèvements auxquels doivent faire face les ménages. En effet, le basculement en 1998 de l'essentiel des cotisations maladie à la charge des ménages vers la CSG s'est accompagné de la baisse de la part des revenus d'activité et de remplacement dans le financement de la sécurité sociale au profit d'autres sources de revenus, notamment les revenus du capital mais aussi certaines allocations de chômage ou de retraite, l'assiette de la CSG étant plus large que celle des cotisations. Or, selon les niveaux de vie, la composition initiale des revenus diffère : les ménages les plus modestes sont souvent plus âgés et de ce fait perçoivent davantage de pensions de retraite ; par ailleurs lorsqu'ils sont d'âge actif, ils sont moins souvent employés et perçoivent dès lors davantage d'allocations chômage ; par ailleurs, les ménages plus aisés sont plus souvent détenteurs d'un patrimoine, qui se trouve assujéti à la CSG¹⁴ (encadré 4).

Certains économistes considèrent par ailleurs que les cotisations patronales sont en réalité des prélèvements à la charge des ménages. Si l'on n'en tient pas compte dans l'analyse redistributive de l'assurance-maladie, le bilan des emplois et des ressources de l'assurance-maladie ne serait d'ailleurs pas équilibré : le montant des prestations perçues par les ménages est en effet d'un montant bien supérieur à celui des prélèvements directement à leur charge, le poids des cotisations patronales étant très important¹⁵. Néanmoins,

14 - En raison de la source utilisée (modèle de microsimulation Ines adossé à l'enquête Revenus fiscaux), seuls les revenus du patrimoine soumis à l'impôt sont ici pris en compte. Les déclarations fiscales n'incluent pas en effet les intérêts du livret A et de l'épargne-logement de même qu'une grande partie des produits d'assurance-vie. Par ailleurs, les plus-values sont exclues de l'analyse comme c'est d'usage dans cette source de tous les revenus qui sont considérés comme exceptionnels. Au total, seuls 1/5 de l'ensemble des revenus du patrimoine sont pris ici en compte (Nadine Legendre, Document de travail n° F0405 de l'Insee, juillet 2004).

15 - En revanche, dans cette acception « élargie » des prélèvements à la charge des ménages, on ne comptabilisera pas les allègements de charges : ces derniers seront bien déduits des cotisations patronales. Par ailleurs, on est dans l'impossibilité d'affecter aux ménages des modes de financement de l'assurance-maladie qui pèsent sur leurs revenus, comme notamment les taxes sur le tabac et l'alcool qui, on le sait, sont certes d'un montant global très modeste mais inégalement réparti entre les ménages modestes et les ménages aisés. Par ailleurs, du côté des prélèvements à la charge des employeurs, il faudrait tenir compte des cotisations versées aux organismes complémentaires de santé, ce que nous sommes dans l'incapacité de faire avec l'enquête Budget des familles de l'Insee.

dans un premier temps, on se limitera aux seuls prélèvements pesant directement sur les ménages, qu'ils soient obligatoires (cotisations sociales sur les revenus d'activité et de remplacement et CSG) ou non (cotisations aux organismes complémentaires de santé).

Les prélèvements obligatoires strictement à charge des ménages s'avèrent très fortement croissants avec le niveau de vie (tableau 3) : c'est la CSG qui imprime sa marque, les cotisations sociales à l'assurance-maladie obligatoire étant désormais d'un niveau très faible. Deux raisons expliquent cette progressivité. La première provient des barèmes de la CSG et secondairement des taux de cotisations maladie : les ménages non assujettis à la taxe d'habitation, qui sont essentiellement représentés dans les plus bas niveaux de vie, en sont exonérés ; les revenus de remplacement (allocations chômage et pensions de retraite) sont soumis à des taux de CSG réduits (6,2 % contre 7,5 %) et ce encore davantage quand les ménages ne sont pas imposables ; les taux de cotisations sont nuls pour les fonctionnaires, les chômeurs, les invalides ou les anciens indépendants. Or, et c'est la seconde raison de la progressivité des prélèvements en fonction du niveau de vie, les revenus de remplacement sont plus fréquents dans les bas niveaux de vie, tandis que les revenus d'activité et ceux du patrimoine sont davantage représentés dans les plus hauts déciles. Il existe donc un effet de structure des ressources initiales des ménages, qui s'ajoute à celui des barèmes d'imposition. Au total, le montant moyen des prélèvements obligatoires pesant directement sur les ménages est plus de quinze fois supérieur pour le dernier décile que pour le premier décile. Rapportés au revenu brut des ménages, ces prélèvements demeurent croissants avec le niveau de vie mais de manière beaucoup plus atténuée (l'écart inter-décile est divisé par 10 environ) : les écarts de revenu entre les premiers et les derniers déciles sont en effet tellement importants qu'ils gomment pour partie l'impact de la croissance des prélèvements avec le niveau de vie¹⁶.

Quant aux cotisations versées aux organismes complémentaires, elles sont également, en niveau, croissantes avec le niveau de vie mais leur degré de progressivité est nettement moindre que celui des prélèvements obligatoires. Elles représentent cependant un montant global, important, équivalent à 40 % de la masse des prélèvements obligatoires mobilisés pour le financement de l'assurance-maladie. Elles atteignent

même un montant identique à celui des prélèvements obligatoires dans le 1er décile des niveaux de vie alors qu'elles ne représentent que 15 % de ces derniers dans le 10^{ème} décile. Autant dire qu'exprimées en pourcentages du revenu brut des ménages, ces cotisations présentent un profil clairement dégressif.

Au total, l'ensemble des prélèvements à charge directe des ménages demeurent en niveau progressifs en fonction du niveau de vie (le rapport inter-décile est de 9 environ). Néanmoins, relativement aux revenus bruts des ménages, ces prélèvements s'avèrent légèrement dégressifs avec le niveau de vie, le taux de prélèvement passant de 8,9 % dans le premier décile à 7,2 % dans le dernier.

Enfin, en retenant une acception des prélèvements élargie aux cotisations maladie patronales, la progressivité en niveau de l'ensemble des prélèvements

TABLEAU 3 ●

montants annuels moyens par ménages des prélèvements sur les revenus au titre de la santé en 2003

En euros

	Cotisations individuelles aux régimes obligatoires de l'assurance maladie (1.1)	CSG au titre de la branche maladie de la sécurité sociale (1.2)	Prélèvements obligatoires à charge strictement des ménages (1.1)+(1.2)	Cotisations versées aux organismes complémentaires (1.3)	Ensemble des prélèvements à charge des ménages (définition stricte) (1)+(1.1)+(1.2)+(1.3)	Cotisations patronales au régime général de l'assurance maladie (les cotisations sont nettes des allègements de charge sur les bas salaires) (1.4)	Ensemble des prélèvements à charge des ménages (définition élargie) (2)+(1)+(1.4)
Ensemble	313	1 505	1 818	720	2 538	2 360	4 897
Déciles de niveaux de vie après prestations (échelle Insee)							
1	96	270	366	398	765	368	1 133
2	99	456	555	579	1 134	793	1 927
3	122	664	786	638	1 424	1 099	2 522
4	146	876	1 022	691	1 714	1 391	3 105
5	171	1 157	1 327	691	2 019	1 797	3 816
6	206	1 411	1 617	764	2 380	2 290	4 671
7	221	1 606	1 827	761	2 588	2 678	5 266
8	275	1 901	2 176	850	3 026	3 230	6 256
9	363	2 287	2 650	877	3 527	3 751	7 278
10	1 427	4 422	5 850	946	6 796	6 201	12 997

Source : Modèle de microsimulation Ines (Drees-Insee) : enquête Revenus fiscaux 2001 (Insee-DGI) actualisée 2002-2003 ; enquête Budget des familles 2001 (Insee) ; calculs Drees

16 - A noter la spécificité du premier décile des niveaux de vie : le revenu brut des ménages appartenant à ce décile de niveau de vie est tellement faible que le taux de prélèvement y apparaît supérieur au taux de prélèvement des ménages appartenant au second décile des niveaux de vie.

ENCADRÉ 4 ●

**PART DES REVENUS D'ACTIVITÉ
ET DE REMPLACEMENT
DANS LE REVENU PRIMAIRE DES MÉNAGES**

Le revenu primaire des ménages est constitué des revenus d'activité et de remplacement ainsi que des revenus du patrimoine (qui sont sous-estimés dans la source utilisée). Ces revenus sont nets de tous prélèvements (cotisations sociales, CSG et CRDS).

Les pensions de retraite et les allocations chômage constituent une part d'autant plus importante des ressources initiales des ménages que ceux-ci sont modestes. Ainsi, dans le premier décile des niveaux de vie, les pensions de retraite représentent 30 % des revenus primaires et les allocations chômage en représentent 15 %, tandis qu'à peine plus de la moitié de ces ressources initiales sont constituées de revenus d'activité (55 %). A l'autre extrémité de l'échelle des niveaux de vie, les revenus primaires sont composés pour plus des trois quarts de revenus d'activité (78 %) et pour 6 % environ de revenus du patrimoine, qui rappellent le sont sous-estimés dans la source utilisée ici.

Pour plus d'informations sur les revenus des ménages se reporter à l'annexe A.

Décomposition du revenu primaire des ménages

	En %				
	Revenu primaire	Revenus d'activité	Allocations chômage	Pensions de retraite	Autres revenus (dont patrimoine, pensions d'invalidité, pensions alimentaires, etc)
Ensemble	100,0	70,2	4,3	22,5	3,0
Déciles de niveau de vie disponible avant impôt sur le revenu					
1	100,0	54,8	15,0	30,3	0,0
2	100,0	54,9	8,7	33,8	2,6
3	100,0	56,9	6,7	34,4	2,0
4	100,0	59,5	5,9	33,0	1,6
5	100,0	63,3	5,2	29,9	1,6
6	100,0	68,9	4,4	25,1	1,6
7	100,0	71,3	4,0	22,9	1,8
8	100,0	73,9	3,4	20,9	1,8
9	100,0	74,0	3,4	20,1	2,6
10	100,0	77,6	2,5	13,8	6,2
Âge de la personne de référence du ménage					
< 60 ans	100,0	91,1	4,1	2,9	1,9
>=60 ans	100,0	14,2	4,9	74,9	6,0

Source : *Modèle de microsimulation Ines (Drees-Insee), enquête Revenus fiscaux 2001 (Insee-DGI) actualisée 2002-2003, calculs Drees*

s'avère un peu plus importante (les cotisations patronales sont surtout importantes dans le haut de la distribution des niveaux de vie, car les revenus d'activité salariée y sont plus fréquents). Exprimés relativement aux revenus superbruts des ménages, l'ensemble des prélèvements destinés au financement des dépenses de soins apparaissent proportionnels¹⁷.

le système de l'assurance-maladie opère une redistribution des revenus des plus aisés vers les plus modestes ...

Quel que soit l'indicateur retenu, acception stricte ou élargie des prélèvements, les ménages les plus modestes perçoivent davantage de prestations qu'ils ne cotisent tandis que l'inverse est observé tout en haut de l'échelle des niveaux de vie. Selon cette acception de la redistribution, le système d'assurance-maladie opère clairement une redistribution des revenus en faveur des plus modestes. Compte-tenu des hypothèses faites sur les remboursements des régimes complémentaires de santé (les prestations égalisent peu ou prou à chaque niveau de vie les cotisations), c'est l'assurance-maladie obligatoire et la CMUC qui sont principalement à l'origine de cette redistribution.

Les prestations nettes des prélèvements à la charge des ménages (définition stricte) sont ainsi en moyenne de près de 4 700 euros pour les ménages situés dans le premier décile des niveaux de vie, contre 3 140 euros pour les ménages aux niveaux de vie médian et 1 450 euros pour les ménages appartenant au 9ème décile des niveaux de vie (graphique 1.A). Dans le dernier décile, les prélèvements excèdent en nombre d'environ 2 200 euros en moyenne le niveau moyen des remboursements : les prélèvements s'accroissent en effet très nettement dans le dernier décile où ils sont près de deux fois plus importants que ceux qui pèsent sur les revenus des ménages situés dans le décile juste inférieur. Le caractère redistributif du système d'assurance maladie apparaît encore renforcé lorsque l'on prend en compte les ressources initiales dont disposent les individus : en effet, rapportées au revenu brut des ménages, les prestations nettes de

17 - Ce ne serait évidemment pas le cas si on réincluait les allègements de charge concernant surtout les ménages aux plus bas niveaux de vie. En rapportant les prélèvements y compris allègements de charge au revenu superbrut des ménages enrichi des allègements de charge, profil régressif. Les revenus bruts des ménages correspondent aux revenus initiaux (revenus d'activité et de remplacement, revenus du patrimoine) augmentés des prélèvements directs à charge des ménages (cotisations, CSG et CRDS). Les revenus superbruts, quant à eux, incorporent en outre l'ensemble des cotisations patronales.

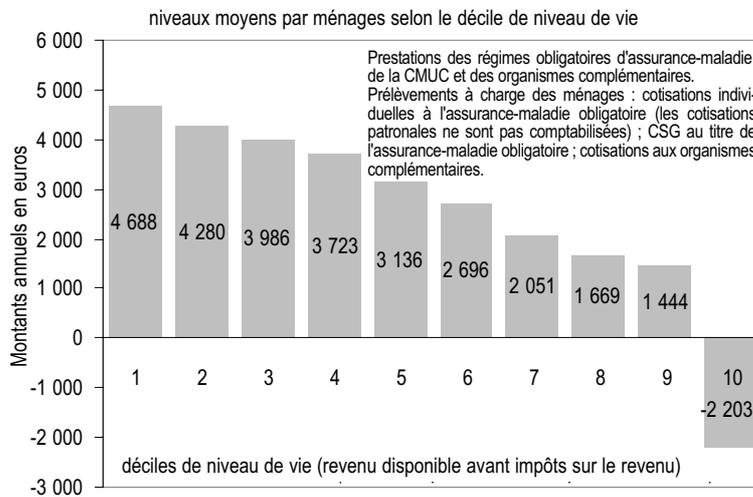
prélèvements s'avèrent encore plus importantes pour les ménages modestes comparativement aux ménages plus aisés (graphique 1.B). Enfin, la prise en compte des cotisations patronales, dont le montant est très important, joue d'autant plus que les niveaux de vie sont aisés et conduit à renforcer encore le constat d'une importante redistribution vis à vis des ménages modestes (graphiques 2.A et 2.B).

...mais le reste à charge des ménages s'avère, relativement à leur revenu, plus important pour les ménages modestes

Cette représentation de la redistribution laisse cependant de côté les dépenses de santé restant in fine à charge des ménages. Or, si celles-ci s'avèrent en

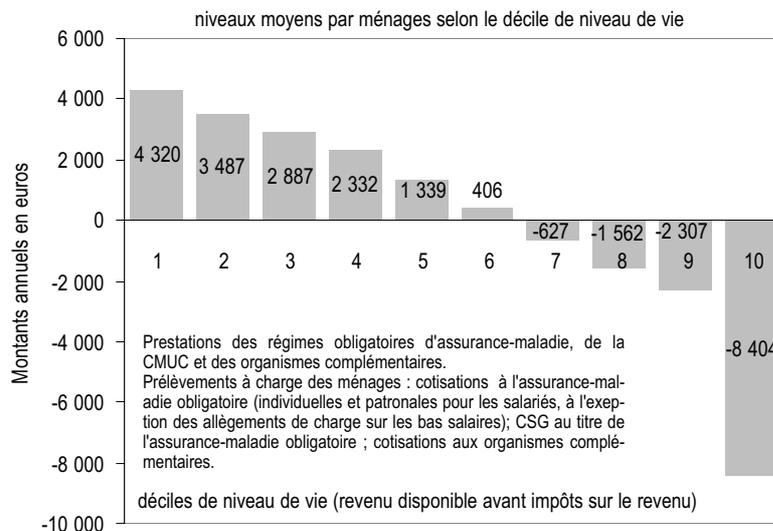
GRAPHIQUE 1-A ●

un premier indicateur en niveau des propriétés redistributives de l'assurance-maladie (obligatoire et facultative) : les prestations nettes des prélèvements à charge des ménages (définition stricte des prélèvements)



GRAPHIQUE 1-B ●

un second indicateur en niveau des propriétés redistributives de l'assurance-maladie (obligatoire et facultative) : les prestations nettes des prélèvements à charge des ménages (définition élargie des prélèvements)



Sources : Enquêtes SPS 2002 (Irdes) ; SPS-EPAS 2002 (Irdes) ; Budget des familles 2001 (Insee) ; Modèle de microsimulation Ines (Drees-Insee) ; enquête Revenus fiscaux 2001 (DGI-Insee) actualisée 2002-2003 ; calculs des auteurs

niveau légèrement croissantes avec le revenu, rapportées au revenu des ménages, elles sont clairement plus importantes dans le bas de la hiérarchie des niveaux de vie que dans le haut de l'échelle (graphique 3).

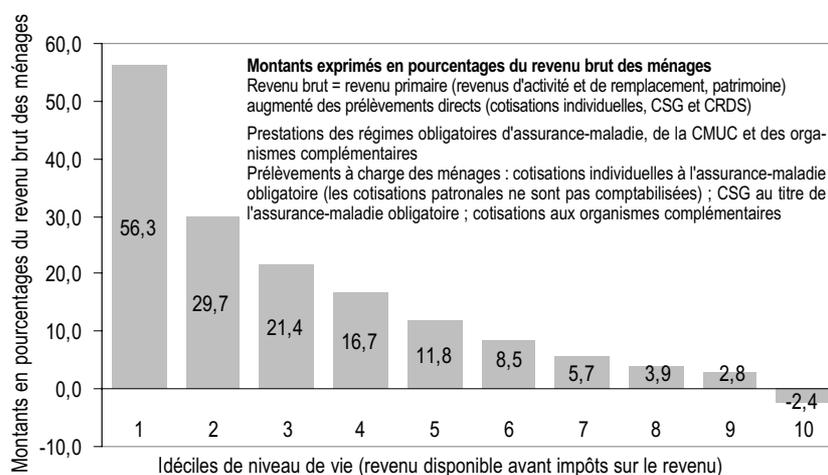
En effet, la part des dépenses à la charge directe des ménages est croissante avec le revenu au delà du revenu médian, et ce malgré les remboursements des assurances complémentaires qui sont plus importants

à destination des ménages aisés (encadré 5). Même si les dépenses sont d'un montant d'autant moins important que le niveau de vie est élevé, au total le reste à charge des ménages croît bien avec le niveau de vie, mais légèrement.

Cette notion de reste à charge demeure cependant partielle, dans la mesure où les prélèvements auxquels les ménages doivent faire face au titre de la

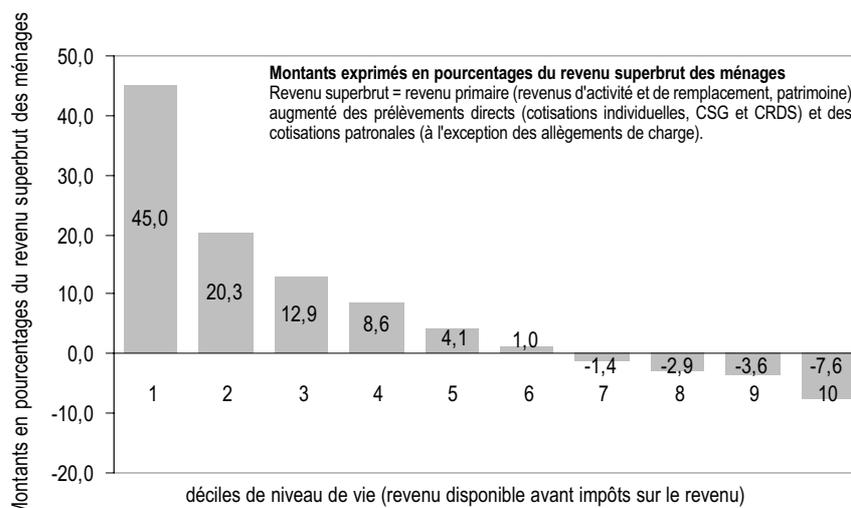
GRAPHIQUE 2-A ●

un premier indicateur relatif des propriétés redistributives de l'assurance-maladie (obligatoire et facultative) : les prestations nettes des prélèvements à charge des ménages (définition stricte des prélèvements)



GRAPHIQUE 2-B ●

un second indicateur relatif des propriétés redistributives de l'assurance-maladie (obligatoire et facultative) : les prestations nettes des prélèvements à charge des ménages (définition élargie des prélèvements)



Sources : Enquêtes SPS 2002 (Irdes) ; SPS-EPAS 2002 (Irdes) ; Budget des familles 2001 (Insee) ; Modèle de microsimulation Ines (Drees-Insee) ; enquête Revenus fiscaux 2001 (DGI-Insee) actualisée 2002-2003 ; calculs des auteurs

santé sont ignorés. Or, lorsqu'on raisonne en termes de taux d'effort des ménages, c'est-à-dire lorsqu'on rajoute les prélèvements au reste à charge, il se trouve que les ménages les plus modestes consacrent en moyenne 14,5 % de leur revenu à la santé contre 8 % pour les plus aisés (graphiques 4.A et 4.B).

Cette notion de taux d'effort relativise donc celle de reste à charge : en effet, le reste à charge apparaît très dégressif en fonction du niveau de vie (le rapport inter-décile du reste à charge rapporté au revenu brut est de $0,25 = 1,3 \% / 5,4 \%$, cf. graphique 3) alors que le taux d'effort l'est nettement moins (le rapport inter-décile du taux d'effort est de $0,56 = 14,5 \% / 8,1 \%$). La dégressivité du taux d'effort demeure mais est encore atténuée lorsqu'on réinclut les cotisations patronales (le rapport inter-décile du taux d'effort est alors de $0,75 = 12,4 \% / 16,5 \%$).

**LA REDISTRIBUTION DES REVENUS
OPÉRÉE PAR L'ASSURANCE-MALADIE
S'AVÈRE D'UNE MOINDRE AMPLÉUR
QUAND ON NEUTRALISE L'EFFET
DE L'INÉGALE RÉPARTITION
DES ÉTATS DE SANTÉ**

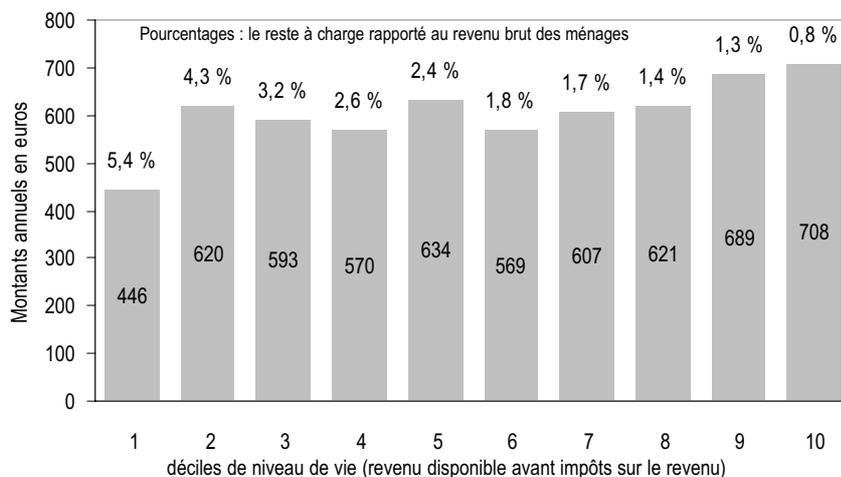
La partie précédente montre que l'assurance-maladie induit une redistribution des ménages les plus aisés vers les ménages les plus modestes. Toutefois, cette

redistribution ne peut s'interpréter en termes de redistribution verticale pure. En effet, un aspect fondamental du système d'assurance-maladie, déjà évoqué dans la première partie de l'article, est d'opérer une large redistribution horizontale des bien-portants vers les personnes en mauvaise santé ou des ménages actifs vers les ménages de retraités. Les cotisations ne dépendent pas de l'état de santé, alors que les prestations reçues, sous forme de remboursements des dépenses de soins, sont plus élevées pour les personnes en mauvaise santé en raison de leurs dépenses de soins plus importantes. De même, les cotisations d'assurance-maladie obligatoire sont plus faibles pour les retraités – et plus encore si l'on prend en compte les cotisations patronales – alors que les remboursements de soins sont plus élevés pour les ménages les plus âgés.

Pour bien mesurer la redistribution verticale induite par l'assurance-maladie, il s'avère donc intéressant de neutraliser la redistribution horizontale. Dans ce but, les résultats de la partie précédente sont repris, mais en raisonnant à structure d'âge comparable pour la partie concernant les cotisations d'assurance-maladie obligatoire et complémentaire (à défaut de données disponibles sur l'état de santé). Pour la partie concernant les remboursements versés par les assurances et les dépenses de soins, les résultats sont présentés à structures d'âge et d'état de santé comparables, grâce aux indicateurs de risque vital et d'invalidité de l'enquête Santé et protection sociale.

GRAPHIQUE 3 ●

le reste à charge des ménages (indicateur en niveau) :
les dépenses de santé des ménages diminuées des prestations reçues (approche « Comptes de la santé »)
Histogramme : montant moyen du reste à charge selon le niveau de vie



Sources : Enquêtes SPS 2002 (Irdes) ; SPS-EPAS 2002 (Irdes) ; Budget des familles 2001 (Insee) ; Modèle de microsimulation Ines (Drees-Insee) ; enquête Revenus fiscaux 2001 (DGI-Insee) actualisée 2002-2003 ; calculs des auteurs

Les dépenses de soins et les remboursements versés par les assurances maladie obligatoires et complémentaires à structures d'âge et d'état de santé données

Les dépenses de soins des ménages les plus modestes apparaissent encore plus élevées à structures d'âge comparables

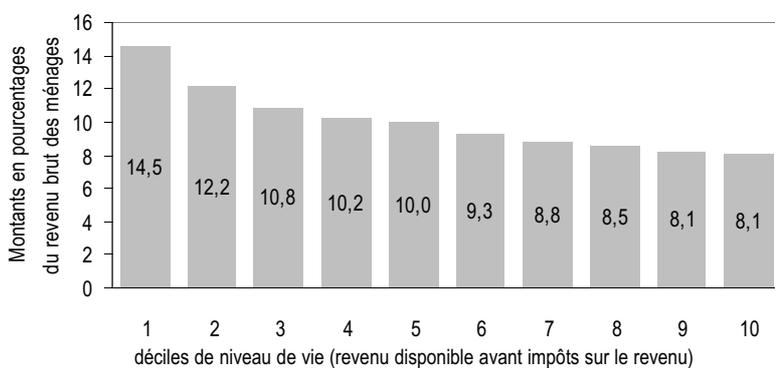
Les dépenses de soins étant fortement croissantes avec l'âge (graphique 5), la prise en compte des différences de structure d'âge modifie significativement les écarts de dépenses de soins entre les quintiles de niveau de vie. En effet, la correction des dépenses selon la structure d'âge conduit à augmenter les dépenses moyennes des quintiles de niveau de vie présentant une structure d'âge jeune, et à diminuer les dépenses moyennes de ceux présentant une structure âgée. Plus le

niveau de vie s'élève, plus la part des personnes d'âge actif augmente alors que la part des personnes âgées de moins de 20 ans diminue. Ainsi, les deux derniers quintiles de niveau de vie présentent-ils relativement aux trois premiers quintiles, peu d'enfants et de personnes âgées (encadré 1). Ces dernières se retrouvent plus fréquemment dans les quintiles 2 et 3, ainsi que dans le haut du premier quintile (2^{ème} décile). Le premier quintile présente la particularité d'une proportion élevée de personnes de moins de 20 ans, liée à la sur-représentation de familles nombreuses et de familles monoparentales dans le premier décile de niveau de vie.

A structures d'âge comparables, les dépenses du premier quintile apparaissent donc plus élevées, supérieures à la moyenne de 11 % contre 5 % en données brutes. En revanche, les dépenses des deuxième et troisième quintiles apparaissent moins élevées, compte tenu d'une part relativement importante des personnes âgées (tableau 4).

GRAPHIQUE 4-A ●

Le taux d'effort des ménages : dépenses de santé nettes des prestations et prélèvements (définition stricte)



Montants exprimés en pourcentages du revenu brut des ménages

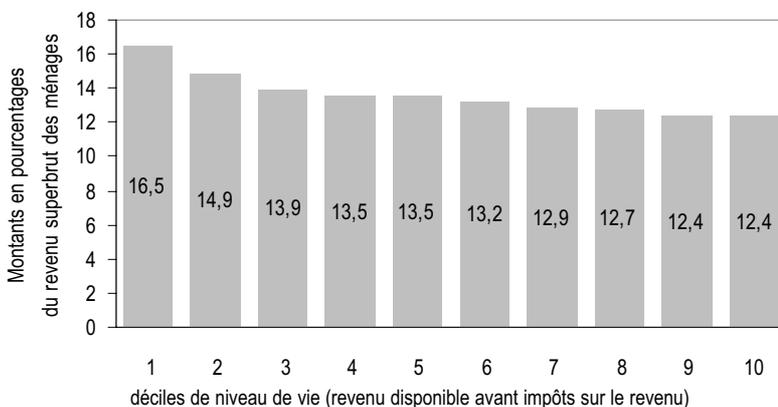
Revenu brut = revenu primaire (revenus d'activité et de remplacement, patrimoine) augmenté des prélèvements directs (cotisations individuelles, CSG et CRDS)

Prestations des régimes obligatoires d'assurance-maladie, de la CMUC et des organismes complémentaires

Prélèvements à charge des ménages : cotisations individuelles à l'assurance-maladie obligatoire (les cotisations patronales ne sont pas comptabilisées) ; CSG au titre de l'assurance-maladie obligatoire ; cotisations aux organismes complémentaires

GRAPHIQUE 4-B ●

le taux d'effort des ménages : dépenses de santé nettes des prestations et prélèvements (définition élargie)



Montants exprimés en pourcentages du revenu superbrut des ménages

Revenu superbrut = revenu primaire (revenus d'activité et de remplacement, patrimoine) augmenté des prélèvements directs (cotisations individuelles, CSG et CRDS) et des cotisations patronales (à l'exception des allègements de charge).

Sources : Enquêtes SPS 2002 (Irdes) ; SPS-EPAS 2002 (Irdes) ; Budget des familles 2001 (Insee) ; Modèle de microsimulation Ines (Drees-Insee) ; enquête Revenus fiscaux 2001 (DGI-Insee) actualisée 2002-2003 ; calculs des auteurs

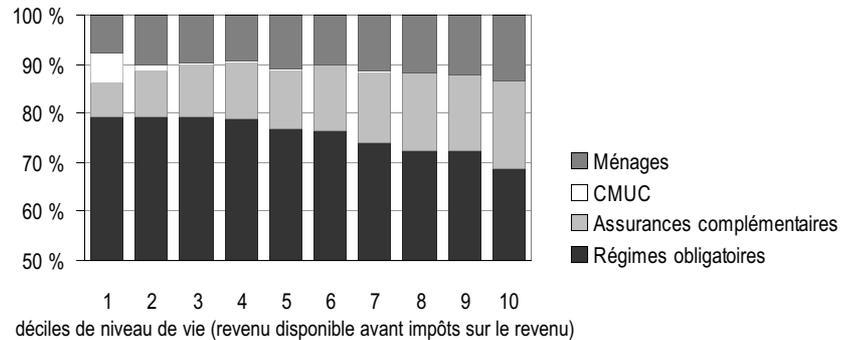
ENCADRÉ 5 ●

LE MODE DE FINANCEMENT
DES DÉPENSES DE SOINS DE SANTÉ

parts respectives de la sécurité sociale,
des couvertures complémentaires et des ménages

Selon les Comptes de la santé, en 2003, environ 11 % des dépenses de soins restent ainsi directement à charge des ménages. Selon nos estimations, cette proportion augmente avec le niveau de vie, allant de 7,6 % pour les ménages du premier décile à 13,4 % pour les ménages du dernier décile (sous l'hypothèse de proportionnalité entre cotisations d'assurance-maladie complémentaire payées par les ménages et prestations reçues). L'influence de la CMUC apparaît importante, puisque dès le deuxième décile de niveau de vie, soit généralement au dessus du seuil de ressource de la CMUC, les ménages doivent payer de leur poche 10,3 % de leurs dépenses de soins. Ensuite, jusqu'au 6ème décile de niveau de vie, cette proportion varie entre 9 % et 11 %. Cela signifie que la part grandissante des assureurs complémentaires dans le remboursement des frais de santé compense leur moindre prise en charge par l'assurance-maladie obligatoire et la CMUC quand le revenu s'élève. Au delà du 6ème décile de niveau de vie, la proportion des dépenses de soins à la charge des ménages augmente avec le revenu, pour atteindre 13,4 % chez les ménages les plus aisés. En effet, l'influence des assurances complémentaires ne compense plus la diminution du taux de remboursement des soins quand le revenu s'élève, expliquée par la structure de consommation des ménages les plus aisés, composée plus fréquemment de soins de ville avec des dépassements d'honoraires.

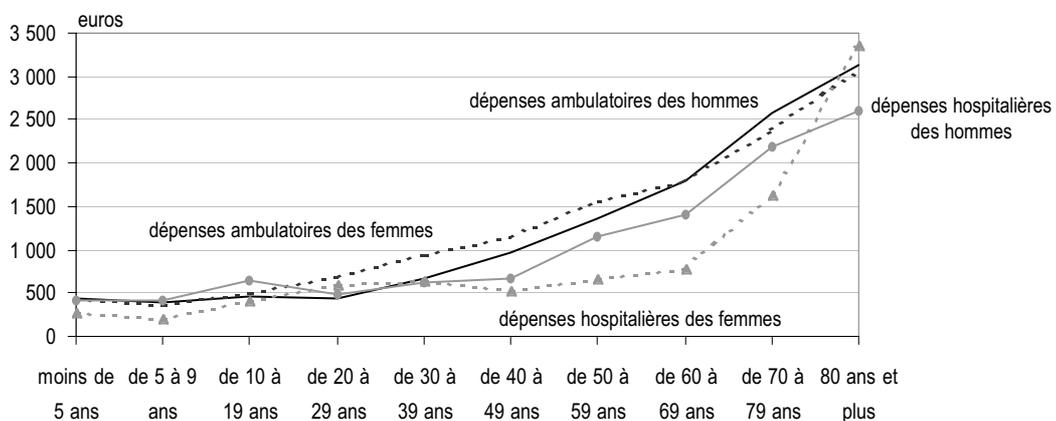
le financement des dépenses de soins selon le niveau de vie des ménages



Sources : Enquêtes SPS 2002 (Irdes) ; SPS-EPAS 2002 (Irdes) ; Budget des familles 2001 (Insee) ; Modèle de microsimulation Ines (Drees-Insee) ; enquête Revenus fiscaux 2001 (DGI-Insee) actualisée 2002-2003 ; calculs des auteurs. Les taux moyens de prise en charge des dépenses par les régimes obligatoires, les assurances complémentaires, la CMUC et les ménages sont calés sur les chiffres des Comptes de la santé. La ventilation des taux selon le décile de niveau de vie résulte des estimations des auteurs menées à partir des sources mentionnées.

GRAPHIQUE 5 ●

dépenses de soins par sexe et âge en 2002



Sources : Enquêtes SPS 2002 (Cnamts), calculs des auteurs

La prise en compte de l'état de santé plus précaire des ménages les plus modestes atténue toutefois l'ampleur relative de leurs dépenses de soins

Si les personnes âgées ne se répartissent pas équitablement entre les catégories sociales, c'est également le cas des personnes en mauvaise santé. Ces disparités renvoient notamment à des différences dans les comportements à l'égard de la santé – comme le fait de fumer et de boire de l'alcool – ou en matière de prévention sanitaire (encadré 6), mais aussi à des différences de conditions de vie et de travail. Elles se traduisent logiquement dans les écarts d'état de santé entre quintiles de revenu. En effet, les personnes en bonne santé sont plus nombreuses parmi les ménages aux niveaux de vie les plus confortables.

Les dépenses de santé étant naturellement plus élevées pour les personnes dont l'état de santé est le moins bon, la prise en compte des différences d'état de santé conduit à atténuer les dépenses effectuées par les personnes les plus modestes dont l'état de santé est en moyenne moins bon.

Les différences d'état de santé sont mesurées ici à partir des indicateurs de risque vital et d'invalidité, codés par les médecins de l'Irdes à partir des informations déclarées dans le questionnaire santé de l'enquête Santé et protection sociale. L'indicateur de risque vital est un indicateur de risque de décès à horizon de 5 ou 10 ans, alors que l'indicateur d'invalidité est un indicateur de gêne dans les activités quotidiennes liées à l'état de santé. Près d'un quart des personnes interrogées présentent soit un risque vital élevé (« risque possible sur le plan vital », correspondant à un niveau 3 sur une échelle allant de 0 à 5), soit une invalidité significative (« doit restreindre un peu ses activités professionnelles ou domestiques », correspondant à un niveau 4 sur une échelle allant de 0 à 7), soit un état de santé plus dégradé encore (tableau 5). Malgré une structure d'âge jeune, cette proportion est similaire à la moyenne dans les ménages du premier quintile de niveau de vie, s'établissant à 25 %. Elle s'élève à 28 % dans le deuxième quintile, qui présente il est vrai une proportion importante de personnes âgées.

A structures d'âge comparables, la proportion de personnes en mauvaise santé est clairement décroissante avec le niveau de vie. Elle est ainsi supérieure à la moyenne de 16 % dans le premier quintile, alors qu'elle lui est inférieure de 9 % dans le dernier.

En définitive, après prise en compte des différences de structures d'âge et d'état de santé, ce sont toujours les ménages du premier quintile qui présentent les dépenses les plus élevées, mais ils sont cette fois suivis du dernier quintile, dont les dépenses de soins apparemment basses étaient dues à une faible proportion de personnes âgées conjugée à un meilleur état de santé à structure d'âge comparable.

TABLEAU 4 ●

indices des dépenses moyennes de soins des ménages et des remboursements moyens perçus en 2003, corrigés de la structure d'âge et de l'état de santé (base 100 pour les dépenses totales brutes)

	Remboursements des régimes obligatoires			Remboursements des organismes d'assurance complémentaire, y/c cmuc			Dépenses totales de soins		
	données brutes	à structure d'âge donnée	à structures d'âge et d'état de santé données	données brutes	à structure d'âge donnée	à structures d'âge et d'état de santé données	données brutes	à structure d'âge donnée	à structures d'âge et d'état de santé données
Ensemble	76	76	76	14	14	14	Base 100	100	100
Quintiles de niveaux de vie disponible avant impôt (échelle Insee)									
1	83	88	84	12	12	12	105	111	106
2	83	78	76	12	12	11	106	100	97
3	77	75	75	13	13	13	100	98	98
4	68	69	70	14	14	15	93	94	95
5	68	70	72	16	16	16	96	98	101

Sources : Enquêtes SPS 2002 (Irdes) ; SPS-EPAS 2002 (Irdes) ; Budget des familles 2001 (Insee) ; calculs des auteurs

TABLEAU 5 ●

proportion d'individus présentant un indice de risque vital ou d'invalidité élevé

	Proportion non contrôlée de la structure d'âge	Indice à structure d'âge comparable
Ensemble	24 %	1,00
Quintiles de niveaux de vie disponible avant impôt (échelle Insee)		
1	25 %	1,16
2	28 %	1,08
3	24 %	0,98
4	22 %	0,95
5	22 %	0,91

Sources : Enquêtes SPS 2002 (Irdes) ; SPS-EPAS 2002 (Irdes) ; calculs des auteurs

ENCADRÉ 6 ●

LES DISPARITÉS SOCIALES D'ÉTAT DE SANTÉ

Les différences d'espérance de vie entre catégories sociales en France sont relativement bien documentées : à 35 ans, un homme cadre ou professionnel libéral peut espérer vivre 6,5 années de plus qu'un ouvrier (44,4 ans contre 38), l'écart étant plus faible pour les femmes (49,5 ans contre 46). La probabilité de décéder entre 35 et 65 ans est double pour un ouvrier que pour un homme cadre ou professionnel libéral (26 % contre 13 %)¹.

Cependant, l'espérance de vie plus élevée des catégories sociales favorisées est peut-être moins la cause de leurs dépenses de santé plus élevées sur l'ensemble de la vie, que la conséquence d'un meilleur usage des soins et de la prévention et, surtout, de moindres comportements à risques. L'analyse des causes de décès selon les catégories sociales (cf. tableau 7), montre une très forte surmortalité des hommes ouvriers et des employés relativement aux hommes cadres et professionnels libéraux en général, qui paraît s'être accrue entre les années 1979 – 1985 et 1987 – 1993, et particulièrement aggravée pour les tumeurs du poumon des voies aéro-digestives et de l'œsophage, l'alcoolisme, et les suicides. Pour les 45 – 54 ans, ces quatre causes de décès contribuent à la moitié de la surmortalité masculine des hommes ouvriers et employés².

Ces évolutions évoquent naturellement le rôle de certains comportements adictifs, notamment la consommation excessive de tabac et d'alcool, relativement plus fréquents parmi les catégories sociales défavorisées. Cependant, la surmortalité de ces catégories sociales peut aussi renvoyer à des conditions de vie et de travail plus défavorables ou à leur recours différencié au système de soins et en particulier à la prévention. Par exemple, toutes choses égales par ailleurs, un cadre a une probabilité supérieure de 10 points à celle d'un ouvrier (90 % contre 80 %) d'avoir reçu une vaccination au cours des dix années antérieures³.

A partir de l'enquête « Santé et protection sociale » réalisée en 2000 par le CREDES appariée à l'échantillon permanent des assurés sociaux de la CNAMTS, on estime que la probabilité d'avoir effectué une visite préventive chez le dentiste au cours des 12 derniers mois dépend fortement de la catégorie sociale du ménage. Pour une situation de référence donnée (homme âgé de 40 à 60 ans) cette probabilité est estimée à 15 % chez les ouvriers non qualifiés, à 21 % chez les ouvriers qualifiés, à 22 % chez les agriculteurs et artisans, à 23 % chez les employés, et à 26 % chez les professions intermédiaires et les cadres (entre 21 et 23 %).

taux de décès par cause (hommes actifs, 25-54 ans)

	Ouvriers employés			Cadres supérieur professions libérales			Surmortalité des ouvriers-employés	
	1987 1993	1979 1985	Variations entre les deux périodes (en %)	1987 1993	1979 1985	Variations entre les deux périodes (en %)	1987 1993	1979 1985
Tumeurs	119,2	120,4	-1	35,1	44,6	-21	3,4	2,7
- poumon	30,8	26,8	18	8,9	9,4	-6	3,5	2,8
- VADS	32,3	39	-17	3	4,3	-30	10,8	9,1
- intestin	5,4	5,6	-4	2,4	3,5	-33	2,3	1,6
- estomac	3,8	4,7	-20	1,2	1,6	-24	3,1	3
- pancréas	3,7	3,4	9	1,7	2,2	-25	2,2	1,5
- encéphale	3,3	2,8	18	2,3	2,3	0	1,4	1,2
- autres	39,9	38,7	3	15,7	21,2	-26	2,5	1,8
Cardio – vasculaire	52,4	64,7	-19	18,4	31	-41	2,8	2,1
- infarctus du myocarde	23,8	28,9	-18	9,7	16,9	-43	2,5	1,7
- accidents vasculo – cérébraux	10,5	14,1	-26	3	5,4	-44	3,5	2,6
- autres	18,1	21,6	-16	5,7	8,7	-34	3,2	2,5
Morts violentes	104,7	114,1	-8	37,6	49,2	-24	2,8	2,3
- suicides	39,2	37,5	5	13,8	16,1	-14	2,8	2,3
- accidents de la circulation	31,2	34,9	-11	11,3	15,6	-27	2,8	2,2
- autres accidents	25,7	33,1	-22	9,7	14,2	-32	2,7	3,1
- autres	8,6	8,7	-1	2,7	3,4	-20	3,1	2,5
Alcoolisme	25	36,4	-31	2,5	3,6	-31	10	10
Maladies respiratoires	7,2	8,8	-19	1,6	1,9	-17	4,5	4,5
Sida	14,9	0,3	5 812	16,6	0,6	2 500	0,9	0,4
Diabète	1,7	1,8	-4	0,3	0,6	-48	5,8	3,2
Causes inconnues	15,4	17,6	-12	7,9	9,7	-18	1,9	1,8
Autres causes	25,3	30,5	-17	7,2	10,5	-31	3,5	2,9
Ensemble	365,9	394,5	-7	127	151,7	-16	2,9	2,6

Ces évolutions évoquent naturellement le rôle de certains comportements adictifs, notamment la consommation excessive de tabac et d'alcool, relativement plus fréquents parmi les catégories sociales défavorisées. Cependant, la surmortalité de ces catégories sociales peut aussi renvoyer à des conditions de vie et de travail plus défavorables ou à leur recours différencié au système de soins et en particulier à la prévention. Par exemple, toutes choses égales par ailleurs, un cadre a une probabilité supérieure de 10 points à celle d'un ouvrier (90 % contre 80 %) d'avoir reçu une vaccination au cours des dix années antérieures.

A partir de l'enquête « Santé et protection sociale » réalisée en 2000 par le CREDES appariée à l'échantillon permanent des assurés sociaux de la CNAMTS, on estime que la probabilité d'avoir effectué une visite préventive chez le dentiste au cours des 12 derniers mois dépend fortement de la catégorie sociale du ménage. Pour une situation de référence donnée (homme âgé de 40 à 60 ans) cette probabilité est estimée à 15 % chez les ouvriers non qualifiés, à 21 % chez les ouvriers qualifiés, à 22 % chez les agriculteurs et artisans, à 23 % chez les employés, et à 26 % chez les professions intermédiaires et les cadres (entre 21 et 23 %).

Source : Insem

1 - Annie MESRINE, « Les différences de mortalité par milieu social restent fortes », Données sociales, Insee, 1999.

2 - Éric JOUGLA, Stéphane RICAN, Françoise PÉQUIGNOT, Alain LE TOULLEC, « La mortalité », in « Les inégalités sociales de santé », sous la direction d'Annette LECLERC, Didier FASSIN, Hélène GRANDJEAN, Monique KAMINSKI, Thierry LANG, Insem, La Découverte, 2000.

3 - Marie-Pierre JANVRIN et Pierre LOMBRAIL, Vaccinations : statuts personnel et familial », in Baromètre santé adultes 1995/1996, Centre Français d'Éducation à la Santé, 1997.

Les remboursements versés par l'assurance-maladie obligatoire restent décroissants avec le niveau de vie, mais la correction selon l'âge et l'état de santé atténue ce constat

Les remboursements versés par l'assurance-maladie obligatoire, qui représentent 76 % des dépenses de soins, sont eux aussi naturellement modifiés, à structures d'âge et d'état de santé identiques. Ils restent malgré tout décroissants avec le niveau de vie : l'écart entre les deux quintiles extrêmes (Q1/Q5) diminue un peu, passant de 1,22 à 1,17 grâce à la prise en compte du meilleur état de santé des ménages les plus favorisés.

les remboursements versés par les assurances complémentaires restent croissants avec le niveau de vie

La prise en compte des structures d'âge et d'état de santé ne modifie par contre pas la croissance des remboursements de soins des assurances complémentaires (CMUC incluse) avec le niveau de vie. Cette inertie est sans doute liée à l'hypothèse de proportionnalité entre cotisations d'assurance-maladie complémentaire et prestations versées (hors CMUC), faite dans cette étude à cause de la méconnaissance des prestations versées en fonction du niveau de vie (encadré 3). En effet les cotisations d'assurance-maladie complémentaire ne varient pas en fonction de l'état de santé et assez peu en fonction de l'âge.

A l'exception de quelques contrats « haut de gamme » destinés à des ménages aisés, la plupart des contrats d'assurance-maladie complémentaire ne comportent pas de questionnaire médical, afin de pouvoir être considérés comme des « contrats solidaires », ce qui permet l'exonération d'une taxe à laquelle les contrats d'assurance sont généralement soumis. De ce fait, la tarification ne peut dépendre de l'état de santé. En outre les primes d'assurance complémentaire varient assez peu en fonction de l'âge, pour des raisons historiques mais aussi réglementaires. Les groupements mutualistes qui représentent 60 % du marché de l'assurance complémentaire santé ont pour tradition une solidarité entre les générations, qui conduit à ce que les cotisations sont peu ou pas croissantes avec l'âge. Toutefois, confrontés à la concurrence des institutions de prévoyance et des sociétés d'assurance, et face au vieillissement de leur population couverte, les groupements mutualistes pourraient à l'avenir lier plus fréquemment le montant des cotisations à l'âge des individus. Par ailleurs, la loi Evin de 1989 encadre les augmentations de prime d'assurance que doivent payer les personnes qui, au moment de la séparation avec leur employeur,

notamment au moment de la retraite, perdent le bénéfice de leur contrat collectif d'assurance complémentaire santé. A cette occasion, l'organisme assureur est tenu de leur proposer un contrat individuel, avec une augmentation de prime de 50 % au maximum.

la progressivité des prélèvements apparaît légèrement réduite à structures d'âge identiques

Corrigés des différences de structure d'âge, les prélèvements apparaissent très légèrement moins progressifs en fonction du niveau de vie. En effet, comme cela a été dit en première partie, les taux de CSG sont réduits lorsqu'ils concernent des revenus de remplacement (allocations chômage et pensions de retraite) qui se trouvent être plus fréquemment répandus dans la première moitié de la distribution des niveaux de vie (raison démographique liée au poids des personnes âgées de plus de 60 ans dans les premiers déciles de niveaux de vie mais aussi raisons socio-économiques). Quant aux cotisations individuelles, elles concernent avant tout les ménages d'âge actif : or, les revenus d'activité sont d'autant plus importants dans les ressources initiales des ménages que ceux-ci sont aisés (là encore les raisons sont à la fois d'ordres démographique et socio-économique). En raison des hypothèses faites sur les remboursements des organismes complémentaires, le raisonnement développé plus haut s'applique à l'identique aux cotisations qui leur sont versées par les ménages.

C'est pourquoi, la correction de la structure par âge conduit à relever légèrement les niveaux des prélèvements moyens du 2^{ème} et du 3^{ème} quintiles et au contraire à diminuer ceux des 4^{ème} et 5^{ème} décile (tableau 6.A). Lorsqu'on élargit le champ des prélèvements aux cotisations patronales, la prise en compte de l'âge a un impact plus important et elle renforce le phénomène précédent : en effet, les cotisations patronales concernent d'autant plus les ménages qu'ils sont d'âge actif et donc aisés (tableau 6.B).

au total, la redistribution des revenus opérée par le système d'assurance-maladie apparaît d'une ampleur légèrement réduite, lorsqu'elle est considérée hors redistribution horizontale liée à l'âge et à l'état de santé

Le premier indicateur retenu dans la partie précédente, qui permettait de mesurer les propriétés redistributives du système d'assurance-maladie, consistait

TABLEAU 6-A ●

Indices des prélèvements (définition stricte) moyens sur les revenus bruts de ménages
(base 100 pour les prélèvements totaux bruts)

	Cotisations individuelles aux régimes obligatoires de l'assurance maladie (1.1)		CSG au titre de la branche maladie de la sécurité sociale (1.2)		Prélèvements obligatoires à charge strictement des ménages (1.1)+(1.2)		Cotisations versées aux organismes complémentaires (1.3)		Ensemble des prélèvements à charge des ménages (définition stricte) (1)=(1.1)+(1.2)+(1.3)	
	Données brutes	à structure d'âge donnée	Données brutes	à structure d'âge donnée	Données brutes	à structure d'âge donnée	Données brutes	à structure d'âge donnée	Données brutes	à structure d'âge donnée
Ensemble	12	12	59	59	72	72	28	28	Base 100	100
Quintiles de niveaux de vie disponible avant impôt (échelle Insee)										
1	4	4	14	14	18	18	19	19	37	38
2	5	6	30	32	36	38	26	26	62	64
3	7	8	51	51	58	59	29	29	87	88
4	10	9	69	68	79	77	32	32	111	109
5	35	34	132	130	167	164	36	35	203	199

Sources : Modèle de microsimulation Ines (Drees-Insee) : enquête Revenus fiscaux 2001 (DGI-Insee) actualisée 2002-2003 ; Budget des familles 2001 (Insee) ; calculs des auteurs

à étudier la modulation selon le niveau de vie des prestations nettes de prélèvements : en montant moyen par ménage dans un premier temps (indicateur en niveau) ; relativement au revenu des ménages dans un second temps (indicateur relatif).

Sans surprise, compte-tenu des développements précédents, les prestations nettes de prélèvements sont, après prise en compte de la redistribution horizontale liée à la fois à l'âge et à l'état de santé, moins élevées dans les 2^{ème} et 3^{ème} quintile, alors qu'elles sont au contraire légèrement rehaussées dans le 4^{ème} quintile (le solde prestations moins prélèvements étant positif, du moins lorsqu'on n'inclut pas les cotisations patronales dans les prélèvements). Dans le dernier quintile, le solde, corrigé de la redistribution horizontale, est toujours négatif : le montant moyen des prélèvements dépasse celui des prestations, mais de manière très atténuée lorsqu'on tient compte de la structure par âge et état de santé.

Au total, la redistribution verticale des revenus des ménages les plus aisés vers les ménages les plus modestes induite par le système d'assurance-maladie, telle qu'elle peut être appréciée à l'aide de cet indicateur (solde prestations moins prélèvements) est de moindre ampleur lorsqu'on neutralise la redistribution des revenus induite par la redistribution horizontale. En effet, les plus modestes des ménages sont plus souvent en moins bonne santé et leurs prélèvements sont moins importants car ils comportent davantage de retraités.

Les graphiques qui suivent (graphiques 6.A à 7.B) illustrent bien l'effet de la prise en compte de la redistribution horizontale. En effet, les deux indicateurs de redistribution (avec ou sans prise en compte

TABLEAU 6-B ●

indices des prélèvements (définition élargie) moyens

	Cotisations patronales au régime général de l'assurance maladie (les cotisations sont nettes des allègements de charge sur les bas salaires) (1.4)		Ensemble des prélèvements à charge des ménages (définition élargie) (2)=(1)+(1.4)	
	Données brutes	à structure d'âge donnée	Données brutes	à structure d'âge donnée
Ensemble	48	48	Base 100	100
Quintiles de niveaux de vie disponible avant impôt (échelle Insee)				
1	12	12	31	32
2	25	28	57	61
3	42	43	87	88
4	60	57	118	113
5	102	95	207	198

Sources : Modèle de microsimulation Ines (Drees-Insee) : enquête Revenus fiscaux 2001 (DGI-Insee) actualisée 2002-2003 ; Budget des familles 2001 (Insee) ; calculs des auteurs

des cotisations patronales) y sont indiqués, en valeurs absolue et relative, aussi bien avant prise en compte de la redistribution horizontale qu'après sa prise en compte. Les changements apportés par cette correction se lisent tout particulièrement sur le 2^{ème} quintile des niveaux de vie.

Afin de compléter le bilan de la prise en compte de la redistribution horizontale, il semble important d'étudier comment le reste à charge d'une part, et le taux d'effort prenant en compte à la fois le reste à

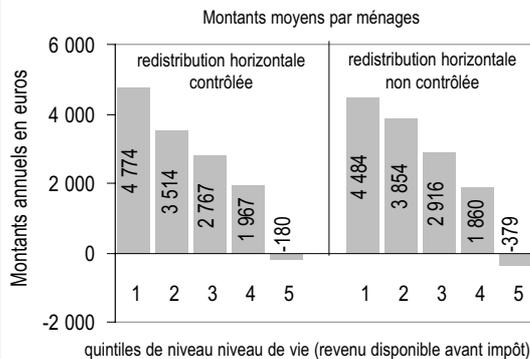
charge et les prélèvements, se modifient lorsque la redistribution horizontale est neutralisée (graphiques 8, 9.A et 9.B). On a en effet vu, dans la partie précédente, que ces indicateurs présentaient un complément d'analyse instructif relativement aux deux indicateurs précédents mesurant l'ampleur de la redistribution du système d'assurance-maladie.

Les dépenses de soins directement à la charge des ménages, après les remboursements des assurances maladie obligatoires et complémentaires restent, en niveau, croissantes avec le niveau de vie

quand on neutralise la redistribution horizontale. Cette croissance est même accentuée par la prise en compte d'une part, du meilleur état de santé des ménages aux niveaux de vie les plus confortables, et d'autre part, de la plus grande proportion de retraités dans le bas de la distribution des niveaux de vie, en particulier dans le deuxième quintile. Cependant, rapporté à leurs revenus bruts, ce reste à charge demeure, malgré la prise en compte de la redistribution horizontale, bien plus important pour les ménages les plus modestes.

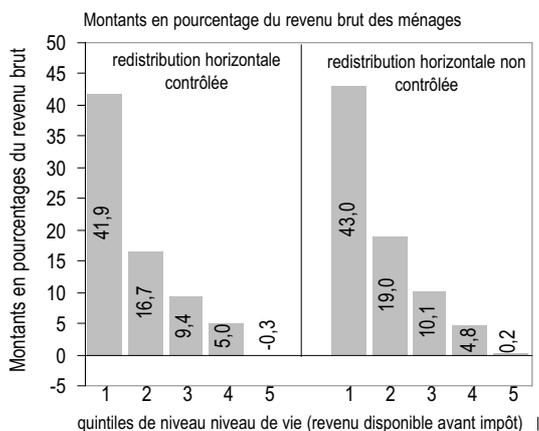
GRAPHIQUE 6-A ●

le premier indicateur en niveau des propriétés redistributives de l'assurance-maladie corrigé de la redistribution horizontale (définition stricte des prélèvements)



GRAPHIQUE 6-B ●

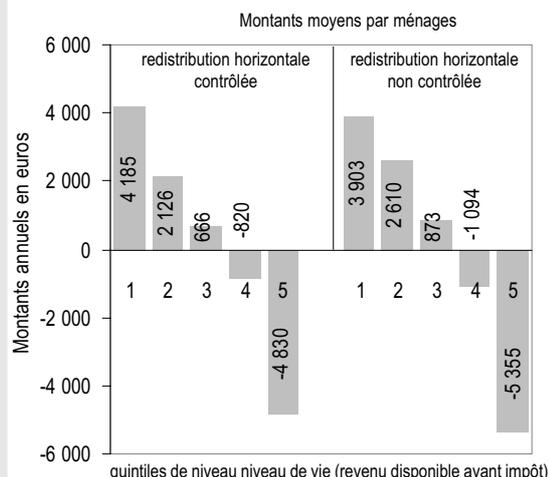
le premier indicateur en relatif des propriétés redistributives de l'assurance-maladie corrigé de la redistribution horizontale (définition stricte des prélèvements)



Sources : Enquêtes SPS 2002 (Irdes) ; SPS-EPAS 2002 (Irdes) ; Budget des familles 2001 (Insee) ; Modèle de microsimulation Ines (Drees-Insee) ; enquête Revenus fiscaux 2001 (DGI-Insee) actualisée 2002-2003 ; calculs des auteurs

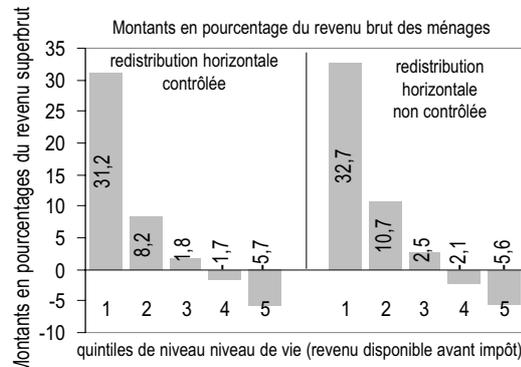
GRAPHIQUE 7-A ●

le second indicateur en niveau des propriétés redistributives de l'assurance-maladie corrigé de la redistribution horizontale (définition élargie des prélèvements)



GRAPHIQUE 7-B ●

le second indicateur en relatif des propriétés redistributives de l'assurance-maladie corrigé de la redistribution horizontale (définition élargie des prélèvements)



Sources : Enquêtes SPS 2002 (Irdes) ; SPS-EPAS 2002 (Irdes) ; Budget des familles 2001 (Insee) ; Modèle de microsimulation Ines (Drees-Insee) ; enquête Revenus fiscaux 2001 (DGI-Insee) actualisée 2002-2003 ; calculs des auteurs

Si l'on fait abstraction du 1er décile des niveaux de vie (dont les revenus bruts sont à un niveau extrêmement faible), la prise en compte de la redistribution horizontale, conduit, cette fois-ci, contrairement à ce qui est observé à propos des deux premiers indicateurs de redistribution, à amoindrir la dégressivité du taux d'effort avec le niveau de vie. En effet, lorsqu'il est tenu compte des différences d'état de santé, le niveau moyen des dépenses diminue dans les plus bas niveaux de vie alors qu'il augmente dans le haut de l'échelle des niveaux de vie.

Au bout du compte, après prise en compte de la redistribution horizontale, le système d'assurance-maladie opère bien une redistribution des revenus des ménages les plus aisés vers les plus modestes. A structures d'âge et d'état de santé comparables, les prestations nettes des prélèvements à la charge des ménages (définition stricte des prélèvements) sont en moyenne de 4 200 euros pour les ménages situés dans le premier quintile de niveau de vie, alors que dans le dernier quintile, les prélèvements excèdent les remboursements de soins de 300 euros. La structure de soins des ménages les plus modestes, davantage orientée vers l'hospitalisation, ou la Couverture Maladie Universelle, ne peut expliquer que marginalement cette redistribution verticale. Elle est principalement la conséquence de prélèvements obligatoires qui s'élèvent avec le niveau de

vie. Ce constat est même renforcé si l'on prend en compte les cotisations des employeurs, ces dernières se concentrant aux niveaux de vie les plus élevés.

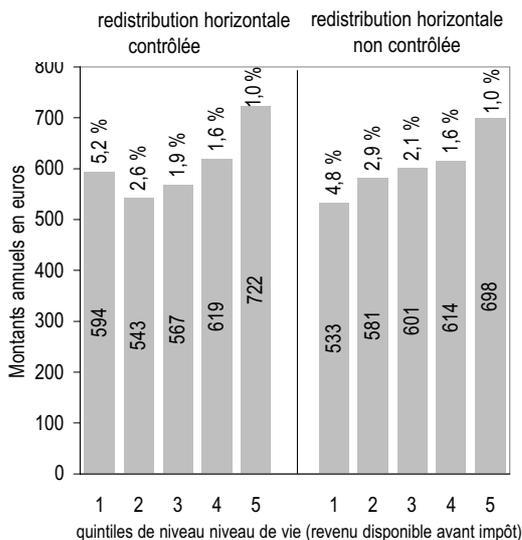
QUELLES INCIDENCES REDISTRIBUTIVES POUR LA RÉFORME DE L'ASSURANCE-MALADIE ?

Dans la perspective de l'étude de l'incidence redistributive de l'assurance-maladie, il s'avère intéressant d'analyser les conséquences prévisibles de la réforme

GRAPHIQUE 8 ●

le reste à charge des ménages (indicateur en niveau) corrigé de la redistribution horizontale

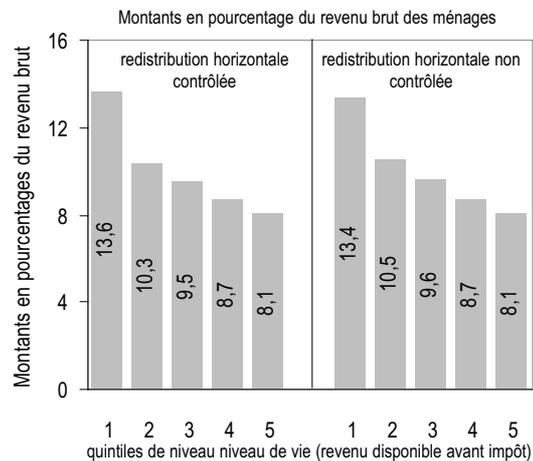
histogramme : montant moyen du reste à charge selon le niveau de vie
Pourcentages : le reste à charge rapporté au revenu brut des ménages



Sources : Enquêtes SPS 2002 (Irdes) ; SPS-EPAS 2002 (Irdes) ; Budget des familles 2001 (Insee) ; calculs des auteurs

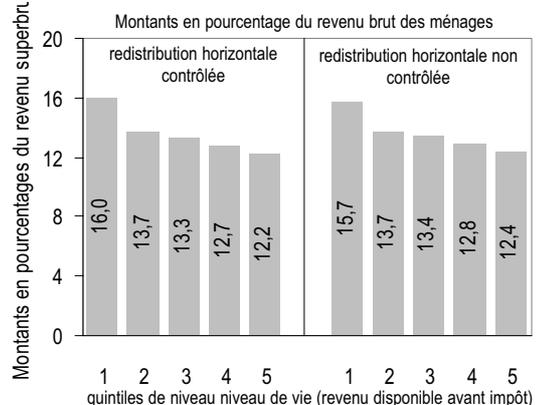
GRAPHIQUE 9-A ●

le taux d'effort des ménages : dépenses de santé nettes des prestations et prélèvements (définition stricte) en pourcentages du revenu brut



GRAPHIQUE 9-B ●

le taux d'effort des ménages : dépenses de santé nettes des prestations et prélèvements (définition élargie) en pourcentages du revenu superbrut



Sources : Enquêtes SPS 2002 (Irdes) ; SPS-EPAS 2002 (Irdes) ; Budget des familles 2001 (Insee) ; Modèle de microsimulation Ines (Drees-Insee) ; enquête Revenus fiscaux 2001 (DGI-Insee) actualisée 2002-2003 ; calculs des auteurs

de l'assurance-maladie votée au mois d'août 2004, et qui entre en vigueur au 1er janvier 2005. Trois aspects de la réforme sont plus particulièrement étudiés :

• **L'augmentation de la CSG :**

La réforme de l'assurance-maladie instaure d'une part, pour les revenus de remplacement, une augmentation de 0.4 points du taux de CSG, de 6,2 % à 6,6 % qui concerne les pensions, rentes et préretraites des foyers acquittant l'impôt sur le revenu. D'autre part, la réforme élargit de 95 % à 97 % l'assiette des revenus d'activités des personnes physiques salariées (salaires et traitements) et des allocations chômage et indemnités journalières soumis à la CSG, le taux de CSG restant quant à lui inchangé (7,5 % pour les salaires et traitements ; 6,2 % pour les allocations chômage et IJ des foyers acquittant l'impôt sur le revenu). Pour les revenus salariaux, en plus de l'élargissement de l'assiette, la part du taux de CSG affecté à la branche maladie est légèrement relevée de 5,25 % à 5,29 % (encadré 7).

• **Le forfait de « 1 euro » :**

La réforme de l'assurance-maladie introduit, dans un but de responsabilisation financière des assurés, un forfait de 1 euro, à la charge des patients, pour tout acte médical ou analyse biologique. Des incitations fiscales conduiront par ailleurs les organismes d'assurance complémentaire à ne pas rembourser ce forfait. Les personnes bénéficiaires de la CMU et les personnes de moins de 18 ans sont exonérées du paiement de ce forfait. Par ailleurs, le montant annuel total de forfait à la charge des assurés est limité à 50 €, pour préserver une incitation des individus à modérer leur consommation de soins sans pénaliser trop lourdement les personnes en mauvaise santé.

• **L'aide à l'acquisition de la couverture complémentaire :**

Pour permettre aux ménages, dont les revenus sont modestes mais néanmoins supérieurs au seuil d'éligibilité à la CMU, de bénéficier d'une couverture complémentaire, la réforme de l'assurance-maladie instaure une aide à l'acquisition d'une couverture complémentaire individuelle. Cette aide prend la forme d'une réduction de la prime d'assurance, dont le montant dépend de l'âge : il est fixé à 150 € par an pour une personne âgée de 25 à 60 ans. Les ménages concernés par cette aide doivent avoir des revenus compris entre le seuil de la CMU (576 € pour une personne seule) et ce seuil majoré de 15 % (663 €). Les contrats collectifs, pour lesquels le paiement de la prime est dans les faits en partie pris en

charge par l'employeur dans la plupart des cas, ne peuvent donner droit à cette aide. Les organismes d'assurance complémentaire bénéficieront d'un crédit d'impôt égal au montant des réductions de primes d'assurance complémentaire santé qu'ils auront accordées.

l'augmentation de la CSG augmente légèrement la progressivité des prélèvements

La hausse de la CSG affectée à la branche maladie de la sécurité sociale se répartit presque à proportion égale entre les pensions de retraite (augmentation du taux) et les actifs (élargissement de l'assiette)¹⁸ et elle conduit à augmenter légèrement la progressivité des prélèvements en fonction du niveau de vie (tableau 7.A et 7.B). Le taux de ce prélèvement s'accroît en moyenne de 0.18 point de revenu brut : l'augmentation est de 0.1 point dans les deux premiers déciles de niveau de vie tandis qu'elle est deux fois plus importante avec 0.20 points dans le dernier décile de la distribution des niveaux de vie.

le forfait de « 1 euro » devrait avoir, rapporté au revenu, un léger impact régressif à partir du deuxième décile de niveau de vie

L'instauration du forfait de 1 euro sur les actes médicaux et les analyses biologiques aura a priori une incidence très limitée sur le budget des ménages. A comportements de consommation de soins inchangés, les ménages devront en moyenne payer 15 € de reste à charge supplémentaire (graphique 10). Ce reste à charge supplémentaire sera croissant avec le niveau de vie. En effet, les personnes de moins de 18 ans, exonérées du forfait, sont relativement plus nombreuses parmi les ménages plus modestes, et par ailleurs, le nombre de consultations médicales et d'analyses biologiques est légèrement croissant avec le revenu. En raison de l'exonération des bénéficiaires de la CMUC, les ménages du premier décile débourseront, à comportements de recours aux soins inchangés, seulement 5€ supplémentaires par an, alors que les ménages du deuxième décile, acquitteront quant à eux 19 € de plus. Pour les ménages du dernier décile, le reste à charge supplémentaire s'élève à 32 €.

Toutefois, ramené au revenu brut des ménages, ce forfait de « 1 euro » devrait avoir un impact régressif au delà du premier décile de niveau de vie. En effet, cette dépense supplémentaire à la charge des ménages, qui représente seulement 0,07 % de leur

18 - En effet, les retraités non assujettis à la taxe d'habitation demeurent exonérés de CSG tandis que le taux de CSG n'augmente pas pour les retraités qui n'acquittent pas l'impôt sur le revenu.

revenu brut annuel, pèsera plus lourdement sur le budget des ménages du deuxième décile de niveau de vie (0,13 %) que sur celui des ménages plus favorisés (0,03 % dans le dernier décile).

Naturellement, ces estimations sont à considérer avec précaution dans la mesure où elles supposent des comportements de recours aux soins inchangés (cf. encadré 7). Or, le forfait de 1 euro, qui ne sera a priori pas remboursé par les assurances complémentaires, sera directement à la charge des ménages et pourrait modifier leurs comportements. Il n'est pas possible de quantifier ces modifications, les données disponibles ne permettant pas d'estimer l'élasticité-prix de la demande de soins.

l'aide à l'acquisition d'une couverture complémentaire devrait principalement bénéficier aux ménages des deux premiers déciles de revenu

Potentiellement, la nouvelle aide à l'acquisition d'une couverture complémentaire pourrait bénéficier à 2 millions de personnes, dont les revenus au sens de la CMUC sont compris entre le seuil CMUC et ce seuil augmenté de 15 %. Toutefois, il est prévu que les contrats collectifs ne donnent en principe pas droit à cette aide. Or, on estime que dans cette tranche de revenus, environ 500 000 personnes seraient

TABLEAU 7 ●

augmentation de la CSG affectée à l'assurance maladie (élargissement de l'assiette, augmentation des taux globaux de CSG, augmentation de la part de la CSG attribuée à l'assurance-maladie)

A - montants annuels moyens par ménages : en niveau et en pourcentages du revenu brut

	Avant réforme		Après réforme		Montant annuel moyen par ménage	Montant rapporté au revenu brut (en %)
	Montant annuel moyen par ménage	Montant rapporté au revenu brut (en %)	Montant annuel moyen par ménage	Montant rapporté au revenu brut (en %)		
Ensemble	1 505	4,3	1 568	4,5	63	0,18
Déciles de niveaux de vie après prestations (échelle Insee)						
1	270	3,2	278	3,3	8	0,10
2	456	3,2	471	3,3	15	0,10
3	664	3,6	689	3,7	26	0,14
4	876	3,9	913	4,1	37	0,17
5	1 157	4,3	1 210	4,5	53	0,20
6	1 411	4,4	1 472	4,6	62	0,19
7	1 606	4,4	1 675	4,6	69	0,19
8	1 901	4,4	1 981	4,6	80	0,19
9	2 287	4,4	2 384	4,6	97	0,19
10	4 422	4,7	4 609	4,9	187	0,20

B - montants annuels moyens par ménages : en niveau et en pourcentages du revenu brut

	Total CSG maladie supplémentaire		CSG maladie supplémentaire sur les revenus d'activité		CSG maladie supplémentaire sur les pensions de retraite	
	Masse en millions d'euros	Base 100	Masse en millions d'euros	Base 100	Masse en millions d'euros	Base 100
Ensemble	1 548	100	505	100	534	100
Déciles de niveaux de vie après prestations (échelle Insee)						
1	19	1	10	2	0	0
2	37	2	19	4	3	1
3	63	4	26	5	19	3
4	91	6	32	6	37	7
5	129	8	40	8	61	12
6	151	10	50	10	67	12
7	169	11	58	11	70	13
8	195	13	68	14	77	14
9	237	15	78	15	90	17
10	457	30	125	25	111	21

Champ : Ménages ordinaires, dont la personne de référence n'est pas étudiante et dont le revenu déclaré est positif ou nul et le revenu disponible est strictement positif.

Nos estimations conduisent à une augmentation de la CSG de 1,5 milliard d'euros, contre les 2,3 milliards d'euros prévus par le gouvernement. Rappelons que le montant du patrimoine est sous-estimé dans la source utilisée.

Sources : Modèle de microsimulation Ines (Drees-Insee) : enquête Revenus fiscaux 2001 (DGI-Insee) actualisée 2002-2003 ; calculs des auteurs

déjà couvertes par un contrat collectif. Il semble peu probable qu'elles résilient leur contrat, qui peut être à adhésion obligatoire et en partie financé par l'employeur, pour pouvoir bénéficier de l'aide. En outre, parmi les 1,5 million de personnes sans contrat collectif, il est probable que toutes n'aient pas réellement recours à l'aide, qui ne financera qu'une partie du montant total des primes d'assurance complémentaire à la charge des ménages.

Deux hypothèses sont donc examinées en complément ici, celle d'un recours maximal à l'aide, concernant 2 millions de personnes, et celle, plus vraisemblable, d'un recours partiel à l'aide, en supposant que 75 % des personnes non préalablement couvertes par un contrat collectif en bénéficieront, soit environ 1,1 million de personnes.

Naturellement, cette aide, sous condition de ressources, se concentre dans les deux premiers déciles de la distribution des niveaux de vie. Sous l'hypothèse de recours partiel, elle représenterait 35 € par an dans le premier décile, et 20 € dans le deuxième décile, pour ne plus atteindre en moyenne que 3 € dans le troisième décile de niveau de vie (graphique 11).

Par ailleurs, en permettant à des ménages modestes d'accéder à une couverture complémentaire, cette aide devrait faciliter leur accès aux soins. En conséquence, ces ménages devraient à l'avenir recevoir plus de remboursements de soins de la part des assurances maladies obligatoires et complémentaires, ce qui devrait améliorer l'impact redistributif global du système de remboursements de soins. Au total, l'impact redistributif de cette mesure semble moins résider dans le montant monétaire de l'aide accordée que dans ces possibles effets induits.

Les calculs précédents font donc apparaître une contribution significative de l'assurance-maladie à la redistribution des revenus. Cette contribution apparaît cependant plus importante lorsque l'on considère ses effets « bruts » que lorsqu'on l'apprécie ces effets redistributifs en mettant à part ceux liés au sexe, à l'âge et à l'état de santé de individus qui se situent dans les différentes tranches de niveau de vie. Par ailleurs, les mesures de la réforme de l'assurance-maladie issue de la loi du 13 août 2004 qui concernent à la fois le montant des prélèvements et celui des remboursements ont potentiellement un effet modeste sur l'intensité de la redistribution

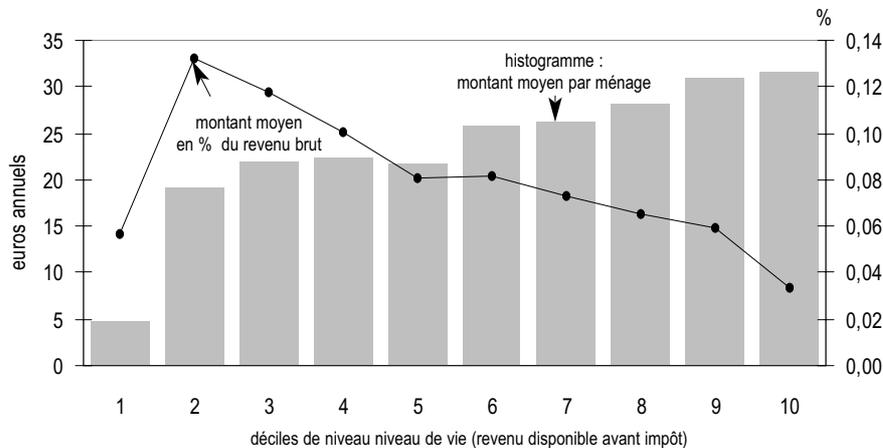
ENCADRÉ 8 ●

IMPUTATION DU FORFAIT « 1 EURO »

L'estimation du coût financier supplémentaire à la charge des ménages, selon leur niveau de vie, induit par le forfait de 1 euro a été réalisée en utilisant le carnet de soins de l'enquête Santé et Protection Sociale 2002 de l'Irdes. Ce carnet de soins recueille sur un mois, toutes les consommations médicales ; par ailleurs, le revenu disponible des ménages est aussi renseigné dans l'enquête SPS. Toutefois, la comparaison des dépenses annuelles de soins issues de l'appariement EPAS-SPS aux informations issues du carnet de soins fait apparaître un biais de déclaration corrélé avec le niveau de vie. Les données du carnet de soins ont donc été redressées pour tenir compte de la sous-déclaration des ménages les plus modestes. Enfin, pour passer d'une estimation de recours aux soins sur une période de un mois à une estimation annuelle, les données ont été redressées en se calant sur les recours aux soins annuels issus des publications statistiques de l'assurance-maladie (Statistique mensuelle - Résultats à fin décembre 2003 - CNAMTS)

GRAPHIQUE 10 ●

montant moyen annuel de forfait « 1 euro » à la charge des ménages



Sources : Enquêtes SPS 2002 (Irdes) ; SPS-EPAS 2002 (Irdes) ; Budget des familles 2001 (Insee) ; Modèle de microsimulation Ines (Drees-Insee) ; enquête Revenus fiscaux 2001 (DGI-Insee) actualisée 2002-2003 ; calculs des auteurs

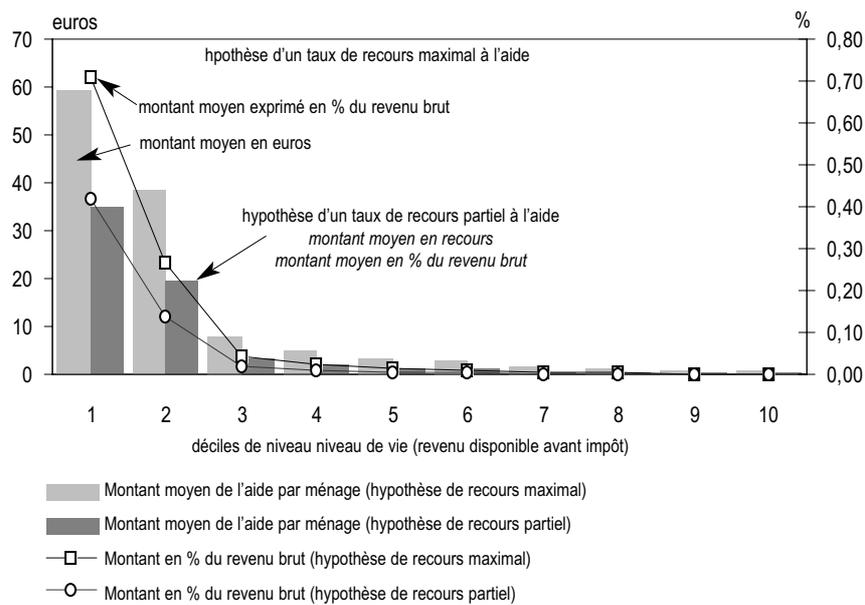
induïte par les mécanismes publics et privés de prise en charge des soins.

Cette étude ne peut cependant prétendre conclure de façon définitive la question de la contribution de l'assurance-maladie à la redistribution du revenu. On l'a vu, la distribution des bilans individuels prestations-prélèvements liés à l'assurance-maladie est influencée par des différences dans un grand nombre de caractéristiques individuelles. Or, si certaines de ces caractéristiques engendrent des différences objectives entre individus, d'autres correspondent à des différences de comportements résultant de décisions volontaires : comportements à l'égard de la santé, consommation d'alcool et de tabac, adhésion à une couverture maladie complémentaire. Cela signifie que tout changement dans le fonctionnement de l'assurance-maladie est certes susceptible de modi-

fier ses propriétés redistributives, mais aussi de modifier les comportements des assurés et donc l'efficacité de l'allocation des ressources. Par exemple, une diminution du remboursement offert par l'assurance-maladie peut pénaliser les personnes dont l'état de santé requiert des recours fréquents aux soins, et ainsi être jugée anti-redistributive. Mais dans le même temps une telle politique peut entraîner une diminution des coûts globaux de la santé et des prélèvements, qui peut être bénéfique à une large majorité d'assurés. Du point de vue de l'optimum social, les propriétés redistributives constituent donc seulement l'un des critères à l'aune desquels évaluer l'assurance-maladie, mais ces propriétés doivent être prises en compte dans leur dilemme avec l'objectif d'atteindre le meilleur bilan coût / avantages des remboursements et des prélèvements. ■

GRAPHIQUE 11 ●

montant annuel moyen par ménage de l'aide à l'acquisition d'une couverture complémentaire



Sources : Enquêtes SPS 2002 (Irdes) ; SPS-EPAS 2002 (Irdes) ; Budget des familles 2001 (Insee) ; Modèle de microsimulation Ines (Drees-Insee) ; enquête Revenus fiscaux 2001 (DGI-Insee) actualisée 2002-2003 ; calculs des auteurs

LES REVENUS DES MÉNAGES

Le niveau de vie d'un ménage est apprécié en rapportant le revenu du ménage au nombre d'unités de consommation qui le composent.

Selon l'échelle d'équivalence INSEE-OCDE, le 1er adulte compte pour 1 unité de consommation, les autres individus du ménage âgés de plus de 14 ans comptent chacun pour 0,5 unité de consommation et les enfants âgés de moins de 14 ans représentent chacun 0,3.

Les déciles de niveaux de vie sont estimés sur la population des ménages : la valeur du 1^{er} décile correspond au niveau de vie au dessous duquel se situent les 10 % des ménages les plus pauvres tandis que la valeur du 9^{ème} décile correspond au niveau de vie. Ils sont appréciés en rapportant le revenu disponible avant impôt aux unités de consommation du ménage.

1 • Revenu primaire : il comprend les revenus d'activité (salaires ou bénéfices), les revenus de remplacement (allocations chômage, pensions de retraite, indemnités pour maladie ou accident du travail) de même que les pensions alimentaires reçues et des revenus du patrimoine.

2 • Revenu initial : il s'agit du revenu primaire auquel on rajoute les prélèvements sociaux-fiscaux à la source, à savoir la CRDS, la CSG déductible et la CSG imposable.

3 • Revenu brut : il s'agit du revenu initial augmenté des cotisations directement à charge des ménages (maladie, retraite, chômage etc.).

4 • Revenu superbrut : il s'agit du revenu brut auquel on rajoute les cotisations patronales (ces cotisations patronales sont celles qui sont acquittées par les employeurs, elles sont donc nettes des allègements de charge).

5 • Revenu disponible avant impôts : il s'agit du revenu primaire augmenté des prestations auxquelles ont droit les ménages (prestations familiales, minima sociaux et allocation logement pour les locataires).

6 • Revenu disponible : il s'agit du revenu primaire augmenté des prestations et diminués des prélèvements directs auprès du ménage (Impôt sur le revenu, y compris Prime pour l'emploi et Taxe d'habitation).

Les tableaux A.1 à A.4 concernent les revenus des ménages, tandis que le tableau A.5 concerne les revenus des seuls individus, à savoir les revenus d'activité qui sont, à la différence des revenus du patrimoine, individualisables.

TABLEAU A-1 ● niveaux de vie moyens en 2003 selon le type de revenu considéré

	Revenu superbrut	Revenu brut (après cotisations employeurs)	Revenu initial (après cotisations à charge des ménages)	Revenu primaire (après CSG et CRDS)	Revenu disponible avant impôt	Revenu disponible
Ensemble	26 539	21 702	19 544	18 098	19 087	17 705
Déciles de niveau de vie disponible avant impôt sur le revenu						
1	5 935	5 151	4 601	4 347	7 049	7 096
2	10 589	8 898	8 090	7 665	9 638	9 662
3	14 112	11 714	10 636	10 014	11 417	11 390
4	17 317	14 223	12 885	12 043	13 090	12 951
5	20 804	16 841	15 212	14 108	14 819	14 504
6	24 531	19 593	17 585	16 244	16 826	16 253
7	28 446	22 625	20 290	18 739	19 218	18 305
8	33 465	26 626	23 836	22 013	22 397	20 997
9	40 653	32 888	29 506	27 262	27 552	25 229
10	70 609	59 361	53 618	49 297	49 576	41 230
Age de la personne de référence du ménage						
< 60 ans	29 014	22 591	19 795	18 217	19 422	17 999
>=60 ans	20 062	19 374	18 888	17 786	18 212	16 933
<i>Source : Modèle de microsimulation Ines de la Drees et de l'Insee, enquête Revenus fiscaux 2001 Insee-DGI actualisée 2002-2003, calculs Drees</i>						

TABLEAU A-2 ● décomposition du revenu superbrut

	Revenu superbrut (1)	Cotisations patronales (2)	... dont cotisations maladie	Revenu brut (3)=(1)-(2)	Cotisations à la charge des ménages (4)	... dont cotisations maladie	Revenu initial (5)=(3)-(4)	CSG et CRDS (6)	... dont CSG maladie	Revenu primaire (7)=(5)-(6)
Ensemble	100,0	18,2	5,6	81,8	8,1	0,7	73,6	5,4	3,6	68,2
Déciles de niveau de vie disponible avant impôt sur le revenu										
1	100,0	13,2	3,8	86,8	9,3	1,0	77,5	4,3	2,8	73,3
2	100,0	16,0	4,6	84,0	7,6	0,6	76,4	4,0	2,7	72,4
3	100,0	17,0	4,9	83,0	7,6	0,5	75,4	4,4	3,0	71,0
4	100,0	17,9	5,1	82,1	7,7	0,5	74,4	4,9	3,2	69,5
5	100,0	19,0	5,5	81,0	7,8	0,5	73,1	5,3	3,5	67,8
6	100,0	20,1	5,8	79,9	8,2	0,5	71,7	5,5	3,6	66,2
7	100,0	20,5	5,9	79,5	8,2	0,5	71,3	5,5	3,5	65,9
8	100,0	20,4	6,0	79,6	8,3	0,5	71,2	5,4	3,5	65,8
9	100,0	19,1	5,8	80,9	8,3	0,6	72,6	5,5	3,6	67,1
10	100,0	15,9	5,6	84,1	8,1	1,3	75,9	6,1	4,0	69,8
Age de la personne de référence du ménage										
< 60 ans	100,0	22,1	6,8	77,9	9,6	0,8	68,2	5,4	3,6	62,8
>=60 ans	100,0	3,4	1,1	96,6	2,4	0,4	94,1	5,5	3,5	88,7

Source : Modèle de microsimulation Ines de la Drees et de l'Insee, enquête Revenus fiscaux 2001 Insee-DGI actualisée 2002-2003, calculs Drees

TABLEAU A-3 ● décomposition du revenu superbrut

	Revenu brut (3)	Cotisations à la charge des ménages (4)	... dont cotisations maladie	Revenu initial (5)=(3)-(4)	CSG et CRDS (6)	... dont CSG maladie	Revenu primaire (7)=(5)-(6)
Ensemble	100,0	9,9	0,9	90,1	6,7	4,3	83,4
Déciles de niveau de vie disponible avant impôt sur le revenu							
1	100,0	10,7	1,2	89,3	4,9	3,2	84,4
2	100,0	9,1	0,7	90,9	4,8	3,2	86,1
3	100,0	9,2	0,7	90,8	5,3	3,6	85,5
4	100,0	9,4	0,7	90,6	5,9	3,9	84,7
5	100,0	9,7	0,6	90,3	6,6	4,3	83,8
6	100,0	10,2	0,6	89,8	6,8	4,4	82,9
7	100,0	10,3	0,6	89,7	6,9	4,4	82,8
8	100,0	10,5	0,6	89,5	6,8	4,4	82,7
9	100,0	10,3	0,7	89,7	6,8	4,4	82,9
10	100,0	9,7	1,5	90,3	7,3	4,7	83,0
Age de la personne de référence du ménage							
< 60 ans	100,0	12,4	1,0	87,6	7,0	4,6	80,6
>=60 ans	100,0	2,5	0,5	97,5	5,7	3,6	91,8

Source : Modèle de microsimulation Ines de la Drees et de l'Insee, enquête Revenus fiscaux 2001 Insee-DGI actualisée 2002-2003, calculs Drees

TABLEAU A-4 ● décomposition du revenu primaire

	Revenu primaire (7)	Revenus d'activité	Allocations chômage	Pensions de retraite	Autres revenus (dont patrimoine, pensions d'invalidité, pensions alimentaires etc.)
Ensemble	100,0	70,2	4,3	22,5	3,0
Déciles de niveau de vie disponible avant impôt sur le revenu					
1	100,0	54,8	15,0	30,3	0,0
2	100,0	54,9	8,7	33,8	2,6
3	100,0	56,9	6,7	34,4	2,0
4	100,0	59,5	5,9	33,0	1,6
5	100,0	63,3	5,2	29,9	1,6
6	100,0	68,9	4,4	25,1	1,6
7	100,0	71,3	4,0	22,9	1,8
8	100,0	73,9	3,4	20,9	1,8
9	100,0	74,0	3,4	20,1	2,6
10	100,0	77,6	2,5	13,8	6,2
Âge de la personne de référence du ménage					
< 60 ans	100,0	91,1	4,1	2,9	1,9
>=60 ans	100,0	14,2	4,9	74,9	6,0
<i>Source : Modèle de microsimulation Ines de la Drees et de l'Insee, enquête Revenus fiscaux 2001 Insee-DGI actualisée 2002-2003, calculs Drees</i>					

TABLEAU A-5 ● les revenus primaires des individus : montants moyens selon l'âge des individus

	Revenu primaire (7)	Revenus d'activité	Allocations chômage	Pensions de retraite
Ensemble	100,0	70,2	4,3	22,5
Âge des individus au 31 décembre 2002				
< 20 ans	54,1	51,4	2,8	0,0
20-24 ans	5 045,2	4 698,6	346,6	0,0
24-29 ans	12 346,9	11 761,0	585,9	0,0
30-34 ans	15 024,8	14 487,5	537,3	0,0
34-39 ans	17 089,6	16 569,9	519,7	0,0
40-44 ans	18 428,2	17 784,8	495,6	147,8
45-49 ans	19 376,5	18 605,1	480,7	290,7
50-54 ans	20 716,9	19 543,7	612,5	560,8
54-59 ans	18 855,4	14 862,1	1 891,1	2 102,2
>= 60 ans	14 084,8	1 320,8	746,1	12 017,9
<i>Source : Modèle de microsimulation Ines de la Drees et de l'Insee, enquête Revenus fiscaux 2001 Insee-DGI actualisée 2002-2003, calculs Drees</i>				

LES SOURCES UTILISÉES

Le modèle de microsimulation Ines

Développé conjointement par la Drees et l'Insee, et adossé aux enquêtes Revenus fiscaux de la DGI et de l'Insee, le modèle de simulation Ines est utilisé dans cette étude afin d'estimer le niveau des prélèvements pesant sur les revenus des ménages au titre des régimes obligatoires de l'assurance-maladie, en 2003 comme après la réforme de l'assurance-maladie de juillet 2004. Il est également mobilisé afin de chiffrer le nombre de ménages susceptibles de bénéficier de l'aide à l'acquisition d'une couverture maladie complémentaire décidée dans le cadre de la réforme ainsi que le coût de cette mesure. En raison de la qualité de couverture des revenus des ménages, comparativement aux autres sources mobilisées ici, il sert également de référence en termes de répartition des ménages et des individus selon le niveau de revenu, le sexe et la classe d'âge : les autres enquêtes mobilisées dans cette étude sont ainsi recalées par le soin des auteurs à l'aide de procédures de « calage sur marges » sur les marges de l'enquête Revenus fiscaux.

Le principe de la microsimulation consiste à appliquer la législation socio-fiscale à un échantillon de ménages représentatif de la population. Cet échantillon est issu de l'enquête Revenus Fiscaux qui associe les informations socio-démographiques de l'enquête sur l'Emploi au détail des revenus déclarés à l'administration fiscale pour le calcul de l'impôt sur le revenu. L'échantillon est représentatif de la population vivant en métropole et n'habitant pas en logement collectif (soit 95 % de la population française). Les dernières données disponibles sont celles de l'enquête Revenus Fiscaux de 2001. L'objectif étant d'étudier un échantillon représentatif de la population en 2003, les revenus déclarés au fisc et la structure de la population ont fait l'objet d'une actualisation : la structure de la population est calée sur celle de l'enquête sur l'Emploi de mars 2003 selon différents critères socio-démographiques et économiques, les revenus fiscaux sont actualisés de manière à reproduire les taux de croissance globaux des revenus catégoriels entre 2001 et 2003. Cette actualisation permet de bien représenter les déformations globales de la population en terme de structure socio-démographique et d'activité économique. On observe pour chaque ménage sa composition démographique, l'activité de ses membres et son revenu imposable. En fonction de cette information, on applique à chaque ménage les règles de calcul de chaque transfert et impôt entrant dans le champ de l'évaluation : les prestations familiales (allocations familiales, complément familial, allocation pour jeune enfant, allocation parentale d'éducation, allocation pour parent isolé, allocation de soutien familial, allocation de rentrée scolaire, bourses de collège et de lycée d'enseignement, complément d'aide à la famille pour l'emploi d'une assistante maternelle agréée, allocation d'éducation spéciale), les minima sociaux (revenu minimum d'insertion, minimum vieillesse, allocation pour adulte handicapé et son complément, allocation supplémentaire d'invalidité), l'allocation logement locative, l'impôt sur le revenu, la prime pour l'emploi, la contribution sociale généralisée et contribution au remboursement de la dette sociale. La taxe d'habitation n'est pas simulée en tenant compte précisément de la législation et des caractéristiques du ménage, mais est tirée directement des fichiers fiscaux (taxe d'habitation versée en 2002) puis actualisée en 2003 en fonction de l'évolution annuelle de cette taxe. Les principales omissions concernent les allocations logement pour les accédants à la propriété, l'allocation personnalisée d'autonomie. La couverture de ce modèle de microsimulation est toutefois de 90 % pour les prestations sans contrepartie. Ne sont pas non plus prises en compte les taxes et aides locales (en dehors de la taxe d'habitation) : la multiplicité des barèmes rend leur calcul délicat. Le manque d'information au niveau infra-annuel impose d'estimer les minima sociaux sur une base de revenus annuelle (alors qu'en réalité la situation des allocataires est révisée tous les trimestres) et l'intéressement n'est pas pris en compte.

L'enquête SPS et le sous-échantillon EPAS

Les dépenses de santé sont estimées à partir de l'appariement de deux sources différentes, les Echantillons Permanents des Assurés Sociaux (EPAS) de la Cnamts de la Msa et de la Canam, et l'enquête Santé et Protection Sociale (SPS) de l'Irdes. L'EPAS, créé en 1970, est un échantillon représentatif (au 1/1200ème jusqu'en 1998, puis au 1/600ème depuis 1999) des assurés au Régime Général et de leurs ayants droit. Il contient deux types de données : d'une part, des données se rapportant aux personnes protégées par l'Assurance-maladie pendant une période donnée, à savoir âge, sexe, exonération éventuelle du ticket modérateur, et d'autre part, des données relatives à l'ensemble des remboursements d'assurance-maladie versées aux personnes présentes dans l'EPAS. La CANAM, qui assure les artisans et les commerçants, a créé son propre échantillon des assurés sociaux en 1994 et la MSA (Mutualité Sociale Agricole) en 1996.

• • •

L'enquête SPS est une enquête auprès des ménages présents dans les trois échantillons permanents d'assurés sociaux de la Cnamts (depuis 1988), de la Canam (depuis 1994) et de la Msa (depuis 1996). Depuis 1996, avec l'élaboration de l'échantillon de la MSA, l'enquête est représentative d'environ 95% des ménages français. Jusqu'en 1998, l'Irdes a enquêté annuellement un quart des ménages présents dans ces échantillons, soit environ 9 000 ménages. Depuis 2000, l'enquête est biennale avec un échantillon doublé. Les informations recueillies sont de trois ordres : des informations socio-démographiques, des informations sur la protection sociale, des données de morbidité. Le fichier des données issues de l'enquête est apparié par l'Irdes aux informations de l'EPAS disponibles sur les ménages échantillonnés.

Dans cette étude, sont utilisées les données des années 2000 et 2002 des enquêtes SPS et des appariements EPAS-SPS. Concernant l'appariement, seules les données issues de la Cnamts ont été conservées, car les dépenses hospitalières des assurés de la Msa et de la Canam étaient manifestement sous-évaluées.

L'enquête Budget des familles 2001 de l'Insee

Les cotisations d'assurance-maladie complémentaire payées par les ménages en 2002, selon leur décile de niveau de vie, sont estimées à partir de l'enquête budget des familles 2001. Les cotisations sont ensuite augmentées de 3 %, correspondant à la hausse des cotisations perçues par les groupements mutualistes (60 % du marché de l'assurance-maladie complémentaire entre 2001 et 2002).

L'enquête budget des familles est une enquête quinquennale de l'Insee, dont l'objectif est de mesurer avec précision les dépenses, la consommation et les revenus des ménages français.

Harmonisation des trois sources via un calage sur marges

Les dépenses de soins des ménages selon les déciles de niveau de vie sont estimées à partir de l'enquête SPS (voir annexe C), les cotisations d'assurance-maladie complémentaire sont issues de l'enquête Budget des familles et les cotisations d'assurance-maladie obligatoire sont issues du modèle de micro-simulation Ines. Dans chacune de ces trois sources, les ménages sont classés par déciles de niveau de vie, selon leur revenu disponible avant impôt par unité de consommation. Mais, pour chaque décile de niveau de vie, la structure par âge découlant de cette partition est dépendante de la source de donnée. Ainsi, pour souci de cohérence, afin d'associer d'une part des dépenses de soins et d'autre part des cotisations à des déciles de niveau de vie ayant des compositions comparables, les données de l'enquête SPS et de l'enquête Budget des familles ont été redressées, selon la méthode du calage sur marges, pour retrouver la structure démographique, par décile de niveau de vie, constatée à partir du modèle de micro-simulation Ines.

Un calage préalable sur les comptes de la santé

Les dépenses de soins sont estimées à partir de l'appariement EPAS-SPS (voir annexe C). Or l'EPAS permet de reconstituer seulement 80 à 85 % des dépenses de soins au sens des comptes de la santé. Pour corriger cette sous-évaluation, les dépenses de soins estimées ont été redressées en se calant sur les comptes de la santé 2003.

Les ménages sont classés ici selon un niveau de vie apprécié à partir du revenu disponible avant impôts (impôt sur le revenu - dont PPE - et taxe d'habitation)

Si plusieurs types de revenu sont observés ou estimés à partir du modèle Ines (et de l'enquête Revenus fiscaux), ce n'est pas le cas des autres enquêtes mobilisées dans cette étude. En effet, l'enquête SPS comme l'enquête Budget des familles s'appuient sur les déclarations de revenus des individus. Compte tenu du fait que la question relative aux revenus intervient après toute une série de questions relatives à la perception de minima sociaux ou de prestations liées à la famille, on peut considérer que le revenu ainsi déclaré s'apparente à un revenu après prestations. Néanmoins, l'impôt sur le revenu n'étant pas prélevé à la source, il est possible que son montant ne soit pas retiré du revenu déclaré par les ménages concernés. En revanche, il est fort probable que les prélèvements à la source que sont la CSG et la CRDS soient de facto déduits du revenu déclaré.

L'hypothèse qui nous semble la plus raisonnable consiste à estimer que le revenu déclaré dans l'enquête SPS comme dans l'enquête budget des familles s'apparente au revenu après prestations, et non pas au revenu disponible car l'impôt sur le revenu ne serait pas soustrait au revenu déclaré par les ménages. La confrontation des déciles de niveau de vie estimés à partir du revenu après prestations à partir des sources Ines, SPS et budget des familles nous conforte dans cette hypothèse.

Aussi dans toute l'étude, la notion de revenu fera toujours référence au revenu après prestations, et le niveau de vie sera estimé en rapportant le revenu disponible avant impôts aux unités de consommation du ménage, selon l'échelle d'équivalence Insee-OCDE.

annexe C

L'ESTIMATION DES DÉPENSES DE SANTÉ DES MÉNAGES

Les dépenses de santé des ménages sont issues de l'appariement de deux sources de données, d'une part l'enquête Santé et Protection Sociale (SPS) de l'Irdes et d'autre part l'Echantillon Permanent des Assurés Sociaux (EPAS) de la Cnamts pour les années 2000 et 2002. Sur le modèle de l'EPAS, des échantillons équivalents ont été construits par la CANAM et par la MSA. L'EPAS est un fichier d'assurés sociaux et de leurs ayants-droits, alors que l'enquête SPS est une enquête auprès des ménages comprenant au moins un assuré présent dans l'EPAS. Ainsi, l'appariement EPAS-SPS permet de connaître les dépenses annuelles de soins des personnes interrogées dans l'enquête SPS qui sont aussi présentes dans l'EPAS. Mais les dépenses de soins des personnes non présentes dans l'EPAS restent inconnues. Ainsi, pour chaque ménage de l'enquête SPS, les dépenses de soins sont connues pour une partie du ménage seulement (par exemple, dans un couple bi-actif avec enfants, la dépense sera connue pour l'homme s'il est dans l'EPAS, et éventuellement les enfants s'ils sont ayant droit de leur père, mais pas pour la femme).

Les dépenses de soins des personnes de l'enquête SPS non présentes dans l'EPAS ont donc été estimées, afin de pouvoir reconstituer des dépenses par ménage. Pour ce faire, à partir de l'appariement EPAS-SPS, une équation de dépense annuelle de soins a été estimée. Les variables incluses dans cette équation de dépense sont : l'état de santé (risque vital, invalidité, auto-évaluation), l'âge, le sexe, la couverture sociale (exonération du ticket modérateur, assurance complémentaire, cmu), la structure démographique du ménage (famille monoparentale, couple avec ou sans enfant, personne seule...), le revenu par unité de consommation du ménage, le statut d'activité (actif occupé, chômeur, retraité...), la catégorie socio-professionnelle et le niveau d'éducation de la personne de référence du ménage, la zone d'étude et d'aménagement du territoire et la taille de l'agglomération. Ces dépenses annuelles de soins sont estimées à partir d'un modèle à deux équations de type Tobit généralisé. La première équation modélise la probabilité d'engager des dépenses de santé dans une année, et la deuxième équation modélise le montant de dépense annuelle. Les résidus de ces deux équations sont corrélés, ce qui permet de tenir compte de la dépendance entre la décision de consommer et le montant de la dépense engagée. À partir de l'estimation de l'équation de dépenses de soins, on simule les dépenses des personnes présentes dans l'enquête SPS, mais non présentes dans l'EPAS, ce qui permet ensuite de reconstituer des dépenses par ménages. Ainsi, on peut calculer la dépense moyenne de soins par ménage pour chaque décile de niveau de vie.

COMPARAISON INTERNATIONALE DES DÉPENSES DE SANTÉ

une analyse des évolutions dans sept pays (1970-2002)

Karim AZIZI et Céline PEREIRA

Ministère de l'emploi, du travail et de la cohésion sociale
Ministère des solidarités, de la santé et de la famille
Drees

Sept pays de l'OCDE, parmi lesquels la France, ont été retenus dans cette étude en raison de leur importance respective et de la diversité modes d'organisation et de financement des soins qui y prévaut. Dans la plupart de ces pays, les dépenses de santé représentent une part croissante du PIB. L'analyse de l'évolution des dépenses présentée ici, se fonde sur des données exprimées en volume. Un modèle économétrique reliant les dépenses de santé par tête, en volume corrigé des effets du vieillissement au niveau de vie, aux prix relatifs de la santé et au progrès technique est estimé. Il permet de retracer de façon satisfaisante les évolutions tendancielle observées pour l'ensemble des pays de l'échantillon.

Dans la plupart des économies développées de l'OCDE, les dépenses de santé représentent une part croissante du PIB (tableau 1). L'objet de cette étude, qui prolonge les travaux de Bac et Cornilleau (Études et Résultats n° 175, juin 2002) est d'analyser ce phénomène pour un groupe restreint de pays dont le niveau de développement est comparable. Sept pays de l'OCDE ont ainsi été retenus, l'Allemagne, l'Espagne, les États-Unis, la France, l'Italie, les Pays-bas et le Royaume-Uni. Cet échantillon a été choisi en raison de l'importance respective de chacun des pays au sein de l'OCDE et compte tenu de leur représentativité concernant les différents modes d'organisation et de financement des systèmes de soins (centralisés comme au Royaume-Uni, en Italie et en Espagne, concertés comme aux Pays-Bas ou en Allemagne et se caractérisant par une structure d'offre assez largement libérale comme en France et aux États-Unis). Enfin, le choix de l'échantillon a également été gouverné par la disponibilité des données.

L'analyse de l'évolution des dépenses présentée dans cette étude se fonde sur des données exprimées en volume. Une attention particulière a d'abord été portée aux questions relatives à l'impact des variables démographiques et notamment à celui du vieillissement de la population, dans la mesure où le profil de consommation de soins diffère sensiblement suivant l'âge des individus. Les dépenses en volume ont donc été corrigées des effets du vieillissement. Ainsi corrigées, ces dépenses font état d'un ralentissement de leur croissance et présentent des variations sensibles entre pays et dans le temps.

Un modèle économétrique reliant les dépenses de santé par tête en volume corrigées des effets du vieillissement au niveau de vie (mesuré par le PIB par tête), aux prix relatifs de la santé et au progrès technique (approché par une simple tendance temporelle) est alors estimé. Cette estimation, obtenue

à partir de données longitudinales empilées relatives à chaque pays, retrace fidèlement les évolutions observées pour l'ensemble des pays de l'échantillon. Néanmoins, ces évolutions sont pour partie spécifiques à chaque pays, en raison notamment, de facteurs d'ordre institutionnel. Certaines dispositions, comme le plan Juppé en France ou la réforme Dekker-Simons aux Pays-Bas, sont ainsi examinées et mises en perspective afin d'éclairer les évolutions dont le caractère plus proprement national échappe à la modélisa-

tion. Enfin, la détermination de la tendance d'évolution du ratio dépenses de santé / PIB permet de répondre à la question de la soutenabilité de la croissance des dépenses de santé à long terme.

L'ÉVOLUTION DES DÉPENSES TOTALES DE SANTÉ DEPUIS 1970

Au cours des trente dernières années, la croissance des dépenses totales de santé par tête exprimées en valeur a eu tendance à ralentir régulièrement dans l'ensemble des pays de l'échantillon (tableau 2). Ainsi, ce ralentissement a été particulièrement marqué pour l'Espagne (-15,2 points entre les années 1970 et les années 1990), l'Italie (-16,1 points), le Royaume-Uni (-11,3 points) et la France (-11,5 points). Ces évolutions en valeur des dépenses totales de santé par tête doivent toutefois être relativisées dans la mesure où elles peuvent résulter de la variation des prix de la santé, de celle des dépenses en volume, ou encore, d'une conjonction des deux. A cet égard, l'examen du tableau 2 ci-dessous montre que, selon les pays, le poids de l'un ou l'autre de ces facteurs joue un rôle prépondérant. Les évolutions contrastées des prix et des volumes (graphiques 1 et 2) peuvent au surplus résulter de méthodes statistiques de partage « prix-volume » des dépenses en valeur, différentes selon les pays, voire fluctuantes au cours du temps (encadré 1). Par ailleurs, les évolutions contraires des prix et des volumes observées en France et aux États-Unis (graphiques 1 et 2) peuvent s'expliquer par les modalités de fixation des prix différentes, notamment en ce qui concerne les médicaments. Ainsi, aux États-Unis où les prix des médicaments sont fixés librement par les laboratoires, les prix des dépenses de santé augmentent fortement, alors qu'en France où les prix sont largement administrés, ils stagnent voire diminuent en niveau¹.

Les incertitudes statistiques dans la mesure des prix des dépenses de santé doivent donc être gardées en mémoire lors de l'analyse de l'évolution des dépenses en volume.

Au cours des trente dernières années, la croissance des dépenses de santé en volume a eu tendance à ralentir dans la plupart des pays étudiés (tableau 2 et graphique 2). Ce constat est d'ailleurs renforcé dans les pays où le taux de croissance était initialement très élevé comme la France, l'Espagne, l'Italie et les États-Unis.

TABLEAU 1 ●

part des dépenses de santé dans le PIB

	Allemagne	Espagne	États-Unis	France	Italie	Pays-Bas	Royaume-Uni
1970	6,2	3,6	6,9	5,4	5,1	6,9 (a)	4,5
1980	8,7	5,4	8,7	7,1	7,0 (b)	7,5	5,6
1990	8,5	6,7	11,9	8,6	8,0	8,0	6,0
2000	10,6	7,5	13,1	9,3	8,1	8,2	7,3
2002	10,9	7,6	14,6	9,7	8,5	9,1	7,7

(a) en 1972

(b) données Eco-santé OCDE 2000

Source : Eco-Santé OCDE 2004, calculs Drees

TABLEAU 2 ●

taux de croissance des dépenses de santé par tête en valeur et de leur prix

Taux de croissance annuels moyens	Allemagne	Espagne	États-Unis	France	Italie	Pays-Bas	Royaume-Uni
Dépenses de santé par tête en valeur							
1971-1980 (a)	11,8	23,5	11,8	16,0	22,4	10,7	18,8
1980-1990	5,2	14,8	10,4	10,7	17,1	4,7	11,2
1990-2002	4,3	8,3	6,0	4,5	6,3	5,7	7,5
Prix de la dépense totale de santé							
1971-1980 (a)	5,8	16,4	7,9	8,6	13,4	10,3	13,5
1980-1990	3,6	9,4	7,8	5,7	13,0	2,7	9,3
1990-2002	2,2	4,2	3,9	1,6	4,1	3,0	3,3
Dépenses de santé par tête en volume							
1971-1980 (a)	5,6	6,1	3,6	6,9	8,0	0,4	4,7
1980-1990	1,5	5,1	2,3	4,8	3,8	2,0	1,7
1990-2002	2,0	3,9	2,0	2,9	2,1	2,6	4,0

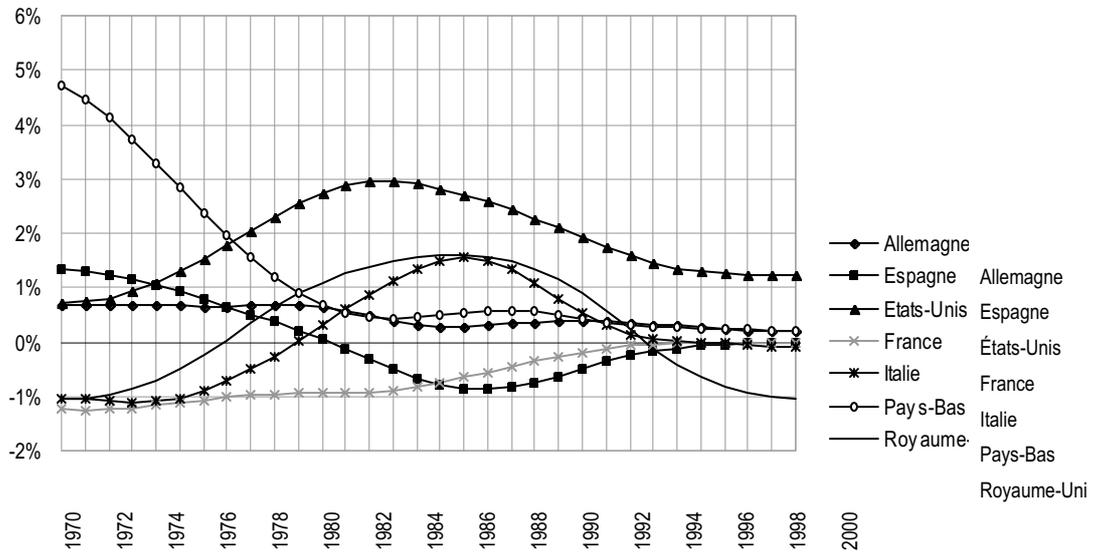
(a) 1973-1980 pour les Pays-Bas,

Source : Eco-Santé OCDE 2004, calculs Drees

1 - Cornilleau G., Hagneré C. et Ventelou B. (2004) : « Assurance maladie : soins de court terme et traitement à long terme », Revue de l'OCFE, octobre, pp.269-332

GRAPHIQUE 1 ●

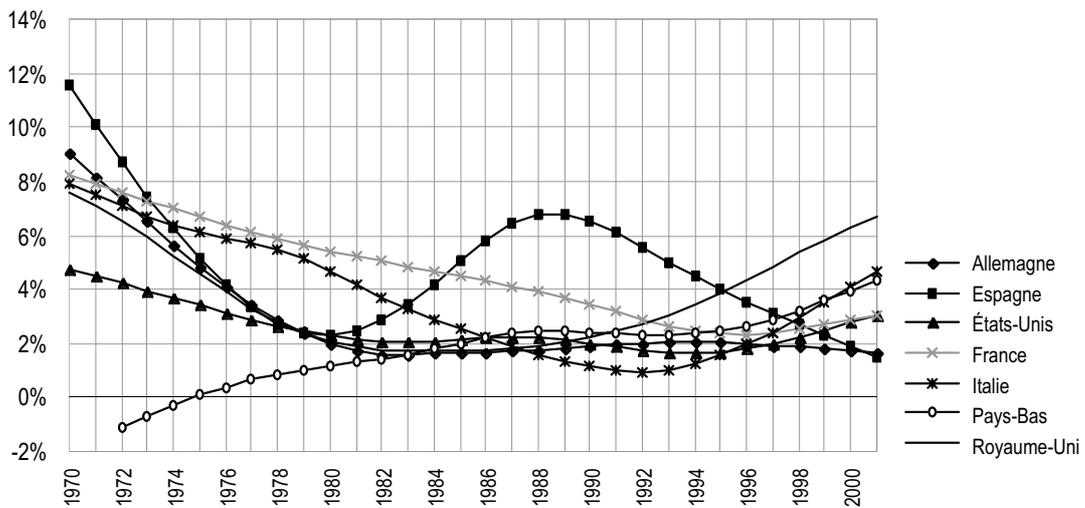
taux de croissance du prix relatif des dépenses de santé



Source : Eco-Santé OCDE 2004, calculs Drees

GRAPHIQUE 2 ●

taux de croissance de la dépense totale de santé en volume



Source : Eco-Santé OCDE 2004, calculs Drees

TABLEAU 3 ●

taux de croissance des dépenses de santé
par tête en volume
(déflatées par le prix de la dépense totale de santé)
entre 1999 et 2002

Taux de croissance annuels	En %						
	Allemagne	Espagne	États-Unis	France	Italie	Pays-Bas	Royaume-Uni
1999	2,2	4,2	2,2	2,6	2,7	3,3	8,4
2000	2,2	1,2	2,1	3,6	3,1	2,2	6,9
2001	2,2	2,1	3,4	4,1	6,2	5,9	6,1
2002	1,2	2,0	4,1	3,2	4,7	5,2	5,4

Source : Eco-Santé OCDE 2004, calculs Drees

ENCADRÉ 1 ●

MESURE DU PRIX DES SOINS ET CONVENTIONS COMPTABLES

L'analyse des dépenses réelles de santé et des prix des biens et des services médicaux est très sensible aux conventions comptables relatives à la mesure des prix des soins qui entrent dans la dépense de santé. Par exemple, quand l'estimation au prix de marché n'est pas possible (cas des systèmes de prix administrés), les comptables nationaux procèdent par estimation indirecte au coût des facteurs de production¹. Des divergences apparaissent également dans la prise en compte de la qualité des biens et des services médicaux, notamment de celle des médicaments. Quand on assimile l'introduction sur le marché, à la période t, d'une nouvelle spécialité médicale à l'arrivée d'un nouveau produit, la hausse de prix n'est enregistrée qu'à la période t+1 et la consommation de ce nouveau produit est intégrée dans le volume consommé en t. Si le produit nouveau se substitue à une spécialité moins coûteuse, il engendre alors une augmentation de volume et de qualité du service rendu. À l'inverse, si l'on considère le nouveau médicament comme une forme particulière d'un produit ancien, il est nécessaire de comparer le prix du produit nouveau à celui du produit ancien. Cette comparaison est relativement aisée dans le cas des produits génériques qui sont des copies conformes de spécialités anciennes mais, dans les autres cas, la part de l'augmentation des prix dans la hausse de la valeur de la consommation constatée est en général sous-estimée. Il en résulte donc une surestimation des volumes consommés, la part de la qualité étant importante dans l'estimation des volumes. Ces conventions comptables peuvent influencer les interprétations des comparaisons internationales notamment lorsqu'elles sont menées en valeur. Elles doivent également être gardées en mémoire quand on s'intéresse aux évolutions en volume des dépenses de santé.

¹ - Selon la convention usuelle, les prix des facteurs de production sont estimés en distinguant, dans l'évolution de la rémunération de ces facteurs, ce qui est imputable à la hausse du volume utilisé et ce qui est imputable à l'augmentation du prix. La mesure de l'évolution du prix des facteurs utilisés est elle-même variable au sein des pays selon les facteurs de production et entre les pays selon les modalités de financement des offreurs de soins.

Les Pays-Bas et le Royaume-Uni constituent, de ce point de vue, une exception. En effet, la croissance des dépenses de santé s'est régulièrement accélérée aux Pays-Bas ; au Royaume-Uni, elle a dans un premier temps ralenti (décennie 1980) puis accéléré. L'Allemagne se distingue, quant à elle, de par sa réunification en 1989 qui s'est accompagnée d'une reprise de la croissance (relativement à celle qui était observée au sein de la seule Allemagne de l'Ouest) au cours des années quatre-vingt-dix, alors qu'elle avait fortement ralenti au cours des années quatre-vingt.

Les années récentes (2000-2002) ont enregistré une légère accélération de la croissance des dépenses de santé en volume pour les États-Unis, la France, l'Italie et les Pays-Bas et un maintien voire une diminution pour les autres pays de l'étude : Allemagne, Espagne et Royaume-Uni (tableau 3).

Une tendance à la convergence des taux de croissance, qui s'est principalement opérée entre 1990 et 2002, est donc perceptible. L'analyse par sous-périodes montre en effet que la décennie 1990 se caractérise par une réduction des écarts de croissance. Ainsi le coefficient de variation des taux de croissance des sept pays étudiés (rapport de l'écart type des taux de croissance à leur moyenne non pondérée) est passé de 50 % dans les années 1970 et 1980 à 31 % au cours des années 1990.

Il demeure néanmoins difficile de juger la progression à la croissance des dépenses de santé sur la seule base de l'évolution constatée des volumes consommés. Afin d'approfondir la comparaison entre les différents pays, il convient de corriger la dépense globale de santé des structures démographiques. L'analyse proposée porte donc sur l'évolution des dépenses de santé par tête en volume (déflatées par l'indice particulier des prix de la santé) corrigées de l'effet du vieillissement.

L'IMPACT DE LA DÉMOGRAPHIE

L'augmentation de la population est une cause directe et immédiate de la croissance des dépenses de santé. En outre, ces dépenses sont globalement croissantes avec l'âge, à l'exception de la petite enfance, avec une accélération à partir de 50 ans pour les dépenses ambulatoires et à partir de 60 ans pour les dépenses hospitalières².

² - Raynaud D. (2005), Les déterminants individuels des dépenses de santé : l'influence de la catégorie sociale et de l'Assurance maladie complémentaire, Drees : Études et Résultats, n° 378.

En France, les travaux réalisés à partir de l'Échantillon permanent des assurés sociaux (EPAS) et de l'Enquête santé et protection sociale (SPS)³ permettent de mesurer l'évolution de la dépense par âge au cours du temps (effet « âge ») et ils mettent en évidence un glissement de la courbe des dépenses en fonction de l'âge tel que la dépense moyenne observée pour les âges élevés augmente d'une génération à l'autre (effet « génération »)⁴. La déformation de la pyramide des âges et, plus particulièrement le vieillissement de la population, ont donc un effet sur les dépenses de santé. A cet effet d'âge, s'ajoute celui de la croissance de la population. L'agrégation de ces deux effets permet alors d'obtenir l'effet global de la démographie sur les dépenses de santé (tableau 4).

Afin de mesurer l'effet de la déformation de la structure par âge de la population sur les dépenses de santé, on applique, dans chaque pays, à la pyramide des âges une fonction liant âge et dépenses de santé (encadré 2). Cette fonction est calée sur la courbe issue d'un ajustement effectué à partir des données de l'EPAS 2001⁵ pour la France (graphique 3). Elle ne rend donc pas compte de la déformation des courbes de répartition des dépenses par âge au cours du temps (effet « génération »). En outre, elle

TABLEAU 4 ●

Impact de la démographie sur les dépenses de santé

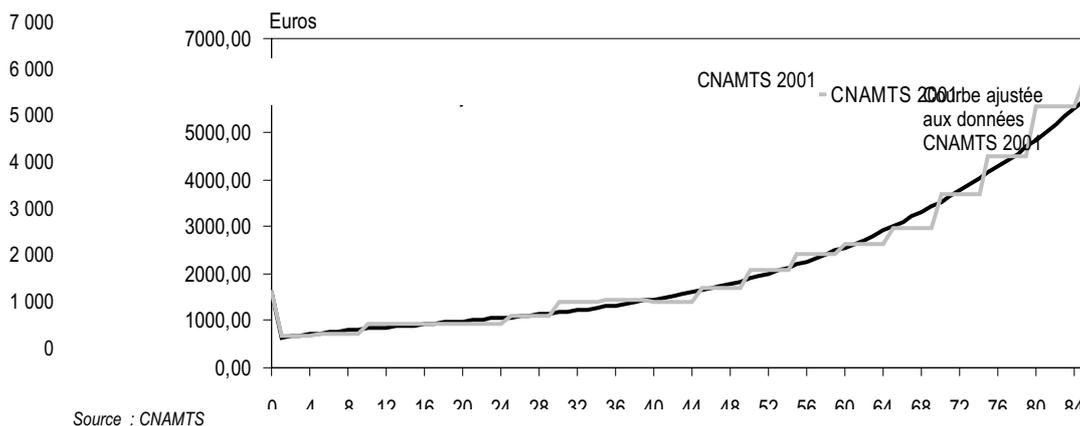
Taux de croissance annuels moyens	En %						
	Allemagne	Espagne	États-Unis	France	Italie	Pays-Bas	Royaume-Uni
1970-1979							
Population totale	0,07	1,05	1,07	0,65	0,52	0,89	0,16
Effet de l'âge	0,31	0,25	0,39	0,17	0,36	0,36	0,3
Total	0,38	1,3	1,47	0,82	0,88	1,25	0,46
1980-1989							
Population totale	0,04	0,47	0,95	0,51	0,07	0,57	0,19
Effet de l'âge	0,35	0,69	0,29	0,28	0,63	0,5	0,26
Total	0,39	1,16	1,24	0,79	0,7	1,07	0,45
1990-2002							
Population totale	0,39	0,41	0,98	0,41	0,17	0,65	0,37
Effet de l'âge	0,36	0,75	0,3	0,43	0,69(a)	0,36	0,17(a)
Total	0,75	1,15	1,28	0,84	0,87	1,01	0,55

(a) 1990-2001

Source : Eurostat, Cnamts, Calculs Drees

GRAPHIQUE 3 ●

les dépenses de santé par âge



Source : CNAMTS

3 - Raynaud D. (2005) et Cnamts (2003), Le vieillissement de la population et son incidence sur l'évolution des dépenses, Point de conjoncture n°15, juillet, p.15-35

4 - Grignon M. (2003), Les conséquences du vieillissement de la population sur les dépenses de santé, IRDES : Questions d'Économie de la Santé, n°66, mars.

5 - Les données disponibles pour 2002 sont calculées à partir de la moitié de l'EPAS ce qui biaise les profils de consommation par âge, compte tenu de la non représentativité de ce demi échantillon. En outre, la comparaison pour les années 2001 et 2002 de ces demi-échantillons ne fait pas ressortir de différences significatives dans la structure de consommation par tranches d'âge. Aussi, nous en sommes-nous tenus, dans le présent travail, aux données de l'EPAS complet 2001.

est appliquée à tous les pays de l'échantillon (encadré 3). Toutefois, une variante américaine reprenant les calculs présentés dans le tableau 4 a été effectuée afin de tenir compte des effets différenciés du vieillissement sur la consommation de soins de santé qui s'avèrent être plus marqués aux Etats-Unis que dans les pays européens (tableau 1 de l'encadré 3). En effet, selon une étude de Reinhardt (2000)⁶, le ratio des dépenses de santé des plus de 64 ans au reste de la population s'élevait en 1997 à 4,4 aux États-Unis contre seulement 3 en France et 2,8 en Allemagne⁷. Le modèle économétrique présenté plus loin a également été ré-estimé en tenant compte de cette correction du vieillissement spécifique aux Etats-Unis. Les résultats obtenus demeurent néanmoins proches de ceux présentés dans le tableau 5.

Bien que restrictive (cf. infra), cette hypothèse sur la répartition par âge des dépenses de santé, permet, une fois appliquée à la pyramide des âges de chacun des pays étudiés, d'approcher l'effet du vieillissement sur les dépenses totales de santé (tableau 4). En effet, l'indice de vieillissement ainsi obtenu permet de corriger les dépenses de santé par tête en volume et de retracer ce qu'aurait été l'évolution de ces dépenses si la structure par âge de la population était restée celle de 1980 (encadré 2). L'effet de la croissance de la population est également présenté dans le tableau 4, l'effet total de la démographie étant obtenu comme la somme de l'effet de l'âge et de celui de la croissance de la population.

Ces résultats sont très sensibles à la fonction de dépenses par âge retenue qui, dans le présent travail, découle des données de l'EPAS 2001 (encadré 3). L'effet de l'âge sur les dépenses de santé aurait par exemple été plus important dans l'hypothèse d'une fonction reposant sur des dépenses réelles et non sur des données remboursées comme c'est ici le cas. En outre, le fait de retenir une année de référence récente (ici l'année 2001) occasionne probablement une surestimation de l'effet de l'âge dans la mesure où, à âge donné, la consommation de soins est plus élevée pour les générations les plus récentes. Enfin, pour certains pays comme les États-Unis, où l'écart de consommation de soins entre les personnes âgées et les plus jeunes est plus important qu'en France, l'effet de l'âge a été légèrement sous estimé ce qui

conduit à considérer de façon spécifique une variante américaine (encadré 3).

Malgré ces limites importantes, le tableau 4 met en évidence l'influence significative de la démographie sur les dépenses de santé. Cette influence résulte pour partie de l'effet de l'âge et pour partie de l'accroissement de la population, les contributions de chacun de ces deux effets

ENCADRÉ 2 ●

L'EFFET DE LA DÉMOGRAPHIE SUR LES DÉPENSES DE SANTÉ

Les dépenses de santé augmentent avec la population et dépendent de sa structure d'âge. Pour mesurer les effets des variables démographiques, il est possible de décomposer l'indice d'évolution des dépenses en fonction de l'évolution de la dépense moyenne à population et structure d'âge donnée, de l'évolution de la population et de celle des structures d'âge. On suppose pour cela que le ratio de la dépense par tête pour un âge donné au montant d'une dépense par tête de référence (la moyenne d'une année donnée ou la dépense d'un âge de référence) est constant. En prenant pour référence la situation d'une année donnée (N) on définit ainsi une échelle de dépense par l'ensemble des ratio par âge :

$$\alpha_i = \frac{C_{i,N}}{C_N}$$

Si on suppose que cette échelle de dépenses est constante, la consommation par tête augmente au même rythme à tous les âges et il est possible d'exprimer la consommation par personne d'âge i , pour l'année t , en fonction du niveau initial de la consommation moyenne calculé sur l'ensemble de la population (l), du taux de croissance de la moyenne de la consommation (c) et du paramètre :

$$C_{i,t} = \alpha_i \bar{C} (1+c)^t$$

La consommation totale de santé pour une année t étant la somme des consommations à chaque âge pondérées par les populations, on peut l'écrire :

$$CT_t = \bar{C} (1+c)^t P_t \sum_i \alpha_i \beta_{i,t}$$

avec :

$$\beta_{i,t} = \frac{P_{i,t}}{P_t} \text{ (ou } p_{i,t} \text{ désigne la population d'âge } i \text{ et } P_t \text{ la population totale)}$$

L'indice de la consommation totale de santé est alors le produit d'un indice de croissance générale de la dépense par tête, d'un indice de croissance de la population et d'un indice de structure par âge de la population :

$$\frac{CT_t}{CT_{t-1}} = (1+c)(1+p) \frac{\sum_i \alpha_i \beta_{i,t}}{\sum_i \alpha_i \beta_{i,t-1}}$$

Source : Bac et Cornilleau (2002)

6 - Reinhardt (2000), *Health Care for Ageing Baby-Boom : lessons from abroad*, The Journal of Economic Perspectives, 14(2), p.71-83.

7 - En 1997, les dépenses de santé des plus de 64 ans (relativement au reste de la population) étaient également plus élevées au Royaume-Uni qu'en France et en Allemagne (tableau 2, encadré 3).

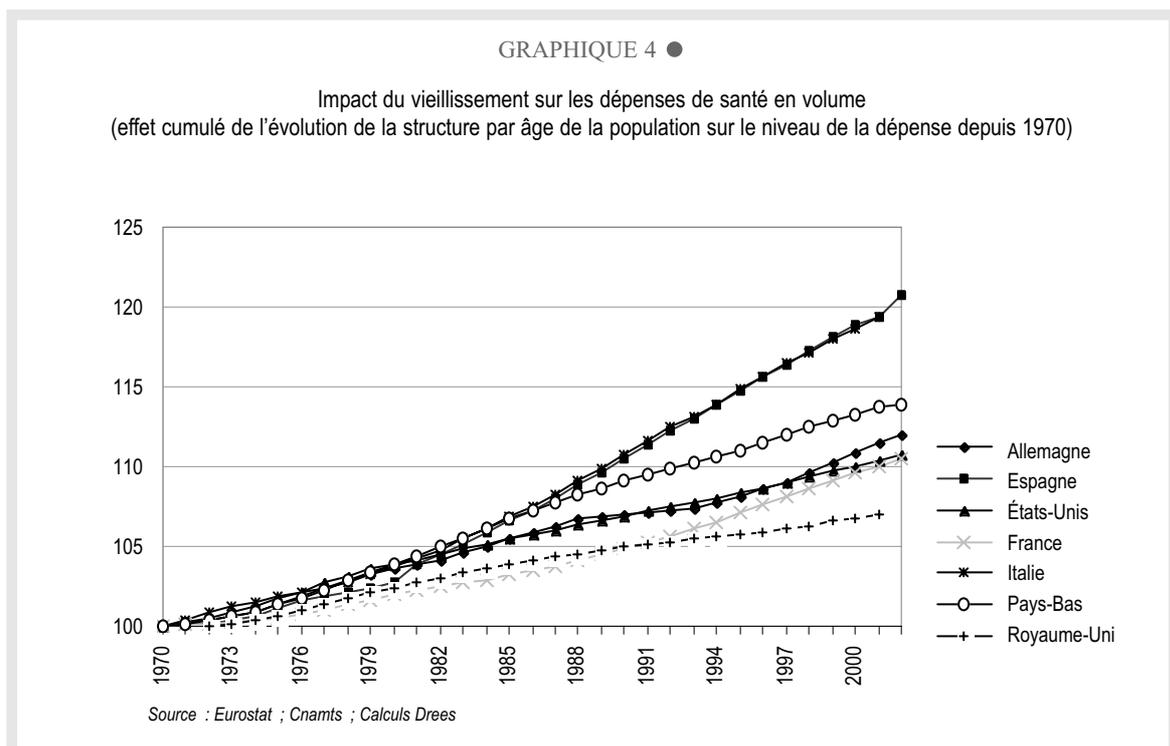
étant alors calculées pour chacune des trois dernières décennies.

Globalement, dans la plupart des pays, la contribution de la démographie à la croissance des dépenses demeure, comme dans les travaux précédemment effectués, assez stable et voisine de 1 % par an. Toutefois, les contributions respectives de la croissance de la population et du vieillissement se modifient sensiblement. Ainsi, en France, de 1970 à 1979, la démographie expliquerait 0,8 % de la croissance annuelle du volume des dépenses de santé dont 0,6 point au titre de la croissance de la population et 0,2 au titre du vieillissement, alors que de 1990 à 2002 la contribution de la démographie serait toujours de 0,8 point par an mais répartie à parts égales (respectivement 0,41 point et 0,43 point) entre l'effet de la croissance de la population et celui du vieillissement. La variante réalisée pour les États-Unis montre en outre que, sur la période récente, une fonction de dépenses par âge différente n'aboutit pas à des conclusions très modifiées concernant l'effet du vieillissement sur la croissance annuelle moyenne des dépenses de santé (encadré 3).

Si, au cours de la dernière décennie, la contribution de la démographie est très voisine en France, en Italie et aux Pays-Bas, l'Italie demeure néanmoins caractérisée par une très forte contribution du vieillissement (graphique 4). En Espagne et aux États-Unis, l'effet de la démographie sur les dépenses

de santé est un peu plus fort (entre 1,2 % et 1,3 % par an). Cet effet, légèrement supérieur à la moyenne, s'explique, pour les États-Unis, par un dynamisme de leur population supérieur aux autres pays et, pour l'Espagne, par une plus forte contribution du vieillissement. Le Royaume-Uni est, à l'inverse, caractérisé par une pression démographique nettement plus faible, représentant un supplément de dépenses de l'ordre de 0,6 % par an. Dans ce pays, l'impact limité de la démographie sur les dépenses de santé s'explique à la fois par une faible croissance de la population au cours de la période récente (0,35 % en moyenne par an entre 1990 et 2001) et par une structure par âge de la population nettement plus stable que dans les autres pays. Enfin, en Allemagne, l'effet de la démographie sur les dépenses de santé a été beaucoup plus fort au cours de la dernière décennie, cette progression étant à rapprocher du choc démographique lié à la réunification.

Comme le montre le tableau 4, la croissance de la population et la déformation de la structure par âge contribuent, dans l'ensemble des pays de l'échantillon, à la hausse tendancielle des dépenses de santé. Néanmoins, l'impact de ces facteurs démographiques reste modéré. Toutefois, il est important de ne pas les omettre dans les analyses ultérieures. Les développements qui suivent porteront donc systématiquement sur les dépenses en volume par habitant corrigées de l'effet du vieillissement.



ENCADRÉ 3 ●

L'IMPACT DE LA STRUCTURE PAR ÂGE DE LA POPULATION SUR LES DÉPENSES DE SANTÉ
 LIMITES DE LA SPÉCIFICATION RETENUE

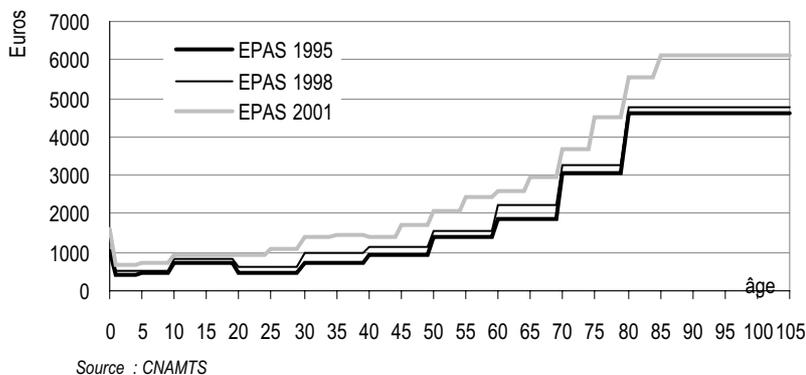
Dans cette étude, l'impact de la structure par âge de la population sur les dépenses de santé (tableau 4) est évalué à partir d'un indice de consommation de soins par âge (Référence : consommation à 20 ans). Cet indice est lui-même construit à partir d'une fonction liant le niveau des dépenses de santé et l'âge. Cette fonction est issue des données de l'Échantillon Permanent des Assurés Sociaux en 2001 et est appliquée comme référence pour tous les pays de l'échantillon tout au long de la période. Cette méthodologie présente des limites importantes.

La première est liée à la source de données permettant de connaître la structure de consommation par âge. L'EPAS permet de connaître le niveau des dépenses remboursées par le régime général de l'assurance maladie selon l'âge des assurés et de leurs ayants droits. Il comptabilise uniquement les dépenses présentées au remboursement. Certaines consommations de soins n'apparaissent pas dans l'EPAS telles que les consommations non présentées au remboursement, les soins non remboursables et l'automédication. De plus, dans les consommations de soins recensées par la CNAMTS dans le cadre de l'EPAS, n'apparaissent pas les versements non individualisables tels que les forfaits versés aux services de soins infirmiers à domicile pour personnes âgées ou aux maisons de retraite médicalisées. Cela engendre une sous-estimation de la consommation de soins qui peut être importante aux âges élevés. Pour toutes les classes d'âge, les dépenses effectives sont en réalité supérieures aux dépenses effectivement prises en compte dans l'EPAS (notamment pour les soins ambulatoires et les médicaments) et, pour les personnes âgées, cette différence est encore plus importante. L'effet du vieillissement sur les dépenses de santé est donc sous-estimé et ce, d'autant plus que la part des personnes âgées dans la population totale est importante.

Par ailleurs, l'échelle de consommation par âge utilisée pour mesurer l'effet de la structure par âge de la population est construite à partir des données 2001 de la CNAMTS. Or, la structure de la consommation de soins par âge est variable d'une année à l'autre ce qui traduit un effet génération : à âge égal, les générations plus récentes consomment davantage que les générations plus anciennes. Si on compare, pour différentes années, la consommation par tranche d'âge à partir de la même source (EPAS Régime général), on met en évidence cette déformation de la structure de consommation par âge au cours du temps (cf. graphique).

Le calcul de l'effet du vieillissement sur les dépenses de santé à partir des données de l'EPAS 2001 peut donc conduire à une surestimation des effets du vieillissement dans le passé. Par ailleurs, le mouvement de déformation de la courbe des dépenses avec la succession des générations pourrait se poursuivre mais dans un sens difficile à prévoir, notamment aux âges élevés. En effet, pour les personnes âgées, on observe à la fois un développement des soins spécifiques (chirurgie fonctionnelle) qui contribue à la hausse de la consommation de soins et à une baisse de la prévalence des maladies à âge donné. Selon une étude de la CNAMTS basée sur les données de l'EPAS entre 1992 et 2000 (cf. note 3), « l'accroissement de la consommation médicale des générations nouvelles relativement aux précédentes est visible, mais il est beaucoup plus net aux âges élevés qu'aux âges jeunes. Les effets de génération sont importants une fois passée la cinquantaine, et massifs à des âges plus élevés. En outre, on distingue aujourd'hui encore nulle trace évidente de fléchissement dans ces évolutions. »

GRAPHIQUE ● Les dépenses présentées au remboursement par classes d'âge



* Budgetary challenges posed by ageing populations : the impact on public spending on pensions, health and long term care for the elderly and possible indicators of the long term sustainability of public finances, http://europa.eu.int/comm/economy_finance/publications/european_economy/reportsandstudies0401_en.htm.

Enfin, le calcul de l'indice de vieillissement à partir de cette fonction unique et constante contraint en partie le choix des pays retenus dans l'étude. Des pays dont la structure de consommation par âge serait trop différente de celle de la France en 2001 disposeraient en effet d'un indice fortement biaisé. Pour l'échantillon de pays retenu, nous ne disposons pas d'informations suffisantes pour construire une fonction liant âge et dépenses de santé propre à chacun des pays. Néanmoins, les travaux recensés mettent en évidence des profils de dépenses par âge et tranches d'âge différents selon les pays, notamment aux âges élevés (tableaux 1 et 2, voir aussi rapport de la Commission Européenne, 2001⁹).

Ainsi, il semble que l'Allemagne en 1994 ait une structure de consommation par âge très voisine de la France en 1991. Au Royaume-Uni et surtout aux États-Unis, l'écart entre les dépenses de santé des personnes âgées et celles des moins de 65 ans apparaît plus important qu'en France. Dans ces pays, l'impact du vieillissement sur les dépenses de santé, mesuré à partir de la structure de dépenses en France en 2001, est donc probablement sous-estimé. Une variante a été effectuée pour les États-Unis à partir d'une structure par âge différente de celle de la France en 2001 : on considère qu'au-delà de 65 ans, le ratio de dépenses de santé par tête par âge (référence 20 ans) est supérieur de 30 % à celui de la France. Avec cette nouvelle spécification de la fonction de dépenses de santé par âge, on obtient des résultats très peu différents de ceux du tableau 4. Sur la période 1970-1989, l'effet de l'âge sur la croissance des dépenses de santé est supérieur à celui présenté dans le tableau 4 : 0,48 % entre 1970 et 1979 et 0,36 % entre 1980 et 1989 (contre 0,39 % et 0,29 % dans le tableau 4). Sur la période récente (1990-2002), l'effet de l'âge reste égal à 0,3 %. L'estimation économétrique (tableau 5) n'est pas modifiée de façon significative.

TABLEAU 1 ●
ratio de dépenses de santé par tête par tranche d'âge

Pays	Année	Pop65+/ pop0-64	Pop75+/ pop0-64	Pop65-74/ pop0-64
France	1991	2,96	3,73	2,20
Allemagne	1994	2,68	3,17	2,34
Royaume-Uni	1997	3,35	4,62	2,25
États-Unis	1995	4,60	6,40	3,18

Source : Eco-Santé OCDE 2004

TABLEAU 2 ●
ratio de dépenses de santé (\$ PPA)
par tête par tranche d'âge en 1997

Pays	Population 65 et plus / population de 0 à 64 ans
Japon	5,3
Canada	4,8
États-Unis	4,4
Australie	4,1
Royaume-Uni	4,0
France	3,0
Allemagne	2,8

Source : Reinhardt (2000), *Health Care for Ageing Baby-Boom : lessons from abroad*, *The Journal of Economic Perspectives*, 14(2), p.71-83

L'ÉVOLUTION DU VOLUME DES DÉPENSES DE SANTÉ PAR TÊTE À STRUCTURE D'ÂGE DONNÉE

Les dépenses qui sont ici analysées regroupent les dépenses hospitalières, les dépenses de médecine ambulatoire ainsi que les dépenses en biens médicaux et en pharmacie. Il s'agit de dépenses par habitant en volume, c'est-à-dire déflatées par l'indice de prix de la dépense totale de santé (base 100 en 1995). Elles sont calculées avec un taux de change assurant la parité des pouvoirs d'achat⁸ et exprimées en dollars. Enfin, elles sont corrigées de l'effet du vieillissement.

8 - Les taux de change courants ne reflètent pas les rapports des pouvoirs d'achat des monnaies entre elles car ils ne tiennent pas compte des différences de prix qui existent entre les marchés nationaux. Pour corriger les biais des comparaisons de dépenses réelles réalisées dans les différents pays qui en résultent, on construit donc des taux de change fictifs qui assurent, par exemple, que la valeur exprimée en euros d'un panier de biens acheté en France permet, une fois convertie en dollars, d'acquiescer le même panier de biens sur le marché américain. Ces taux de change sont dit de PPA (pour « parités de pouvoir d'achat »). Il peut en exister autant que de paniers de biens différents imaginables. En toute rigueur, il faudrait utiliser pour comparer les dépenses de santé, des paniers de biens et services de santé. Toutefois, ces données n'étant pas disponibles du fait de la grande imperfection des données utilisables, les comparaisons sont effectuées à partir des PPA calculées sur la base d'un panier de biens et de services économiques moyen (représentatif du PIB).

9 - Nous faisons ici référence à l'année 2001 dans la mesure où les données de 2002 ne sont pas disponibles pour tous les pays de l'échantillon.

Comme le montre le graphique 5, le niveau des dépenses de santé par tête en volume corrigées de l'effet du vieillissement est très différent d'un pays à l'autre. En 2001⁹, la dépense pour un habitant ayant l'âge moyen de la population de 1980 était d'environ 3 900 \$ par an aux États-Unis, contre 1 200 \$ en Espagne, de 1 600 à 1 900 \$ en Italie, au Royaume-Uni et aux Pays-Bas, de 2 300 \$ en Allemagne et de 2 100 \$ en France.

Dans chacun des pays, la croissance des dépenses de santé par tête en volume corrigées du vieillissement (graphique 6) marque une tendance au ralentissement. Par exemple, en France, en Italie, en Espagne et en Allemagne, la croissance des dépenses de santé, qui était supérieure à 6 %

par an au début des années 1970, est, à la fin des années 1990, comprise entre 2 et 3 %. L'inflexion à la baisse du taux de croissance est linéaire en France et en Italie. En Allemagne, le ralentissement de la croissance a essentiellement lieu dans les années 1970 ; ensuite, la croissance se stabilise. En Espagne, les dépenses augmentent de plus en plus vite au cours des années 1980 avant de connaître une décélération au cours des années 1990 mais avec une croissance qui reste nettement plus élevée que dans les autres pays. A terme, de telles évolutions pourraient occasionner un rattrapage du niveau des dépenses par tête observé dans les autres pays. Le Royaume-Uni a connu une décélération du rythme de progression de ses dépenses par tête jusqu'en 1984 puis une accélération, si bien que le taux de croissance des dépenses en volume en 2002 est le même que celui de 1973. Les Pays-Bas ont, quant à eux, connu une évolution différente de celle observée dans les autres pays. La croissance des dépenses, pratiquement nulle au début des années 1970, s'accroît régulièrement dans les années 1970 et 1980 puis se stabilise autour d'un taux correspondant à celui atteint par les autres pays à la fin des années 1990. Cette évolution a modifié la place relative des Pays-Bas dans la hiérarchie des pays en termes de niveau de dépenses de santé. Au début des années 1970, les Pays-Bas se classaient, en termes de dépenses par tête, en seconde position, juste der-

rière les États-Unis. Le niveau des dépenses par tête néerlandaises est aujourd'hui dans la moyenne européenne.

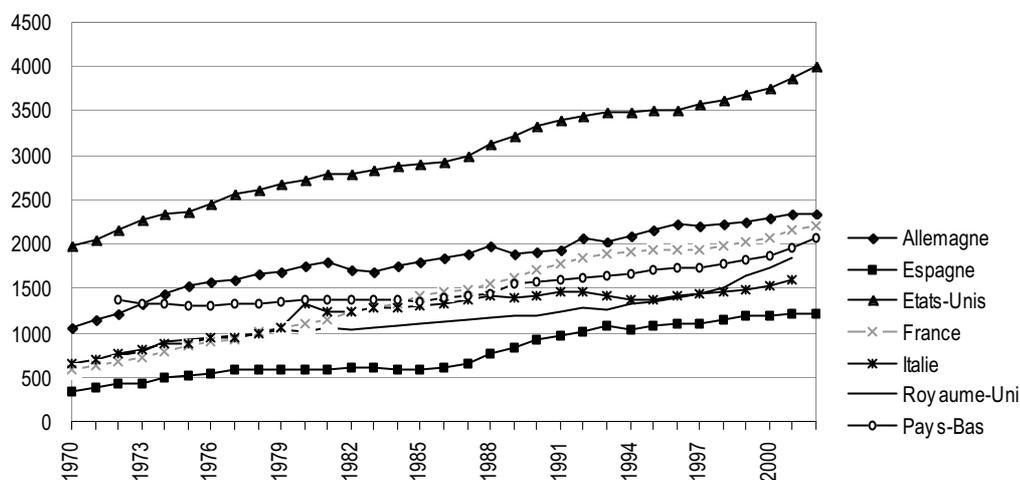
A l'instar des Pays-Bas, la position relative des autres pays s'est également modifiée (Graphique 5). Les États-Unis et l'Espagne constituent des exceptions notables puisque entre 1970 et 2002, les États-Unis demeurent le pays le plus dépensier et l'Espagne le pays le moins dépensier.

La France a connu une évolution diamétralement opposée à celle des Pays-Bas. Au début des années 1970, elle était — après l'Espagne — le pays le moins dépensier. Au cours des années 1980, ses dépenses dépassent celles du Royaume-Uni et de l'Italie. A partir de 1984, la France se classe au troisième rang des pays en termes de dépenses de santé par habitant corrigées du vieillissement. En effet, entre 1970 et 2002, elle a connu une croissance en moyenne plus forte que les autres pays qui a conduit à un rattrapage vis-à-vis des États-Unis et de l'Allemagne. En 2002, les dépenses de santé par habitant en volume corrigées du vieillissement s'élèvent ainsi à 2 200 \$ en France soit à un niveau comparable à celui de l'Allemagne (2 350 \$) mais inférieur à celui des États-Unis (4 000\$).

Comme le suggèrent les données relatives aux années les plus récentes, il semblerait toutefois que ces différences de niveaux aient tendance à se stabiliser depuis la fin des années 1980. Les écarts

GRAPHIQUE 5 ●

dépenses de santé aux prix de 1995 en dollars (Dépenses par habitant corrigées du vieillissement de la population et exprimées en \$ sur la base de la parité de pouvoir d'achat de 1995)



Source : Eco-santé OCDE 2004, calculs Drees

en termes de dépenses de santé par tête en volume corrigées du vieillissement seraient alors essentiellement imputables aux écarts des niveaux de richesse entre pays (comme c'est le cas pour l'Espagne sur la période récente) ou à des différences structurelles liées aux modes de vie et à l'organisation des systèmes de santé. Par ailleurs, il ne faut pas négliger l'influence du vieillissement de la population dans les prochaines années dont l'ampleur pourra être variable selon l'évolution de l'état de santé, notamment aux âges élevés. En outre, il faut également tenir compte du fait que les différents pays sont, du point de vue de leurs perspectives démographiques, dans des situations contrastées¹⁰.

LES FACTEURS EXPLICATIFS DES DÉPENSES DE SANTÉ : LE RÔLE DE LA CROISSANCE ÉCONOMIQUE, DU PRIX RELATIF DE LA SANTÉ ET DES DIFFÉRENCES INSTITUTIONNELLES

La démarche économétrique est identique à celle développée par Bac et Cornilleau (2002) et s'inspire des travaux de Gerdtham et al. (1995) et

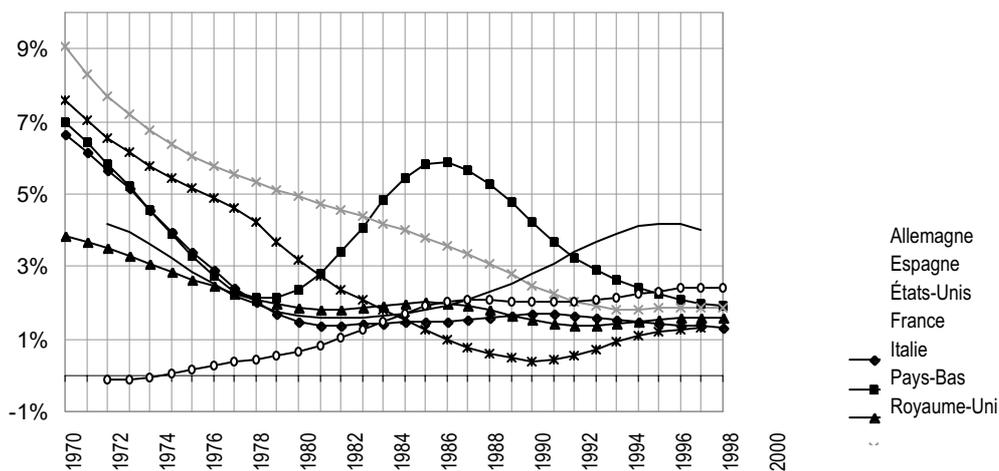
de Mahieu (2000)¹¹. Elle consiste à estimer un modèle expliquant les dépenses de santé par tête en volume et corrigées du vieillissement à partir de l'échantillon obtenu par l'empilement des données relatives à chaque pays (encadré 4). Cette méthode permet d'estimer pour l'ensemble des pays de l'échantillon les relations entre l'activité économique et le niveau des dépenses de santé tout en faisant apparaître les différences caractéristiques de chaque pays. Elle repose sur l'hypothèse que les élasticité PIB et prix des dépenses de santé sont identiques pour tous les pays mais que les constantes et les tendances temporelles sont spécifiques à chaque pays.

Les tendances reflètent, non seulement l'impact du progrès technique, mais aussi, les spécificités nationales des systèmes de santé qui ont une influence sur la croissance des dépenses à long terme.

Le PIB par tête, qui permet d'appréhender le niveau de développement économique, est considéré comme le principal facteur explicatif d'ordre économique de l'évolution des dépenses de santé¹². Il permet en général d'expliquer une part élevée de la variabilité de ces dernières. Plus globalement, l'utilisation du PIB comme variable expli-

GRAPHIQUE 6 ●

taux de croissance des dépenses de santé par habitant en volume corrigées du vieillissement
(lissées à l'aide du filtre Hodrick-Prescott)



Source : Eco-santé OCDE 2004, calculs Drees

10 - Algava E. et Plane M. (2004), Vieillesse et protection sociale en Europe et aux États-Unis, DREES, Études et Résultats n°355

11 - Gertham U. et alii. (1995), Déterminants des dépenses de santé : une analyse économétrique des dépenses de santé, in Nouvelles orientations dans la politique de santé, Études de politique de santé, n°7, OCDE.

Mahieu R. (2000), Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique, INSEE ; document de travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques ; n° G 2000/01.

12 - Pour une revue détaillée de la littérature économique sur le sujet, se reporter à 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, Économie et Prévision, n°129-130, pp.

cative permet d'intégrer une approche tant en termes de demande, en approchant le niveau de vie des ménages, qu'en termes d'offre, puisque la taille du système de soins paraît elle-aussi liée à la richesse nationale. Le PIB par tête a donc été privilégié d'autant qu'il se révèle sur le plan statistique être un facteur explicatif essentiel de l'évolution des dépenses de santé. En outre, les résultats obtenus (tableau 5) conduisent à une estimation de l'élasticité des dépenses de santé par habitant au PIB (0,9), non significativement différente de l'unité.

Les prix relatifs des biens et services de santé peuvent également exercer une influence sur l'offre et la demande de soins. Toutefois, leur effet sur les dépenses de santé est plutôt interprété comme un effet d'offre. Ce dernier point est d'ailleurs confirmé par les travaux de Mahieu (2000)¹³ selon lesquels la réaction des volumes aux prix « pourrait s'interpréter comme une réaction de l'offre confrontée à une structure de prix administrée... ». Ces conclusions semblent être corroborées par le présent travail de modélisation qui fait état d'une relation négative entre le volume des dépenses de santé et leur prix relatif dans la mesure où, à l'exception des États-Unis, dans tous les pays de l'échantillon, le système de prix est assez largement administré¹⁴. Une augmentation d'un point du prix relatif aurait ainsi pour

conséquence une réduction de 0,9 point du volume des dépenses de santé.

La diffusion du progrès technique, qui constitue un autre facteur explicatif retenu dans la modélisation, a été particulièrement importante et régulière dans le secteur de la santé au cours de la période étudiée. Néanmoins, il semble difficile de mesurer son influence sur les dépenses de santé car on peut distinguer trois types de progrès technique. Le progrès technique général pousse, en principe, à la croissance relative de la dépense de santé. Le progrès technique médical, qui augmente les possibilités de production des services de santé sans économiser de facteurs, favorise également la croissance relative de la dépense (exemple : le développement de l'imagerie médicale de pointe). Le progrès technique médical « économisant les ressources » tend, quant à lui, à la réduction relative des dépenses de santé (exemple : les vaccins).

Afin de rendre compte de manière globale du progrès technique mais aussi des dynamiques propres à chaque pays liées notamment au mode de régulation des dépenses de santé, des tendances temporelles par pays ont été introduites dans la modélisation¹⁵. Ces dernières sont significativement différentes et quatre groupes de pays se distinguent : l'Espagne, la France et les États-Unis, où la tendance autonome est comprise entre 1,6 et 2 % par an ; le Royaume-Uni et l'Allemagne, où elle est nettement plus faible, de l'ordre de 1 % par an ; et enfin l'Italie et les Pays-Bas où cette tendance est très faible (0,5%) et non significativement différente de zéro au seuil de 5 % pour les Pays-Bas.

Ces résultats, qui sont voisins de ceux obtenus par Bac et Cornilleau (2002) pour la période 1972-1999, sont également assez proches de ceux de Mahieu (2000) qui, sur un échantillon de pays plus large, aboutit à des élasticité PIB et prix quasiment identiques. Les différences de croissance autonome entre pays peuvent, quant à elles, être principalement interprétées comme des différences dans les modes d'organisation des systèmes de santé (encadré 5). Les pays où le modèle de remboursement est dominant (médecine de ville en France et États-Unis) connaissent, toutes choses égales par ailleurs, une croissance plus rapide à long terme des dépenses de santé en volume, alors que les pays qui s'inspirent du modèle public intégré (Royaume-Uni, Italie et Espagne), ou du modèle de contrat (Allemagne, Pays-Bas), connaissent une croissance plus faible. Même si

ENCADRÉ 4 ●

LES DONNÉES UTILISÉES

L'étude présentée ici est menée à partir des données les plus récentes (1970-2002) issues d'Eco-Santé OCDE 2004. Ces données sont exprimées selon les principes en base 1995 de la comptabilité nationale. Il est important de noter que le passage progressif, dans les systèmes comptables nationaux des pays de l'OCDE, de la méthodologie en base 1980 à celle en base 1995 a conduit à une perte d'information initiale pour certains pays de l'étude. Cette perte d'information a en grande partie été comblée grâce à une comparaison des données en base 1980 et celles en base 1995.

Ainsi, l'indice de prix des dépenses de santé n'est pas disponible au-delà de 1990 pour l'Allemagne, de 1996 pour l'Espagne, le Royaume-Uni et les Pays-Bas. Il a donc été recalculé à partir de la valeur du prix du PIB pour ces années.

Pour l'Italie, Eco-santé OCDE 2004 ne fournit pas de données sur la Dépense Totale de Santé (exprimée en base 1995) antérieures à 1988. Sur la période 1970-1987, les données ont donc été recalculées à partir des données exprimées en base 1980 en appliquant à la série en base 1995 les taux de croissance calculés à partir de la série en base 1980.

13 - cf. note 11.

14 - Certaines exceptions subsistent néanmoins, comme par exemple le secteur à honoraires libres en France.

15 - Nous avons ainsi retenu une tendance linéaire dont les effets sont constants dans le temps alors que l'effet du progrès technique dans le secteur de la santé peut présenter un caractère plus irrégulier.

ENCADRÉ 5 ●

LES SYSTÈMES DE SANTÉ DANS LES SEPT PAYS ÉTUDIÉS

Les systèmes de santé et d'assurance maladie de six des sept pays étudiés : Allemagne, Espagne, France, Italie, Pays-Bas et Royaume-Uni se sont progressivement mis en place au cours du 20^e siècle en s'inspirant de deux modèles d'État providence : le modèle bismarckien et le modèle beveridgien. Le système américain est, quant à lui, d'inspiration plus libérale. Selon une classification proposée par l'OCDE*, on peut distinguer trois modèles d'organisation des systèmes de santé :

Le modèle « public intégré » qui s'inspire principalement des caractéristiques beveridgiennes est représentatif du modèle existant au Royaume-Uni, en Italie et en Espagne. Il est caractérisé par un financement essentiellement public et une couverture universelle de la population. L'offre de soins hospitalière est publique et le personnel fait partie de l'emploi public salarié. Les médecins de ville sont, soit salariés, soit rémunérés à la capitation (le praticien reçoit un paiement fixe pour chaque patient inscrit sur sa liste avec un ajustement pour l'âge et le sexe). Le budget consacré à la santé est fixé a priori ce qui permet une maîtrise des coûts efficace mais les ajustements se réalisent par le biais de la demande ce qui conduit au phénomène de listes d'attente.

Le modèle de « contrat public », proche du modèle bismarckien de protection sociale, caractérise l'Allemagne et les Pays-Bas. Les assureurs, le plus souvent publics, passent des contrats avec des fournisseurs de soins privés (organisations représentatives de médecins de ville par exemple en Allemagne, cliniques ou hôpitaux). L'assurance des individus est fonction de leurs revenus. Les personnes disposant de revenus inférieurs à un certain seuil sont couvertes par une assurance publique obligatoire et les hauts revenus peuvent s'affilier à une caisse privée. Le mode de rémunération des médecins peut être soit à l'acte comme en Allemagne, soit à la capitation ou à l'acte comme aux Pays-Bas. Ce système est moins favorable à une maîtrise des coûts que le précédent mais il contribue, selon les patients, à une qualité de soins satisfaisante.

Le modèle de « remboursement » est le modèle dominant aux États-Unis. En France, c'est également le cas mais, principalement, pour les soins de ville. L'assurance peut être publique (France) ou privée (États-Unis) et les offreurs de soins sont pour la plupart privés à but non lucratif. Les praticiens sont rémunérés à l'acte. Dans ce système, le contrôle des coûts est plus difficile.

* - Oxley et Mac Farlan (1994), « Health Care Reforms : controlling spending and increasing efficiency », OCDE : Working papers n°149.

TABLEAU 5 ●

estimation économétrique de l'évolution des dépenses de santé par tête en volume et corrigées du vieillissement*

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG (PIB/tête en volume en \$ de PPA 1995)	0,91	0,109	8,34	0
LOG (Prix relatif de la santé)	-0,89	0,105	-8,41	0
Temps : Allemagne	0,0102	0,0019	5,31	0
Temps : Espagne	0,016	0,0025	6,46	0
Temps : France	0,0171	0,0021	8,01	0
Temps : Italie	0,0068	0,0027	2,52	0,0125
Temps : Pays-Bas	0,0042	0,0025	1,69	0,0929
Temps : Royaume-Uni	0,0125	0,0028	4,50	0
Temps : États-Unis	0,0202	0,0036	5,68	0
Constantes				
Allemagne	-2,250			
Espagne	-2,499			
France	-2,464			
Italie	-2,217			
Pays-Bas	-2,203			
Royaume-Uni	-2,228			
États-Unis	-2,224			
R-squared	0,9897	Mean dependent var		2,6576
Adjusted R-squared	0,9889	S.D. dependent var		0,4752
S.E. of regression	0,05	Sum squared resid		0,5089
Log likelihood	355,43	F-statistic		1307,86
Durbin-Watson stat	0,449	Prob(F-statistic)		0

* Variable dépendante : LOG (dépenses de santé par tête en volume exprimées en \$ de PPA de 1995 corrigées du vieillissement).

Méthode : Pooled Least Squares

Période d'estimation : 1971-2002

Total panel observations : 220

Source : calculs Drees

cette classification des systèmes de santé est pour partie discutable, dans la mesure où ceux-ci ont souvent tendance à « s'hybrider », il semble que la forme du financement du système de santé (dominance publique ou privée) et celle de la rémunération des offreurs de soins (paiement rétrospectif tel que le paiement à l'acte ou paiement prospectif tel que le budget global à l'hôpital ou à la capitation pour les médecins) aient une influence sur la tendance de long terme de la croissance des dépenses de santé en volume.

Le calcul, en moyenne annuelle, des contributions à la croissance des dépenses de santé par tête pour la période 1973-2001 permet de préciser quels ont été dans chaque pays les principaux facteurs d'accroissement des dépenses (tableau 6). En France, la croissance des dépenses de santé s'explique principalement par celle du PIB par tête (à hauteur de 44 %) et par les effets du progrès technique ou liés au mode d'organisation du système de soins qui, comme on l'a vu, sont supposés incorporés à la tendance temporelle (43 %). Les évolutions des prix relatifs contribuent pour leur part positivement (à hauteur de 15 %) à la croissance des dépenses

de santé en raison de leur diminution au cours de la période étudiée. Aux États-Unis, la croissance est avant tout imputable au progrès technique et au mode d'organisation du système de soins (à hauteur de 101 %), le PIB par tête et les prix ayant des contributions de sens opposés mais d'ampleur sensiblement identique (respectivement 88 et -82 % de la croissance des dépenses américaines). La croissance des dépenses britanniques découle principalement de celle de la richesse par habitant (à hauteur de 60 %) et du progrès technique combiné à l'organisation du système de soins (à hauteur de 40 %), les prix ayant un rôle tout à fait marginal (à hauteur de -10 %). A l'instar de la France, en Italie, en Espagne et en Allemagne, la croissance des dépenses de santé s'expliquerait avant tout par celle du PIB par tête, puis par le mode d'organisation du système de soins et, enfin, par l'évolution des prix relatifs de la santé. La décomposition des facteurs de la croissance des dépenses néerlandaises fait ressortir le rôle prépondérant du PIB par tête (à hauteur de 140 %) et celui des prix (à hauteur de -70 %) et, quoique elle arrive en troisième position, la contribution de la tendance temporelle joue un rôle non négligeable (34 %).

L'INFLUENCE DES RÉFORMES SUR LA CROISSANCE DES DÉPENSES DE SANTÉ À LONG TERME ET SUR LES TENDANCES RÉCENTES

Entre 1970 et 2002, les pays étudiés ont engagé de nombreuses réformes¹⁶ (encadré 6). Ces réformes occasionnent généralement des chocs institutionnels d'ampleur variable et dont l'effet peut être repéré à partir des résidus de l'estimation (graphique 7). Les résidus correspondent aux écarts entre les valeurs observées et celles résultant de l'estimation qui retrace une tendance d'évolution sur trente ans. Après avoir été faibles aux Pays-Bas entre 1970 et 2000, ces écarts se sont accrus dans les années récentes, et pourraient tenir à une modification significative du mode d'organisation du système d'assurance, liée à la mise en concurrence des caisses d'assurance maladie initiée par la réforme Dekker-Simons de 1986.

TABLEAU 6 ●

décomposition des facteurs de la croissance
 des dépenses de santé dans les différents pays de l'échantillon
 (moyennes annuelles en % pour la période 1973-2001)

	France	États-Unis	Royaume-Uni	Italie	Espagne	Allemagne	Pays-Bas	En %
Pib/tête	44,0	88,0	61,0	79,0	56,0	61,0	140,0	
Prix relatifs	15,0	-82,0	-10,0	-5,0	2,0	-17,0	-70,0	
Tendance	43,0	101,0	40,0	27,0	45,0	46,0	34,0	
résidu	-1,0	-7,0	9,0	-1,0	-2,0	9,0	-4,0	
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	
Taux de croissance en moyenne annuelle	4,0	2,0	3,1	2,6	3,6	2,2	1,2	

Source : Eco-Santé OCDE, Calculs Drees

16 - L'objectif principal des réformes est commun à l'ensemble des pays et a peu évolué : il s'agit essentiellement de limiter la croissance des dépenses de santé tout en améliorant la qualité des soins fournis à la population. Quant aux mesures concrètes mises en œuvre, elles ont varié tant selon les périodes qu'entre les pays (Encadré 6). Néanmoins, quelques points communs peuvent être dégagés. Dans les années 1970 et surtout 1980, le contrôle de la croissance des dépenses de santé se fait essentiellement par le biais d'actions sur le système de financement (par exemple, en France, élargissement de l'assiette de cotisations) et sur la demande de soins (baisse du niveau de remboursement des biens et des services médicaux). A partir des années 1990, les réformes engagées visent, pour la plupart, à rationaliser l'organisation du système de soins par le biais notamment d'un recours accru à la concurrence tant des offreurs que des assureurs (généralistes gestionnaires de budget au Royaume-Uni, réforme Dekker-Simons aux Pays-Bas).

ENCADRÉ 6 ●

LES RÉFORMES ENGAGÉES DANS LES PAYS EUROPÉENS DE L'ÉCHANTILLON DEPUIS 1970

Dans les pays d'Europe du Sud (Espagne et Italie), l'accélération de la croissance des dépenses de santé s'est opérée essentiellement lors de la mise en place d'un service national de santé, fondé sur le principe d'un accès universel aux soins, assuré principalement par le secteur public et financé par le budget de l'État. La décentralisation, axe majeur des réformes entreprises dans ces pays dans les années 1980 et 1990, a ensuite contribué à ralentir la hausse des dépenses de santé mais au prix d'un accroissement des inégalités entre régions.

En Italie, jusqu'en 1978, l'assurance maladie relevait du secteur privé (mutuelles, assurances privées, couverture médico-sociale prévue par les entreprises) et couvrait la majorité de la population. En 1979, la mise en place d'un service national de santé et la création d'un échelon sanitaire de base, responsable de l'ensemble des soins fournis aux usagers, entraînent une accélération de la croissance des dépenses de santé de courte durée. Dans les années 1990, les réformes accentuent la décentralisation initiée dans les années 1980 en donnant davantage de compétences aux vingt régions qui ont ainsi la possibilité de choisir leur schéma d'organisation des soins et d'opter pour un des trois systèmes suivants : un contrat ponctuel où le patient est libre de s'adresser à n'importe quel prestataire public ou privé conventionné, le modèle du prestataire préférentiel où l'usager est contraint pour être pris en charge de s'adresser à ces derniers et enfin le recours classique aux structures publiques dépendant de l'échelon sanitaire de base. Malgré des tentatives de rééquilibrage entre régions sous l'égide de l'État à la fin des années 1990, des inégalités fortes demeurent notamment entre le Nord et le Sud du pays et le système hospitalier public, basé sur de grandes structures de soins autonomes, se paupérise. La réorganisation du système de santé italien autour des unités sanitaires de base et des régions a ainsi contribué de façon importante au ralentissement de la croissance des dépenses dans les années 1980 et 1990. Dans les années récentes, la croissance des dépenses de santé semble s'accroître, ce qui peut être lié à la refonte de la fiscalité (2000-2001). Les régions deviennent fiscalement autonomes et les cotisations au service national de santé sont remplacées par un impôt régional affecté.

En Espagne, avant la mise en place d'un service national de santé (SNS) universel et gratuit en 1986, deux systèmes de soins coexistaient : un dispositif relevant de l'État, des régions et des municipalités d'une part, et, d'autre part, des secteurs de soins relevant de l'assurance maladie. La création du SNS s'accompagne d'un accroissement du nombre de bénéficiaires de l'assurance maladie et parallèlement, à la fin des années 1980, d'une croissance plus importante des dépenses de santé. Le ralentissement progressif de la croissance des dépenses, amorcé dès le milieu des années 1970, est interrompu lors de la réorganisation du système de santé en 1986. La mise en place du SNS s'accompagne d'une décentralisation qui confère aux régions espagnoles une large autonomie. Progressivement, de nombreuses initiatives sont prises par les communautés autonomes telles que la mise en œuvre de la couverture maladie universelle pour un panier de biens et de services minimum et la création de consortiums pour gérer les structures hospitalières publiques. Ces dernières ont pu favoriser le ralentissement de la croissance des dépenses de santé.

Aux Pays-Bas, la croissance des dépenses de santé s'est accélérée dans les années 1970 et 1980 mais elle est restée faible comparativement à celle observée dans les autres pays. À compter de 1986, la réforme Dekker-Simons se met progressivement en place. Le principe fondamental de cette dernière est de donner à l'assuré la possibilité de choisir entre différentes caisses maladie, publiques ou privées, dès le premier euro. Les caisses sont chargées de la mise en concurrence des prestataires de soins dans le cadre des contrats d'assurance qu'elles proposent aux usagers. La réforme instaure également une fiscalisation des cotisations perçues sur les revenus pour financer un panier de biens et de services couverts obligatoirement. Toutefois, la mise en concurrence n'a été effective que pour les caisses d'assurance maladie publiques et ne s'est pas accompagnée d'un ralentissement de la croissance des dépenses de santé.

Depuis le début des années 1980, en Allemagne, des réformes nombreuses et variées contribuent au maintien de la croissance des dépenses de santé à un niveau relativement faible. Ces mesures ont pour objectifs l'encadrement global des dépenses (« action concertée » à partir de 1977 qui vise à aligner l'évolution des dépenses de santé sur celle des grandeurs macroéconomiques, gel des rémunérations médicales et des prix pharmaceutiques à la fin des années 1980, mise sous budget global des honoraires médicaux et des médicaments lors de la réforme Seehofer de 1993) et la régulation de la demande de soins (à partir de 1988, introduction et relèvement des tickets modérateurs et mise en place du système du forfait - dissociation entre le prix et le remboursement - pour la prise en charge d'une partie des médicaments non innovants). Elles s'inscrivent également dans le cadre de réformes structurelles importantes comme la deuxième réforme Seehofer qui débute en 1996 (instauration de forfaits par pathologies pour les hôpitaux, régulation de la démographie médicale dans le sens d'une diminution des inégalités régionales, mise en place d'une coordination entre médecine de ville et médecine hospitalière et mise en concurrence des caisses maladie assortie d'un mécanisme de compensation).

En France, au cours des trente dernières années, de nombreuses réformes se sont succédées au rythme d'une tous les dix-huit mois en moyenne. Elles s'articulent autour de mesures visant à accroître les recettes de l'Assurance maladie (instauration de la Contribution sociale généralisée en 1991 et de la Contribution pour le Remboursement de la dette sociale en 1996) et, comme en Allemagne, dans les années 1980, sur des mécanismes de régulation de la demande de soins (accroissement des tickets modérateurs). Dans les années 1990, dans le cadre de la maîtrise médicalisée des dépenses de santé (1994) puis du plan Juppé (1995), les mesures proposées ont pour objectif principal de responsabiliser tous les acteurs du système de santé, en particulier les offreurs de soins, et à modifier leurs comportements. Elles concernent à la fois le volume et la qualité des biens et des services produits à travers divers instruments comme les enveloppes de dépenses ou les Références médicales opposables. Ces réformes ne semblent pas avoir permis d'infléchir de façon durable la croissance des dépenses de santé même si des effets transitoires ont pu être observés¹. Ces effets limités des réformes dans le temps peuvent avoir pour origine la difficulté d'appliquer concrètement les mesures envisagées et celle de les traduire en inflexion durable du comportement des patients et des offreurs de soins.

Au Royaume-Uni, l'instauration de mécanismes concurrentiels dans le National Health Service dans les années 1990 (par exemple, mise en concurrence des hôpitaux par les généralistes « gestionnaires de budget » et les autorités locales) ne semble pas avoir eu d'impact sur la croissance des dépenses de santé. Selon M. Grignon², la réforme de 1991 n'a pas introduit de réelle concurrence dans la mesure où elle a surtout favorisé la mise en œuvre de relations de long terme avec les établissements hospitaliers. La croissance des dépenses de santé s'est toutefois accélérée dans les années récentes, probablement en raison de la volonté des pouvoirs publics d'accroître les ressources du National Health Service (à travers une hausse de 1% des cotisations de sécurité sociale). Cette hausse des ressources s'inscrit dans le cadre de la réforme mise en œuvre à partir de 1999 et qui a trois objectifs principaux : réduire les délais d'attente, améliorer la qualité des services et élargir la diversité de l'offre et le choix des patients.

1 - cf. note 17.

2 - Grignon M., « La réforme du NHS en 1990 : une autre interprétation », Revue française des affaires sociales, n° 3, juillet-décembre 2000.

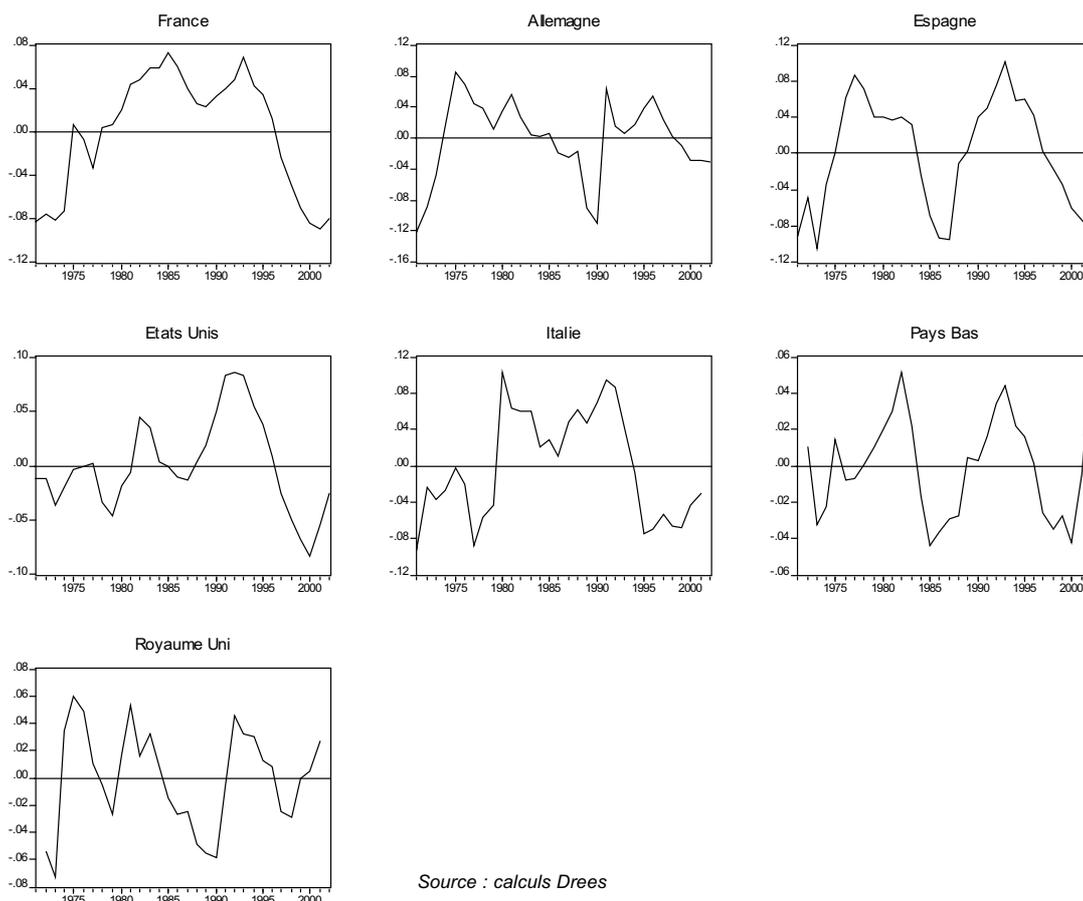
En Allemagne, en Italie, en Espagne et au Royaume-Uni, les fluctuations des résidus semblent être liées au caractère contra-cyclique des dépenses de santé à court terme. En outre, les trois premiers pays se caractérisent par des résidus importants, qui correspondent à des chocs ponctuels coïncidant avec des événements particuliers comme la réunification allemande en 1990, la mise en place d'un Service National de Santé en Italie en 1978 et en Espagne en 1986.

En France et aux États-Unis, on observe un écart important des dépenses observées relativement à la relation estimée tout au long des années 1990, ce qui pourrait résulter, notamment en France, des diverses mesures de maîtrise des dépenses de santé mises en

œuvre au cours de cette période (enveloppes de dépenses pour certaines professions libérales au début des années 1990, Objectif national des dépenses d'assurance maladie à partir de 1997). Toutefois, dans les années récentes, on constate un retour vers le taux de croissance de long terme, plus rapide aux États-Unis qu'en France qui met en évidence le caractère provisoire de la réduction du rythme d'évolution des dépenses par rapport à la relation estimée. Les chocs institutionnels (plan Juppé en France, généralisation des « Health Maintenance Organizations » [HMO] aux États-Unis) n'ont donc eu, au mieux que des effets transitoires¹⁷, sans profondément modifier les tendances de long terme, elles-mêmes pour partie liées au mode de régulation d'ensemble du système.

GRAPHIQUE 7 ●

résidus de l'estimation empilée



17 - Les travaux de Bac, Bontout et Lenseigne (2000) tendent en effet à montrer que les réformes successives portant sur les dépenses de santé semblent n'avoir eu qu'un impact transitoire sur leur montant. Plus précisément, le plan Durieux (1991) n'aurait pas d'effet sur la tendance des dépenses de santé tandis que les plans Veil (1993) et Juppé (1995) seraient à l'origine d'infléchissements de la tendance mais auraient une persistance faible, de l'ordre de 3 à 4 trimestres. (Décomposition tendance-cycle : une application aux prestations sociales, Drees, Dossier Solidarité Santé, n°4, 2000).

Toutefois, les réformes récemment engagées dans la plupart des pays de l'échantillon pourraient avoir un impact plus marqué que les précédentes sur la croissance des dépenses de santé. En effet, elles s'accompagnent de mesures structurelles qui visent à modifier l'organisation du système de soins tant du côté du financement (mise en concurrence des assureurs aux Pays-Bas et en Allemagne, décentralisation en Italie et en Espagne) que du côté de l'offre de soins (développement des filières et des réseaux en France). L'évaluation des tendances récentes de la croissance des dépenses de santé (tableau 7) semble confirmer cet effet et met en évidence, pour la plupart des pays de l'échantillon, une relative stabilité de la part des dépenses de santé dans le PIB.

Afin d'évaluer les tendances actuellement à l'œuvre en ce qui concerne la croissance des dépenses de santé dans les différents pays, nous avons prolongé les tendances récentes (2000-2002) de l'é-

volution des prix relatifs observée dans chaque pays : 0,1 % par an en Allemagne, -0,1 % en Espagne, +1,8 % aux États-Unis, -0,1 % en France, -0,3 % en Italie, 0 % aux Pays-Bas et -1,2 % au Royaume-Uni. Nous avons par ailleurs réalisé cette évaluation en supposant une hausse du PIB de 1 ou de 3 % par an pour mettre en évidence la sensibilité relative des différents pays à l'environnement économique. Enfin, concernant les écarts entre valeurs observées et estimées, nous avons retenu deux jeux d'hypothèses. Dans le premier scénario, nous avons supposé que les écarts étaient spécifiques à chaque pays. En effet, à la lumière des réformes récemment engagées dans les différents systèmes de santé (encadré 6), nous avons tenu compte des écarts entre les valeurs observées et les valeurs estimées par la relation économétrique pour l'Allemagne, entre 1996 (réforme Seehofer) et 2002, pour l'Espagne et les États-Unis entre 1992 et 2002, pour la France entre 1993 (plan Veil) et

TABLEAU 7 ●

tendances récentes de la croissance des dépenses de santé

	Allemagne	Espagne	États-Unis	France	Italie	Pays-Bas	Royaume-Uni
Croissance du PIB de 1 % par an							
(1) Effet du PIB	0,9	0,9	0,9	0,9	0,9	0,9	0,9
(2) Effet de la structure par âge	0,4	0,8	0,3	0,4	0,7	0,4	0,2
(3) Effet des prix relatifs	-0,1	0	-1,6	0,1	0,3	0	1,1
(4) Tendence autonome	1	1,6	2	1,7	0,7	0,4	1,2
(5) Écarts période récente - Scénario 1	-0,2	0,6	-0,3	-2,4	-3,6	0,3	1,7
(6) Écarts « nuls » - Scénario 2	0	0	0	0	0	0	0
Tendance 1 (1)+(2)+(3)+(4)+(5)	2	3,9	1,3	0,7	-1,1	2	5,1
Tendance 2 (1)+(2)+(3)+(4)+(6)	2,2	3,3	1,6	3,1	2,5	1,7	3,4
Dépenses / PIB (tendance 1)	0,12	0,22	0,33	-0,03	-0,19	0,09	0,22
Dépenses / PIB (tendance 2)	0,15	0,18	0,37	0,2	0,11	0,07	0,09
Croissance du PIB de 3 % par an							
(1) Effet du PIB	2,74	2,74	2,74	2,74	2,74	2,74	2,74
(2) Effet de la structure par âge	0,4	0,8	0,3	0,4	0,7	0,4	0,2
(3) Effet des prix relatifs	-0,1	0	-1,6	0,1	0,3	0	1,1
(4) Tendence autonome	1	1,6	2	1,7	0,7	0,4	1,2
(5) Écarts période récente - Scénario 1	-0,2	0,6	-0,3	-2,4	-3,6	0,3	1,7
(6) Écarts « nuls » - Scénario 2	0	0	0	0	0	0	0
Tendance 1 (1)+(2)+(3)+(4)+(5)	3,8	5,8	3,2	2,6	0,7	3,8	6,9
Tendance 2 (1)+(2)+(3)+(4)+(6)	4,1	5,1	3,5	5	4,4	3,6	5,3
Dépenses / PIB (tendance 1)	0,12	0,22	0,33	-0,03	-0,19	0,09	0,21
Dépenses / PIB (tendance 2)	0,15	0,17	0,37	0,2	0,11	0,07	0,09

L'évolution du ratio dépenses / PIB résulte de la croissance des dépenses de santé en volume (s), de celle des prix relatifs de la santé par rapport au PIB (r) et de la croissance du PIB en volume (q). On a ainsi :

$$\Delta \text{dépenses} / \text{PIB} = \text{dép}_0 / \text{PIB}_0 * ((1+s) * (1+r) / (1+q) - 1)$$

Source : Calculs Drees

2002, pour l'Italie et le Royaume-Uni entre 2000 et 2001 (refonte de la fiscalité et du financement de la santé en Italie, augmentation des dotations budgétaires du Service national de santé au Royaume-Uni) et pour les Pays-Bas, entre 2000 et 2002. Les résidus ainsi obtenus sont fortement négatifs pour la France (-2,4) et pour l'Italie (-3,6), proches de zéro pour les États-Unis (-0,3), l'Allemagne (-0,2) et les Pays-Bas (-0,3) et fortement positif au Royaume-Uni (1,7). Le second scénario postule que les résidus sont nuls pour l'ensemble des pays de l'échantillon, ce qui correspond à l'hypothèse d'un retour à la tendance d'évolution de long terme des dépenses de santé.

La prolongation de la tendance des prix relatifs et des estimations réalisées sur les évolutions en volume des dépenses permettent de déduire une estimation de la tendance du ratio dépenses de santé par rapport au PIB en valeur (tableau 7).

Avec une hypothèse de croissance économique de 3 % par an, le taux de croissance des dépenses totales de santé en volume se situe sur un rythme tendanciel dont l'estimation, à mode de régulation inchangé, varie de 6,9 % au Royaume-Uni à 0,7 % en Italie (si l'on se place dans la configuration du scénario 1)¹⁸.

Pour la France, la tendance est comprise entre 2,5 et 5 % selon l'hypothèse de prolongation des écarts retenue. Elle est liée essentiellement à la croissance du PIB et à la tendance autonome qui reflète à la fois le rôle du progrès technique et l'influence des spécificités nationales, telles que le paiement à l'acte des professionnels de santé.

Au Royaume-Uni et en Espagne, la hausse tendancielle des dépenses de santé est particulièrement forte (de 5,1 % à 6,9 %). En Espagne, cela peut être interprété comme un phénomène de rattrapage des dépenses de santé par rapport aux autres pays. Au Royaume-Uni, cette hausse est liée à la volonté récente des pouvoirs publics d'accroître les ressources du National Health Service. Cette hausse des ressources s'inscrit dans le cadre de la réforme¹⁹ mise en œuvre à partir de 1999 et qui a trois objectifs principaux : réduire les délais d'attente, améliorer la qualité des services et élargir la diversité de l'offre et le choix des patients.

En Italie, si l'on s'en tient au scénario 1, la croissance tendancielle des dépenses de santé apparaît faible. En effet, après la croissance relativement forte observée au début des années 2000 et liée à la réforme de la fiscalité engagée pour limiter les effets de la décentralisation, il est probable que la croissance des dépenses de santé ralentisse.

La part des dépenses de santé dans le PIB se situe, d'après ces estimations tendanciennes, sur un rythme d'augmentation dans tous les pays, sauf en

France et en Italie (scénario 1), ce qui signifie que les dépenses de santé en valeur devrait croître à un rythme supérieur au PIB de l'ordre de 0,09 à 0,3 point par an, quelle que soit l'hypothèse de croissance du PIB retenue. En France, cette tendance est comprise entre -0,03 (scénario 1) et 0,2 point par an (scénario 2), aux États-Unis, entre 0,33 (scénario 1) et 0,37 point par an (scénario 2). Les plus élevés de ces rythmes de progression soulèvent à cet égard une interrogation quant à la soutenabilité de la croissance des dépenses de santé à long terme, à tempérer par le fait que les évolutions tendanciennes ici calculées ne prennent pas en compte les réformes que certains pays, dont la France, ont déployées dans la période la plus récente. ■

18 - Cette même estimation varierait de 5,1% à -1,1% par an respectivement au Royaume-Uni et en Italie, avec une hypothèse de croissance économique de 1% par an.

19 - Chambaretaud S., Lequet-Slama D. (2002), Le système de santé britannique : éléments d'analyse et réformes, Drees, Dossiers Solidarité Santé, n° 3, juillet –septembre.

LES DÉTERMINANTS DE L'ÉVOLUTION DES DÉPENSES DE SANTÉ

Nathalie MISSÉGUE et Céline PEREIRA

Ministère de l'emploi, du travail et de la cohésion sociale

Ministère des solidarités, de la santé et de la famille

Drees

En quarante ans, la part de la consommation de soins et de biens médicaux (en valeur) dans le PIB a été multiplié par 2,3 pour atteindre 9,3 % en 2003. Quels sont les déterminants qui permettent de comprendre l'évolution des dépenses de santé ? Plusieurs facteurs sont susceptibles de fournir des explications : la démographie de la population, l'évolution macro-économique, le nombre de médecins ou encore le degré de couverture de la population par les dispositifs publics ou privés d'assurance maladie. Cependant, il n'est pas toujours possible d'améliorer l'ensemble de ces indicateurs dans une perspective de modélisation, identifiant l'impact spécifique de tel ou tel déterminant des dépenses.

Au cours des quarante dernières années, la consommation de soins des Français a augmenté de façon importante, passant de 3,5 % du Produit Intérieur Brut (PIB) en 1960 à près de 10 % aujourd'hui, en dépit d'une stabilisation dans les années quatre-vingt-dix. Plusieurs facteurs sont susceptibles d'expliquer ces évolutions : démographiques (l'effectif total de la population et sa structure par âge), macro-économiques (la richesse nationale, les prix relatifs de la santé ou le progrès technique), relatifs à l'offre – le nombre de médecins ou d'établissements de soins rapporté à l'effectif de la population ou à la demande de soins (le degré de couverture de la population par des dispositifs publics ou privés d'assurance maladie). Par ailleurs, les évolutions observées ont également enregistré l'incidence des changements institutionnels et des politiques de régulation du système de santé, notamment à partir du régime de croissance ralentie qu'a connu la France dès les années soixante-dix.

Les études empiriques, menées aussi bien sur données nationales qu'internationales, ne retiennent pas l'ensemble de ces déterminants pour expliquer l'évolution des dépenses de santé. En effet, il est difficile de disposer d'indicateurs pertinents permettant de caractériser tel ou tel déterminant des dépenses de santé. Cette difficulté est particulièrement sensible quand on cherche à prendre en compte les phénomènes sous jacents au progrès technique. Par ailleurs, même si on dispose d'un indicateur pertinent, sa disponibilité peut être limitée dans le temps (par exemple, le nombre total de médecins rapporté à la population) ou alors sa méthode de calcul peut être variable dans le temps et/ou selon les pays (c'est le cas par exemple des méthodes de partage prix/volume). Ces difficultés obligent le plus souvent les auteurs à mettre en œuvre des modélisations relativement simples et basées sur des hypothèses restrictives. Néanmoins, ces modélisations conduisent à des estimations vraisemblables et convergentes (quand les variables et les périodes étudiées sont

similaires) à défaut d'être incontestables. Le modèle présenté dans cette étude et estimé sur la période 1963-2003, conduit également à des élasticité de la consommation de soins et de biens médicaux (par habitant en volume) au PIB par habitant en volume et aux prix relatifs de la santé non significativement différentes de 1 et de - 1 respectivement. Il est toutefois assorti d'une hypothèse de tendance temporelle quadratique différente de celle retenue et estimée de façon conjointe sur les données d'un ensemble de pays industrialisés (Azizi et Pereira, 2005), sans doute pour partie du fait de la période très longue retenue pour l'estimation comprenant un processus de montée en charge importante du système de soins et d'assurance maladie. Cette modélisation a été

développée à partir des données issues de la rétropolation des Comptes nationaux de la santé réalisée par la Drees en 2003 (encadré 1).

La rétropolation permet d'analyser l'évolution de la consommation de soins et de biens médicaux depuis le début des années 1960. Les évolutions de la consommation de soins en valeur (et par postes détaillés) et celles des prix ayant déjà fait l'objet d'une présentation détaillée sur la période 1960-2001 (Caussat, Fenina, Geffroy, 2003), nous nous intéresserons plus particulièrement à l'évolution de cette consommation en volume par habitant (en France métropolitaine).

En quarante ans, la part de la consommation de soins et de biens médicaux (en valeur) dans le PIB a

ENCADRÉ 1 ●

LES DONNÉES ISSUES DE LA RÉTROPOLATION DES COMPTES NATIONAUX DE LA SANTÉ

L'analyse sur quarante ans de la consommation de soins et de biens médicaux en France est réalisée grâce à la rétropolation des Comptes nationaux effectuée en 2003 par la Drees (Études et Résultats n°243, juin 2003). La rétropolation des Comptes de la santé a consisté à reconstruire des données sur la consommation de soins et de biens médicaux et sur les indices de prix de la CSBM en remontant jusqu'en 1960, selon des concepts et définitions en vigueur dans la méthodologie actuelle des comptes de la santé, dite « base 1995 ».

Les comptes nationaux de la santé présentent deux grands agrégats : la consommation médicale totale (qui comprend la consommation de soins et de biens médicaux) et la Dépense courante de santé.

• La consommation médicale totale (CMT) représente la valeur totale des biens et services médicaux consommés sur le territoire national (y compris les Dom) par les résidents et les non résidents pour la satisfaction des besoins individuels. Elle est estimée à travers les sommes d'origines publiques et privées, qui en sont la contrepartie. Le retrait des dépenses de prévention collective de l'agrégat permet d'obtenir la consommation de soins et de biens médicaux (CSBM).

• La dépense courante de santé (DCS) mesure l'effort financier consacré au cours d'une année par l'ensemble des agents. C'est la somme des dépenses engagées par les financeurs publics et privés pour la fonction santé. A la consommation médicale totale, elle ajoute les indemnités journalières, les subventions reçues, la recherche, l'enseignement et la gestion générale du système de santé.

La rétropolation réalisée par la Drees concerne la CSBM, c'est-à-dire les dépenses liées aux soins reçus par les malades¹. Elle permet à la France, contrairement à la plupart des autres pays de l'OCDE, de disposer d'une série longue harmonisée selon les bases de référence de la comptabilité nationale retraçant la consommation de soins des français. Cette harmonisation a, pour une grande part, intégrée les grands changements intervenus en 40 ans aussi bien dans la méthodologie (par exemple, l'intégration des Dom) que dans les sources de données permettant la construction des comptes (comme le Système national inter régimes) et les réformes du système de santé français (par exemple, l'instauration en 1967, au sein du Régime général des salariés, de trois caisses nationales distinctes (maladie, vieillesse, famille), le passage au budget global hospitalier en 1983 ou la mise en place de la CMU en 2000).

La CSBM comprend aujourd'hui dix rubriques et seize postes détaillés contre 10 en 1960 :

- les soins hospitaliers publics (1) et privés (2) (dont honoraires et frais de séjour) et les soins en sections médicalisées des maisons de retraite publiques et privées ;*
- les soins ambulatoires dispensés par les médecins (3), les auxiliaires médicaux (4), les dentistes (5), les laboratoires d'analyses (6) et les établissements thermaux (7) ;*
- les transports privés de malades (8) ;*
- les médicaments (9) ;*
- les autres biens médicaux (10) : optique, prothèses, petits matériels et pansements.*

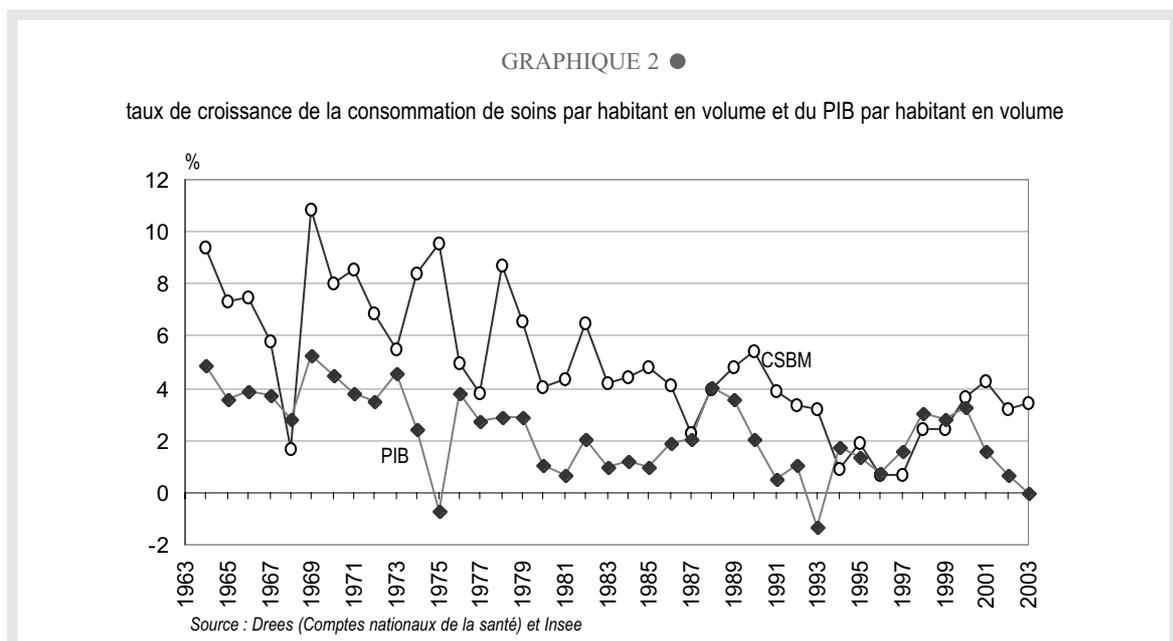
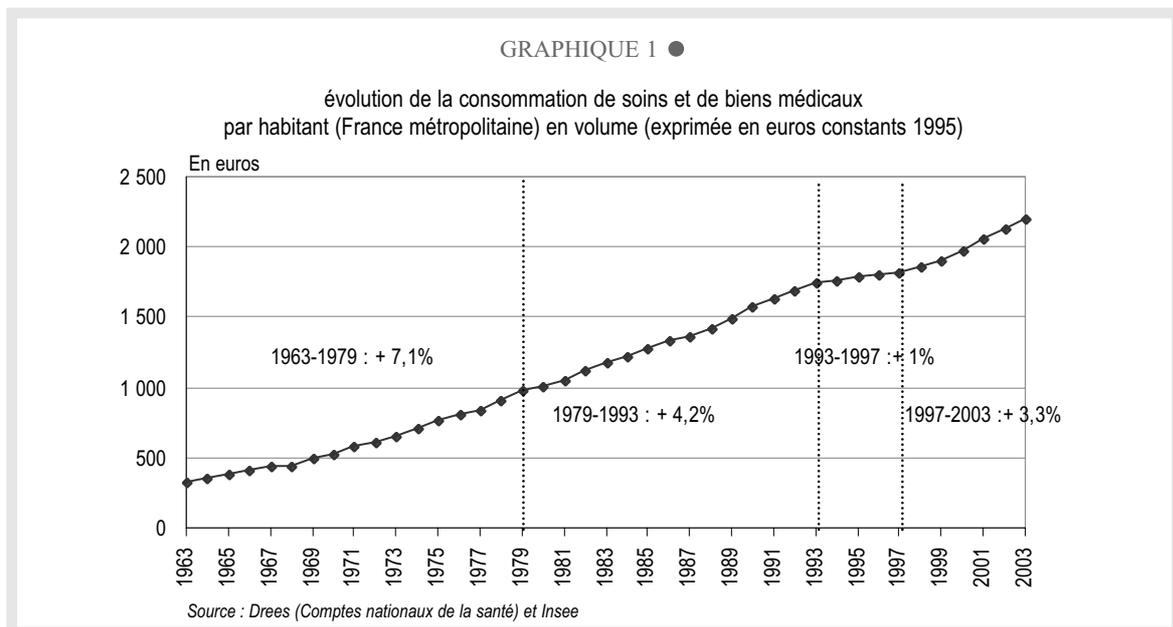
Jusqu'en 1989, les données en valeur figurant dans les séries rétropolées sont saisies à la date de remboursement par les organismes de Sécurité sociale. A partir de 1990, ces données sont répertoriées à la date des soins eux-mêmes. La série présente donc de 1960 à 1989 les défauts du mode d'enregistrement comptable de l'époque. Elle incorpore dans les données les aléas (épidémies, grèves essentiellement) et la diminution progressive des délais de paiement des organismes. Par ailleurs, afin de prendre en compte les nouvelles lettres clés et pour suivre l'évolution des structures et de la tarification hospitalière, la nomenclature statistique de la CNAMTS a considérablement évolué en 40 ans et le passage d'une nomenclature à l'autre n'est possible qu'à un niveau d'agrégation élevé. L'étude sur longue période de la CSBM est donc envisagée dans un premier temps au niveau global et pourra l'être au niveau des grandes rubriques (soins hospitaliers, soins ambulatoires, transports, médicaments, autres biens médicaux).

Ainsi, pour chaque rubrique de la CSBM et pour la CSBM totale, nous disposons de données en volume et des prix exprimés en base 100 en 1995 sur la période 1960-2003. Toutefois, l'étude portera uniquement sur l'évolution de la Consommation de soins et de biens médicaux sur la période 1963-2003.

1 — La rétropolation a depuis également été effectuée sur les autres postes de la Consommation médicale totale et de la Dépense courante de santé.

été multipliée par 2,3 pour atteindre 9,3 % en 2003. Cette évolution en valeur de la consommation de soins intègre à la fois celle du prix des soins de santé, orientée à la baisse et celle des volumes consommés. Ces derniers ont évolué de façon significative (graphique 1) : en 1963, la consommation de biens et de services médicaux par habitant en volume (exprimée en euros constants 1995) s'élève à 326 euros et en 2003, à 2 200 euros soit une croissance annuelle moyenne de près de 5 %. Cette croissance est naturellement liée à l'évolution de la croissance économique sur cette période mais entre 1963 et 2003, la consommation de soins par habitant en volume a été

multipliée par 6,7 tandis que le PIB par habitant en volume a été multiplié par 2,5. Cet écart de croissance est néanmoins variable d'une période à l'autre (graphique 2). Sur les trente premières années, le taux de croissance de la consommation par habitant en volume est en moyenne 2,3 fois plus élevé que celui du PIB par habitant. Entre 1993 et 1997, le ralentissement de la croissance économique (+1,4 %) va de pair avec celui de la consommation de soins (+1 %). Depuis, le taux de croissance du PIB par habitant reste inférieur à 2 % en moyenne alors que la croissance de la consommation de soins reprend (+3,3 % entre 1997 et 2003).



L'analyse de l'évolution de la consommation de soins et de biens médicaux par habitant en volume sur la période 1963-2003 permet d'envisager quatre sous périodes.

Entre 1963 et 1979, la consommation de soins en volume connaît une forte croissance (+7,1 % en moyenne par an). Cette croissance apparaît liée à la fois à des facteurs de demande et à des facteurs d'offre. La croissance de la demande est favorisée par la croissance économique, par la montée en charge des régimes d'assurance maladie (extension de la Sécurité Sociale aux exploitants agricoles en 1961, aux travailleurs indépendants en 1966, assurance volontaire en 1967). Sur cette période, la croissance de l'offre de soins a concerné tant l'hôpital que la médecine de ville. Par exemple, le nombre de lits, toutes spécialités confondues, disponibles dans les hôpitaux publics et privés français croît pour atteindre un maximum en 1978. En médecine libérale, les spécialités médicales et chirurgicales se diversifient et la densité médicale libérale (nombre de médecins libéraux pour 100 000 habitants) augmente de 4 % entre 1963 et 1979 (3 % pour les omnipraticiens et 5 % pour les spécialistes). Par ailleurs, sur cette période, le progrès technique se diffuse de façon particulièrement importante à travers la constitution et l'expansion de plateaux techniques à l'hôpital mais aussi par le biais des innovations telles que l'imagerie à résonance magnétique (IRM) et les scanners.

Entre 1979 et 1993, la croissance de la consommation de soins et de biens médicaux est moins soutenue (un peu plus de 4 % en moyenne par an sur la période). Dans le même temps, la croissance économique se ralentit suite notamment aux crises pétrolières. Par ailleurs, la crise économique limite les recettes de l'assurance maladie qui connaît ses premiers déficits. Les pouvoirs publics décident alors de mettre en place le budget global hospitalier et des mesures visant à limiter la demande de soins (hausse du ticket modérateur et déremboursement de nombreux médicaments, forfait journalier à l'hôpital). Ces mesures contribuent à freiner la croissance de la consommation de soins.

De 1993 à 2003, la croissance de la consommation de soins par habitant en volume ralentit encore : elle atteint 2,4 % par an en moyenne. Entre 1993 et 1997, elle n'est que de 1 % par an. La croissance du PIB en volume par habitant est également très faible sur cette période : +1,4 % par an. Ce ralentissement de la croissance économique a favorisé celui de la croissance de la consommation de soins. Par ailleurs, deux réformes importantes ont été mises en place : la

maîtrise médicalisée des dépenses de santé en 1994 et le plan Juppé en 1995 (encadré 2). Ces mesures semblent avoir eu un impact sur la tendance d'évolution des dépenses de santé qui a effectivement connu un ralentissement marqué dans la deuxième partie des années quatre-vingt-dix.

Depuis 1997, on observe une reprise de la croissance de la consommation de soins par habitant en volume (+3,3 % en moyenne par an sur la période) alors que la croissance du PIB reste faible (1,9 % en moyenne). Plusieurs facteurs ont sans doute favorisé cette reprise : la mise en œuvre de la Couverture Maladie Universelle en 2000 et le vieillissement de la population qui contribuent à accroître la demande de soins, les revalorisations d'honoraires consenties aux médecins ainsi que l'épisode caniculaire qui ont favorisé la progression des dépenses de soins de ville en 2003¹. Cette reprise de la croissance de la consommation de soins sur les années récentes pourrait également être envisagée comme un « rattrapage » après le ralentissement des années 1990.

Au total sur quarante ans, le poids des dépenses de santé dans la richesse nationale a fortement progressé pour atteindre près de 10 % du PIB. Cependant les années quatre-vingt-dix montrent une inflexion de la croissance des dépenses de santé en volume. La brève rétrospective qui vient d'être présentée suggère une variété de facteurs explicatifs, portant tant sur l'offre que sur la demande de soins. La première partie de cet article examine ces facteurs au regard de leurs justifications économiques théoriques et des indicateurs disponibles permettant de refléter leur évolution en France au cours des quarante dernières années. La seconde partie dresse un panorama des études empiriques qui analysent les déterminants des dépenses de santé et présente la modélisation réalisée à partir des données de la réropolation des Comptes de la santé.

LES DÉTERMINANTS À LONG TERME DES DÉPENSES DE SANTÉ

la structure par âge de la population

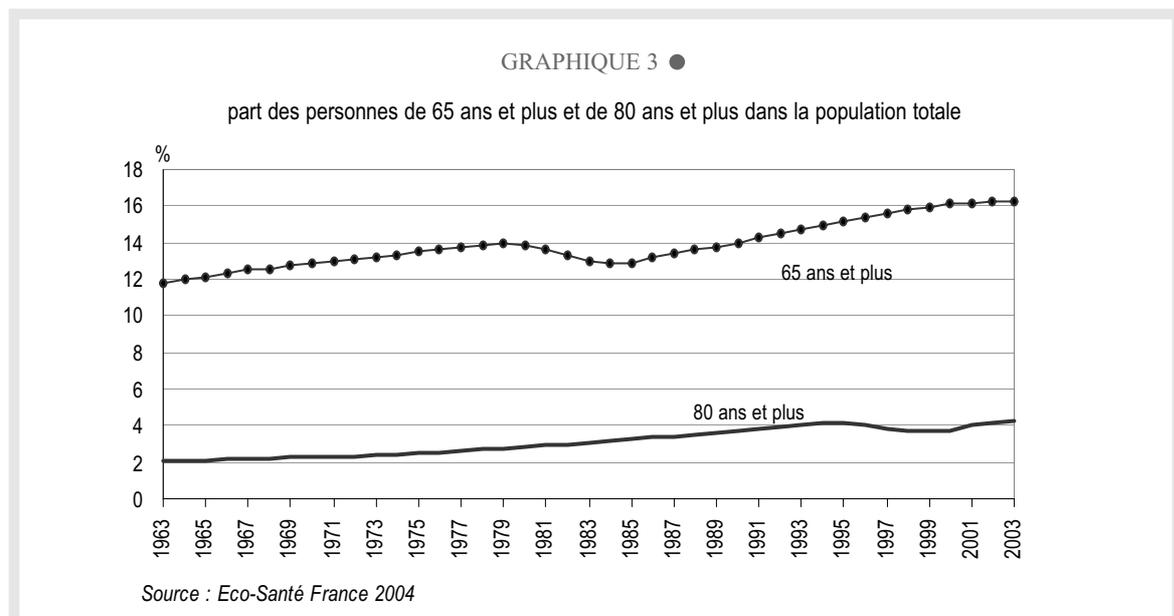
Les études menées au niveau microéconomique montrent que l'âge a une influence considérable sur la consommation de soins en volume (Raynaud, 2005, Grignon, 2003, CNAMTS, 2003). Les dépenses de santé sont relativement élevées à la naissance et diminuent fortement pendant l'enfance, l'adolescence et la vie de jeune adulte avant de croître lentement à partir de 45-50 ans puis très rapidement

1 — Azizi K., Podevin M., « Les dépenses de soins de ville remboursées par le régime général en 2003 », Drees, *Études et Résultats* n° 364, décembre 2004.

après 65 ans. Selon Raynaud (2005), les dépenses de santé sont donc globalement croissantes avec l'âge, à l'exception de la petite enfance. Par ailleurs, on observe une concentration des dépenses aux âges élevés. Ainsi, selon une étude de la CNAMTS², les dépenses moyennes au cours des six derniers mois de vie s'élèvent à 14 000 euros. Pour une cohorte annuelle de 550 000 décédés, cela représenterait une dépense de 7,7 milliards d'euros soit 6,9 % de la consommation médicale totale.

A cet effet d'âge ou de cycle de vie, s'ajoute un effet de génération : au cours du temps, la consommation médicale évolue d'une génération à l'autre. Cet effet se mesure en suivant, à partir de données similaires, les différences de consommation de deux générations différentes quand elles atteignent, chacune à leur tour, une même tranche d'âge. Il tient aux comportements propres à chaque génération (niveau de vie, niveau d'instruction, milieu social, protection sociale...). Selon une étude de la CNAMTS (2003) basée sur les données de l'Échantillon permanent des assurés sociaux (EPAS) entre 1992 et 2000, « l'accroissement de la consommation médicale des générations nouvelles relativement aux précédentes est visible, mais il est beaucoup plus net aux âges élevés qu'aux âges jeunes. Les effets de génération sont importants une fois passée la cinquantaine, et massifs à des âges plus élevés. En outre, on ne distingue aujourd'hui encore nulle trace évidente de fléchissement dans ces évolutions » (p. 29).

A travers les effets d'âge et de génération, le vieillissement de la population française devrait contribuer à l'accroissement des dépenses de santé³. Toutefois, ce dernier n'est pas seulement une cause de la progression des dépenses, il en est aussi une conséquence. En effet, plus un pays consacre une part importante de sa richesse à son système de santé, plus il contribue à l'amélioration de l'état de santé de la population. Pour autant, les pays qui consacrent le plus de ressources à leur système de santé ne sont pas forcément ceux qui ont les meilleurs résultats en matière de santé. Sur longue période, les dépenses engagées dans le système de santé, associés à d'autres mouvements économiques et sociaux (modification des comportements alimentaires par exemple) contribuent à l'augmentation de l'espérance de vie et au vieillissement de la population. Dans les prochaines années, l'influence du vieillissement de la population sur la croissance des dépenses de santé pourrait dépendre de l'état de santé et des comportements de recours aux soins aux âges élevés (Grignon, 2003). Ainsi, la baisse de la prévalence des maladies à âge donné devrait contribuer à limiter les dépenses contrairement au développement de soins spécifiques coûteux comme la chirurgie fonctionnelle (cataracte, adénomes de la prostate) ou les services de soins infirmiers à domicile⁴. A l'avenir, l'influence de l'effet génération sur les dépenses de santé est donc incertaine.



2 — In Rapport du haut conseil pour l'avenir de l'assurance maladie, annexe 3, 2004.

3 — Le vieillissement de la population a également une incidence potentielle importante sur l'évolution des dépenses de protection sociale (cf. Algava E. et Plane M., « Vieillissement et protection sociale en Europe et aux États-Unis », Drees, *Dossier Solidarité Santé* n° 3, juillet-septembre 2004).

4 — Voir Drees, *Études et Résultats* n° 194, octobre 2002 et n° 350, novembre 2004.

Au niveau macroéconomique, le vieillissement de la population peut être mesuré par l'importance croissante des tranches d'âge les plus élevées (graphique 3). Ainsi, en France, entre 1963 et 2003, la part des personnes de 65 ans et plus a augmenté de 4,5 points. Depuis l'année 2000, plus de 16 % de la population française est âgée de plus de 65 ans. Sur ces quarante dernières années, la part des personnes de plus de 80 ans dans la population française reste inférieure à 5 % mais connaît une hausse continue jusqu'en 1996. Entre 1996 et 2001, le ralentissement est lié à l'arrivée dans ces classes d'âge des générations peu nombreuses nées pendant la première guerre mondiale.

la richesse nationale par tête

Au niveau microéconomique, le lien entre le niveau de vie et les dépenses de santé dépend du

besoin de soins, lié notamment à l'état de santé. Selon une analyse « toutes choses égales par ailleurs » qui permet de prendre en compte non seulement ces disparités de besoins de soins mais aussi les disparités socioculturelles à l'origine de comportements de consommation de soins (prévention), alimentaires, à risque différents, l'élasticité de la demande de soins au revenu se révèle légèrement négative (-0.05), principalement en raison de dépenses hospitalières, de médicaments, d'auxiliaires médicaux et d'honoraires d'omnipraticiens significativement décroissantes avec le revenu, au contraire des honoraires de médecins spécialistes et des dépenses dentaires, d'optiques et d'analyse biologique⁵.

Au niveau macroéconomique, les dépenses de santé par habitant sont clairement une fonction croissante du PIB par habitant qui permet d'approcher le niveau de vie moyen des ménages. Le niveau

ENCADRÉ 2 ●

LES RÉFORMES DU SYSTÈME DE SANTÉ FRANÇAIS ENTRE 1963 ET 2003

1960-1978 : généralisation et harmonisation de l'assurance maladie*

- 1961 : loi créant l'assurance maladie et maternité des exploitants agricoles
- 1966 : loi créant l'assurance maladie pour les non salariés non agricoles
- 1967 : mise en place de l'assurance volontaire pour les personnes non couvertes
- 1978 : loi instituant la généralisation de l'assurance maladie soit par affiliation à un régime obligatoire soit par l'assurance personnelle

1960-1975 : harmonisation des conditions de tarification des médecins libéraux

- 1960 : fixation de plafonds de tarifs et trois motifs de dépassement (Dépassement pour situation de fortune, dépassement pour exigence particulière du malade, dépassement pour notoriété du praticien (l'équivalent du Droit Permanent au Dépassement aujourd'hui))
- 1971 : première convention nationale entre les médecins libéraux et les trois principaux régimes d'assurance maladie : fixation des tarifs conventionnels et clauses strictes concernant la pratique des dépassements

1970 : création d'un service public hospitalier décentralisé

- 1974 : mise en place d'une **carte sanitaire** qui découpe chaque région en secteurs d'une taille suffisamment importante pour permettre l'instauration d'un plateau technique minimum.

1975 - plan Durafour : baisse de la TVA sur les produits pharmaceutiques (de 20 % à 7 %)

1976 - plan Barre : mesures visant à limiter la demande de soins :

- suppression du remboursement à 70 % de certaines spécialités pharmaceutiques
- augmentation du ticket modérateur sur les actes d'auxiliaires médicaux – sauf infirmier – de 25 % à 35 %
- instauration d'un ticket modérateur de 30 % sur les frais de transport

1977-1978 - plans Veil : le premier plan consiste en une hausse du ticket modérateur sur les médicaments dits de confort (de 30 % à 60 %). En contrepartie, les médicaments remboursés à 90 % passent à 100 %. Le second plan vise une maîtrise de l'offre de soins par une politique de stabilisation, voire de réduction du nombre de lits d'hospitalisation (tant dans le secteur public que privé), un contrôle de la création d'équipements lourds et la mise en place d'un **numerus clausus** pour les étudiants en médecine admis en deuxième année.

1978 : budget global hospitalier qui remplace progressivement le financement au prix de journée pour les hôpitaux publics

1979 - plan Barrot :

- blocage des honoraires médicaux jusqu'à conclusion d'une convention
- absence de revalorisation des prix de journée
- respect des budgets initiaux pour les hôpitaux
- création de la retenue pour la 26^{ième} maladie

* Entre 1945 et 1965, de nombreuses catégories de population ont été rattachées au régime général (étudiants en 1948, invalides, veuves et orphelins de guerre en 1950...).

5 — Cf. Article de Caussat L., Le Minez S. et Raynaud D. dans ce dossier et Raynaud D. (2005)

de développement économique d'un pays est considéré, depuis les travaux fondateurs de Newhouse (1977), comme le facteur économique prépondérant pour expliquer l'évolution sur longue période des dépenses de santé. Il permet de tenir compte d'une approche en termes de demande, puisqu'il approche le niveau de vie des ménages (effet revenu), et aussi, mais plus indirectement, d'une approche en termes d'offre : la taille de l'offre de soins n'est généralement pas indépendante du niveau de richesse du pays. A un niveau agrégé, le PIB recouvre donc des facteurs plus larges que le seul revenu des consommateurs.

Le niveau de vie est généralement mesuré par le volume du produit intérieur brut par habitant (le déflateur utilisé est le prix du PIB). En France, sur la période 1963-2003, le PIB par habitant en volume a augmenté de 2,3 % en moyenne par an (graphique 4). Jusqu'au premier choc pétrolier, la croissance du

PIB par habitant est forte (4 % en moyenne par an). Au cours des années quatre-vingt et jusqu'au milieu des années quatre-vingt-dix, la croissance du PIB ralentit considérablement (moins de 2 %). Dans la seconde partie des années quatre-vingt dix, la conjoncture économique semble s'améliorer mais un nouveau fléchissement est observé en fin de période (2000-2003).

le prix relatif de la santé

Le vieillissement de la population et le revenu national ont une influence importante sur l'évolution des dépenses de santé à travers un effet sur la demande de soins. L'évolution du prix relatif des soins de santé (rapport de l'indice du prix des dépenses de santé au prix du PIB ou à celui de la consommation finale des ménages) peut quant à elle affecter à la fois l'offre et la demande de santé. Le prix a théori-

1980 : Convention entre les médecins libéraux et les trois principaux régimes d'assurance maladie qui conduit à la mise en place du **secteur à honoraires libres**

1982 - plan Bérégovoy :

- blocage des prix et des revenus concernant les honoraires et certains produits pharmaceutiques
- absence de revalorisation des indemnités journalières de plus de trois mois
- création du forfait hôtelier
- encadrement des recettes via la dotation globale de financement
- déclassement de médicaments destinés au traitement des affections sans caractère habituel de gravité

1985 - plan Dufoux : réduction du remboursement de 379 produits pharmaceutiques

1987 - plan Séguin :

- extension et révision de la liste des 25 maladies qui permettent de bénéficier d'une exonération du ticket modérateur
- exonération du ticket modérateur réservé à la seule maladie exonérante
- lissage sur 3 mois de la période de référence pour le calcul des indemnités journalières
- suppression de la franchise postale
- suppression de l'exonération du ticket modérateur en cas d'arrêt de travail d'une durée de plus de 3 mois
- relèvement du forfait journalier hospitalier
- non remboursement des vitamines, à l'exception des vitamines D et B12

1989 : mise en œuvre du Programme de médicalisation des systèmes d'information (**PMSI**) dans les établissements publics et privés participant au service public ayant plus de 100 lits de court séjour. Le PMSI sera ensuite étendu à tous les établissements privés pour leur activité de court séjour (1997) et aux établissements de santé ayant une activité de soins de suite et de réadaptation (moyen séjour) en 1998.

1988 - plan Evin :

- exonération du ticket modérateur pour les affections de longue durée « hors liste »
- suppression du délai de 6 mois entre le début des soins et celui de l'exonération en cas de maladie exonérante
- exonération du ticket modérateur pour un malade atteint d'une polypathologie, pour les soins entrant dans la maladie exonérante
- exonération du ticket modérateur pour les médicaments à vignette bleue prescrits pour le malade atteint d'une ALD « sur liste », « hors liste » ou d'une polypathologie
- révision de la cotation des actes de biologie
- mécanismes d'incitation à la cessation d'activité (MICA) pour les médecins libéraux

1990 : Convention entre les médecins libéraux et les trois principaux régimes d'assurance maladie qui conduit à la limitation de l'accès au secteur à honoraires libres (sauf anciens chefs de clinique)

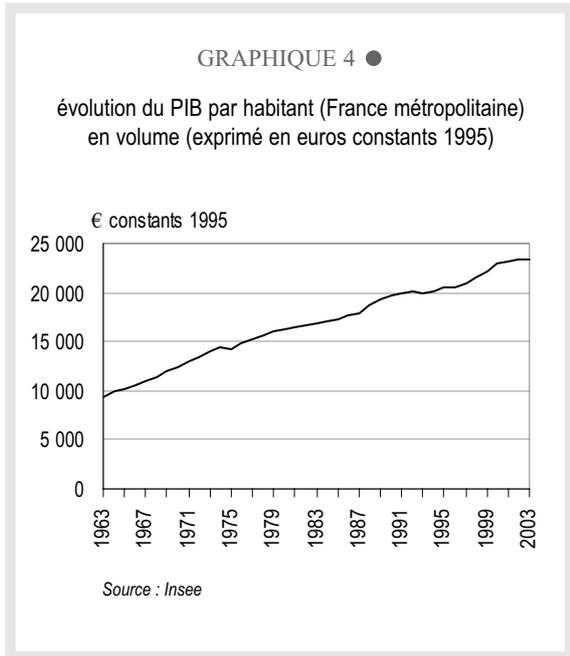
1991 - plan Bianco :

- hausse de la cotisation d'Assurance maladie et du forfait hospitalier
- encadrement des dépenses pour les infirmières et les cliniques privées
- déremboursement des médicaments à base d'oligo-éléments et de magnésium

1991 - Loi hospitalière :

- création d'une nouvelle catégorie d'établissements publics : les établissements publics de santé
- création d'un Schéma régional d'organisation sanitaire (SROS), qui répartit qualitativement les équipements hospitaliers entre les hôpitaux et les cliniques privées

quement un effet négatif sur la demande mais l'effet sur l'offre est plus ambigu : une hausse du prix peut encourager les offreurs de soins à produire plus (par exemple pour accroître leur revenu dans le cas d'un paiement à l'acte) mais elle peut aussi leur permettre de travailler moins pour un revenu égal⁶ (hypothèse de revenu cible, Evans, 1974⁷). En France, les prix sont en général régulés par l'État⁸. Par ailleurs, les individus qui disposent d'une assurance maladie sont peu sensibles aux prix des soins, surtout quand l'assurance complémentaire est de bonne qualité mais leur consommation de soins, notamment ambulatoires, dépend de leur niveau de couverture⁹. Enfin, ce sont les offreurs de soins plus que les patients qui sont à l'origine, dans bien des cas, des décisions en matière de consommation de soins. Ainsi, dans le contexte français, l'effet du prix relatif de la santé sur les dépenses retrace donc vraisemblablement plus un effet d'offre (montants perçus par les prestataires pour les actes effectués) qu'un effet de demande (coût d'une unité de soins).



1993 - plan Veil :

- réduction généralisée des taux de remboursement
- hausse du forfait hospitalier
- création de l'ordonnancier bizonne pour les malades en affection de longue durée

1994 - Maîtrise médicalisée des dépenses de santé

Ce système, fondé sur la responsabilisation de tous les acteurs, vise à modifier les comportements pour mieux réguler les dépenses de santé. Il est basé sur divers instruments dont :

- les Objectifs quantifiés nationaux qui visent à encadrer le montant des dépenses pour certaines catégories de soins (cliniques privées, analyses de biologie, actes infirmiers et de kinésithérapie... mais échec pour les honoraires et les prescriptions des médecins libéraux)
- les Références médicales opposables : guides de bonne pratique médicale qui concernent essentiellement les prescriptions et dont le non respect peut entraîner des sanctions mais absence de contrôle systématique et pas de sanctions persuasives

1995-1996 - plan Juppé :

- Encadrement des dépenses d'Assurance maladie à travers l'ONDAM (Objectif national des dépenses d'assurance maladie) fixé par le Parlement lors du vote de la Loi de financement de la Sécurité sociale
- Mécanismes d'encadrement des dépenses pour les honoraires et les prescriptions des médecins libéraux avec mécanismes de reversement (différents mécanismes proposés mais pas d'application concrète)
- Hausse du forfait hospitalier et réforme de l'hospitalisation publique et privée
 - régionalisation par la création d'agences régionales de l'hospitalisation (ARH) chargées notamment de gérer les crédits limitativement alloués au niveau régional
 - accréditation des établissements de santé et évaluation des services hospitaliers
 - contractualisation entre l'agence régionale et les structures hospitalières
 - coordination au plan local entre hospitalisation publique et hospitalisation privée
- Renforcement des outils de la maîtrise médicalisée (informatisation, FMC)
- Expérimentation des filières et des réseaux de soins

1998 — Loi de Financement de la Sécurité Sociale :

- Répartition par le gouvernement de l'enveloppe financière de l'hospitalisation entre les régions dans une optique de réduction des inégalités régionales
- Convention d'objectif et de gestion entre le gouvernement et l'Assurance maladie portant sur trois années
- Renforcement du dispositif de cessation d'activité pour les médecins libéraux

6 — Une étude de Rochaix (1993) sur données québécoises montre que les prestataires de soins cherchent à garantir le maintien de leur revenu plutôt qu'à l'augmenter à la faveur des hausses de prix.

7 — Evans R. (1974), *Supplier-induced demand : some empirical evidence and implications*, *The Economics of Health and Medical Care*, Mac Millan

8 — Néanmoins, en médecine de ville, certains médecins (notamment dans le secteur à honoraires libres) ont la possibilité de fixer librement leurs honoraires.

9 — cf. article de Caussat L., Le Minez S., Raynaud D., dans ce numéro.

En France, contrairement à ce que l'on observe dans la plupart des pays de l'OCDE, le prix relatif de la santé (rapport de l'indice de prix de la consommation de soins et de biens médicaux à l'indice de prix de la consommation finale des ménages) diminue depuis le début des années soixante de 0,5 % en moyenne par an (graphique 5). Cependant, il n'est pas exclu qu'une partie de ces différences soit liée à des questions de comptabilisation statistique, s'agissant par exemple, dans le cas des médicaments, de produits qui donnent lieu à l'apparition de nouvelles spécialités et pour lesquels la structure de consommation évolue fortement. Plusieurs facteurs ont, à cet égard, dans le cas français, contribué à cette baisse du prix relatif notamment les politiques mises en œuvre pour contrôler les tarifs médicaux et le prix des médicaments.

A priori, la réduction du prix relatif de la santé depuis quarante ans devrait contribuer à la progression du volume de la consommation de soins essentiellement par le biais des offreurs de soins qui peu-

vent être incités à modifier leurs comportements. Toutefois, ce mouvement symétrique du volume et des prix peut également résulter en partie, comme cela a été dit plus haut, de la méthode statistique de partage prix/volume des dépenses en valeur. En effet, selon cette méthode, une partie de la hausse des prix des biens médicaux (les nouveaux médicaments mis sur le marché notamment) est considérée comme un effet « qualité » de ces biens et elle est intégrée dans le calcul du volume de ces biens. Par ailleurs, quand l'offre de soins est rémunérée forfaitairement comme c'est le cas pour les hôpitaux publics depuis 1982 (budget global), il n'existe pas de prix de marché du service rendu et il est donc nécessaire d'évaluer les prix « au coût des facteurs de production » en distinguant, dans l'évolution de la rémunération de ces facteurs, ce qui est imputable à la hausse du volume utilisé et ce qui est imputable à l'augmentation du prix. Par exemple, dans l'estimation du coût du travail hospitalier, seules les hausses générales de salaires sont comptabilisées

Et Convention entre les généralistes libéraux et l'assurance maladie :

- principe du médecin référent
- Objectifs de dépenses opposables (ODD) par région
- RMO
- Promotion des médicaments génériques, de la formation continue et du recours à l'informatique

1999 : Loi de Financement de la Sécurité sociale :

- Instauration d'une contribution des laboratoires pharmaceutiques basée sur leur chiffre d'affaires en cas de dépassement des objectifs
- Création du Fonds d'Aide à la Qualité des Soins de ville pour financer les expérimentations de réseaux

Et

- Droit de substitution accordé aux pharmaciens
- Annulation par le Conseil d'État des clauses de la convention des généralistes de 1998 relatives aux sanctions en cas de méconnaissance des RMO

2000: Loi de Financement de la Sécurité sociale :

- Restriction du champ des dépenses gérées par la CNAMTS avec la définition d'un objectif de dépenses déléguées englobant les soins de ville à l'exclusion de la pharmacie
- Entrée en vigueur de la Couverture Maladie Universelle au 1^{er} janvier

2001 : Loi de Financement de la Sécurité sociale :

- Prolongation pour 5 ans des expérimentations des filières et des réseaux et possibilité d'agrément au niveau régional avec possibilités de rémunération forfaitaire de la coordination des soins

Et

- Loi de modernisation sociale : réforme des études médicales transformant la médecine générale en spécialité à part entière

2002 : Loi de Financement de la Sécurité sociale :

- Possibilité de prescription en Dénomination Commune Internationale
- Dotation spécifique au sein de l'ONDAM pour le financement des réseaux de soins

Et

- Loi du 4 mars relative aux droits des malades et à la qualité du système de santé
- Loi du 6 mars rénovant les relations conventionnelles entre les médecins et les caisses d'assurance maladie
- Juin : avenant à la convention des généralistes conditionnant la revalorisation des honoraires au respect d'engagements de bonne pratique (prescription en DCI ou génériques, diminution des visites non médicalement justifiées)

2003 : Loi de Financement de la Sécurité sociale :

- Mise en place de tarifs forfaitaires de responsabilité (prix de référence) pour le médicament
- « Libéralisation » partielle des prix des molécules très innovantes
- Tarification à l'activité des hôpitaux
- Simplification de la planification hospitalière
- Création du Haut Conseil pour l'Avenir de l'Assurance Maladie

dans l'augmentation des prix. La hausse des salaires moyens imputables à l'évolution des qualifications accroît la qualité du service rendu et elle est ainsi comptabilisée en tant que « volume » de travail utilisé. Le volume global des achats de biens et de services par les hôpitaux français est quant à lui déterminé de façon sommaire à partir de l'indice d'inflation générale dans l'économie (Cornilleau, Hagneré et Ventelou, 2004).

le progrès technique

Depuis 1960, le progrès technique s'est diffusé de façon particulièrement importante dans le domaine de la santé. Le progrès technique médical fait référence à des innovations qui concernent aussi bien le petit appareillage (prothèses auditives par exemple) que les équipements lourds (scanners, imagerie à résonance magnétique). Il renvoie également au développement des techniques médicales permettant d'améliorer l'espérance et les conditions de vie des patients atteints de pathologies lourdes ou chroniques (généralisation des dialyses notamment à domicile, des greffes...).

Son influence sur l'évolution des dépenses de santé n'est pas dépourvue d'ambiguïté. On distingue en effet trois types de progrès technique :

- le progrès technique général favorise la croissance économique et, via un effet revenu, la croissance des dépenses de santé ;
- le progrès technique médical qui augmente les possibilités de production des services de santé sans

économiser de facteurs (extension de gamme) pousse à la croissance relative de la dépense (exemple : le développement de l'imagerie médicale de pointe) ;

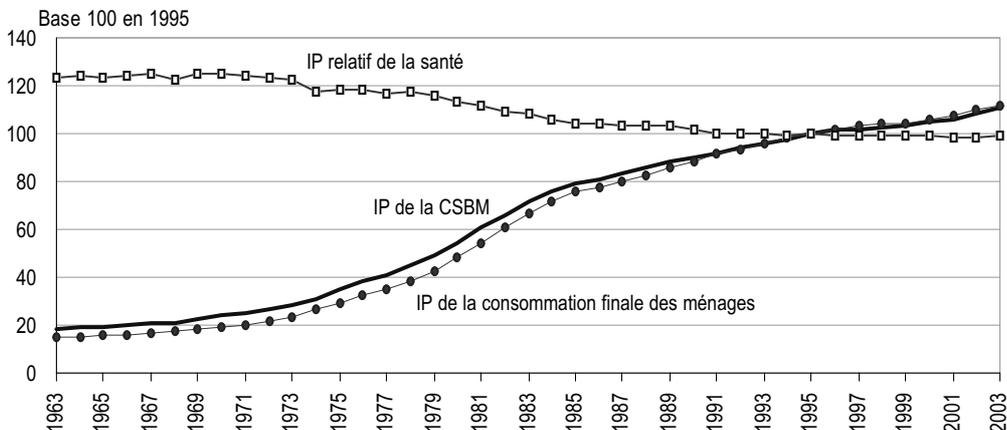
- le progrès technique médical qui permet de diminuer le coût des traitements (ou progrès technique de productivité, à gamme de soins constante) qui tend à la réduction relative des dépenses de santé (exemple : les vaccins).

L'influence du progrès technique sur les dépenses de santé est à cet égard ambiguë mais celui-ci contribue à la qualité des soins fournis aux patients. Par ailleurs, la diffusion du progrès technique apparaît à la fois comme un facteur d'offre et comme un facteur stimulant la demande de soins. L'apparition de nouvelles technologies permet de soigner des pathologies auparavant non traitées (effet d'offre). Elle contribue également à la révélation d'une demande latente des patients. Comme l'indique Mahieu (2000), « la diffusion du progrès technique dépend largement de l'attitude et des exigences thérapeutiques tant des demandeurs que des offreurs de soins » (p. 11).

La théorie ne nous permet donc pas d'anticiper a priori l'influence du progrès technique sur les dépenses de santé. De plus, quand on cherche à établir une relation de nature empirique entre ces variables, se pose la question des indicateurs pertinents utilisables pour prendre en compte au mieux le progrès technique qui apparaît comme une entité très hétérogène. Le choix de variables pouvant refléter l'évolution du progrès technique est également limité par le peu d'indicateurs disponibles notamment sur longue période.

GRAPHIQUE 5 ●

évolution du prix relatif de la santé (indice de prix de la consommation de soins et de biens médicaux / indice de prix de la consommation finale des ménages) – Base 100 en 1995



Source : Drees (Comptes nationaux de la santé) et Insee

A titre d'illustration, il est possible de présenter l'évolution de quelques indicateurs très parcellaires reflétant la diffusion d'une partie des technologies médicales en France depuis les années quatre-vingt (graphiques 6 et 7). Ainsi, le nombre de scanners par million d'habitant a été multiplié par 4 entre 1985 et 2003, le nombre d'appareils d'imagerie à résonance magnétique par 6,7 entre 1987 et 2003 et le nombre d'appareils de mammographie par 7,4 entre 1980 et 2002. En France, la diffusion et l'amélioration de la technologie médicale a été importante ces quarante dernières années mais elle n'est pas homogène sur l'ensemble du territoire. Ainsi, en 2002, l'île de France dispose de 0,4 appareils d'IRM pour 100 000 habitants et l'Auvergne de 0,15 (Données Eco-Santé Régional, 2004).

l'offre de soins

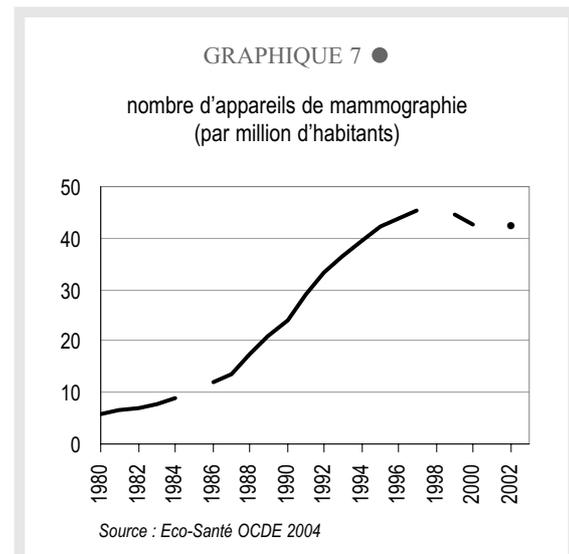
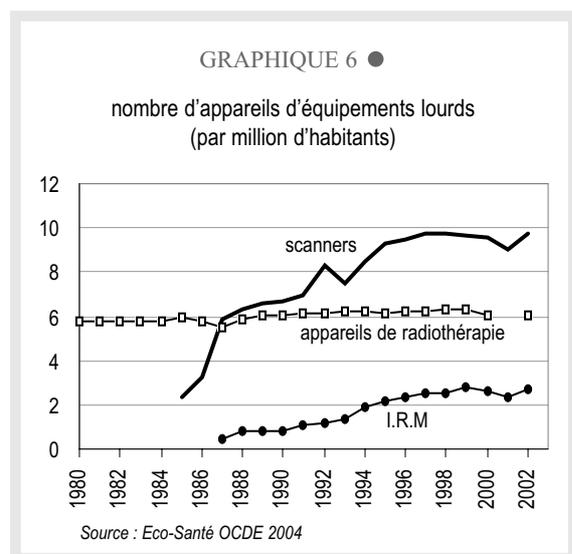
L'augmentation du personnel de santé (nombre de professionnels de santé salariés et/ou libéraux pour 100 000 habitants) et celle des équipements de soins (nombre de lits d'hôpitaux) peuvent également apparaître comme des facteurs explicatifs de la croissance à long terme des dépenses de santé.

La hausse de l'offre de soins permet en effet de satisfaire une demande de soins, elle-même favorisée par l'amélioration de la couverture maladie et le progrès technique. Elle permet de révéler une demande non satisfaite et contribue donc à la hausse des

dépenses de santé. Le lien positif entre la hausse de la densité médicale et la croissance des dépenses de santé peut également relever d'un comportement stratégique de la part des professionnels dans un contexte d'asymétrie d'information, de faible sensibilité des patients au prix et de paiement rétrospectif. Ce phénomène qualifié de demande induite¹⁰ est néanmoins parfois difficile à valider empiriquement (Rochaix et Jacobzone, 1997), même si des études plus récentes parviennent à le mettre en évidence (Delattre et Dormont, 2005).

En France, au cours des quarante dernières années, l'offre de soins ambulatoires et hospitaliers s'est considérablement développée mais il est difficile de mettre en évidence ce phénomène dans la mesure où l'on ne dispose pas d'indicateurs permettant d'appréhender l'offre de soins dans sa globalité sur longue période. La série la plus longue dont nous disposons ne concerne que le nombre de médecins libéraux (graphique 8). Il n'existe pas de données équivalentes pour la médecine hospitalière.

La densité de médecins libéraux (mesurée par le nombre de médecins libéraux pour 100 000 habitants) reflète néanmoins l'offre de soins en médecine ambulatoire dans la mesure où la grande majorité des médecins de ville ont une activité libérale. Entre 1961 et 2003, le nombre de médecins libéraux¹¹ a augmenté de 2,5 % en moyenne par an (67 médecins libéraux pour 100 000 habitants en 1961 et 190 en 2003). Au cours des années soixante et soixante-dix,



10 — Mac Guire T.G., (2000) « La demande induite existe quand le médecin influence la demande de soins de son patient dans un sens différent de l'intérêt maximal du patient tel qu'il est identifié par le médecin. », *Physician Agency in Handbook of Health Economics*, vol.1A, chapitre 9, A.J Culyer et J.P. Newhouse Eds, North Holland.

11 — Le nombre de médecins libéraux provient du Système National Inter Régimes (SNIR) de l'Assurance Maladie. Il ne porte que sur les médecins libéraux et inclut les praticiens hospitaliers temps plein ayant une activité libérale à l'hôpital. Il s'agit du nombre de professionnels au 31 décembre.

le nombre de médecins libéraux a été multiplié par 2. Entre 1961 et 1991, la densité de médecins libéraux exerçant en France métropolitaine a fortement augmenté (+3,6 % par an en moyenne). A partir de 1991, sa croissance ralentit toutefois nettement. Ce ralentissement puis la diminution qui a suivi (à partir de 1997) sont liés à la fois à un *numerus clausus* plus restrictif dans les années quatre-vingt et aux départs à la retraite plus nombreux (Rapport de l'Observatoire national de la démographie des professions de santé, 2004).

Sur la période plus récente (1984-2003), on dispose également de la densité totale de médecins, libéraux et salariés¹². Celle-ci passe de 255 médecins pour 100 000 habitants en 1984 à 337 médecins en 2003. Sur la période récente (1997-2003), la croissance des effectifs totaux se ralentit (0,5 % en moyenne par an) alors que le nombre de médecins libéraux diminue (-0,4 % en moyenne par an).

la couverture assurantielle

Au niveau individuel, la couverture des dépenses santé par les dispositifs d'assurance a un rôle prépondérant sur le recours aux soins et une partie des dépenses engagées en matière de santé. Selon Raynaud (2005), « *toutes choses égales par ailleurs, par rapport à une personne qui serait seulement couverte par l'assurance maladie obligatoire et qui devrait payer intégralement les tickets modérateurs et les éventuels dépassements d'honoraires, une per-*

sonne couverte par une assurance complémentaire santé engage des dépenses ambulatoires supérieures de 29 %. [...] En revanche, l'assurance maladie complémentaire n'influence pas les dépenses hospitalières, même si elle s'accompagne d'une probabilité d'engager des soins hospitaliers un peu plus forte qu'en l'absence d'assurance ».

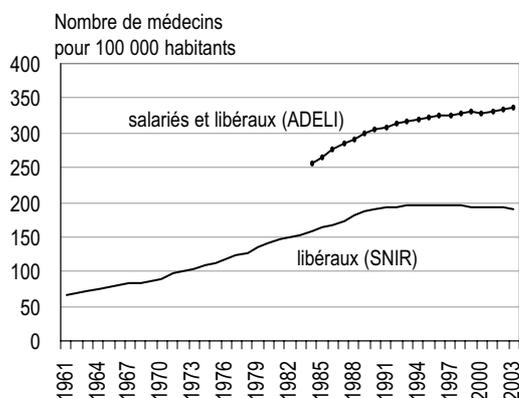
Au niveau macroéconomique, la demande de soins est favorisée par le niveau de la couverture assurantielle. En France, dans les années soixante et soixante-dix, l'extension de l'assurance maladie obligatoire à l'ensemble des français et le développement des assurances complémentaires dans les années plus récentes traduisent une modification importante dans l'accessibilité au système de santé qui peut contribuer à la croissance des dépenses de santé.

Le développement de la couverture assurantielle en France peut être mis en évidence à partir de données — parcellaires en début de période — représentant la part de la population couverte par l'assurance maladie (graphique 9).

En France, à partir de 1945 et jusqu'aux années récentes (avec la mise en place de la CMU en 2000), la part de la population couverte par l'assurance maladie obligatoire a augmenté. Le système d'assurance a d'abord intégré les salariés de l'industrie et du commerce puis il s'est élargi progressivement à l'ensemble de la population (exploitants agricoles en 1961, professions indépendantes entre 1966 et 1970).

GRAPHIQUE 8 ●

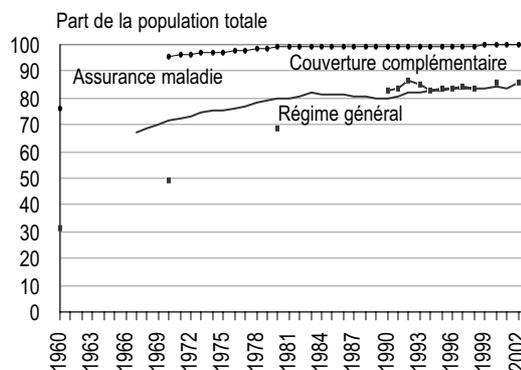
densité médicale libérale et totale



Source : Eco-Santé France 2004

GRAPHIQUE 9 ●

part de la population couverte par l'Assurance maladie, le régime général et les assurances complémentaires



Source : Eco-Santé France 2004

12 — Ces données proviennent du répertoire ADELI de la Drees. Elles portent à la fois sur les médecins libéraux et les médecins salariés et inclut les remplaçants mais pas les praticiens hospitaliers temps plein ayant une activité libérale à l'hôpital. Il s'agit du nombre de professionnels inscrits au 1^{er} janvier.

La majorité de la population couverte par l'assurance maladie est assurée par le régime général de la sécurité sociale¹³. Le régime général qui ne protégeait en 1960 qu'un peu plus de la moitié de la population (52,6 %), couvre aujourd'hui les salariés du commerce et de l'industrie ainsi que leur famille, et également les bénéficiaires de la CMU de base soit au total 85,6 % de la population en 2002 (graphique 9). L'extension de la couverture par le régime général a été relativement progressive avec une montée en charge depuis 1960 jusqu'au milieu des années quatre-vingt. Le développement des assurances complémentaires (mutuelles, institutions de prévoyance et sociétés d'assurance) est plus récent et a été favorisé par les mesures appliquées à partir des années quatre-vingt et qui visaient à limiter la demande de soins par le biais d'un léger recul de la part des dépenses santé prises en charge par les régimes obligatoires d'assurance maladie, obtenu par le biais de la hausse du ticket modérateur.

les réformes

En France, au cours des quarante dernières années (et surtout à partir de la fin des années soixante-dix), de nombreuses réformes se sont succédées au rythme d'une tous les dix-huit mois en moyenne (encadré 2). Ces réformes s'articulent essentiellement autour de mesures visant à accroître les recettes de l'Assurance maladie (hausse des cotisations sociales en 1987 et instauration de la Contribution sociale généralisée en 1991) et se fondent sur des mécanismes de régulation de la demande de soins (accroissement des tickets modérateurs, déremboursements de certains médicaments). Dans les années quatre-vingt-dix, dans le cadre de la maîtrise médicalisée des dépenses de santé (1994) puis du plan Juppé (1995), les mesures proposées ont pour objectif principal de responsabiliser tous les acteurs du système de santé, en particulier les offreurs de soins, et de les inciter à modifier leurs comportements. Elles concernent à la fois le volume et la qualité des biens et des services produits à travers divers instruments comme les enveloppes de dépenses ou les Références médicales opposables. Sur longue période, ces réformes ne semblent pas avoir permis d'infléchir de façon durable la croissance des dépenses de santé même si des effets transitoires ont pu être observés¹⁴. Néanmoins,

sur la période récente, certaines mesures pourraient avoir entraîné des modifications plus importantes du comportement des patients et des offreurs de soins. Ainsi, les premiers résultats observés en 2003 et 2004 sur la consommation d'antibiotiques et sur la pénétration des génériques sur le marché pharmaceutique français¹⁵ accèdent à l'idée que les actions mises en œuvre depuis quelques années en ces matières par les pouvoirs publics et l'assurance maladie ont pu infléchir les comportements.

LES ÉTUDES EMPIRIQUES QUI ANALYSENT LES DÉTERMINANTS DES DÉPENSES DE SANTÉ

Bien qu'elles s'attachent toutes à mettre en évidence les principaux déterminants des dépenses de santé ou de son évolution à long terme, les études empiriques réalisées et dont quelques-unes sont présentées ici ne sont pas toujours directement comparables car elles portent sur un champ ou une temporalité différents (tableau 1). Il existe ainsi une variété d'études qu'il convient de bien distinguer.

La première catégorie regroupe des études sur données transversales (une année donnée), incluant plusieurs pays de l'OCDE : c'est le cas des travaux fondateurs de Newhouse (1977).

Un deuxième type d'études porte sur les données longitudinales de plusieurs pays de l'OCDE : dans ce cas, les données sont empilées intégrant ainsi une double dimension — une dimension temporelle et une dimension en coupe — et permettent d'estimer une élasticité des dépenses de santé au PIB et/ou au prix unique pour l'ensemble des pays considérés. Les travaux de Gerdtam et al. (1995), Bac et Cornilleau (2002) et Azizi et Pereira (dans ce dossier) font partie de ce type d'études.

Enfin, il existe aussi des travaux portant uniquement sur des données longitudinales : Murillo et al. (1993) et Mahieu (2000) qui s'intéressent de manière séparée à plusieurs pays de l'OCDE, et L'Horty et al. (1997) qui analysent les facteurs explicatifs de l'évolution des dépenses de santé en France. L'objet du tour d'horizon des différents types d'études empiriques effectué ici n'est pas d'être exhaustif, mais plutôt de mettre en évidence la diversité des approches retenues et des facteurs explicatifs pris en compte.

13 — Les données d'Eco-Santé sur le nombre de bénéficiaires du régime général sont communiquées par la CNAMTS. Mais le nombre de bénéficiaires tous régimes confondus est moins aisé à approcher car il peut y avoir une non déclaration des décès à l'assurance maladie ; de plus, les passages d'un régime à l'autre en raison de mobilités professionnelles ou géographiques, peuvent conduire à des comptabilisations multiples.

14 — Bac C., Bontout O. et Lenseigne F., « Décomposition tendance-cycle : une application aux prestations sociales », Drees, *Dossier Solidarité Santé*, n° 4, octobre-décembre 2000.

15 — Amar E., « Les dépenses de médicaments remboursables en 2003 », Drees, *Études et Résultats*, n° 324, juillet 2004 et Rapport de la Commission des comptes de la Sécurité sociale (2004), Résultats 2003 – Prévisions 2004-2005, p.146-147.

La plupart de ces études conduisent toutefois à des ordres de grandeur comparables quant à l'influence du PIB et des prix relatifs sur les dépenses de santé. Néanmoins, il existe des différences liées au type de données utilisées (données nationales ou pour plusieurs pays) et à la méthodologie (modèles de panel ou modèle à correction d'erreur). D'autre part, les résultats peuvent varier à la marge selon la spécification du modèle retenu et le choix des variables explicatives effectué.

les études sur données transversales ou sur données empilées de plusieurs pays de l'OCDE

L'ensemble des études réalisées sur les déterminants des dépenses de santé fait référence aux travaux fondateurs effectués dans les années 1970. À défaut de disposer de données longitudinales suffisantes ces premiers travaux adoptent une approche exclusivement transversale et étudient notamment l'impact du revenu national – approché par le PIB par tête – sur le volume des dépenses de santé.

Les premiers travaux portant sur données transversales

Newhouse (1977) est le précurseur de ce type de travaux. Il cherche à identifier les déterminants du volume des dépenses de santé dans treize pays de l'OCDE à partir de données de l'année 1971 en estimant une équation liant les dépenses de santé par habitant au revenu. L'indicateur retenu pour mesurer l'effet revenu est le PIB par habitant. Newhouse aboutit aux deux résultats suivants : une élasticité

des dépenses de santé au PIB supérieure à l'unité (1,35) et un rôle prépondérant du revenu (le PIB par habitant explique à lui seul 92 pour cent de la dispersion des dépenses de santé d'un pays à l'autre). Il en déduit des conclusions assez fortes. D'une part, les soins de santé seraient un produit de luxe – un bien supérieur. D'autre part, les facteurs autres que le revenu, tels que le prix payé par le consommateur, n'auraient qu'une importance marginale. Ces résultats et leur interprétation ont été largement discutés voire controversés par la suite.

En effet, l'élasticité au PIB estimée à partir de ce type de données, qui apparaît relativement forte, a été discutée comme pouvant résulter d'un problème de spécification de la relation estimée, à savoir l'omission d'autres variables. Ce biais de variables omises est en partie limité dans les travaux de Leu (1986) portant sur 19 pays de l'OCDE pour l'année 1977. Ces derniers confirment le rôle prédominant de la variable de revenu (PIB/tête), mais montrent également qu'un certain nombre de facteurs supplémentaires ont un effet significatif. Ainsi, un accroissement du rapport entre le nombre de lits du secteur public et le nombre de lits total entraînerait une augmentation des dépenses de santé. Par ailleurs, le mode d'organisation et de financement des soins peut agir sur le volume des dépenses de santé : un système tel que le « *National Health Service* » réduit, toutes choses égales par ailleurs, les dépenses dans les deux pays concernés (Royaume-Uni et Nouvelle Zélande). Dès lors que l'on tient compte de ces facteurs explicatifs supplémentaires, l'élasticité des dépenses de santé au PIB est alors un peu plus faible (aux alentours de 1,20). Mais ces travaux sont également controversés (signes douteux de certaines variables).

TABLEAU 1 ●

panorama des études sur les facteurs explicatifs des dépenses de santé

Études	Types de données	Nombre de pays étudiés	Année ou période d'analyse
Newhouse (1977)	Transversales	13	1971
Leu (1986)	Transversales	19	1977
Gerdtham et al. (1992)	Transversales	19	1987
Gerdtham et Jönsson (1991)	Panel	22	1972-1987
Gerdtham et al. (1995)	Panel	24	1970-1991
Mahieu (2000)	Panel	20	1970-1993
Bac et Cornilleau (2002)	Panel	7	1970-1999
Azizi et Pereira (2005)	Panel	7	1970-2002
Murillo et al. (1993)	Longitudinales	10 pays européens dont la France	1960-1990
Mahieu (2000)	Longitudinales	6 pays dont la France	1970-1993
L'Horty et al. (1997)	Longitudinales	France	1970-1995

L'influence d'autres variables que le revenu sur les dépenses de santé est également mise en évidence par les premiers travaux de Gerdtham et al. (1992) portant sur 19 pays de l'OCDE avec des données de 1987. Dans le modèle retenu par les auteurs, le PIB par habitant reste la principale variable explicative des dépenses de santé avec une élasticité égale à 1,33 nettement différente de l'unité. Par ailleurs, une augmentation de 10 % de la part de financement public serait associée à une diminution de 5 % des dépenses de santé et une augmentation de 10 % de la part des soins hospitaliers entraînerait une hausse des dépenses de 2 %. Les dépenses seraient supérieures d'environ 1,1 % dans les pays où le paiement à l'acte est dominant. Enfin, la hausse du degré d'urbanisation entraînerait une baisse des dépenses de santé.

Ainsi, les études sur données transversales font systématiquement apparaître une élasticité au PIB supérieure à l'unité, même en présence d'autres facteurs explicatifs dans le modèle. Néanmoins, ce résultat a pu être discuté car il est possible que l'élasticité des dépenses de santé au PIB capture l'influence d'autres effets, non pris en compte, et qui « tendent généralement à s'accroître avec le temps et/ou l'augmentation du revenu et de la richesse du pays » (Gerdtham et al., 1995, p. 88). Par ailleurs, la corrélation de ces variables explicatives potentielles avec le PIB peut rendre leur ajout contestable. C'est ce que montrent d'ailleurs les travaux réalisés ultérieurement et portant sur les données longitudinales de plusieurs pays de l'OCDE qui peuvent intégrer les effets autres que le PIB et les prix, au travers d'une tendance temporelle.

Les études sur données longitudinales de plusieurs pays de l'OCDE (données empilées)

Par rapport à des approches purement transversales, les travaux portant sur des données longitudinales de plusieurs pays présentent un avantage important. La prise en compte de la dimension temporelle permet de disposer d'un échantillon de plus grande taille et accroît ainsi la fiabilité des résultats obtenus. Par contre, toutes les études de comparaison internationale des dépenses de santé se heurtent au problème de la comparabilité des données d'un pays à l'autre, notamment en ce qui concerne le partage des évolutions liées aux volumes et aux prix. Cette difficulté est accrue dans le cas de l'utilisation de données temporelles puisque les disparités de mesure des indicateurs retenus ne sont pas toujours constantes dans le temps (changements dans les méthodes).

Par ailleurs, dans ce type de travaux, on peut être confronté à la difficulté de caractériser précisément les systèmes de santé des différents pays considérés.

La démarche économétrique utilisée dans ces études consiste à estimer un modèle expliquant les dépenses de santé en volume par habitant à partir de l'échantillon obtenu en empilant les données relatives à chaque pays sur l'ensemble de la période d'observation. Une telle méthode permet, d'une part, d'estimer l'effet de facteurs communs à l'ensemble des pays sur le niveau des dépenses de santé (par exemple, l'effet du PIB et du prix relatif de la santé) et, d'autre part, de faire ressortir des spécificités propres à chaque pays ou groupes de pays, par le biais de tendances autonomes de progression des dépenses ou de variables muettes reflétant les caractéristiques du système de santé.

les travaux de Gerdtham et al.

On peut tout d'abord citer dans ce type d'études les travaux de Gerdtham et Jönsson (1991) portant sur des séries temporelles (période 1972-1987) de 22 pays de l'OCDE. Outre le PIB par habitant, les auteurs tiennent compte d'un nombre réduit de facteurs explicatifs communs à l'ensemble des pays qui n'intègre pas le prix relatif de la santé : l'inflation, la part du financement public dans les dépenses de santé et la part des plus de 65 ans dans la population totale pour tenir compte du vieillissement. Ils estiment également des effets fixes par pays, par l'intermédiaire de variables muettes pour les pays et pour les périodes considérées. Avec ce type de modèle, les estimations conduisent à une élasticité au PIB inférieure à ce que l'on obtient sur données transversales, de l'ordre de 0,74.

Poursuivant ces premiers travaux, Gerdtham et al. (1995) exploitent des données groupées portant sur 24 pays de l'OCDE sur la période 1970-1991. Un premier groupe de variables explicatives concerne des facteurs communs à l'ensemble des pays dont le PIB par habitant en volume, mais aussi la consommation d'alcool, la consommation de tabac et la structure par âge de la population¹⁶. Mais l'effet du prix relatif de la santé n'est pas pris en compte. Un deuxième groupe de variables (essentiellement des variables muettes) retrace les facteurs institutionnels propres à chaque pays, par exemple, le mode d'organisation globale du système de santé (modèle de remboursement, de contrat ou modèle public intégré) ou l'existence ou non d'enveloppes de dépenses à l'hôpital. Dans ce modèle, le PIB par

16 — Les auteurs ont également testé l'impact d'autres facteurs communs à l'ensemble des pays, tels que le taux d'activité féminine ou le taux de chômage, mais ces facteurs n'ont pas d'effet significatif sur l'évolution des dépenses de santé en volume.

habitant reste le facteur explicatif prépondérant et l'élasticité revenu des dépenses de santé en volume est aussi estimée à 0,74. Le vieillissement de la population n'a pas d'effet significatif sur l'évolution des dépenses de santé. Par ailleurs, certaines caractéristiques institutionnelles apparaissent significatives comme le mode de remboursement des soins par le patient et le mode de rémunération des médecins¹⁷.

les travaux de Mahieu

Mahieu (2000) analyse également les dépenses totales de santé en volume par habitant à partir de données relatives à 20 pays de l'OCDE sur une période similaire (1970-1993). Dans cette étude, l'influence de la structure par âge de la population est prise en compte en corrigeant la variable expliquée selon l'hypothèse suivante : les moins de 4 ans consommeraient deux fois plus de soins de santé que le reste de la population et les plus de 65 ans trois fois plus. Cette correction reste toutefois sommaire : elle permet de tenir compte en partie des effets d'âge mais pas des effets de génération et conduit en fait à un impact de la démographie relativement marginal.

A la différence des travaux de Gerdtham et al. (1995), Mahieu intègre comme facteurs explicatifs dans son modèle outre le PIB par habitant en volume, le prix relatif des dépenses de santé. Par ailleurs, pour pallier les limites liées à l'utilisation d'un indicateur parcellaire mesurant le progrès technique médical, il construit et teste un indicateur composite de progrès technique. Cet indicateur, construit à partir du taux de dialyses rénales (par million d'habitant), du taux de greffes du cœur (par million d'habitant) et du taux d'équipement en scanners et en appareils d'imagerie à résonance magnétique, ne reflète cependant pas l'ensemble des composantes du progrès technique médical.

Dans un premier temps, en tenant compte de ces trois facteurs explicatifs ainsi que d'effets fixes par pays (variable muette), mais sans intégrer de tendance temporelle, Mahieu aboutit à une élasticité au PIB proche de 1 (0,91) et à une élasticité au prix relatif de la santé de - 0,63. Le progrès technique ressort quant à lui de manière très significative. Toutefois, l'auteur signale que « *cette formalisation ne prend pas suffisamment en compte les spécificités structurelles de chaque pays* ». Aussi teste-t-il des spécifications alternatives afin de tenir compte des particularités nationales. Les pays sont regroupés selon leurs caractéristiques et une tendance autonome de dépenses est estimée pour chaque groupe de pays.

La première spécification testée distingue deux groupes de pays selon le mode de rémunération dominant des prestataires de premier recours et conduit à un accroissement annuel autonome du volume des soins de 1,28 % lorsque le mode dominant est le paiement à l'acte contre 1,13 % lorsque la capitation ou le salariat sont la règle. La seconde spécification testée distingue, dans la lignée des travaux de Gerdtham, les pays selon le mode d'organisation de leur système de santé (système de remboursement comme aux États-Unis ou en France, système contractuel comme en Allemagne ou aux Pays-Bas ou système intégré comme au Royaume-Uni¹⁸). Elle met en évidence le rôle important des spécificités institutionnelles : l'accroissement annuel autonome dans les systèmes de remboursement s'élèverait à 1,52 % soit respectivement 0,59 et 0,68 point de plus que dans les systèmes intégrés et contractuels.

Les estimations auxquelles aboutit Mahieu montrent bien que le mode d'organisation du système de santé a un impact différencié sur la croissance des dépenses. Par ailleurs, le fait d'inclure des tendances linéaires conduit à réduire l'élasticité des dépenses de santé au PIB par habitant. Celle-ci vaut alors environ 0,65 quelle que soit la spécification retenue, ce qui est proche de la valeur estimée par Gerdtham et al. (1995) lorsqu'ils tiennent compte des spécificités institutionnelles. L'élasticité prix est quant à elle estimée à environ - 0,6 et varie peu selon le critère de classement des pays.

les travaux de la Drees

Les études menées par la Drees (Bac et Cornilleau (2002) et Azizi et Pereira (dans ce dossier) portent sur la comparaison de l'évolution des dépenses de santé dans sept pays de l'OCDE à partir de 1970. Elles s'attachent à expliquer les dépenses de santé par habitant en volume, corrigées des effets du vieillissement. Un indice représentatif de l'effet de la déformation de la structure par âge de la population est calculé à partir de la consommation de soins estimée, à chaque âge, à partir de l'échantillon permanent des assurés sociaux de la CNAMTS. Il retrace ce qu'aurait été l'évolution des dépenses si la structure par âge de la population était restée stable sur la période étudiée. Cette correction apparaît ainsi plus précise que celle réalisée par Mahieu même si elle comporte aussi des limites¹⁹.

Dans Bac et Cornilleau (2002) avec des données sur la période 1970-1999 ainsi que dans Azizi et

17 — Selon les estimations réalisées, les dépenses de santé en volume seraient ainsi plus faibles dans le cas où le patient paie directement les soins et dans le cas où les médecins sont rémunérés à la capitation.

18 — Cf. Encadré 5, Azizi K. et Pereira C. dans ce dossier.

19 — Cf. Encadré 3, Azizi K. et Pereira C. dans ce dossier.

Pereira (dans ce dossier) utilisant des données de 1970 à 2002, les variables explicatives retenues sont le PIB par tête en volume, le prix relatif des dépenses de santé, ainsi qu'une tendance temporelle par pays. Le risque de corrélation avec le PIB ainsi que la disponibilité des données ont par ailleurs conduit à limiter le choix des variables explicatives introduites dans le modèle. Aussi, l'introduction de tendances linéaires par pays permet de prendre en compte de manière très globale le progrès technique mais surtout les dynamiques propres à chaque pays notamment liées aux modes de régulation des dépenses de santé. Ces travaux conduisent à une élasticité des dépenses de santé par habitant au PIB proche de 1 (0,9) et à une élasticité au prix relatif proche de 1 en valeur absolue (-0,9). Par ailleurs, ils mettent en évidence des différences de croissance autonome entre pays liées notamment aux différences dans les modes d'organisation des systèmes de santé et, sur la dernière période, à un impact différencié des réformes.

Ainsi, tous les travaux réalisés sur données empilées, intégrant donc une double dimension – temporelle et en coupe – conduisent à des élasticités PIB et prix relatifs assez proches de 1 en valeur absolue, ce qui tend à relativiser les premières conclusions obtenues sur données transversales qui conduisent plutôt à une élasticité au PIB supérieure à un. Les valeurs de ces élasticités varient toutefois quelque peu selon la spécification retenue et notamment en fonction de la manière dont les spécificités institutionnelles des pays considérés sont prises en compte (tendance linéaire par pays ou indicatrices par groupes de pays selon les modes spécifiques d'organisation des systèmes de santé). Les élasticités ainsi estimées pourraient résulter principalement de la dimension transversale des données (par exemple, des différences de niveaux de vie entre les pays) tandis que les tendances autonomes reflèteraient plutôt les différences existant dans les évolutions (la dimension temporelle des données).

les études sur données longitudinales d'un pays donné, dont le cas de la France

Les études empiriques portant sur des données temporelles françaises (Murillo et al., 1993, L'Horty et al., 1997, Mahieu, 2000) mettent en œuvre une méthode économétrique différente de celle utilisée dans les travaux de comparaison internationale pour appréhender l'impact global des facteurs explicatifs sur l'évolution tendancielle des dépenses de santé. Dans ces études, le modèle développé est un modèle à correction d'erreur. On cherche, dans une première

étape – appelée équation de long terme – à tester l'existence de relations de long terme entre les dépenses de santé et les facteurs explicatifs retenus. On estime ainsi l'évolution des dépenses de santé en volume par habitant et l'impact des facteurs explicatifs considérés dans le modèle sur cette tendance²⁰. Dans une deuxième étape – ou encore équation de court terme – on mesure à la fois la vitesse à laquelle la dépense de santé rejoint sa valeur tendancielle et aussi le rôle d'autres facteurs expliquant la dynamique à l'œuvre à court terme. Signalons toutefois que dans ces études, les auteurs s'attachent principalement à présenter les déterminants à long terme de l'évolution des dépenses de santé, mais assez rarement les ajustements à court terme, leur objectif étant de mettre en évidence les facteurs explicatifs de l'évolution tendancielle des dépenses de santé.

Par ailleurs, certains de ces facteurs explicatifs (par exemple, le progrès technique et la montée en charge du système d'assurance maladie) peuvent agir sur les dépenses de santé par l'intermédiaire d'un effet revenu, en favorisant l'offre et la demande de soins. Ils peuvent être intégrés dans le modèle à travers une tendance temporelle.

Les premiers travaux s'intéressant aux facteurs explicatifs de l'évolution des dépenses de santé d'un pays donné, dont la France, ont été réalisés par Murillo et al. (1993). Les auteurs développent un modèle à correction d'erreur séparément pour dix pays européens sur la période 1960-1990. Ils retiennent deux facteurs explicatifs de l'évolution des dépenses de santé en volume par tête : le PIB par tête en volume et le prix relatif de la santé. Les élasticités PIB estimées dans la relation de long terme sont supérieures à l'unité quel que soit le pays considéré. Par ailleurs, l'élasticité PIB apparaît d'autant plus élevée que le pays est moins riche. Selon les auteurs, ce résultat conforte l'idée selon laquelle il existerait des phénomènes de rattrapage entre les pays. Pour la France, l'élasticité PIB estimée est égale à 1,36 et l'élasticité prix est égale à -0,64. La valeur de l'élasticité PIB semble élevée ce qui peut être lié au nombre limité des variables explicatives dans le modèle. Ce biais est lié notamment à la période d'estimation choisie 1960-1990. A cet égard, comme le montrent les études ultérieures réalisées sur données françaises, il est difficile de disposer de séries longues reflétant l'évolution des déterminants des dépenses de santé, tels que ceux présentés dans la première partie de cette étude.

Mahieu (2000) estime un modèle unique sur six pays de l'OCDE, dont la France, sur la période

20 — Azizi K., Balsan D., « Les dépenses de soins de ville remboursées par le régime général d'assurance maladie », Drees, *Études et Résultats*, n° 256, 2003

1970-1993. Ce modèle est particulier dans la mesure où il ne retient que des facteurs d'offre pour expliquer l'évolution des dépenses de santé en volume par habitant :

- le prix relatif des dépenses de santé, mesuré par le rapport de l'indice des prix des dépenses de santé à l'indice des prix de la consommation finale des ménages ;
- un indicateur parcellaire de progrès technique mesuré par le volume des dépenses en appareils thérapeutiques par médecin en activité ;
- la densité médicale, appréhendée par le rapport du nombre total de médecins (libéraux et salariés) à la population totale.

Le modèle conduit aux résultats suivants : une élasticité des dépenses de santé au prix relatif égale à $-0,4$, une élasticité des dépenses de santé à la densité médicale positive et proche de 1 et une élasticité des dépenses de santé à l'indicateur de progrès technique égale à $0,35$. L'auteur signale toutefois que « *la prédominance de la densité médicale parmi les facteurs explicatifs n'implique pas une induction forte de la demande par les prestataires : la croissance de la densité médicale est aussi (voire d'abord) la réponse à une croissance de la demande des patients. La comparaison avec les études antérieures suggère un possible effet du PIB, les variables considérées ici comportant en effet un aspect demande* » (p. 21). Il est donc plausible que la prise en compte des seuls effets d'offre et non des effets de demande dans son modèle conduise à cette valeur élevée de l'élasticité à la densité médicale.

L'objectif de l'Horty et al. (1997) dans leurs travaux sur données françaises couvrant la période 1960-1995 est de mettre en évidence, en testant plusieurs spécifications, l'influence du niveau de vie, des prix relatifs de la santé, de la structure démographique, de la prise en charge des dépenses de santé par les administrations publiques et du progrès technique. Au départ, les auteurs disposent de données sur les dépenses de santé en volume par habitant depuis 1960, mais faute de disposer pour les variables explicatives retenues des indicateurs adéquats depuis le début des années soixante, ils réduisent la période d'estimation à 1970-1995. Par ailleurs, même sur cette période restreinte, les indicateurs retenus comme variables explicatives reflètent de façon imparfaite les déterminants à long terme des dépenses de santé. Enfin, certaines spécifications testées incluent une tendance linéaire.

Pour mettre en évidence l'influence du vieillissement de la population sur les dépenses de santé, les auteurs testent deux indicateurs. La part des 65 ans et plus dans la population totale et le ratio de dépendance démographique (rapport de la population des

moins de 20 ans et des plus de 65 ans au reste de la population) ne sont pas significatifs sur la période d'estimation 1970-1995.

Le niveau de vie, mesuré par le volume du PIB par tête, est très significatif et explique l'essentiel de l'évolution des dépenses de santé (entre la moitié et les deux tiers suivant les spécifications retenues). L'élasticité PIB varie assez fortement pour une spécification similaire (PIB, prix relatif, taux de prise en charge, indicateur de progrès technique) selon la prise en compte ou non d'une tendance linéaire : de $0,54$ dans une équation de long terme avec tendance à $1,55$ en l'absence de tendance.

L'élasticité prix des dépenses de santé est quant à elle négative et significative. La diminution du prix relatif de la santé observée en France depuis les années soixante-dix notamment (contrôle du tarif des actes médicaux et du prix des médicaments) contribue à la croissance des dépenses de santé à travers un effet d'offre (quand la hausse des prix est contrôlée, les prestataires de soins peuvent être incités à accroître le nombre d'actes produits pour maintenir voire augmenter leur revenu) et potentiellement un effet de demande (notamment pour les biens et des services pas ou peu pris en charge par les assurances obligatoires et complémentaires). L'effet du prix relatif des dépenses de santé est cependant variable d'une spécification à l'autre : de -1 (équation de long terme avec tendance) à $-1,5$ (sans tendance).

Le taux de prise en charge des dépenses de santé par les administrations publiques (ou part des factures médicales financées par les administrations publiques) exerce lui aussi un impact positif et significatif sur le volume des dépenses de santé en France. Même si sa contribution à la croissance des dépenses de santé est marginale selon les calculs des auteurs, cette variable est systématiquement prise en compte dans toutes les spécifications présentées dans l'étude, et sans doute joue-t-elle un rôle important dans les estimations. Par ailleurs, son interprétation est ambiguë. En termes économiques, c'est la prise en charge des dépenses de santé par l'ensemble des mécanismes d'assurance, et non par les seuls régimes publics, qui peut expliquer les tendances d'évolution des dépenses.

Dans l'étude de l'Horty et al., différents indicateurs de progrès technique sont testés. Tout d'abord, les auteurs retiennent comme mesure du progrès technique le taux de traitement de différentes pathologies dont la fréquence d'apparition est stable sur la période d'observation (1970-1995). La fréquence de greffes du rein et la fréquence de dialyses sont non significatives. La fréquence des insuffisants rénaux faisant l'objet d'un traitement est significative au

seuil de 10 %. Mais le risque lié à l'utilisation de tels indicateurs est que la croissance des taux de traitements soit liée autant à la demande (effet revenu, prise en charge par la Sécurité Sociale) qu'à l'offre (progrès technique).

Dans un deuxième temps, les auteurs testent une autre mesure du progrès technique qui s'avère significative sur la période 1970-1995 : les dépenses en appareils thérapeutiques (en volume par lit d'hôpitaux ou par médecin). L'impact du progrès technique médical explique ainsi un quart de la progression des dépenses de santé. Toutefois, cette contribution est estimée de façon approximative. Les indicateurs utilisés ne constituent en effet qu'une mesure indirecte et restreinte du progrès technique médical.

Il paraît ainsi difficile sur longue période de trouver des indicateurs suffisamment précis et pertinents pour retracer l'évolution de facteurs explicatifs autres que le PIB et les prix et leur influence sur l'évolution des dépenses de santé. Par ailleurs, les indicateurs qui mesurent le progrès technique médical ou la montée en charge du système de soins et d'assurance maladie peuvent être corrélés avec le PIB. En effet, les déterminants qu'ils retracent — comme l'offre et la demande de soins — agissent en partie sur l'évolution des dépenses de santé par l'intermédiaire de la croissance de la richesse nationale. L'introduction de ces indicateurs dans la modélisation, soit directement soit par le biais d'une tendance linéaire (comme c'est le cas dans les études sur données longitudinales de plusieurs pays de l'OCDE), conduit à des valeurs estimées des élasticités des dépenses de santé au PIB et au prix relatif sensiblement différentes. Ces limites semblent plus marquées dès lors que l'on étudie une période plus longue. Aussi, pour ces raisons, le modèle estimé ci-après à partir de la rétropolation des Comptes de la Santé sur la période 1963-2003 (encadré 1) relève d'une démarche différente.

*la modélisation retenue à partir de données
sur longue période (1963-2003)
et les effets estimés sur la consommation
de soins à long terme*

Dans la lignée des autres études sur données françaises (L'Horty et al., 1997 et Mahieu, 2000), on cherche à mettre en évidence les déterminants à long terme de la consommation de soins et de biens médi-

caux en volume par habitant. Comme cela est usuel dans ce type de travaux, on met en œuvre un modèle à correction d'erreur dans la mesure où les variables — à expliquer et explicatives — ne sont pas stationnaires²¹. La relation de long terme, première étape de ce type de modélisation, est estimée par la méthode des Moindres carrés ordinaires dynamiques (DOLS)²² qui permet d'ajuster les écarts types de la relation de long terme et de les interpréter (ce qui n'est pas possible dans le cas d'une estimation par les Moindres carrés ordinaires sur des variables cointégrées).

Hormis le PIB et les prix relatifs de la santé, il est difficile de disposer d'indicateurs pertinents permettant de refléter les autres déterminants des dépenses de santé (cf. partie 1), notamment sur la longue période que nous étudions ici (1963-2003)²³. Afin de prendre en compte l'évolution du cadre économique, social et institutionnel français entre 1963 et 2003 — et notamment la généralisation de la couverture maladie réalisée au cours de la période — ainsi que la diffusion du progrès technique dans le domaine de la santé, une tendance de longue période est introduite dans la modélisation de la même façon que dans les études visant à analyser l'évolution comparée des dépenses de santé dans les différents pays industrialisés (Mahieu, 2000, Bac et Cornilleau, 2002).

En effet, concernant l'évolution du cadre économique, social et institutionnel, il n'existe pas d'indicateurs pertinents couvrant l'ensemble de la période étudiée (densité médicale totale, nombre de lits d'hospitalisation, taux de couverture par l'assurance maladie). Par ailleurs, il n'existe que des indicateurs partiels de progrès technique (nombre de scanners, appareils de mammographie...) couvrant au mieux la période 1980-2003. En l'absence de tels indicateurs, et compte tenu de leur corrélation avec le PIB, l'impact du cadre économique, social et institutionnel et du progrès technique médical peut être appréhendé au travers de l'introduction dans l'équation de long terme d'une tendance temporelle. Au vu de l'évolution des différents indicateurs partiels disponibles (part de la population couverte par l'assurance maladie, densité médicale libérale et totale, nombre d'équipements lourds par million d'habitants) et de la consommation de soins en volume par habitant (variable expliquée) sur la période, il est légitime, à

21 — Pour estimer un Modèle à correction d'erreur, on se base sur la démarche en deux étapes d'Engle et Granger (1987) : on estime dans un premier temps une relation de long terme dans laquelle on vérifie que les résidus sont stationnaires c'est-à-dire qu'il existe une relation de cointégration entre les variables puis on estime une relation de court terme qui reflète le mécanisme d'ajustement à la tendance de long terme.

22 — La méthode des MCO dynamiques développée par Stock et Watson (1993) consiste à estimer une relation de long terme en introduisant des avances et des retards de même ordre pour chacune des variables explicatives exprimées en taux de croissance.

23 — Des estimations ont toutefois été réalisées avec, outre le PIB et les prix, deux indicateurs dont la pertinence ou la qualité est limitée (la densité médicale libérale et le taux de couverture par l'assurance maladie) — cf. tableau 1 – Annexe

la différence des choix faits en ce qui concerne les études de comparaison internationale qui cherchent à distinguer les différents systèmes de couverture maladie entre eux, de ne pas imposer à la tendance d'avoir une incidence constante dans le temps²⁴. On autorise donc une forme plus souple à cette tendance en lui donnant une forme quadratique. Cette forme quadratique exprime de façon synthétique – faute d'autres indicateurs disponibles et pertinents – l'idée que le système de santé français a connu, au moins jusque dans les années quatre-vingt, une période de montée en charge puis est parvenu à « maturité ».

On a donc estimé une équation²⁵ modélisant le logarithme de la consommation de soins et de biens médicaux en volume par habitant avec comme facteurs explicatifs : le logarithme du PIB/tête en volume, le logarithme du prix relatif de la consommation de soins et de biens médicaux (par rapport à l'indice de prix de la consommation finale des ménages) et la tendance sous forme quadratique. La variable expliquée intègre en outre l'impact de la déformation de la structure par âge de la population sur la période par l'intermédiaire d'un indice de vieillissement construit pour les besoins de l'étude internationale présentée dans ce dossier²⁶. L'évolution de la consommation de soins est donc étudiée, à structure d'âge constante, par le biais de l'équation de long terme estimée suivante :

$$\text{Log}(csbm/tête \text{ en volume corrigée du vieillissement})_t = c + \alpha T + \beta T^2 + \alpha \text{Log}(PIB/tête \text{ en volume})_t + \beta \text{Log}(\text{indice de Prix relatif de la santé})_t + \varepsilon_t$$

Cette prise en compte synthétique des effets de l'offre de soins, de la couverture médicale et du progrès technique au moyen d'une tendance de long terme, ici à forme quadratique, conduit à des résultats qui vont dans le sens attendu et à des élasticité tout à fait acceptables : une élasticité au PIB de 0,93 non significativement différente de 1 et une élasticité au prix relatif de -0,92 non différente de -1 (tableau 1). L'introduction du terme quadratique conduit à estimer une tendance temporelle ayant une forme concave (graphique 10). Les coefficients estimés pour la tendance quadratique mettent ainsi en évidence un ralentissement

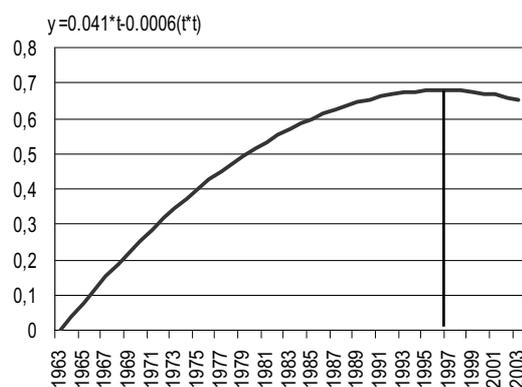
TABLEAU 2 ●
résultats de l'estimation de l'équation de long terme
1963-2003

Variable expliquée (en log)	Consommation de soins en volume par habitant corrigée du vieillissement
Constante	-6,98 (-2.6)
PIB par habitant en volume (en log)	0,93 (3.1)
Prix relatif de la consommation de soins (en log)	-0,92 (-2.9)
Tendance	0,041 (3.0)
Tendance au carré	-0,0006 (-4.8)

Sources : Drees et Insee, calculs Drees

GRAPHIQUE 10 ●

tendance quadratique estimée :
 $y = 0,041.t - 0,0006.t^2$



Source : Drees

24 — Les estimations réalisées avec une tendance linéaire sur la période 1963-2003 (cf. tableau 2 – Annexe) conduisent à des élasticité PIB et prix de la consommation de soins et de biens médicaux supérieures à 2 en valeur absolue. Ces valeurs aberrantes sont néanmoins similaires à celles obtenues en général sur données longitudinales françaises quand seuls le PIB et les prix sont retenus comme facteurs explicatifs. Comme l'indique Cornilleau et al. (2004), le résultat concernant la valeur de l'élasticité prix (-2) « est très peu vraisemblable. Il résulte en particulier de la forte corrélation des prix relatifs avec le temps [...] Les analyses réalisées à l'aide de panel de données (empilement de données relatives à plusieurs pays) conduisent à une estimation plus réaliste... » (p.286).

25 — L'existence d'une relation de cointégration a été testée par la stratégie de tests de Jobert (1993) qui met en œuvre une succession de tests de Dickey-Fuller (DF) ou Dickey-Fuller Augmenté (ADF).

26 — cf. Encadrés 2 et 3, Azizi K. et Pereira C., dans ce dossier.

tissement de la croissance de la consommation de soins par habitant, à structure d'âge constante, entre 1963 et 1996 et une baisse, à partir de 1997. Ce ralentissement est estimé « toutes choses égales par ailleurs », c'est-à-dire avec des élasticité PIB et prix constantes sur l'ensemble de la période.

A titre de comparaison, l'étude menée sur sept pays de l'OCDE et présentée dans ce dossier conduit à des élasticité PIB et prix, estimés conjointement pour l'ensemble des pays, égales à 0,91 et à -0,89. Par ailleurs, la tendance autonome, qui reflète à la fois le progrès technique médical et la dynamique propre au système de santé français, est estimée pour la France à 1,7 % par an en moyenne sur la période 1970-2002. Cette tendance ne reflète pas le ralentissement de la croissance des dépenses de santé mais elle peut, sur longue période, être comparée à celle estimée dans d'autres pays. Ainsi, la tendance autonome de progression des dépenses estimée en France est proche de celle estimée aux États-Unis (2 %) et en Espagne (1,6 %) mais elle est supérieure à celle estimée au Royaume-Uni et en Allemagne (1 %) ainsi qu'en Italie (0,6 %) et aux Pays-Bas où elle est non significativement différente de zéro. Cependant, une réduction du rythme d'évolution des dépenses qui peut être liée à l'influence des réformes en France est suggérée, dans cette étude, par l'observation d'un écart important des dépenses observées par rapport à la relation estimée tout au long des années 1990 ce qui traduit une réduction du rythme d'évolution des dépenses. Par ailleurs, les estimations tendancielle réalisées (cf. tableau 7, Azizi et Pereira dans ce dossier) montrent que, si l'on tient compte de cet écart, en France, les dépenses de santé en valeur devraient croître à un rythme inférieur à celui du PIB.

L'évolution ainsi estimée suggère qu'il faut prêter une attention particulière à la compréhension des événements ayant concouru à la montée en charge du système en début de période et au rôle des réformes successives dans le ralentissement des dépenses en fin de période. On peut ainsi relier l'évolution de la consommation de soins aux différents facteurs suivants.

On observe tout d'abord le développement important du système de santé et d'assurance maladie : en début de période (et notamment dans les années soixante et soixante-dix), l'extension de la couverture maladie à la grande majorité de la population, la croissance de l'offre de soins, tant ambulatoire qu'hospitalière qui favorise l'accès aux soins, et la diffusion des technologies médicales reflètent la montée en charge du système. A partir des années quatre-vingt, « l'arrivée à maturité » du système de santé correspond à une phase de croissance plus lente des dispositifs d'assurance, des structures d'organisation des soins et de l'équipement en technologies médicales.

Ensuite, à partir des années quatre-vingt-dix, la mise en œuvre de réformes successives dans le système de soins a pu contribuer au ralentissement de la consommation de soins (encadré 2) ce qui n'est pas le cas dans les décennies précédentes.

Dans les années soixante-dix, l'offre de soins ambulatoires et hospitaliers s'est organisée (création d'un service public hospitalier décentralisé en 1970, carte sanitaire en 1974, numerus clausus en 1978). Après les deux chocs pétroliers, les premières difficultés financières que connaît le système d'assurance maladie engendrent des mesures diverses qui visent essentiellement à accroître les ressources de l'assurance maladie (création de la vignette automobile en 1976, hausse des cotisations et des taxes, contribution exceptionnelle des pharmaciens en 1979...) et aussi à limiter la demande de soins (hausse du ticket modérateur, déremboursement de certains biens et services médicaux, création du forfait journalier à l'hôpital en 1982). Par ailleurs, des mesures plus structurelles sont mises en œuvre notamment dans le domaine hospitalier (budget global).

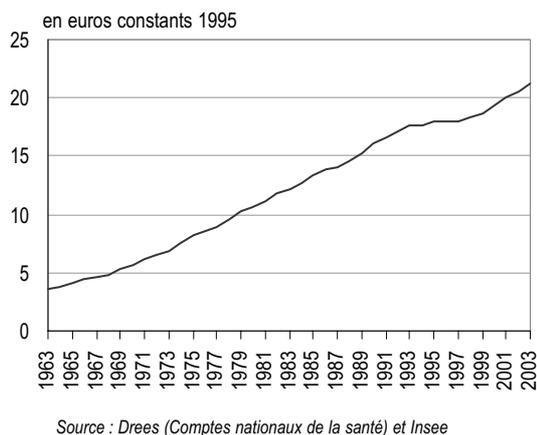
Au début des années quatre-vingt-dix, des mesures visant à accroître les ressources ou à limiter la demande de soins continuent à être appliquées (instauration de la Contribution sociale généralisée en 1991, contributions exceptionnelles des laboratoires pharmaceutiques, baisse des taux de remboursement pour de nombreux médicaments, hausse du forfait hospitalier). Elles sont complétées par des réformes plus structurelles qui visent à modifier durablement le comportement des acteurs du système de santé et à améliorer l'efficacité des ressources consacrées au système de santé, en évitant les « gaspillages ». Depuis 1997, ces ressources sont par ailleurs fixées par le biais de l'Objectif National des dépenses d'assurance maladie (ONDAM), voté par le Parlement dans le cadre de la Loi de Financement de la Sécurité sociale. Ainsi, les réformes engagées dans les années quatre-vingt-dix et deux mille prévoient de nouvelles formes d'organisation et de financement des soins (développement des filières et des réseaux de soins, de la pratique en groupe, tarification à la pathologie à l'hôpital) et favorisent le développement de pratiques médicales efficaces notamment par le biais de campagnes d'information à destination des offreurs de soins et des patients (promotion des génériques, références de bonne pratique) ou de financements spécifiques (Fonds d'Aide à la Qualité des soins de ville).

Ces mesures successives, bien que parfois difficiles à mettre en œuvre concrètement, ont pu contribuer à infléchir la croissance de la consommation de soins en agissant sur le comportement tant des professionnels de santé que des patients.

Il est clair, cependant, que cette modélisation a avant tout une visée explicative de longue période et ne peut être utilisée telle quelle en prévision car, avec la forme temporelle quadratique retenue, la consommation de soins ralentirait constamment puis viendrait à décroître ce qui serait tout à fait irréaliste. La présente étude a tout au contraire tenté d'expliquer les quarante années passées de croissance des dépenses de santé et a dû s'en tenir à cette spécification très générale dans une période longue de profonde transformation de l'offre et de la demande de soins.

A cet égard, il est vrai que cette spécification, qui permet de rendre compte des évolutions de longue période des dépenses de santé peine en revanche à expliquer les évolutions récentes faisant état d'un ralentissement des dépenses à partir de 1997 et d'une reprise à partir de 2000 (graphique 11). Cette difficulté nécessiterait d'approfondir l'analyse, en confrontant les évolutions agrégées avec les conclusions d'études menées à partir de données microéconomiques permettant de mettre en évidence l'évolution des comportements des acteurs du système de santé. ■

GRAPHIQUE 11 ●
évolution de la consommation de soins
et de biens médicaux par habitant en volume corrigée
du vieillissement



BIBLIOGRAPHIE

- AZIZI K., PEREIRA C., « Comparaison internationale des dépenses de santé : une analyse des évolutions dans sept pays, 1970-2002 », Drees, Dossier Solidarité et Santé, n°1, janvier-mars 2005.
- BAC C., CORNILLEAU G., « Comparaison internationale des dépenses de santé : une analyse des évolutions dans sept pays depuis 1970 », Drees, Études et Résultats, n° 175, 2002.
- CAUSSAT L., FENINA A., GEFFROY Y., « Quarante années de dépenses de santé : une rétopolation des comptes de la santé de 1960 à 2001 », Drees, Études et Résultats, n° 243, 2003.
- CAUSSAT L., LE MINEZ S., RAYNAUD D., « L'assurance maladie contribue t-elle à redistribuer le revenu ? », Drees, Dossier Solidarité et Santé, n°1, janvier-mars 2005.
- CNAMTS, « Le vieillissement de la population et son incidence sur l'évolution des dépenses de santé », Point de conjoncture, n°15, juillet 2003.
- CORNILLEAU G., HAGNERE C. et VENTELOU B., « Assurance maladie : soins de court terme et traitement à long terme », Revue de l'OFCE, octobre 2004.
- DELATTRE E., DORMONT B., « La régulation de la médecine ambulatoire en France : quel effet sur le comportement des médecins libéraux ? », Drees, Dossier Solidarité et Santé, n°1, janvier-mars 2005.
- GERDTHAM U.G. et JÖNSSON B., « Price and Quantity in International Comparisons of Health Care Expenditure, Applied Economics », p.1519-1528, n° 23, 1991.
- GERDTHAM U.G. et al., « An Econometric Analysis Of Health Care Expenditure : a cross-section study of the OECD Countries », *Journal of Health Economics*, p.63-84, 1992.
- GERDTHAM U.G. et al., « Factors affecting Health spending : a cross-country econometric analysis », in *New Direction in Health Care Policies : Improving Cost Control and Effectiveness*, OCDE, 1995.
- GRIGNON M. (2003), « Les conséquences du vieillissement de la population sur les dépenses de santé », IRDES, Questions d'Économie de la Santé, n° 66, 2003.
- LEU R.E., « The Public-Private Mix and International Health Care Costs », In Cuyler A.J and Jönsson B. (ed), *Public and Private Health Services*. Oxford : Basil Blackwell, p.41-63, 1986.
- L'HORTY Y., QUINET A., RUPPRECHT F., « Expliquer la croissance des dépenses de santé : le rôle du niveau de vie et du progrès technique », *Économie et Prévision*, n° 129-130, p. 257-268, 1997.
- MAHIEU R., « Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique », Insee, Document de travail G2000/01, Direction des Études et des Synthèses Économiques, 2000.
- MURILLO C., PIATECKI C., SAEZ M., « Health care expenditure and income in Europe », *Journal of health economics*, vol.2, p.127-128, 1993.
- NEWHOUSE J.P., « Medical Care Expenditure : a cross national survey », *Journal of Human Resources*, n° 12, p.115-125,1997.
- RAYNAUD D., « Les déterminants individuels des dépenses de santé : l'influence de la catégorie sociale et de l'assurance maladie complémentaire », Drees, Études et Résultats, n° 378, 2005.
- ROCHAIX L., « Financial Incentives for Physicians : the Quebec Experience », *Health Economics*, vol. 2, 163-176, 1993.
- ROCHAIX L., JACOBZONE S., « L'hypothèse de demande induite : un bilan économique », *Économie et Prévision*, n° 129-130, 1997

RÉSULTATS COMPLÉMENTAIRES D'ESTIMATION

estimations sans tendance avec PIB, prix relatif et autres facteurs explicatifs
période 1963-2003

	Log (CSBM en volume par tête corrégée du vieillissement)			Log (CSBM en volume par tête)			
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 1bis	Modèle 2bis	Modèle 3bis	Modèle 4bis
Constante	12,2 (7.9)	-11,31 (-25.31)	-7,61 (-4.29)	-8,48 (-6.78)	-7,78 (-14.6)	-5,17 (-3.41)	-8,8 (-13.74)
Log(PIB en volume par habitant)	1,5 (8.76)	1,12 (14.2)	0,87 (3.77)	1,61 (12.78)	1,31 (14.01)	1,14 (5.81)	1,66 (24.42)
Log (Prix relatif de la santé)	-1,36 (2.89)	-0,51 (-1.8)	-2,21 (-5.39)	-1,5 (-4.39)	-0,85 (-2.50)	-2,11 (6.00)	-1,84 (-5.14)
Log (Densité médicale libérale)		0,58 (5.3)			0,44 (3.42)		
Taux de couverture par l'assurance maladie			0,02 (2.08)			0,013 (n.s)	
Part des plus de 80 ans dans la population							-0,054 (n.s)

Lecture : La mention « n.s. » signifie que le coefficient est non significativement différent de zéro au seuil de 5 % .
Source : Drees, Insee, Eco-Santé France 2004, calculs Drees

Ces résultats ne sont donnés qu'à titre indicatif et mettent en évidence la variabilité des estimations selon la spécification du modèle retenu ainsi que certaines valeurs aberrantes des élasticités PIB et prix. Par ailleurs, les variables explicatives autres que le PIB et les prix relatifs de la santé sont sujettes à caution. La variable « Densité médicale libérale » ne reflète qu'une partie de l'offre de soins et son évolution est différente, notamment en fin de période, de celle de la densité médicale totale. Les données concernant le taux de couverture par l'assurance maladie ont été reconstruites sur la période 1963-1969.

estimations avec PIB, prix relatif et tendance linéaire ou quadratique
période 1963-2003

	Log (CSBM en volume par tête corrégée du vieillissement)		Log (CSBM en volume par tête)	
	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 4bis	Modèle 5bis
Constante	-19,28 (-11.4)	-6,98 (-2.6)	-13,32 (-8.12)	-1,79 (n.s)
Log (PIB en volume par habitant)	2,31 (14.6)	0,93 (3.1)	2,15 (12.02)	0,85 (3.83)
Log (Prix relatif de la santé)	-2,25 (-7.65)	-0,92 (-2.9)	-2,11 (-7.37)	-0,86 (-3.69)
Tendance	-0,02 (-4.8)	0,041 (3.0)	-0,016 (-3.40)	0,044 (4.41)
Tendance au carré		-0,0006 (-4.8)		-0,0006 (-6.15)

Lecture : La mention « n.s. » signifie que le coefficient est non significativement différent de zéro au seuil de 5 % .
Source : Drees, Insee, Eco-Santé France 2004, calculs Drees

INDICATEURS DÉPARTEMENTAUX DE DÉPENSES DE SANTÉ

Céline PEREIRA, Marie PODEVIN et Denis RAYNAUD

Ministère de l'emploi, du travail et de la cohésion sociale
Ministère des solidarités, de la santé et de la famille

Drees

Le présent article a pour objet d'étudier en quoi la prise en compte de quelques indicateurs significatifs pourrait permettre de mieux identifier les départements pour lesquels des pistes pourraient être envisagées au niveau local, en vue d'une meilleure maîtrise de dépenses de santé. On retient d'une part une série d'indicateurs globaux correspondant aux grands postes de dépenses de soins de ville remboursés par le régime général de l'Assurance maladie et d'autre part des indicateurs de soins plus spécifiques. Pour chacun de ces indicateurs, quatre classements (dépenses brutes observées, en dépenses corrigées des structures démographiques, des différences d'état de santé et des disparités de densité médicale) sont réalisés dans l'ordre décroissant des dépenses.

L'observation des dépenses de santé et de leurs évolutions fait apparaître de fortes disparités d'un département à l'autre. Le présent travail a pour objet d'étudier en quoi la prise en compte de quelques indicateurs significatifs pourrait permettre de mieux identifier les départements pour lesquels des pistes pourraient être envisagées au niveau local, en vue d'une meilleure maîtrise des dépenses de santé.

Ce travail retient d'une part une série d'indicateurs globaux correspondant aux grands postes de dépenses de soins de ville remboursés par le régime général de l'Assurance maladie dont les soins de ville, les honoraires, les prescriptions et les prestations en espèces font partie. Il explore d'autre part des indicateurs de soins plus spécifiques tels que les honoraires par spécialités médicales, les dépenses de transport ventilées par type de transport, les majorations pour visites à domicile ou encore les dépenses de médicaments selon le niveau de remboursement. Ces indicateurs détaillés permettent de mieux caractériser les spécificités propres à chaque département. Au total, quarante-trois postes de dépenses sont étudiés.

Pour chacun de ces indicateurs, quatre classements des départements sont réalisés, dans l'ordre décroissant des dépenses. Le premier est un simple classement des départements en fonction des dépenses brutes observées. Les autres classements tiennent compte des différences de structure démographique, d'état de santé et des disparités de densité médicale entre les départements. Une fois l'ensemble de ces indicateurs examinés, un certain nombre d'entre eux pourront alors être retenus afin d'éclairer les interrogations et les pistes d'actions susceptibles d'être envisagées au niveau local.

Cette étude s'articule autour de deux grandes parties. La première partie présente la méthodologie retenue ainsi qu'une synthèse caractérisant les principales différences observées pour les grands postes de dépenses et la position relative des départements. La seconde partie complète cette étude par une analyse détaillée poste par poste des résultats obtenus. Enfin plusieurs annexes détaillent la méthodologie (annexe A), les résultats des estimations pour les différents modèles (annexe B) et l'ensemble des classements obtenus pour chacun des indicateurs examinés (annexe C).

1

OBJECTIFS, MÉTHODE ET RÉSULTATS SYNTHÉTIQUES DE L'ÉTUDE DES DÉPENSES DE SANTÉ PAR DÉPARTEMENT

OBJECTIF ET MÉTHODE

Cette étude vise à mettre en évidence les disparités départementales dans le domaine des dépenses de santé. Elle se fonde sur la construction et le classement de quarante-trois indicateurs qui correspondent à la fois aux grands postes des dépenses de santé en honoraires et en prescriptions et à des consommations plus particulières au sein du système d'assurance maladie comme les honoraires par spécialité médicale et paramédicale, la consommation de médicaments, les dépenses de transport ou encore les indemnités journalières de moins de trois mois. Les indicateurs sont construits à partir des données de la Statistique Mensuelle de la CNAMTS, exprimées en dépenses remboursées par bénéficiaire par le Régime Général en 2003. Ils concernent plus précisément les postes suivants¹ :

- les honoraires totaux, qui se répartissent entre les honoraires d'omnipraticiens, les honoraires de spécialistes, et les autres honoraires (dont honoraires de sages-femmes et de dentistes) ;
- les prescriptions totales, qui se répartissent entre les médicaments (distingués selon leur taux de remboursement), auxiliaires médicaux (soins infirmiers, actes de kinésithérapie, d'orthophonistes et d'orthoptistes), analyses biologiques, produits et prestations sanitaires (LPP) ;
- les autres prestations de soins de santé (frais de transport de malades essentiellement) ;
- les prestations en espèces (indemnités journalières) ;
- le total des soins de ville.

Ces indicateurs de dépenses sont analysés à la fois au niveau des dépenses brutes et en corrigeant les dépenses des effets potentiels de la structure par âge et sexe de la population des bénéficiaires du régime général de l'assurance maladie, de l'état de santé de la population du département et de la densité médicale. Afin d'effectuer un classement des départements à partir des indicateurs corrigés de dépenses, une démarche économétrique est mise en œuvre². Trois modèles de régression successifs sont estimés sur l'ensemble des départements de France métropolitaine ; les différents indicateurs de dépenses seront ainsi corrigés successivement par :

- la **structure par âge et sexe** des bénéficiaires du régime général (modèle 1) ;
- la **structure par âge et sexe** des bénéficiaires du régime général et l'**état de santé** de la population du département approché par l'Indice comparatif de mortalité (modèle 2) ;
- la **structure par âge et sexe** des bénéficiaires du régime général, l'**état de santé** de la population du département et la **densité médicale** totale ou par spécialité médicale ou paramédicale (modèle 3)³.

1 - Se reporter à l'annexe A pour une liste détaillée des indicateurs.

2 - Pour une présentation plus complète de la méthodologie, se reporter à l'annexe A.

3 - Pour les indemnités journalières de moins de trois mois, un quatrième modèle a été testé en tenant compte, en plus des variables démographiques, d'état de santé et d'offre de soins, des disparités de taux de chômage selon les départements.

Les variables explicatives incluses dans les modèles estimés pour aboutir à une estimation « corrigée » des dépenses de santé tenant compte des disparités « environnementales » entre les départements sont donc de trois ordres : démographique, d'état de santé et d'offre de soins. En effet, le choix des deux premières variables explicatives reflétant la demande de soins repose essentiellement sur l'influence, mise en évidence par des études empiriques sur données individuelles, de l'âge et du sexe de l'individu ainsi que de son état de santé sur les dépenses de santé⁴. Le choix de la densité médicale reflète quant à lui le lien entre offre médicale et dépenses de santé, et donc l'importance des disparités d'accès aux soins au niveau départemental, ainsi que, *a contrario*, l'hypothèse d'une demande en partie induite par l'offre disponible.

LA STRUCTURE PAR ÂGE ET PAR SEXE DES BÉNÉFICIAIRES DU RÉGIME GÉNÉRAL EN 2004 (ISSUE DU RNIAM⁵)

Les variables de structure d'âge et de sexe retenues dans la modélisation sont :

- la part des moins de 20 ans, femmes et hommes confondus, dans le total des bénéficiaires (**Tmoins_20**) ;
- la part des hommes âgés de 50 à 69 ans dans le total des bénéficiaires (**H50_69**) ;
- la part des femmes âgées de 20 à 49 ans dans le total des bénéficiaires (**F20_49**) ;
- la part des femmes âgées de 50 à 69 ans dans le total des bénéficiaires (**F20_49**) ;
- la part des plus de 70 ans, sexes confondus, dans le total des bénéficiaires (**T70_plus**).

La part des hommes âgés de 20 ans à 49 ans dans le total des bénéficiaires (**H20_49**) sert de référence dans la régression pour interpréter les coefficients.

L'INDICE COMPARATIF DE MORTALITÉ GÉNÉRALE (ICM) EN 1999 (ISSU DE LA BASE SCORE SANTÉ)

Cet indice a été retenu pour représenter l'état de santé de la population au niveau départemental. Il correspond au rapport en base 100 du nombre de décès observés dans le département au nombre de décès qui serait obtenu si les taux de mortalité par sexe et âge étaient identiques aux taux nationaux. Il peut être interprété comme un indicateur de surmortalité dans le département par rapport à la moyenne nationale.

LA DENSITÉ MÉDICALE COMME INDICATEUR D'OFFRE DE SOINS (ISSUE DU RÉPERTOIRE ADELI)

Pour les indicateurs agrégés tels que le total des dépenses de soins de ville, les honoraires totaux, les honoraires d'omnipraticiens et de spécialistes, les dépenses de médicaments, d'auxiliaires médicaux, d'analyses biologiques et de transport, la densité totale en 2003 a été retenue comme indicateur d'offre de soins. Il s'agit du nombre de médecins pour 100 000 habitants. Ces données portent à la fois sur les libéraux et les salariés. Elles incluent les remplaçants mais excluent les praticiens hospitaliers à temps plein ayant une activité libérale à l'hôpital. Pour les indicateurs plus spécifiques tels que les honoraires par spécialité médicale et paramédicale, l'indicateur d'offre de soins retenu est la densité médicale par spécialité (cf. annexe B pour une présentation exhaustive des modèles estimés).

4 - Raynaud, D., « Les déterminants individuels des dépenses de santé : l'influence de la catégorie sociale et de l'Assurance maladie complémentaire », DREES, Études et Résultats, n° 378, 2002.

5 - Répertoire National Inter régimes de l'Assurance Maladie.

Les départements sont ensuite classés, par ordre décroissant, selon la valeur brute des indicateurs et selon les écarts résiduels de dépenses après prise en compte de l'effet estimé des trois facteurs « d'environnement ». Ainsi, pour chacun des quarante-trois indicateurs de soins, quatre classements des départements peuvent être obtenus et analysés : le premier en fonction des dépenses brutes observées et les trois autres classements en tenant compte des différences départementales de structure démographique, d'état de santé et de densité médicale. La comparaison de ces quatre classements fait apparaître de fortes disparités d'un département à l'autre. Les principaux enseignements de l'étude, qui montre des profils « départementaux » très différenciés, sont présentés dans la synthèse qui suit, l'analyse détaillée des résultats poste par poste étant présentée dans la deuxième partie du document.

■ ANALYSE SYNTHÉTIQUE DES RÉSULTATS

Cette analyse prête une attention plus particulière au quatrième classement qui tient compte de l'ensemble des disparités « d'environnement » observées entre les départements. Il s'interprète comme un classement des départements à structure démographique, indicateur comparatif de mortalité et densité médicale comparables. Ainsi, un classement élevé ne signifie pas nécessairement que les dépenses réelles soient élevées ; il peut aussi refléter une dépense plus faible qui s'expliquerait par une structure démographique jeune, un bon état de santé et une offre médicale réduite. En outre, l'interprétation des résultats doit être faite avec précaution. En effet, certaines variables omises dans le modèle, comme par exemple l'offre hospitalière⁶, pourraient aussi contribuer à expliquer une partie des dépenses de soins de ville observées, indépendamment de toute notion de maîtrise des dépenses. Cet exercice ouvre donc des pistes pour susciter une démarche d'interrogation sur le niveau des dépenses de soins de chaque département, et sur ses facteurs explicatifs, plutôt qu'un tableau de « performances » directement interprétable.

LES DÉPARTEMENTS DONT L'ENSEMBLE DES DÉPENSES DE VILLE APPARAISSENT LES PLUS ÉLEVÉES SE SITUENT PRINCIPALEMENT DANS LE SUD DE LA FRANCE

Ce sont les départements méditerranéens de la Corse, des Bouches-du-Rhône, du Var, des Pyrénées-Orientales et du Gard qui présentent les dépenses de ville effectivement remboursées par le régime général les plus élevées par habitant (premier classement). La prise en compte des disparités départementales en matière d'âge, d'état de santé, et d'offre de soins confirme ce constat (quatrième classement). Pour trois de ces départements (Corse, Bouches-du-Rhône et Var), les honoraires d'omnipraticiens sont un poste pour lequel les dépenses sont toutefois plus modestes que l'ensemble des autres dépenses de soins de ville. A l'inverse, les trois autres départements méditerranéens (Alpes-Maritimes, Hérault et Aude) disparaissent du classement des départements les plus dépensiers une fois prise en compte leur structure démographique plutôt âgée.

A ces départements méditerranéens, on pourrait ajouter le département voisin, les Alpes-de-Haute-Provence, aux dépenses totales élevées en raison du poste intitulé

6 - Le département n'apparaît pas comme une aire géographique pertinente en ce qui concerne l'offre hospitalière. En outre, des variables de type économique, comme le potentiel fiscal ou le taux de chômage du département ont été testées, mais non retenues dans le modèle car elles n'apportaient pas d'amélioration significative et ne modifiaient pas le classement des départements.

« autres prestations de soins de santé », qui inclut en particulier, outre les frais de transport, les forfaits d'établissements et les suppléments en cures thermales. Le département des Landes présente le même profil que les Alpes-de-Haute-Provence.

Le département de la Haute-Garonne, apparaît quant à lui, compte tenu de sa structure d'âge relativement jeune, comme le deuxième département où les dépenses sont les plus élevées, derrière la Corse, une fois prise en considération les disparités d'état de santé et d'offre de soins. Plus particulièrement, la Haute-Garonne apparaît au premier rang du classement pour l'ensemble des honoraires, avec des dépenses élevées tant pour les honoraires d'omnipraticiens (2^{ème} rang) que pour ceux de spécialistes (2^{ème} rang), en particulier radiologues (1^{er} rang) ; la Haute-Garonne apparaît au 2^{ème} rang pour les analyses biologiques et pour les produits et prestations sanitaires, au 3^{ème} rang pour les auxiliaires médicaux, en particulier en raison des soins infirmiers (3^{ème} rang) et au 4^{ème} rang pour les médicaments. Comme pour la Haute-Garonne, mais de manière un peu moins prononcée, la prise en compte des disparités départementales conduit le département du Tarn-et-Garonne à apparaître parmi les départements les plus dépensiers, en particulier pour les honoraires de spécialistes, les analyses biologiques et les produits et prestations sanitaires (1^{er} rang).

Dans l'ensemble, l'examen des différents indicateurs retenus met en évidence un groupe de huit départements qui apparaissent le plus souvent, quel que soit l'indicateur retenu, parmi les départements où les dépenses sont les plus élevées, une fois prises en compte les spécificités propres à chaque département : Haute-Garonne, Pyrénées-Orientales, Corse, Aude, Bouches-du-Rhône, Tarn-et-Garonne, Gard, Var⁷

Enfin, malgré des dépenses réelles parmi les plus faibles, le département de la Mayenne apparaît au 9^{ème} rang des dépenses par département à caractéristiques d'environnement données. En effet, la Mayenne est un département plutôt jeune et connaissant une faible mortalité à structure d'âge donnée. Mais c'est aussi une faible densité médicale qui fait « remonter » la Mayenne parmi les départements à niveau de dépenses élevé. Ainsi, en dépense brute, la faible dépense de soins de ville par habitant de la Mayenne (92^{ème} rang) s'explique en partie par une offre de soins de ville restreinte dans ce département, son classement « final » ne pouvant donc être interprété comme un indicateur de « surcroît » de dépenses.

LES DÉPENSES D'HONORAIRES MÉDICAUX : UNE PLACE DIFFÉRENCIÉE DES OMNIPRATICIENS ET UN RÔLE IMPORTANT DE LA DENSITÉ MÉDICALE

Ce sont des départements du sud de la France qui présentent **les dépenses d'honoraires médicaux** (omnipraticiens, spécialistes, dentistes, sages-femmes et centres de soins) les plus élevées, même après prise en compte de leurs spécificités démographiques, d'état de santé et de densité médicale. La Haute-Garonne, la Corse et le Tarn-et-Garonne apparaissent de ce point de vue nettement devant les autres départements. Le département du Tarn-et-Garonne remonte dans le classement dès que l'on corrige les dépenses observées de la structure démographique des départements. Viennent ensuite les Pyrénées Orientales, le Var, l'Aude, les Pyrénées Atlantiques, le Gard, les Hautes-Pyrénées et le Gers. Le premier département de la moitié nord de la France, le Pas-de-Calais, n'apparaît qu'en 13^{ème} position.

7 - Ces départements sont classés selon le nombre d'indicateurs les classant dans les 10 premiers rangs, de la Haute-Garonne (26 indicateurs) au Var (13 indicateurs).

En revanche, les Bouches du Rhône, les Alpes Maritime et l'Hérault, aux dépenses brutes par tête pourtant élevées, disparaissent des premiers rangs après prise en compte de l'ensemble de leurs caractéristiques.

Au sein des honoraires médicaux, la place relative des honoraires d'omnipraticiens et des honoraires de médecins spécialistes varie d'un département à l'autre, faisant apparaître, trois groupes distincts parmi les 20 départements présentant, après prise en compte des caractéristiques propres à chacun, les honoraires totaux les plus élevés :

- le groupe des départements pour lesquels ce sont les dépenses de spécialistes qui pèsent le plus : Tarn et Garonne, Corse, Pyrénées Atlantiques, Var, Hautes-Pyrénées, Isère, Bouches-du-Rhône, Loir-et-Cher, Tarn ;
- ceux pour lesquels ce sont les dépenses d'omnipraticiens : Aude, Gers, Ariège, Pas de Calais, Gironde ;
- et enfin ceux pour lesquels la balance est équilibrée entre les honoraires d'omnipraticiens et les honoraires de spécialistes: Haute-Garonne, Pyrénées-Orientales, Gard, Landes, Mayenne, Aveyron.

Au sein du troisième groupe, la Haute-Garonne et les Pyrénées-Orientales ressortent particulièrement, du fait de leur classement parmi les départements aux dépenses les plus élevées, tant en ce qui concerne les honoraires d'omnipraticiens que les honoraires de spécialistes.

En ce qui concerne les honoraires d'omnipraticiens, ce sont les départements du grand sud-ouest de la France qui présentent les niveaux de dépenses les plus élevés : Aude, Haute-Garonne, Gironde, Pyrénées-Orientales, Ariège et Gers. Le département du Pas-de-Calais vient s'intercaler en 3^{ème} position, même après prise en compte de son indice comparatif de mortalité élevé. En effet, malgré des besoins de soins importants, ce département a une densité de médecins spécialistes très inférieure à la moyenne, et les omnipraticiens sont probablement conduits à prendre en charge des soins qui relèveraient plutôt de la médecine spécialisée dans d'autres départements à l'offre médicale plus diversifiée.

L'étude des disparités départementales d'honoraires par type de spécialité médicale fait souvent apparaître la densité médicale comme l'un des facteurs explicatifs principaux des différences observées. Ceci se vérifie en particulier pour les honoraires de dermatologues, de pédiatres, de psychiatres et de gynécologues. Ainsi, par exemple, les départements où les pédiatres sont les plus nombreux sont naturellement ceux où l'on observe les dépenses pédiatriques les plus élevées. Quand on tient compte de différences de densité médicale, en interprétant donc le rang des départements « à densité donnée », les classements sont alors considérablement modifiés. Ainsi, la Haute-Garonne, département où les honoraires de pédiatres sont les plus élevés, se classe au 11^{ème} rang à caractéristiques départementales données.

Au delà des honoraires par type de spécialité, l'offre de soins semble jouer un rôle majeur également pour expliquer les disparités d'honoraires de dentistes, de sages-femmes et d'auxiliaires médicaux (kinésithérapeutes, infirmiers, orthophonistes, orthoptistes). A cet égard, l'exemple du département de la Mayenne semble être révélateur d'une relative carence de l'offre de soins. En effet, pour nombre d'indicateurs retenus, le classement souvent élevé de ce département résulte pour une part importante de la prise en compte de sa densité médicale, la plus faible de l'ensemble du territoire métropolitain. A l'opposé, pour certains départements où l'offre de soins est abondante, comme les Bouches-du-Rhône, la prise en compte de la densité médicale conduit à atténuer l'apparence élevée des dépenses remboursées.

**LES DÉPENSES DE MÉDICAMENTS :
DE FORTES DISPARITÉS DÉPARTEMENTALES SELON LE PARTAGE
ENTRE MÉDICAMENTS REMBOURSÉS À 100 %
ET MÉDICAMENTS REMBOURSÉS À 65 % OU 35 %**

Le total des médicaments remboursés fait apparaître la Mayenne, l'Aude, les Bouches-du-Rhône, la Haute-Garonne et le Pas-de-Calais comme les départements les plus forts consommateurs de médicaments, après prise en compte des caractéristiques départementales, mais les disparités sont globalement assez faibles entre les départements. En dépenses brutes, il faut cependant noter que la Mayenne apparaît parmi les départements les moins dépensiers, mais la prise en compte de sa structure démographique assez jeune et d'un bon état de santé conduit à la classer au 1^{ème} rang.

Les disparités départementales sont en revanche importantes en ce qui concerne la place **des médicaments remboursés à 100 % par l'assurance maladie**. Ainsi, les Bouches-du-Rhône présentent des montants de remboursement à 100 % élevés, qui les classent en 2^{ème} position pour cet indicateur quel que soit le modèle retenu, alors que ce département a des dépenses relativement peu élevées en ce qui concerne les médicaments remboursés à 65 % ou à 35 %. Outre le fait que l'on ne tient compte dans ce classement que des données remboursées par le régime général, trois hypothèses pourraient expliquer ce résultat :

- Un surcroît de maladies chroniques reconnues comme affections de longue durée (ALD), à indicateur comparatif de mortalité donné ;
- Une entrée en ALD plus fréquente, à état de santé donné ;
- Une surconsommation des malades exonérés de ticket modérateur au titre des ALD ou un remboursement à 100 % plus systématique des médicaments qui leur sont prescrits.

A l'inverse, le département de la Haute-Vienne, par exemple, présente un profil opposé à celui des Bouches-du-Rhône : les remboursements de médicaments pris en charge par l'assurance maladie à hauteur de 65 % (7^{ème} rang) et de 35 % (3^{ème} rang) sont élevés, alors que les remboursements de médicaments pris en charge à 100% sont parmi les plus faibles (90^{ème} rang). Au bout du compte, sur la base de l'indicateur global de dépenses totales de médicaments, la Haute Vienne se classe au 90^{ème} rang.

**UNE VISION SYNTHÉTIQUE DE LA POSITION DES DÉPARTEMENTS :
LES INDICATEURS QUI RÉVÈLENT DES DÉPENSES ÉLEVÉES OU FAIBLES
POUR CHACUN D'ENTRE EUX**

Le tableau 1 retrace, pour chacun des départements, les postes de dépenses pour lesquels le département apparaît parmi les 10 ou 20 où les dépenses sont les plus élevées, et ceux pour lesquels il apparaît parmi les 25 qui ont les dépenses plus faibles, après prise en compte de leurs caractéristiques spécifiques en termes de démographie, d'état de santé, et de densité médicale. Les départements sont ici classés en fonction du nombre de postes où la dépense apparaît élevée. Par exemple, pour 26 postes de dépenses sur 43 (Honoraires totaux, honoraires de radiologues, analyses et prélèvements, majoration pour visites à domicile et médicaments remboursés à 35 %...), la Haute-Garonne apparaît comme un département où les dépenses de santé sont les plus élevées.

En revanche, ce département n'apparaît jamais parmi les départements ayant des dépenses modérées. Naturellement, ce classement est dépendant du choix des postes étudiés, et du découpage de chaque poste en sous-catégories.

Au-delà de la mise en évidence des départements pour lesquels la majorité des postes présentent des dépenses parmi les plus élevées (Corse, et la plupart des départements des régions PACA, Languedoc-Roussillon et Midi-Pyrénées) et des départements présentant une majorité de postes parmi les plus faibles (Paris et Hauts-de-Seine par exemple), ce tableau permet de mettre en évidence quatre points intéressants.

• *L'influence des particularités géographiques sur les visites à domicile et les transports*

- Des départements ruraux comme la Somme, la Côte d'Or, le Cher, ou l'Aube présentent par exemple des dépenses relatives aux visites à domicile (VD, VDN, VDD) élevées.
- Des départements montagneux et/ou ruraux comme les Hautes-Alpes, les Alpes de Haute-Provence ou la Somme présentent au contraire des dépenses de transport (TRANS, AMB, VSL, TAXI, AFT) élevées.

• *L'existence de substitutions entre honoraires d'omnipraticiens et honoraires de spécialistes*

Le département de la Somme présente des honoraires d'omnipraticiens élevés, qui s'expliquent par leur rôle plus important qu'ailleurs dans le système de soins, ce que confirment les dépenses relativement faibles de ce département en honoraires de spécialistes. Ainsi, les honoraires d'omnipraticiens de ce département ne correspondent pas à une consommation globale de soins très élevée, mais semblent plutôt la conséquence d'un phénomène de substitution de la médecine spécialisée vers la médecine générale.

• *L'importance variable des médicaments remboursés à 100 % d'un département à l'autre*

Certains départements, où les dépenses sont par ailleurs plutôt faibles, comme la Vienne, l'Aube ou la Charente, présentent des dépenses de médicament remboursées à 35 % (M35) ou à 65 % (M65) élevées ; mais ce résultat est à mettre en balance avec des dépenses particulièrement réduites de médicaments remboursés à 100 % (M100). Au contraire, d'autres départements dont les dépenses totales de médicaments restent mesurées, comme le Finistère ou la Seine-Saint-Denis, présentent des dépenses de médicaments remboursés à 100 % élevées et des dépenses de médicaments remboursés à 65 % ou 35 % plus limitées.

• *Certains indicateurs suggèrent enfin une politique locale efficace en matière de prévention ou d'organisation du système de soins*

- Pour la prévention, les dépenses vaccinales contre la grippe et la Rubéole-Oreillons-Rougeole (ROR) sont ainsi élevées dans le Calvados, département où de nombreux postes de dépenses sont parmi les plus faibles.
- Les dépenses relatives aux forfaits de médecins référents (FR) soulignent un effort en terme de régulation, et elles sont par exemple très élevées dans le Jura, qui figure par ailleurs parmi les départements où les dépenses sont parmi les moins importantes.

TABLEAU 1 ●

Les postes à dépense élevée ou faible pour chaque département

Départements	Nombre de postes à dépense élevée (rang 1 à 10)	Nombre de postes à dépense faible (rang 70 à 95)	Exemples de postes à dépense élevée	Exemples de postes à dépense faible
Haute-Garonne	26	0	HT RADIO AB VD M35	
Pyrénées-Orientales	25	3	GYNECO VDD TAXI VSL SF	KINE M65 IJC
Corse	21	4	PRESC INF KINE TRANS IJC	FR M35 M65 ROR
Aude	18	3	HO HPR VD FR ORP	PE PSY IJC
Bouches-du-Rhône	17	3	MEDIC PRESC KINE M100 AMB	VDD VDN VSL
Tarn-et-Garonne	17	3	HS AB TIPS PEDIATRES RADIO	HA AP DENTISTES
Gard	13	0	HA AM SF INF KINE	
Var	13	3	HT HA AM AB INF	FR FSIRM AFT
Somme	11	8	VDD VDN AMB VSL TRANS HO	HA TAXI PEDIATRE AM HS
Pas-de-Calais	11	6	HO VD KINE MEDIC M65	GYNECO PSY SF TAXI IJC
Gers	11	5	HPR PEDIATRE RADIO DERMATO VD	PE IJC DENTISTE FSIRM ORP
Mayenne	10	3	MEDIC M100 PSY KINE M35	PEDIATRE GYNECO SF
Hautes-Pyrénées	8	7	ROR AP RADIO FSIRM M65	VDN FR KINE ORT GYNECO
Gironde	8	2	HO HPR VDD VDN SF	AP FR
Alpes-de-Haute-Provence	8	7	AP VSL TRANS AB AMB	DENTISTES ROR ORT FR VDN
Ariège	7	6	HO HPR VD ROR TIPS	PE PSY FR TAXI AFT
Aveyron	6	5	AM OPHTALMO KINE ORP M100	RADIO DERMATO DENTISTE FR FSIRM
Deux-Sèvres	6	5	VD FR M35 M65 ROR	HS HA PEDIATRE PSY ORT
Finistère	6	10	PE SF ORT M100 IJC	HO VSL M35 M65 ROR
Hérault	6	6	AM DENTISTE SF FR VSL	AB PE AMB TAXI IJC
Hautes-Alpes	6	16	VSL AFT TRANS AMB DERMATO	HS GYNECO VDN FSIRM ROR
Pyrénées-Atlantiques	5	5	HT HS HA PEDIATRE RADIO	M35 M65 TAXI TRANS IJC
Tarn	5	4	AB PEDIATRE DENTISTES ORT VSL	MEDIC PSY DENTISTES TAXI
Isère	5	3	HS PE RADIO FSIRM IJC	VD VSL AFT
Ain	5	10	PE PEDIATRE GYNECO FR AM	MEDIC VD VSL AMB PSY
Savoie	5	22	AP PEDIATRE TAXI AFT IJC	MEDIC PRESC VD KINE M65
Territoire de Belfort	5	15	HA PSY DERMATO INF AMB	OPHTALMO ORT TAXI DENTISTES ORP
Côte D'Or	5	11	DENTISTE VDD VDN ROR TAXI	ORP ORT AMB AM PE
Landes	4	5	SV AP PEDIATRE OPHTALMO HT	FSIRM KINE ORT M35 IJC
Corrèze	4	5	MEDIC PRESC VD KINE M35	HA AP OPHTALMO ORP FR
Moselle	4	1	AP M35 TAXI TRANS AMB	VD
Alpes-Maritimes	4	12	PE KINE AMB ORP RADIO	VD VDD ROR VSL VSL AFT
Ille-et-Vilaine	4	5	OPHTALMO PSY DENTISTE ORT AFT	MEDIC ORP M35 M65 AMB
Vienne	4	20	DENTISTES M65 VSL AFT M35	HS AB RADIO M100 AMB IJC
Orne	4	13	TIPS AP FSIRM AMB	DERMATO GYNECO FR VDD VDN
Loir-et-Cher	4	3	HT HS PSY RADIO ORP	OPHTALMO VDD VDN
Seine-Saint-Denis	4	18	HA VDN M100 ROR	TIPS DENTISTES M65 TAXI INF
Vaucluse	3	5	PEDIATRE SF VSL TRANS KINE	GYNECO DENTISTES VDN M65 ROR
Haute-Saône	3	6	DERMATO FR TAXI HO VDN	OPHTALMO RADIO ORT KINE ROR
Charente	3	8	GYNECO M35 M65 VD HPR	AM AB RADIO M100 TAXI
Creuse	3	7	FSIRM PSY ORT AMB M65	HA SF FR VSL OPHTALMO
Haute-Marne	3	10	FSIRM ROR AFT AP ORT	AM PSY FR GYNECO DERMATO
Haute-Loire	3	15	PE IJC HA AM KINE	SF M65 VSL AFT VD
Puy-de-Dôme	3	19	PE PSY IJC GYNECO FSIRM	MEDIC PRESC RADIO AMB AFT
Drôme	3	8	HA DENTISTE FR AM M35	DERMATO VD VDN FSIRM ORT
Lozère	3	9	HS OPHTALMO DENTISTES SF ORP	PE DERMATO IJC KINE M65
Meuse	3	7	HA PEDIATRE GYNECO FR	SF FSIRM ORP ROR M100
Morbihan	2	6	HA TAXI PE ORT DERMATO	AMB M35 M65 HPR HO
Eure-et-Loire	2	6	DERMATO ORT OPHTALMO KINE IJC	VDN VDD VD INF ROR
Vosges	2	21	HA DERMATO SF FR ORP	SV MEDIC PRESC FSIRM M100
Aube	2	13	VDD VDN M65 ROR AFT	PEDIATRE TAXI M100 PSY PE
Doubs	2	22	DENTISTE VDN VDD FSIRM M35	AM AB PE RADIO ORT
Loire-Atlantique	2	15	SF VDD VDN	MEDIC M65 PRESC M100 AB

Meurthe-et-Moselle	2	18	HA DENTISTES M65	AM AP KINE M100 VDN
Yonne	2	18	PSY S-F ORP	HO HPR PEDIATRE FR M35
Loire	2	23	HA PE IJC	AP AFT TRANS HO RADIO
Cher	2	24	VDD VDN FSIRM	AB AP HPR VSL AM
Sarthe	2	9	RADIO FR	DERMATO INF IJC OPHTALMO ROR
Marne	2	11	GYNECO ROR	AM INF AP OPHTALMO TRANS
Ardèche	2	19	ORT IJC	MEDIC M65 VD AB VSL
Haute-Vienne	2	23	M35 M65	HT HS AP RADIO AMB
Manche	1	12	PRESC SF M100 AFT TIPS	PSY IJC PE HA PEDIATRE
Lot	1	13	ORT VSL AMB OPHTALMO VD	PEDIATRE PSY PE IJC HA/FSIRM
Seine-et-Marne	1	5	VDN VDD ROR AMB AP	HA DENTISTES FSIRM M35 AFT
Vendée	1	7	PE DENTISTES SF FR ROR	HS RADIO VDN INF M100
Ardennes	1	8	TAXI HA AP AFT TRANS	GYNECO ORP ROR TIPS VDN
Côtes-d'Armor	1	11	HA PE PEDIATRE PSY AFT	FSIRM M35 VSL VDD AP
Loiret	1	5	TAXI IJC AFT FSIRM	FR ORP ORT M35 AMB
Lot-et-Garonne	1	5	VDD TIPS KINE ORT	DERMATO DENTISTES FSIRM ORP IJC
Cantal	1	6	AB VDD ORP TAXI	TIPS PSY SF FSIRM IJC
Oise	1	15	FSIRM IJC M65 AMB	VDN TIPS ROR VDD HA
Val-d'Oise	1	8	GYNECO VDD VDN	FR VSL DENTISTES FSIRM ROR
Dordogne	1	13	GYNECO DERMATO VSL	PE PEDIATRE M100 IJC SV
Indre-et-Loire	1	13	DENTISTE PSY INF	HA AB SF AMB GYNECO
Rhône	1	22	PE DENTISTES IJC	HO AP VD AMB TRANS
Calvados	1	23	ROR VDN	SV HT HA PE HS
Jura	1	21	FR	HS KINE INF GYNECO OPHTALMO
Essonne	0	6	AB MEDIC VDD KINE M100	SF FSIRM VSL AFT AP
Indre	0	8	AB MEDIC PSY M35	HA GYNECO DENTISTE ORT ROR
Bas-Rhin	0	1	TIPS VD ROR	GYNECO
Charente-Maritime	0	8	ORT M65 VSL	PEDIATRE VDD VDN IJC TAXI
Val-de-Marne	0	8	GYNECO M100 AMB	TIPS OPHTALMO INF VSL TAXI
Haute-Savoie	0	12	PE PSY AFT	MEDIC DENTISTE VD M35 M65
Aisne	0	10	DERMATO M65	SF VDD VDN IJC HO
Saône-et-Loire	0	18	RADIO IJC	ROR AFT HPR TRANS VD/OPHTALMO
Nièvre	0	24	FSIRM PSY	SF INF ORP AM AB
Nord	0	7	TIPS	PE PSY ROR IJC HA
Maine-et-Loire	0	14	DENTISTES	MEDIC RADIO M100 IJC AMB
Yvelines	0	15	M65	FR VSL TRANS AP PE
Eure	0	16	IJC	VDD VDN VD AFT DENTISTE
Allier	0	20	PEDIATRE	DERMATO INF M65 AMB HS
Haut-Rhin	0	25	GYNECO	TAXI TRANS TIPS ORP AP
Hauts-de-Seine	0	28	AFT	HO HPR VSL TIPS SV
Seine-Maritime	0	10		HA DENTISTES SF PEDIATRES GYNECO
Paris	0	34		HT AM AB PRESC DENTISTES

Source : CNAMTS, traitement Drees

AB analyse et prélèvements	M65 médicaments remboursés à 65%
AFT autres frais de transport	MEDIC total médicaments
AM soins d'auxiliaires médicaux	OPHTALMO honoraires d'ophtalmologie
AMB transports en ambulance	ORP soins d'orthophonie
AP autres prestations de soins de santé	ORT soins d'orthoptie
DENTISTES honoraires de dentistes	PE prestations en espèces
DERMATO honoraires de dermatologie vénéréologie	PEDIATRES honoraires de pédiatrie
FR forfaits référents	PRESC prescriptions
FSIRM forfaits scanner et IRM	PSY honoraires de psychiatrie
GYNECO honoraires de gynécologie obstétrique	RADIO honoraires de radiodiagnostic et imagerie médicale
HA autres honoraires	ROR vaccins grippe et ROR
HO honoraires omnipraticiens	S-F honoraires sages-femmes
HPR honoraires premiers recours (omniprat+gynécologues+pédiatres)	SV soins de ville
HS honoraires de spécialistes	TAXI transports en taxi
HT honoraires totaux	TIPS produits et prestations sanitaires
IJC indemnités journalières de moins de trois mois	TRANS total frais de transport
INF soins infirmiers	VD majoration pour visites à domicile
KINE soins de kinésithérapie	VDD majoration pour VD les dimanches et jours fériés
M100 médicaments remboursés à 100%	VDN majoration pour visites à domicile de nuit
M35 médicaments remboursés à 35%	VSL transports en véhicules Sanitaires Légers

L'INFLUENCE GLOBALE DES VARIABLES D'ENVIRONNEMENT SUR LES DISPARITÉS DÉPARTEMENTALES DE DÉPENSES

L'analyse synthétique des résultats de l'étude montre en outre que les différences de structures démographiques entre les départements expliquent une part importante des disparités de dépenses de soins. Mais au-delà, les disparités d'état de santé conduisent à des différences de dépenses d'honoraires d'omnipraticiens et de médicaments alors que les disparités d'offre de soins entraînent des différences dans les dépenses d'honoraires de spécialistes et d'auxiliaires médicaux.

A structure de population donnée, les dépenses de soins de ville sont croissantes avec l'indice comparatif de mortalité générale (ICM) et avec la densité médicale. Ces résultats sont conformes à l'intuition. D'une part, dans les départements où l'état de santé moyen est moins bon, les dépenses sont plus élevées que dans les départements où l'état de santé moyen est meilleur. D'autre part, une plus grande densité médicale favorise l'accès aux soins, en réduisant les coûts de transport pour aller chez le médecin, en réduisant les temps d'attente pour obtenir un rendez-vous, et d'une manière générale, en améliorant l'offre médicale. En outre, la densité médicale étant liée à la richesse des départements, une partie de l'effet de la densité sur la dépense pourrait aussi s'interpréter comme un effet de richesse.

Cependant, malgré l'influence de l'ICM et de la densité médicale sur les indicateurs de dépense étudiés, c'est l'introduction des variables de structure démographique qui modifie le plus fortement le classement des départements par ordre de dépense. Ainsi, pour les soins de ville, la variation moyenne de rang des départements est de 16 places entre le classement qui résulte des dépenses brutes et le classement issu du modèle 1 tenant compte de l'âge et du sexe des bénéficiaires. Cette variation moyenne est de 8 places entre le modèle 1 et le modèle 2 (âge, sexe et ICM), et de 5 places entre le modèle 2 et le modèle 3 (âge, sexe, ICM et densité médicale).

L'analyse détaillée poste par poste montre que ce rôle important de la structure démographique se confirme pour l'ensemble des indicateurs étudiés. En revanche, l'importance du rôle de l'ICM et de la densité médicale varie selon les indicateurs. Ainsi, comme en ce qui concerne l'ensemble des soins de ville, l'importance de l'ICM dans le classement des départements est plus forte que celle de la densité médicale pour les indicateurs relatifs aux honoraires d'omnipraticiens, aux dépenses de médicaments et aux transports sanitaires. Inversement, l'influence de l'offre de soins sur le classement des départements s'avère bien plus élevée pour les indicateurs d'honoraires de spécialistes, et ce quelle que soit la spécialité considérée, mais aussi pour les indicateurs d'auxiliaires médicaux (infirmiers et kinésithérapeutes), de dentistes, et de visites majorées (nuit, week-end et jours fériés)

2

ANALYSE DÉTAILLÉE DES DIFFÉRENTS POSTES DE DÉPENSES

Dans cette seconde partie, les résultats sont détaillés poste par poste et analysés à partir de plusieurs tableaux récapitulatifs présentés en totalité dans les annexes B et C⁸.

L'INDICATEUR DES DÉPENSES DE SOINS DE VILLE (INDICATEUR SV)

La Corse, la Haute-Garonne, les Bouches-du-Rhône et les Pyrénées-Orientales sont les départements qui ont les dépenses de soins de ville les plus élevées, y compris lorsque l'on tient compte des effets liés à la structure et à l'état de santé de la population.

Ce résultat est obtenu sur le total des soins de ville, à structure démographique, Indice Comparatif de Mortalité et densité médicale donnés (modèle 3). L'examen des dépenses brutes révèle que trois de ces quatre départements (Corse, Bouches-du-Rhône et Pyrénées-Orientales) figurent déjà parmi ceux où les dépenses sont les plus élevées, avant toute correction. Après correction de la structure démographique, la Haute-Garonne est quant à elle passée du 22^{ème} rang au 3^{ème} rang.

En revanche, les Alpes-Maritimes et l'Hérault sont classés aux 19^{ème} et 30^{ème} rang avec le modèle 3 (cf. annexe C, tableau 1), alors que l'analyse des indicateurs bruts les classait respectivement au 6^{ème} et 12^{ème} rang. Une partie des dépenses apparemment élevées de ces départements s'explique donc par leurs caractéristiques propres (démographie, ICM, densité médicale).

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	• SOINS DE VILLE
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang	
1	Corse	1 502	1	1	1	Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité médicale donnés Source : Cnamts, traitement Drees
22	Haute-Garonne	1 011	3	3	2	
2	Bouches-du-Rhône	1 299	2	2	3	
4	Pyrénées-Orientales	1 224	4	6	4	
13	Tarn-et-Garonne	1 073	6	5	5	
3	Var	1 259	9	8	6	
5	Alpes-de-Haute-Provence	1 197	8	4	7	
7	Gard	1 149	5	7	8	
92	Mayenne	781	33	10	9	
10	Landes	1 099	15	13	10	

8 - Les tableaux 1 et 2 (en annexe B) présentent le détail des estimations (paramètres, t de Student, R²...) des trois modèles successifs pour 40 indicateurs étudiés (trois indicateurs n'ont pas été étudiés en raison de leur faible poids dans le total des soins de ville remboursés par le régime général et/ou en raison du faible pouvoir explicatif de la modélisation ; il s'agit des soins de pédicures, des médicaments remboursés à 80% et des indemnités journalières de plus de trois mois). Les tableaux de l'annexe C présentent le détail des classements par indicateur pour les résidus des trois estimations successives.

Dans ce classement selon le niveau des dépenses de soins de ville remboursées par l'assurance maladie, il apparaît que 9 des 10 premiers départements se situent dans le sud de la France. Avant prise en compte des spécificités départementales, 8 de ces départements étaient déjà classés parmi les 13 plus forts dépensiers. Le cas de la Mayenne, seul département parmi les 10 premiers à ne pas se situer dans le sud de la France, est particulier. En effet, les dépenses réellement observées dans ce département se situent à un niveau particulièrement faible, inférieur de moitié aux dépenses de la Corse. Ce faible niveau de dépense s'explique par une conjonction de trois facteurs, une structure démographique jeune, un bon état de santé, et une offre de soins réduite.

GUIDE DE LECTURE DES RÉSULTATS

La lecture des résultats à travers l'exemple du total des soins de ville de la Mayenne et des Hautes-Alpes permet de mieux comprendre les résultats de l'étude réalisée. Alors que la Mayenne est un département plutôt jeune, avec un Indice Comparatif de Mortalité, à structure d'âge donnée, très inférieur à la moyenne (90,9 en 1999) et une assez faible densité médicale (205 médecins pour 100 000 habitants en 2003), les Hautes-Alpes présentent un profil quasiment opposé. C'est un département plutôt âgé, avec un Indice Comparatif de Mortalité, à structure d'âge donnée, légèrement inférieur à la moyenne (93,8) et une densité médicale plutôt élevée (405 médecins pour 100 000 habitants). Ainsi, les caractéristiques de structure de la population des bénéficiaires, d'état de santé et d'offre de soins semblent favorables au département de la Mayenne et défavorable au département des Hautes-Alpes, dans la mesure où les dépenses sont plus élevées quand la structure démographique est âgée, et quand l'Indice Comparatif de Mortalité ou la densité médicale sont élevés. En conséquence, l'indicateur de dépenses brutes de soins de ville classe les Hautes-Alpes au 30^{ème} rang des départements par ordre décroissant des dépenses, alors que la Mayenne se classe au 92^{ème} rang

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	• SOINS DE VILLE l'exemple de la Mayenne et des Hautes-Alpes
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang	
92	Mayenne	781	33	10	9	Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité médicale donnés Source : Cnamts, Traitement Drees
30	Hautes Alpes	970	40	25	48	

Le classement issu du premier modèle (à structure d'âge et de sexe identique) est modifié par rapport au classement des dépenses brutes. Les Hautes-Alpes descendent au 40^{ème} rang alors que la Mayenne avance au 33^{ème} rang. En effet, une grande partie de l'écart de dépense entre ces deux départements s'explique par leurs structures démographiques différentes.

Le classement issu du deuxième modèle, à structure démographique et à Indice Comparatif de Mortalité donnés, aboutit à classer ces deux départements 10^{ème} pour la Mayenne et 25^{ème} pour les Hautes-Alpes. En effet, ces deux départements ont des Indices Comparatifs de Mortalité inférieurs à la moyenne, ce qui induit un effet de modération des dépenses. En raisonnant à ICM donné, leur classement augmente donc. C'est le classement de la Mayenne qui évolue le plus, car l'ICM de la Mayenne est plus faible que celui des Hautes-Alpes.

Enfin, le troisième modèle ajoute au deuxième une variable de densité médicale. La Mayenne ayant une densité médicale faible et les Hautes-Alpes une densité médicale élevée, le classement évolue encore à densité médicale donnée. La Mayenne avance au 9^{ème} rang alors que les Hautes-Alpes descendent au 48^{ème} rang.

Ainsi, les relativement faibles dépenses de soins de ville de la Mayenne s'expliquent par sa structure démographique, son bon indice de mortalité, et sa faible densité médicale. Si la Mayenne avait une structure démographique, un ICM et une densité médicale comparables à la moyenne, elle serait le 9^{ème} département le plus dépensier en termes de soins de ville. Inversement, le département des Hautes-Alpes apparaît parmi les plus dépensiers largement à cause de ses spécificités (structure d'âge et densité médicale). A caractéristiques identiques à l'ensemble des autres départements, il n'apparaît qu'au 48^{ème} rang.

■ LES INDICATEURS DE DÉPENSES EN HONORAIRES DE MÉDECINS

HONORAIRES TOTAUX (HT)

L'ensemble des honoraires médicaux a été décomposé en honoraires de médecins omnipraticiens, de médecins spécialistes, et en autres honoraires (sages-femmes, dentistes, centres de soins). Le classement des départements est détaillé pour ces trois grands postes, ainsi que pour un poste intitulé « honoraires de premiers recours » regroupant les honoraires d'omnipraticiens, de gynécologues et de pédiatres. Un niveau d'agrégation plus fin classe les départements selon leurs dépenses par type de spécialités médicales. Les spécialités médicales examinées sont celles présentant des montants de dépenses significatifs et pour lesquelles la substitution avec les soins en établissements sous dotation globale, non inclus dans l'analyse, est a priori limitée.

Les honoraires de médecins apparaissent élevés dans le sud de la France, particulièrement en Haute-Garonne, en Corse et dans le Tarn-et-Garonne.

Ce sont des départements du sud de la France qui présentent les dépenses en honoraires médicaux (omnipraticiens, spécialistes, dentistes, sages-femmes et centres de soins) les plus élevées, même après prise en compte de leurs spécificités démographiques, d'état de santé et de densité médicale. La Haute-Garonne, la Corse et le Tarn-et-Garonne apparaissent nettement devant les autres départements. Le département du Tarn-et-Garonne remonte dans le classement dès que l'on corrige les dépenses observées des effets liés à la structure démographique. Viennent ensuite les Pyrénées-Orientales, le Var, l'Aude, les Pyrénées-Atlantiques, le Gard, les Hautes-Pyrénées et le Gers. Le premier département de la moitié nord de la France, le Pas-de-Calais, n'apparaît qu'en 13^{ème} position.

En revanche, les Bouches-du-Rhône (14^{ème}), les Alpes-Maritimes (26^{ème}) et l'Hérault (27^{ème}), départements aux dépenses brutes par tête pourtant élevées, disparaissent des premiers rangs après prise en compte de l'ensemble de leurs caractéristiques.

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
6	Haute-Garonne	328	1	1	1
1	Corse	372	3	3	2
12	Tarn-et-Garonne	313	2	2	3
3	Pyrénées-Orientales	345	9	10	4
2	Var	351	8	7	5
7	Aude	326	6	4	6
9	Pyrénées-Atlantiques	323	10	8	7
8	Gard	324	4	5	8
10	Hautes-Pyrénées	321	7	6	9
20	Gers	292	13	11	10
17	Landes	295	17	15	11
16	Ariège	299	11	12	12
28	Pas-de-Calais	270	12	19	13
4	Bouches-du-Rhône	344	5	9	14
94	Mayenne	221	37	20	15
13	Gironde	313	15	16	16
23	Isère	275	16	14	17
14	Tarn	303	14	13	18
24	Loir-et-Cher	274	28	22	19
46	Aveyron	256	23	17	20

• HONORAIRES TOTAUX

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
 Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
 Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité médicale donnés
 Source : Cnamts, traitement Drees

• *Honoraires d'omnipraticiens (H0)*

Derrière l'Aude et la Haute-Garonne, le Pas-de-Calais apparaît en 3^{ème} position

Ce sont la plupart des départements du grand sud-ouest de la France qui présentent les honoraires d'omnipraticiens les plus élevés : Aude, Haute-Garonne, Gironde, Pyrénées-Orientales, Ariège et Gers. Le département du Pas-de-Calais vient s'intercaler en 3^{ème} position, même après prise en compte de son indice comparatif de mortalité élevé (123,3 en 1999 contre une moyenne de 100). En effet, malgré des besoins en soins importants, ce département est caractérisé par une densité de médecins spécialistes nettement inférieure à la moyenne, et les omnipraticiens sont probablement conduits à prendre en charge des soins qui relèveraient plutôt de la médecine spécialisée dans d'autres départements à l'offre médicale plus diversifiée.

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	• HONORAIRES D'OMNIPRATICIENS
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang	
2	Aude	119	2	1	1	Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité d'omnipraticiens donnés Source : Cnamts, traitement Drees
34	Haute-Garonne	95	7	2	2	
3	Pas-de-Calais	116	1	5	3	
13	Gironde	104	9	9	4	
4	Pyrénées-Orientales	115	6	6	5	
1	Ariège	121	5	3	6	
12	Gers	105	13	4	7	
20	Corse	99	16	12	8	
41	Deux-Sèvres	93	24	10	9	
8	Gard	107	8	7	10	

• *Honoraires de premier recours (omnipraticiens + pédiatres + gynécologues) (HPR)*

Afin d'essayer de tenir compte d'effets de substitution entre médecine générale et médecine spécialisée, on peut examiner un indicateur intitulé « honoraires de premier recours », qui regroupe les honoraires d'omnipraticiens, de pédiatres et de gynécologues.

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	• HONORAIRES DE PREMIER RECOURS (OMNIPRATICIENS + PÉDIATRES + GYNÉCOLOGUES)
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang	
1	Aude	133	2	1	1	Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité d'omnipraticiens+pédiatres+gynécologues donnés Source : Cnamts, traitement Drees
14	Haute-Garonne	115	6	2	2	
12	Gers	118	10	3	3	
2	Pyrénées-Orientales	132	7	5	4	
5	Pas-de-Calais	125	1	6	5	
3	Ariège	130	4	4	6	
9	Gironde	119	9	10	7	
18	Tarn-et-Garonne	114	14	9	8	
7	Gard	121	8	8	9	
4	Somme	127	3	7	10	

En raison de leur poids limité, l'introduction des honoraires de pédiatres et de gynécologues modifie peu le classement établi à partir des seuls honoraires d'omnipraticiens. Parmi les départements les plus dépensiers, un changement notable concerne le Gers, qui avance du 7^{ème} au 3^{ème} rang en raison d'honoraires de pédiatres et de gynécologues élevés, alors même que le département ne figure pas parmi ceux où les dépenses sont les plus élevées en ce qui concerne le total des honoraires de spécialistes. A l'inverse, le Pas-de-Calais et la Gironde reculent respectivement de deux et trois rangs.

• *Honoraires de spécialistes (HS)*

La Haute-Garonne et les Pyrénées-Orientales présentent aussi des honoraires de spécialistes élevés.

Parmi les 20 départements où, après prise en compte des caractéristiques propres à chacun, les honoraires totaux sont parmi les plus élevés, on peut ainsi distinguer trois groupes :

- celui des départements pour lesquels ce sont les dépenses de spécialistes qui pèsent le plus : Tarn-et-Garonne, Corse, Pyrénées-Atlantiques, Var, Hautes-Pyrénées, Isère, Bouches-du-Rhône, Loir-et-Cher, Tarn ;
- celui pour lesquels ce sont les dépenses d'omnipraticiens : Aude, Gers, Ariège, Pas-de-Calais, Gironde ;
- et enfin celui pour lequel la balance est équilibrée : Haute-Garonne, Pyrénées-Orientales, Gard, Landes, Mayenne, Aveyron

Au sein du troisième groupe, la Haute-Garonne et les Pyrénées-Orientales se distinguent par des dépenses particulièrement élevées tant en ce qui concerne les honoraires d'omnipraticiens que les honoraires de spécialistes.

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
7	Tarn-et-Garonne	169	1	1	1
6	Haute-Garonne	174	2	2	2
1	Corse	213	3	3	3
8	Pyrénées-Atlantiques	166	4	4	4
5	Pyrénées-Orientales	180	10	10	5
3	Var	185	5	5	6
13	Hautes-Pyrénées	155	7	8	7
16	Isère	140	8	6	8
4	Bouches-du-Rhône	183	6	7	9
22	Loir-et-Cher	134	13	13	10

• **HONORAIRES DE SPÉCIALISTES**

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
 Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
 Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité de spécialistes donnés
 Source : Cnamts, traitement Drees

HONORAIRES PAR SPÉCIALITÉS MÉDICALES

L'étude des disparités départementales d'honoraires par type de spécialité médicale fait apparaître systématiquement la densité médicale au premier rang des facteurs explicatifs des différences observées: ainsi, les départements où les pédiatres sont les plus nombreux sont naturellement ceux où l'on observe les dépenses pédiatriques les plus élevées. Lorsque l'on corrige d'éventuelles différences de densité médicale entre départements, et par conséquent lorsque l'on interprète le rang des départements « à densité donnée », les classements sont alors considérablement modifiés.

• *Honoraires de pédiatres (PED)*

Ce sont les départements du sud-ouest qui ont les honoraires pédiatriques les plus élevés.

8 des 11 premiers départements appartiennent en effet au sud-ouest de la France. La Haute-Garonne descend du premier rang, en dépense brute, au 11^{ème} rang après correction des caractéristiques d'environnement, car c'est en partie une structure d'âge jeune et une densité de pédiatres supérieure à la moyenne qui expliquent les honoraires pédiatriques élevés.

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
9	Tarn-et-Garonne	5,8	2	2	1
31	Gers	4,3	12	12	2
17	Aude	4,9	13	14	3
3	Tarn	6,7	1	1	4
34	Ain	3,9	25	28	5
42	Landes	3,5	20	21	6
64	Meuse	2,6	27	24	7
7	Savoie	5,9	3	3	8
20	Pyrénées-Atlantiques	4,7	7	7	9
50	Aveyron	3,1	10	11	10
1	Haute-Garonne	7,2	8	9	11

• **HONORAIRES DE PÉDIATRES**

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité de pédiatres donnés
Source : Cnamts, traitement Drees

• *Honoraires de gynécologues (GYN)*

Les Pyrénées-Orientales, la Charente, l'Ain et la Marne devancent en ce domaine les départements du sud-ouest.

Pour les honoraires de gynécologie, la prise en compte de la densité médicale modifie moins radicalement les classements que pour la pédiatrie, la substitution entre médecin généraliste et pédiatre étant probablement plus forte qu'entre médecin généraliste et gynécologue. Pour s'exonérer de ces phénomènes de substitution avec les médecins généralistes, le tableau 5 ci-dessus détaille un classement issu de l'agrégation des honoraires d'omnipraticiens, de pédiatres et de gynécologues.

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
2	Pyrénées-Orientales	12,6	6	6	1
11	Charente	10,8	1	1	2
47	Ain	8,6	22	26	3
7	Marne	11,0	10	7	4
22	Tarn-et-Garonne	10,2	3	3	5
35	Gers	9,2	2	2	6
1	Haute-Garonne	12,9	5	5	7
51	Meuse	8,4	11	9	8
44	Dordogne	8,6	26	25	9
41	Finistère	8,8	19	16	10

• **HONORAIRES DE GYNÉCOLOGIE-OBSTÉTRIQUE**

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité de gynécologues donnés
Source : Cnamts, traitement Drees

• **Honoraires de dermato-vénérologie (DERM)**

Cinq départements situés au-delà de la 20^{ème} place dans le classement brut (Eure-et-Loir, Haute-Saône, Alpes-de-Haute-Provence et Hautes-Alpes) apparaissent, à l'issue de la troisième modélisation, parmi les 10 départements où les dépenses sont les plus élevées. Pour deux de ces départements (Haute-Saône et Alpes-de-Haute-Provence), cette progression est due à la prise en compte de la structure par âge et sexe des bénéficiaires. Pour les deux autres, elle est liée à l'influence de la densité médicale.

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
13	Territoire de Belfort	4,9	1	1	1
7	Aude	5,2	5	5	2
39	Eure-et-Loir	3,9	22	22	3
25	Haute-Saône	4,4	2	2	4
31	Gers	4,2	6	7	5
1	Haute-Garonne	6,1	4	3	6
26	Alpes-de-Haute-Provence	4,3	9	12	7
35	Hautes-Alpes	4,1	27	28	8
11	Tarn	4,9	3	4	9
8	Var	5,1	10	11	10

• HONORAIRES DE DERMATO-VÉNÉROLOGIE

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
 Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
 Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité de dermatologues donnés
 Source : Cnamts, traitement Drees

• **Honoraires de radio-diagnostic et imagerie médicale (RADIO)**

Pour cet indicateur, l'influence de la structure par âge et sexe des bénéficiaires du régime général est importante sauf pour le Gers dont c'est plutôt l'influence de la densité de radiologues qui modifie le classement (plus 6 places entre le modèle 2 et le modèle 3).

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
7	Haute-Garonne	46	1	1	1
6	Tarn-et-Garonne	47	2	2	2
14	Isère	41	3	3	3
1	Corse	59	4	4	4
16	Gers	39	15	11	5
10	Hautes-Pyrénées	43	5	5	6
3	Pyrénées-Orientales	50	9	10	7
13	Pyrénées-Atlantiques	42	7	6	8
23	Loir-et-Cher	37	14	9	9
36	Sarthe	35	19	14	10

• HONORAIRES DE RADIODIAGNOSTIC ET IMAGERIE MÉDICALE

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
 Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
 Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité de radiologues donnés
 Source : Cnamts, traitement Drees

• **Honoraires d'ophtalmologie (OPHT)**

Seule la structure démographique semble influencer significativement la place des différents départements en ce qui concerne les honoraires d'ophtalmologues. La Haute-Garonne et l'Île et Vilaine, qui ont une population relativement jeune par rapport aux autres départements, se placent, après prise en compte des caractéristiques démographiques, parmi les départements où les dépenses d'ophtalmologie sont les plus élevées.

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
10	Lozère	12	2	2	1
3	Aveyron	14	1	1	2
1	Pyrénées-Orientales	15	4	4	3
8	Tarn-et-Garonne	12	3	3	4
26	Haute-Garonne	11	5	5	5
33	Ille-et-Vilaine	10	6	6	6
2	Var	15	7	7	7
13	Gironde	12	9	8	8
12	Gard	12	8	9	9
5	Landes	13	10	10	10

• HONORAIRES D'OPHTAMOLOGIE

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité d'ophtalmologues donnés
Source : Cnamts, traitement Drees

• Honoraires de psychiatrie (PSY)

Le département de Paris, en honoraires bruts, se classe au 2^{ème} rang derrière les Bouches-du-Rhône. Mais la prise en compte de sa structure démographique atypique, caractérisée par une forte proportion de femmes âgées de 20 à 49 ans, suffit à modifier considérablement son rang (84^{ème}) : cette modification intervient avant même la prise en compte des autres facteurs, parmi lesquels joue naturellement la densité de psychiatres, notablement plus élevée à Paris, qui modifie encore le classement (92^{ème} rang).

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
8	Loir-et-Cher	13	1	2	1
18	Yonne	9	2	1	2
51	Mayenne	5	3	14	3
36	Territoire de Belfort	7	4	4	4
24	Creuse	8	9	6	5
9	Gard	11	10	7	6
6	Haute-Garonne	14	8	10	7
1	Bouches-du-Rhône	18	5	3	8
12	Puy-de-Dôme	11	12	8	9
19	Ille-et-Vilaine	9	6	9	10

• HONORAIRES DE PSYCHIATRIE

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité de psychiatres donnés
Source : Cnamts, traitement Drees

QUELQUES POSTES DÉTAILLÉS ISSUS DU POSTE HONORAIRES

• Majoration pour visites à domicile justifiées (VD)

La proportion de personnes âgées de 70 ans et plus et l'ICM influencent fortement cet indicateur. Après leur prise en compte, les départements de la Corrèze, la Creuse et de la Dordogne, qui présentent une population âgée, et le département du nord, qui présente une surmortalité importante, disparaissent des premiers rangs du classement, alors qu'apparaissent les départements de la Haute-Garonne et des Deux-Sèvres, où la population est plutôt jeune et en bonne santé.

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
2	Aude	9,3	4	1	1
40	Haute-Garonne	5,4	8	2	2
7	Pas-de-Calais	7,9	1	4	3
20	Gers	6,8	14	3	4
1	Ariège	10,5	5	5	5
47	Deux-Sèvres	4,9	31	6	6
3	Pyrénées-Orientales	9	7	7	7
10	Gironde	7,6	6	9	8
5	Corrèze	8,2	18	10	9
6	Somme	8	3	8	10

• MAJORATION POUR VISITE À DOMICILE JUSTIFIÉE

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
 Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
 Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité totale donnés
 Source : Cnamts, traitement Drees

• Majoration pour visite à domicile justifiée de nuit (VDN)

Les départements de la grande couronne parisienne, le Val-d'Oise, la Seine Saint-Denis et la Seine-et-Marne apparaissent parmi les départements où les visites à domicile justifiées et de nuit sont importantes, compte tenu d'une structure d'âge plus jeune que la moyenne.

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
13	Aube	1,21	4	4	1
2	Pyrénées-Orientales	1,74	5	5	2
9	Somme	1,27	1	1	3
41	Val-d'Oise	0,87	6	7	4
1	Gironde	1,82	7	6	5
4	Côte-d'Or	1,42	3	3	6
44	Seine-Saint-Denis	0,86	10	9	7
11	Doubs	1,26	2	2	8
14	Loire-Atlantique	1,12	9	10	9
62	Seine-et-Marne	0,71	14	14	10

• MAJORATION POUR VISITE À DOMICILE JUSTIFIÉE DE NUIT

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
 Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
 Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité totale donnés
 Source : Cnamts, traitement Drees

• Majoration pour visite à domicile justifiée les dimanches et jour fériés (VDD)

En ce qui concerne les majorations pour visites à domicile justifiées les dimanches et jours fériés, la première place des Pyrénées-Orientales issue de l'examen des dépenses brutes n'est pas bouleversée par la prise en compte des caractéristiques propres aux départements.

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
1	Pyrénées-Orientales	1,00	2	1	1
12	Côte-d'Or	0,73	3	3	2
5	Gironde	0,8	7	7	3
16	Somme	0,68	1	2	4
10	Aude	0,75	6	5	5
15	Cher	0,71	11	17	6
24	Haute-Garonne	0,63	9	6	7
37	Nord	0,52	4	9	8
2	Corse	0,92	16	16	9
23	Lot-et-Garonne	0,64	30	25	10

• MAJORATION POUR VISITE À DOMICILE JUSTIFIÉE LES DIMANCHES ET JOUR FÉRIÉS

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
 Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
 Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité totale donnés
 Source : Cnamts, traitement Drees

• **Forfaits Référents (FR)**

Cet indicateur distingue les départements pour lesquels les montants payés au titre des forfaits de médecins référents sont les plus nombreux. Les deux premiers sont l'Aude et la Drôme, alors que le département des Hautes-Alpes recule au dixième rang une fois prise en compte sa forte densité médicale.

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
1	Aude	3,05	3	3	1
2	Drôme	3,01	2	2	2
16	Hérault	1,55	6	6	3
17	Deux-Sèvres	1,52	12	12	4
14	Sarthe	1,64	9	9	5
12	Meuse	1,74	7	7	6
7	Jura	2,11	5	5	7
25	Ain	1,18	23	23	8
10	Haute-Saône	1,85	8	8	9
3	Hautes-Alpes	2,96	1	1	10

• FORFAITS RÉFÉRENTS

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité totale donnés
Source : Cnamts, traitement Drees

• **Forfaits scanner et IRM**

C'est la proportion dans le département de femmes âgées de 20 à 70 ans qui explique le mieux le niveau relatif de leurs dépenses au titre des scanners et IRM. Le département de la Creuse, pour lequel cette proportion est plutôt faible, apparaît au premier rang à structure démographique donnée.

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
49	Creuse	4,15	1	1	1
10	Haute-Marne	5,92	5	5	2
1	Oise	7,96	4	4	3
2	Corse	7,80	2	2	4
11	Hautes-Pyrénées	5,86	11	8	5
7	Cher	6,49	3	3	6
9	Isère	6,00	10	11	7
20	Alpes-de-Haute-Provence	5,45	22	23	8
5	Haute-Garonne	7,45	9	10	9
25	Orne	5,33	8	9	10

• FORFAITS SCANNER ET IRM

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité totale donnés
Source : Cnamts, traitement Drees

LES INDICATEURS DE DÉPENSE EN AUTRES HONORAIRES

• **Total des autres honoraires (dentistes, sages-femmes, centres de soins) (HA)**

L'indicateur agrège les honoraires de dentistes, qui représentent la majorité de l'agrégat, les honoraires en centres de soins et les honoraires de sages-femmes. Le modèle 3 tient compte de la densité médicale totale de chaque département. En revanche, dans le tableau suivant, concernant les honoraires de dentistes, le modèle 3 tient compte de la

densité de dentistes, ce qui aboutit à des classements différents entre les deux indicateurs, bien que les honoraires de dentistes représentent la part la plus importante de l'agrégat précédent.

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
4	Var	63	3	4	1
18	Seine-Saint-Denis	57	11	6	2
5	Gard	61	4	2	3
9	Drôme	59	1	3	4
21	Morbihan	56	9	7	5
33	Vosges	52	13	8	6
26	Territoire de Belfort	54	6	5	7
2	Bouches-du-Rhône	66	2	1	8
48	Haute-Loire	50	21	18	9
6	Pyrénées-Atlantiques	60	8	12	10

• TOTAL DES AUTRES HONORAIRES (dentistes, sages-femmes, centres de soins)

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
 Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
 Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité totale donnés
 Source : Cnamts, traitement Drees

• Honoraires de dentistes (DENT)

Sur ce poste, l'influence de l'offre de soins, à travers la densité est dentistes, est particulièrement visible pour les départements suivants : le Doubs (qui passe du 25^{ième} au 8^{ième} rang), la Vienne (qui passe du 69^{ième} au 3^{ième} rang) et l'Indre-et-Loire (qui passe du 47^{ième} au 6^{ième} rang) pour lesquels le nombre de dentistes pour 100 000 habitants est inférieur à la moyenne.

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
18	Côte-d'Or	49	10	10	1
2	Meurthe-et-Moselle	55	3	2	2
69	Vienne	41	59	60	3
7	Drôme	54	1	1	4
14	Hérault	50	22	14	5
47	Indre-et-Loire	44	46	50	6
6	Haute-Garonne	54	2	3	7
25	Doubs	47	33	35	8
15	Ille-et-Vilaine	50	4	5	9
12	Corse	52	20	19	10

• HONORAIRES DE DENTISTES

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
 Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
 Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité de dentistes donnés
 Source : Cnamts, traitement Drees

• Honoraires de sages-femmes (SF)

Le classement de l'indicateur Honoraires de sages-femmes est peu modifié par la prise en compte des effets démographiques, d'état de santé et de densité sauf pour deux départements, le Finistère et la Lozère où les effets d'un ICM supérieur à 100 et d'une faible densité de sages-femmes se combinent pour classer ces deux départements parmi ceux qui comptent les dépenses les plus élevées pour ce poste.

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
1	Gard	2,9	1	1	1
8	Pyrénées-Orientales	2,1	10	5	2
9	Vosges	2,0	4	2	3
5	Vaucluse	2,2	6	4	4
4	Loire-Atlantique	2,3	7	10	5
44	Finistère	1,2	38	7	6
3	Hérault	2,4	12	3	7
6	Gironde	2,1	14	11	8
7	Vendée	2,1	3	9	9
47	Lozère	1,2	23	13	10

• HONORAIRES DE SAGES-FEMMES

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité de sages-femmes donnés
Source : Cnamts, traitement Drees

LES INDICATEURS DE PRESCRIPTIONS

• Prescriptions totales (PRESC)

Il s'agit de la somme des quatre postes de dépenses relatifs aux médicaments, aux analyses biologiques, aux auxiliaires médicaux et aux produits et prestations sanitaires. La Corse, la Haute-Garonne et les Bouches-du-Rhône sont les départements où les prescriptions totales sont les plus élevées.

Les Bouches-du-Rhône se caractérisent par un montant de prescription par personne élevé, alors que les dépenses de médecins y paraissent plus modérées, puisque ce département est au 14^{ème} rang pour l'ensemble des honoraires (9^{ème} pour les honoraires de spécialistes et 61^{ème} pour les honoraires d'omnipraticiens).

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
1	Corse	790	2	2	1
2	Bouches-du-Rhône	719	1	1	2
29	Haute-Garonne	521	4	3	3
14	Tarn-et-Garonne	573	5	4	4
4	Pyrénées-Orientales	660	7	9	5
6	Aude	621	8	5	6
92	Mayenne	386	32	10	7
3	Var	691	10	8	8
7	Gard	604	6	6	9
34	Pas-de-Calais	505	3	11	10

• PRESCRIPTIONS TOTALES

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité médicale donnés
Source : Cnamts, traitement Drees

• Médicaments (MEDIC) : Total des remboursements de médicaments

La Mayenne, l'Aude et les Bouches-du-Rhône apparaissent parmi les départements forts consommateurs de médicaments, après prise en compte des caractéristiques départementales, mais les disparités sont relativement réduites entre les départements.

En dépenses brutes, il faut cependant noter que la Mayenne apparaît parmi les départements où les dépenses sont les plus faibles (89^{ème} rang). Néanmoins, la prise en compte de sa structure démographique assez jeune et d'un bon état de santé global (ICM faible) conduit à la classer au 1^{ème} rang.

Les dépenses de médicaments constituent toutefois le poste pour lequel les disparités départementales sont les plus faibles quand on examine les écarts résiduels résultant de l'équation du modèle 3 pour chaque département (cf. annexe B).

La séparation du poste « médicaments » en trois sous-postes selon le taux de remboursement (100 %, 65 %, 35 %) met en évidence des positions fluctuantes des départements au sein de chacun de ces sous-postes de dépenses.

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
89	Mayenne	250	30	1	1
7	Aude	363	3	2	2
3	Bouches-du-Rhône	379	2	3	3
63	Haute-Garonne	285	12	5	4
37	Pas-de-Calais	306	1	4	5
25	Tarn-et-Garonne	321	10	6	6
1	Corse	395	9	8	7
5	Pyrénées-Orientales	369	5	7	8
8	Corrèze	356	15	9	9
4	Var	377	18	10	10

• MÉDICAMENTS

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
 Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
 Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité médicale donnés
 Source : Cnamts, traitement Drees

• Les médicaments remboursés à 35 % (M35)

La position relative des différents départements en ce qui concerne les dépenses de médicaments remboursés à 35 % est davantage sensible à la prise en compte de l'état de santé de la population qu'à celle de la structure démographique. La Mayenne passe ainsi du 66^{ème} rang en dépenses brutes au 40^{ème} rang, lorsque la structure démographique est considérée dans le modèle et au 6^{ème} rang lorsque l'état de santé et la densité médicale sont prises en compte. Les départements des Deux-Sèvres et de la Haute-Garonne présentent un profil comparable.

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
3	Charente	26	5	1	1
33	Haute-Garonne	21	6	2	2
1	Haute-Vienne	29	4	3	3
6	Pas-de-Calais	25	1	4	4
31	Deux-Sèvres	21	20	5	5
66	Mayenne	18	40	6	6
5	Aude	26	9	7	7
4	Somme	26	3	8	8
7	Corrèze	25	16	9	9
41	Moselle	21	10	10	10

• MÉDICAMENTS REMBOURSÉS À 35 %

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
 Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
 Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité médicale donnés
 Source : Cnamts, traitement Drees

• Les médicaments remboursés à 65 % (M65)

Comme dans le cas de l'indicateur précédent, l'influence de la structure démographique sur la position des départements dans le classement semble plus faible que celle des autres facteurs d'environnement. La Haute-Garonne et le Gers (qui passent respectivement du 47^{ème} rang au 3^{ème} rang et du 32^{ème} au 9^{ème} rang une fois pris en compte l'ensemble des facteurs d'environnement) en sont des exemples.

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
19	Deux-Sèvres	129	11	1	1
17	Vienne	131	5	3	2
47	Haute-Garonne	118	12	4	3
3	Charente	139	6	2	4
5	Hautes-Pyrénées	138	14	8	5
10	Aude	134	15	6	6
2	Haute-Vienne	142	9	7	7
14	Meurthe-et-Moselle	132	2	13	8
32	Gers	122	31	14	9
18	Gironde	130	10	9	10

• MÉDICAMENTS REMBOURSÉS
À 65 %

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité médicale donnés
Source : Cnamts, traitement Drees

• Les médicaments remboursés à 100 % (M100)

Les Bouches-du-Rhône ont des remboursements de médicaments à 100 % très élevés (226 € par bénéficiaire en 2003) qui les classent en 2^{ème} position du classement de cet indicateur quel que soit le modèle, mais ce n'est pas le cas pour les médicaments à 65 % (113 €) et à 35 % (25 €). Outre le fait que l'on ne tient compte dans ce classement que des données remboursées par le régime général, trois hypothèses pourraient expliquer ce résultat :

- Un surcroît de maladies chroniques ouvrant droit à une exonération pour affection de longue durée (ALD), à indicateur comparatif de mortalité donné ;
- Une entrée en ALD plus fréquente, à état de santé donné ;
- Une surconsommation des malades bénéficiant d'une exonération au titre des ALD ou un remboursement plus systématique à 100 % des médicaments qui leur sont prescrits.

La Haute-Vienne présente un profil opposé à celui des Bouches-du-Rhône : les remboursements à 65 % (7^{ème} rang) et à 35 % (3^{ème} rang) y sont élevés, les remboursements à 100% sont faibles (90^{ème} rang). Pour l'indicateur global de dépenses totales de médicaments, la Haute-Vienne se classe au 90^{ème} rang (modèle 3).

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
87	Mayenne	124	10	2	1
2	Bouches-du-Rhône	226	1	1	2
3	Pyrénées-Orientales	213	2	3	3
1	Corse	254	5	4	4
21	Seine-Saint-Denis	169	3	5	5
19	Tarn-et-Garonne	170	7	6	6
8	Aude	188	9	8	7
22	Finistère	169	6	7	8
24	Aveyron	167	13	9	9
4	Var	210	11	10	10

• MÉDICAMENTS REMBOURSÉS
À 100 %

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité médicale donnés
Source : Cnamts, traitement Drees

• *Vaccins grippe et ROR (ROR)*

C'est dans le département des Hautes-Pyrénées que les dépenses de vaccination contre la grippe et le ROR sont les plus élevées.

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	• VACCINS GRIPPE ET ROR
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang	
1	Hautes-Pyrénées	0,78	1	1	1	Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité médicale donnés Source : Cnamts, traitement Drees
20	Côte D'Or	0,66	2	2	2	
13	Calvados	0,69	3	3	3	
2	Haute-Marne	0,76	4	5	4	
24	Deux-Sèvres	0,65	6	4	5	
32	Marne	0,62	8	7	6	
62	Seine-Saint-Denis	0,52	5	6	7	
6	Ariège	0,73	7	8	8	
15	Gers	0,67	15	12	9	
28	Somme	0,63	10	14	10	

• *Analyses biologiques (AB)*

Parmi les départements qui comptent les dépenses d'analyses biologiques les plus élevées, on retrouve les départements du sud de la France qui présentaient déjà les honoraires les plus forts : Tarn-et-Garonne, Haute-Garonne, Corse, Var, Hautes-Pyrénées, Pyrénées-Orientales. A ces départements, s'ajoutent les Alpes de Haute Provence (6^{ème} rang) et les Bouches-du-Rhône (4^{ème} rang), qui avaient pourtant un rang moins élevé en ce qui concerne les honoraires totaux (respectivement 25^{ème} et 14^{ème} rang).

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	• ANALYSES BIOLOGIQUES
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang	
6	Tarn-et-Garonne	59	1	1	1	Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité médicale donnés Source : Cnamts, traitement Drees
11	Haute-Garonne	56	2	2	2	
1	Corse	84	4	4	3	
2	Bouches-du-Rhône	70	3	3	4	
3	Var	67	5	6	5	
5	Alpes-de-Haute-Provence	62	6	5	6	
8	Hautes-Pyrénées	58	7	7	7	
7	Pyrénées-Orientales	59	10	10	8	
10	Tarn	56	9	8	9	
58	Pas-de-Calais	42	8	13	10	

• *Auxiliaires médicaux (AM)*

Les dépenses d'auxiliaires médicaux (soins infirmiers et de kinésithérapie essentielle) sont particulièrement importantes pour la Corse. En outre, les disparités apparaissent très fortes entre les départements.

Le département de la Corse distance à cet égard tous les autres largement (voir annexe C). L'écart est même renforcé par la prise en compte des variables explicatives du modèle, ce qui pose la question d'une éventuelle spécificité qui ne serait pas prise en compte par le modèle. Les départements pour lesquels ce poste de dépenses est ensuite le plus élevé sont le Gard, la Haute-Garonne, les Bouches-du-Rhône, le Var et les Pyrénées-Orientales.

D'une manière générale, le poste « auxiliaires médicaux » apparaît, avec le poste « autres soins de santé », comme celui où les disparités entre les départements sont les plus importantes, malgré la prise en compte de leurs différences en termes de structure démographique, d'indice comparatif de mortalité et de densité médicale.

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
1	Corse	232	2	1	1
6	Gard	151	3	3	2
13	Haute-Garonne	112	4	5	3
2	Bouches-du-Rhône	191	1	2	4
3	Var	167	8	7	5
7	Pyrénées-Orientales	144	13	14	6
4	Hérault	157	6	8	7
12	Aveyron	118	5	4	8
19	Tarn-et-Garonne	109	7	6	9
50	Ain	73	26	24	10

• AUXILIAIRES MÉDICAUX

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité médicale donnés
Source : Cnamts, traitement Drees

• Prestations de masseurs kinésithérapeutes (KINE)

Les prestations de masseurs kinésithérapeutes sont élevées en Corse et dans les Bouches-du-Rhône mais les disparités entre départements apparaissent moins fortes que pour l'ensemble des prestations d'auxiliaires médicaux. Pour ce poste, la prise en compte de la densité médicale modifie le classement de façon significative : la Mayenne (84^{ème} dans le classement de l'indicateur brut) passe ainsi à la 4^{ème} place.

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
1	Corse	77,3	2	2	1
2	Bouches-du-Rhône	69,15	1	1	2
17	Pas-de-Calais	41,34	8	13	3
87	Mayenne	23,82	31	22	4
6	Gard	53,25	3	5	5
24	Corrèze	38,06	25	25	6
11	Haute-Garonne	45,01	11	10	7
18	Aveyron	40,36	4	3	8
19	Aude	40,19	29	31	9
3	Alpes-Maritimes	64,54	17	14	10

• PRESTATIONS DE MASSEURS-KINÉSITHÉRAPEUTES

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité de kinésithérapeutes donnés
Source : Cnamts, traitement Drees

• Soins infirmiers (INF)

Pour ce poste, de fortes disparités existent entre les départements avec un montant élevé pour la Corse et le Gard. L'influence de la densité d'infirmiers dans le département est particulièrement importante pour le Territoire de Belfort : pour ce département, c'est une faible densité d'infirmiers qui explique des dépenses brutes relativement faibles

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
1	Corse	148,46	1	1	1
5	Gard	86,47	3	4	2
22	Haute-Garonne	56,56	4	3	3
55	Territoire de Belfort	33,9	28	35	4
3	Var	98,78	9	10	5
8	Aude	73,77	8	7	6
2	Bouches-du-Rhône	110,02	2	2	7
4	Pyrénées-Orientales	89,36	6	8	8
20	Tarn-et-Garonne	58,75	7	5	9
6	Hérault	84,97	5	6	10

• SOINS INFIRMIERS

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
 Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
 Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité d'infirmiers donnés
 Source : Cnamts, traitement Drees

• Prestations d'orthophonistes (ORP)

Une fois corrigées de la structure par âge et par sexe de la population, de l'état de santé et surtout de la densité de professionnels, les prestations d'orthophonistes apparaissent relativement plus élevées dans l'Aude, l'Aveyron et la Lozère.

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
21	Aude	6,44	25	26	1
39	Aveyron	5,38	2	2	2
19	Lozère	6,63	1	1	3
3	Alpes-Maritimes	9,72	3	5	4
26	Tarn-et-Garonne	6,02	14	16	5
8	Var	7,61	7	7	6
38	Loir-et-Cher	5,44	11	14	7
24	Pas-de-Calais	6,26	31	28	8
41	Yonne	5,31	17	11	9
79	Cantal	3,52	52	52	10

• PRESTATIONS D'ORTHOPHONISTES

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
 Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
 Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité d'orthophonistes donnés
 Source : Cnamts, traitement Drees

• Prestations d'orthoptistes (ORT)

Pour les prestations d'orthoptistes, l'influence de la densité de professionnels apparaît très importante. En effet, après prise en compte des facteurs d'environnement, l'Eure-et-Loir passe du 51^{ème} rang au 2^{ème} rang, la Creuse du 26^{ème} au 3^{ème} rang et l'Ardèche du 49^{ème} au 8^{ème} rang. Ces départements ont en effet, en 2003, une densité d'orthoptistes inférieure à 2 professionnels pour 100 000 habitants, la moyenne en France métropolitaine étant de 4 pour 100 000 habitants.

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
2	Lot	1,08	1	2	1
51	Eure-et-Loir	0,55	36	33	2
26	Creuse	0,68	27	24	3
8	Finistère	0,9	6	5	4
3	Tarn-et-Garonne	1,01	2	1	5
4	Ille-et-Vilaine	0,97	5	4	6
12	Pyrénées-Orientales	0,83	19	18	7
49	Ardèche	0,56	33	40	8
19	Tarn	0,75	15	16	9
6	Ariège	0,93	7	7	10

• PRESTATIONS D'ORTHOPTISTES

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité d'orthoptistes donnés
Source : Cnamts, traitement Drees

• Produits et prestations sanitaires (TIPS)

Ce sont le Tarn-et-Garonne la Haute-Garonne et les Pyrénées-Orientales qui présentent les dépenses par personne de produits et prestations sanitaires les plus élevées

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
2	Tarn-et-Garonne	83,37	1	1	1
23	Haute-Garonne	66,7	4	2	2
1	Pyrénées-Orientales	86,9	2	3	3
3	Aude	79,57	6	4	4
6	Corse	77,61	9	5	5
17	Pas-de-Calais	68,28	3	9	6
9	Gard	73,48	10	7	7
4	Ariège	79,35	7	6	8
7	Bouches-du-Rhône	77,58	8	8	9
21	Orne	67,76	21	12	10

• PRODUITS ET PRESTATIONS SANITAIRES

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité médicale donnés
Source : Cnamts, traitement Drees

• Les autres prestations de soins de santé (AP)

Les Alpes-de-Haute-Provence et les Landes sont très largement en tête du classement pour cet indicateur qui inclut en particulier les frais de transports et les cures thermales.

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
1	Alpes-de-Haute-Provence	169,05	1	1	1
2	Landes	151,19	2	2	2
3	Pyrénées-Orientales	97,43	3	3	3
7	Savoie	88,9	4	4	4
6	Hauts-Pyrénées	91,97	5	5	5
5	Gers	92,6	7	6	6
48	Moselle	44,2	8	7	7
11	Orne	70,21	9	8	8
61	Mayenne	38,71	18	9	9
23	Somme	56,6	6	10	10

• AUTRES PRESTATIONS DE SOINS DE SANTÉ

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité médicale donnés
Source : Cnamts, traitement Drees

• *Total des frais de transports (TRANS)*

Des disparités très fortes existent entre les départements en ce qui concerne les frais de transports sanitaires. Les classements sont en outre peu variables selon les facteurs d'environnement pris en compte : la structure par âge et sexe des bénéficiaires du régime général, l'ICM et la densité médicale ont un effet comparable sur le montant remboursé des dépenses. Par ailleurs, ces facteurs d'environnement ne semblent pas avoir d'effet pour les départements caractérisés initialement par des frais de transport élevés (Corse et Alpes-de-Haute-Provence) tandis qu'ils ont un effet significatif pour les départements où les dépenses brutes en frais de transport sont les plus faibles (Moselle, Mayenne et Haute Garonne).

C'est dans des départements plutôt montagneux que les dépenses de transport sont les plus importantes : Corse, Alpes-de-Haute-Provence, Pyrénées-Orientales et Hautes-Alpes. Toutefois, ce facteur à lui seul ne peut expliquer ce résultat, car des départements montagneux comme la Savoie la Haute-Savoie ou le Puy-de-Dôme figurent parmi les départements qui ont les frais de transport les plus faibles.

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	• TOTAL FRAIS DE TRANSPORTS
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang	
1	Corse	84,25	2	1	1	Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité médicale donnés Source : Cnamts, traitement Drees
3	Alpes-de-Haute-Provence	78,61	4	3	2	
7	Pyrénées-Orientales	58,88	1	2	3	
14	Hautes-Alpes	54,03	6	4	4	
15	Somme	53,84	3	5	5	
54	Moselle	37,32	5	6	6	
53	Mayenne	37,93	13	7	7	
25	Vaucluse	49,44	8	8	8	
30	Bouches-du-Rhône	46,5	7	9	9	
82	Haute-Garonne	27,13	11	10	10	

• *Transport en ambulance (AMB)*

Pour les frais de transport en ambulance, les disparités de dépenses entre départements sont plus réduites que pour le total des frais de transport. La prise en compte des caractéristiques démographiques de la population du département modifie la position relative des départements où les dépenses de santé étaient initialement relativement faibles (par exemple, Haute Garonne et Pas-de-Calais).

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	• TRANSPORTS EN AMBULANCE
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang	
4	Somme	23,05	1	1	1	Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité médicale donnés Source : Cnamts, traitement Drees
3	Bouches-du-Rhône	27,63	2	2	2	
2	Corse	30,27	3	3	3	
1	Alpes-Maritimes	31,45	5	4	4	
26	Territoire de Belfort	15,42	6	5	5	
5	Alpes-de-Haute-Provence	22,7	8	6	6	
21	Orne	15,82	12	7	7	
37	Haute-Garonne	13,73	10	9	8	
12	Hautes-Alpes	17,07	11	8	9	
39	Pas-de-Calais	13,27	4	10	10	

• *Transport en taxi (TAXI)*

Les départements qui ont les dépenses de transport en taxi les plus élevés, une fois prises en compte les caractéristiques d'environnement, ne sont pas les mêmes que ceux qui ont des dépenses de transport en ambulance élevées, à l'exception des Bouches du Rhône qui se placent en 3^{ème} position, juste après les Ardennes et les Pyrénées Orientales.

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
7	Pyrénées-Orientales	21,18	1	1	1
11	Ardennes	18,32	2	2	2
33	Bouches-du-Rhône	12,51	5	3	3
18	Loiret	15,35	3	4	4
30	Savoie	12,82	8	6	5
12	Aude	17,04	6	7	6
53	Moselle	7,63	12	5	7
41	Morbihan	11,14	17	8	8
39	Côte D'Or	11,34	10	10	9
8	Haute-Saône	20,27	15	9	10

• **TRANSPORT EN TAXI**

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité médicale donnés
Source : Cnamts, traitement Drees

• *Transport en véhicule sanitaire léger (VSL)*

Pour les dépenses de transport en Véhicule Sanitaire Léger, la prise en compte des variables d'environnement a une influence considérable sur le classement des départements. La Haute Garonne passe ainsi du 77^{ème} rang au 8^{ème} rang et l'Hérault du 65^{ème} rang au 5^{ème} rang. Cette influence apparaît moins significative pour les départements où les dépenses brutes de transport sont élevées (Alpes-de-Haute-Provence, Somme et Ariège).

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
2	Alpes-de-Haute-Provence	26,99	5	2	1
19	Pyrénées-Orientales	19,63	1	1	2
26	Hautes-Alpes	19,21	7	3	3
4	Somme	26,75	2	5	4
65	Hérault	11,39	3	4	5
30	Vaucluse	18,49	4	6	6
39	Vienne	15,76	8	7	7
77	Haute-Garonne	10,01	10	8	8
11	Tarn	23,27	12	10	9
1	Ariège	30,05	6	11	10

• **TRANSPORT EN VSL**

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité médicale donnés
Source : Cnamts, traitement Drees

• *Autres frais de transport*

Pour le poste correspondant aux « autres frais de transport », il semblerait que la ventilation entre les différents postes soit différente en Corse et dans les autres départements.

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
1	Corse	20,49	1	1	1
21	Pyrénées-Orientales	2,46	2	2	2
6	Manche	3,41	3	3	3
20	Hauts-Alpes	2,49	8	8	4
27	Savoie	2,35	7	7	5
47	Somme	1,86	10	10	6
24	Mayenne	2,4	6	5	7
7	Haute-Marne	3,28	12	14	8
9	Aube	3,13	4	4	9
51	Vienne	1,7	5	6	10

• AUTRES FRAIS DE TRANSPORT

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
 Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
 Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité médicale donnés
 Source : Cnamts, traitement Drees

LES PRESTATIONS EN ESPÈCES (PE)

Les prestations en espèces correspondent aux indemnités journalières de plus et de moins de trois mois, versées aux salariés par le régime général.

En raison du faible pouvoir explicatif du modèle pour les régressions concernant le poste « prestations en espèces », les résultats du tableau ci-dessus sont à prendre avec précaution. En effet seulement 21 % de la variance entre les départements est expliquée par les variables explicatives du modèle, alors que, par exemple, cette proportion est de 70 % pour le poste « médicaments ». Néanmoins, malgré ces réserves, la Corse apparaît clairement au 1^{er} rang du classement.

Afin d'améliorer le pouvoir explicatif du modèle, un quatrième modèle a été estimé en introduisant le taux de chômage comme variable explicative pour l'indicateur « Indemnités journalières de moins de trois mois ». Le montant des indemnités journalières de plus de trois mois n'a pas été analysé en raison du faible pouvoir explicatif de la modélisation.

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang
1	Corse	254	1	1	1
3	Haute-Loire	189	3	3	2
2	Isère	190	4	2	3
10	Finistère	171	2	4	4
5	Bouches-du-Rhône	187	5	5	5
26	Alpes-Maritimes	153	6	6	6
4	Ain	187	7	7	7
17	Rhône	162	8	8	8
21	Vendée	157	15	13	9

• PRESTATIONS EN ESPÈCES

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
 Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
 Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité médicale donnés
 Source : Cnamts, traitement Drees

• Indemnités journalières de moins de trois mois (IJC)

L'introduction du taux de chômage parmi les variables explicatives améliore peu le modèle, la part de variance expliquée passant de 25 % à 27 %. Au niveau du classe-

ment des départements, le seul mouvement notable est celui de l'Ardèche qui passe du 18^{ème} rang (modèle 3) au 8^{ème} rang (modèle 4), après prise en compte de son taux de chômage supérieur à la moyenne.

Indicateur brut			Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
Rang	Département	Dépense par personne (€ / an)	Rang	Rang	Rang	Rang
12	Corse	79,76	1	1	1	1
4	Isère	85,68	2	2	2	2
7	Loire	81,22	3	3	3	3
21	Bouches-du-Rhône	74,1	8	7	4	4
5	Haute-Loire	85,51	4	4	5	5
14	Rhône	77,14	5	5	6	6
20	Puy-de-Dôme	74,62	9	6	7	7
16	Ardèche	75,87	18	19	18	8
23	Finistère	72,78	20	15	8	9
18	Savoie	74,75	15	14	9	10

• INDEMNITÉS JOURNALIÈRES DE MOINS DE 3 MOIS

Modèle 1 : à structure d'âge et de sexe donnée
 Modèle 2 : à structure d'âge et de sexe et à indice comparatif de mortalité donnés
 Modèle 3 : à structure d'âge et de sexe, à ICM et à densité médicale donnés
 Modèle 4 : à structure d'âge et de sexe, à ICM, à densité médicale et à taux de chômage donnés
 Source : Cnamts, traitement Drees

■ CONCLUSION

Cette étude confirme que les départements du bassin méditerranéen, de la Haute-Garonne et du Tarn-et-Garonne sont caractérisés par des dépenses de santé globalement parmi les plus élevées sur la plupart des postes de dépenses. Toutefois, l'interprétation des résultats doit être examinée avec précaution. En effet, certaines variables omises dans le modèle, comme par exemple l'offre hospitalière ou la richesse de la population, pourraient aussi contribuer à expliquer une partie des dépenses de soins de ville observées, indépendamment de toute notion de performance dans la maîtrise des dépenses. Cet exercice ouvre donc plutôt des pistes pour susciter une démarche d'interrogation sur le niveau des dépenses de soins de chaque département, et sur ses facteurs explicatifs, qu'un tableau de « performances » directement interprétable.

MÉTHODOLOGIE RETENUE

Pour examiner les disparités départementales en matière de dépenses de santé, une liste détaillée d'indicateurs a été retenue. Afin d'effectuer un classement par département de ces indicateurs, il convient dans un premier temps de les corriger des éventuels effets de variables démographiques, d'état de santé et d'offre de soins.

Cette correction a été faite par le biais de régressions sur l'ensemble des départements de France métropolitaine dans laquelle les variables expliquées sont les indicateurs de dépenses et les variables explicatives des indicateurs démographiques, d'état de santé et d'offre de santé.

L'autre éventualité qui consiste en une standardisation traditionnelle en se référant à une situation de référence France entière a été écartée en raison du manque de données permettant de ventiler les indicateurs par sous catégorie.

La méthode de régression linéaire et les indicateurs utilisés afin de classer les départements en fonction de leurs dépenses de santé sont explicités ci-dessous.

1. Le choix des indicateurs

Indicateurs expliqués

Dans cette étude, sont présentés les indicateurs reflétant les grands postes de dépenses de soins de ville ainsi que quelques indicateurs détaillés. Ces indicateurs ont été construits à partir des données fournies par la Statistique Mensuelle de la CNAMTS, exprimées en dépenses remboursées par le Régime général en 2003 et détaillées par CPAM.

Ces données ont été agrégées par département et exprimées en dépenses remboursées par bénéficiaire du Régime général à partir des effectifs de bénéficiaires par CPAM fournis par la CNAMTS.

• Total Soins de ville (**SV**) :

Les dépenses de soins de ville regroupent les dépenses d'honoraires médicaux, de prescriptions d'auxiliaires médicaux et de biologie, de médicaments, de produits et prestations sanitaires, les autres prestations de soins de santé (comme les frais de transport) et les prestations en espèces (indemnités journalières).

• Honoraires totaux (**HT**) :

Les honoraires totaux comprennent les honoraires des omnipraticiens et des spécialistes (consultations, visites et actes techniques), les honoraires des dentistes, des sages-femmes et des médecins exerçant en centres de soins.

Honoraires des omnipraticiens (**HO**) dont :

- Les majorations pour visite à domicile justifiée (**VD**)
- Les majorations pour visite à domicile justifiée de nuit (**VDN**)
- Les majorations pour VD justifiée les dimanches et jours fériés (**VDD**)
- Les forfaits Médecins Référents (**FR**)
- Les forfaits Scanner et IRMN (**FSIRM**)

Honoraires des spécialistes (**HS**)

- Honoraires de pédiatrie (**PEDIAT**)
- Honoraires de dermatologie vénérologie (**DERMATO**)
- Honoraires de psychiatrie (**PSY**)
- Honoraires d'ophtalmologie (**OPHTHALMO**)
- Honoraires de radiodiagnostic et imagerie médicale (**RADIO**)
- Honoraires de gynécologie obstétrique (**GYNECO**)

Autres honoraires (**HA**) : honoraires des dentistes, des sages-femmes et des médecins en centres de soins

- Honoraires de dentistes (**HDENT**)
- Honoraires de sages-femmes (**HSF**)

Nous avons également construit un indicateur de soins de premier recours en sommant les honoraires d'omnipraticiens, les honoraires de pédiatres et les honoraires de gynécologues (**HPR**).

Total Prescriptions (PRESC) :

- Dépenses d'auxiliaires médicaux (**AM**) :

Ce poste regroupe les soins infirmiers, les actes de kinésithérapie et les actes d'autres auxiliaires médicaux (orthophonistes, orthoptistes, pédicures).

- Soins infirmiers (**INF**)
- Soins de kinésithérapie (**KINE**)
- Soins d'orthophonistes (**ORP**)
- Soins d'orthoptistes (**ORT**)
- Soins de pédicure (**PEDI**)

- Dépenses d'analyses et de prélèvements (**AB**)

- Dépenses de médicaments (**MEDIC**)

Ce poste comprend les prescriptions de médicaments classiques pris en charge à 35 %, 65 %, 80 % et 100 % par le régime général et les prescriptions des médicaments d'exception (hormones de croissance, médicaments antirétroviraux, vaccins grippe et ROR).

- Médicaments pris en charge à 35 % (**MEDIC35**)
- Médicaments pris en charge à 65 % (**MEDIC65**)
- Médicaments pris en charge à 80 % (**MEDIC80**)
- Médicaments pris en charge à 100 % (**MEDIC100**)
- Vaccins grippe et ROR (**ROR**)

- Dépenses de produits et prestations sanitaires (**TIPS**)

Ce poste recense les produits d'origine humaine, le petit matériel et les pansements, l'optique, les prothèses et orthèses et les véhicules pour handicapés physiques inscrits au TIPS (LPP).

Total Autres prestations de soins de santé (AP)

Ce poste comprend principalement les frais de déplacement des malades (en ambulance, Véhicule Sanitaire Léger, Taxi) et les forfaits établissements et suppléments en cures thermales.

- Total des frais de transports hors cures thermales (**TRANS**)

- Frais de transports d'ambulance (**AMB**)
- Frais de transport de véhicules sanitaires légers (**VSL**)
- Frais de transport de taxi (**TAXI**)
- Autres frais de transport (**AFT**)

Total Prestations en espèces (PE)

Il s'agit des indemnités journalières versées aux salariés par le régime général.

- Indemnités journalières (normales et temps partiel) de moins de 3 mois (**IJC**)
- Indemnités journalières (normales et temps partiel) de plus de 3 mois (**IJL**)

Certains de ces indicateurs n'ont pas fait l'objet d'une analyse détaillée dans cette étude, en raison de leur faible poids dans le total des soins de ville remboursés par le Régime général et/ou en raison du faible pouvoir explicatif de la modélisation réalisée (les soins de pédicures, les médicaments remboursés à 80 % et les indemnités journalières de plus de 3 mois).

Variables explicatives

Pour corriger les indicateurs bruts de dépenses, trois types de variables susceptibles d'influencer le classement sont prises en compte. Les études menées sur données individuelles (DREES, Études et Résultats n°182, 2002) mettent en évidence l'influence du sexe et de l'âge de l'individu sur les dépenses mais aussi celle de l'état de santé. Par ailleurs, au niveau départemental, on peut disposer d'informations pertinentes sur l'offre de soins en médecine libérale. Pour représenter ces effets potentiels, trois indicateurs disponibles au niveau départemental pour des années récentes ont été retenus. D'autres choix ont été testés mais leurs résultats n'étaient pas significatifs.

En outre, le choix des variables explicatives qui présentent une variabilité significative entre les départements a été effectué en limitant l'ampleur des corrélations entre elles.

Pour certains indicateurs supplémentaires, les variables structure par âge de la population et densité médicale ont été modifiées. Par exemple, cela a été le cas pour les honoraires par spécialité (et notamment les honoraires de gynécologues) et pour les indemnités journalières de moins de trois mois (cf. annexe B).

• La structure par âge et par sexe des bénéficiaires du régime général au 1^{er} juillet 2004

Les données sources utilisées sont la structure par âge et sexe de la population couverte par le régime général issue du Répertoire National Inter régimes de l'Assurance Maladie (RNIAM) au 1^{er} juillet 2004.

Pour la plupart des indicateurs, les variables de structure croisée des bénéficiaires sont :

- La part des moins de 20 ans, femmes et hommes confondus, dans le total des bénéficiaires (**Tmoins_20**)
- La part des hommes âgés de 50 à 69 ans dans le total des bénéficiaires (**H50_69**)
- La part des femmes âgées de 20 à 49 ans dans le total des bénéficiaires (**F20_49**)
- La part des femmes âgées de 50 à 69 ans dans le total des bénéficiaires (**F20_49**)
- La part des plus de 70 ans, sexes confondus, dans le total des bénéficiaires (**T70_plus**)

La part des hommes âgés de 20 ans à 49 ans dans le total des bénéficiaires (**H20_49**) sert de référence dans la régression pour interpréter les coefficients. En effet, techniquement, toutes les variables de structure de population ne peuvent être introduites dans le modèle pour des raisons de multicollinéarité (combinaison linéaire des coefficients unitaires)

Pour certains indicateurs particuliers, d'autres classes d'âge ont été définies.

Pour les honoraires de sages-femmes et de gynécologues, on distingue :

- La part des moins de 20 ans, femmes et hommes confondus, dans le total des bénéficiaires (**Tmoins_20**) qui sert de référence
- La part des hommes âgés de plus de 20 ans dans le total des bénéficiaires (**H20_plus**)
- La part des femmes âgées de 20 à 49 ans dans le total des bénéficiaires (**F20_49**)
- La part des femmes âgées de plus de 50 ans dans le total des bénéficiaires (**F50_plus**)

Pour les indemnités journalières de moins de 3 mois, on distingue :

- La part des moins de 20 ans dans le total des bénéficiaires (**Tmoins_20**) qui sert de référence
- La part des hommes âgés de 20 à 39 ans dans le total des bénéficiaires (**H20_39**)
- La part des hommes âgés de 40 à 59 ans dans le total des bénéficiaires (**H40_59**)
- La part des femmes âgées de 20 à 39 ans dans le total des bénéficiaires (**F20_39**)
- La part des femmes âgées de 40 à 59 ans dans le total des bénéficiaires (**F40_59**)
- La part des hommes et des femmes âgés de plus de 60 ans dans le total des bénéficiaires (**T60_plus**)

• L'indice comparatif de mortalité générale (ICM)

Cet indice a été retenu pour représenter l'état de santé de la population au niveau départemental. Il correspond au rapport en base 100 du nombre de décès observés dans le département au nombre de décès qui serait obtenu si les taux de mortalité par sexe et âge étaient identiques aux taux nationaux. Il peut être interprété comme un indicateur de surmortalité dans le département par rapport à la moyenne nationale.

Les données disponibles proviennent de la base Score Santé pour l'année 1999. La valeur de l'ICM pour la Corse n'étant pas renseignée, une estimation en a été effectuée à partir de la structure de la population des bénéficiaires du régime général.

• La densité médicale ou paramédicale comme indicateur d'offre de soins

Pour les indicateurs par grands postes de dépenses, la densité médicale totale en 2003 a été retenue comme indicateur d'offre de soins. Il s'agit du nombre de médecins pour 100 000 habitants. Ces données sont issues du répertoire ADELI et portent à la fois sur les libéraux et les salariés. Elles incluent les remplaçants mais excluent les praticiens hospitaliers temps plein ayant une activité libérale à l'hôpital.

Pour certains postes plus détaillés de dépenses (honoraires par spécialité et soins paramédicaux notamment), la densité par spécialité médicale ou paramédicale sera employée.

Par ailleurs, la densité totale, et peut-être encore plus particulièrement la densité de spécialistes, pourrait s'interpréter comme un indicateur de richesse dans la mesure où les départements à forte densité médicale semblent correspondre aux départements les plus riches.

Transformation des données

Les indicateurs de dépenses sont exprimés **par tête**.

Excepté pour les variables de structure âge et sexe de la population de bénéficiaires, toutes les variables expliquées (montants de dépenses) et explicatives (ICM et densité médicale,) sont exprimées en logarithmes afin de pouvoir interpréter les coefficients en termes d'élasticité.

2 . Modélisation

La stratégie de modélisation retenue est la suivante. Dans un premier temps, les indicateurs de dépenses retenus sont régressés sur les 3 variables explicatives introduites successivement (structure âge et sexe de la population couverte, Indice Comparatif de Mortalité générale, densité médicale). Les départements du Haut-Rhin, du Bas-Rhin et de la Moselle présentant des taux de remboursement supérieurs aux autres départements de France métropolitaine pour les salariés du secteur privé (90 % pour les honoraires médicaux et les soins et 100 % pour les frais de transport et les frais d'hospitalisation dans les établissements publics et privés), les estimations ont été corrigées de ce biais en introduisant une variable indicatrice valant 1 pour ces trois départements et 0 sinon.

Trois modèles successifs sont donc estimés. Pour les indicateurs reflétant les grands postes de soins de ville, les **mêmes variables explicatives** sont utilisées. Le choix de ces variables et notamment des classes d'âge utilisées pour représenter la structure par âge et sexe de la population des bénéficiaires a été effectué à partir de la modélisation effectuée sur l'indicateur « Total soins de ville » (SV).

Pour d'autres indicateurs plus désagrégés, le modèle initial a été enrichi (indicateurs d'offre de soins plus détaillés, introduction d'autres variables explicatives dans un quatrième modèle pour les indemnités journalières).

- Modèle 1 : structure des bénéficiaires du régime général par âge et sexe
- Modèle 2 : structure par âge et sexe et ICM
- Modèle 3 : structure par âge et sexe, ICM et densité médicale totale ou par spécialité médicale ou paramédicale
- Modèle 4 (pour les IJ de moins de trois mois) : structure par âge et sexe, ICM, densité médicale totale, taux de chômage

Dans un second temps, **c'est le tri par ordre décroissant des résidus** issus de ces régressions qui permet d'établir un classement des départements selon leur niveau de dépenses. Une fois corrigées de la structure par âge et sexe des bénéficiaires, de l'état de santé et des caractéristiques de l'offre de soins, les disparités entre départements peuvent se modifier. Un résidu positif signifie que les valeurs observées sont supérieures aux valeurs prédites par le modèle et inversement. Il peut s'interpréter comme un indicateur révélant des écarts résiduels inexpliqués et pouvant donc être à première vue la signe d'un « problème spécifique potentiel ». Il est toutefois important de noter que ces écarts résiduels reflètent également les variables explicatives significatives omises dans la régression. Ainsi en est-il probablement pour le modèle expliquant les dépenses de Prestations en espèces (Indemnités journalières) dans lequel il faudrait introduire des variables socio-économiques comme la répartition de la population des assurés par CSP ou le taux de chômage.

DÉTAIL DES ESTIMATIONS DES MODÈLES SUCCESSIFS
POUR LES 40 INDICATEURS

tableau 1 • Détail des estimations des trois modèles successifs
(structure croisée âge et sexe, ICM et densité totale)
entre parenthèses, t de Student, R2 ajusté

Indicateurs	Structure croisée âge et sexe						log(ICM)	log(D.totale)	R2
	Constante	Tmoins_20	H50_69	F20_49	F50_69	T70_plus			
Ig(SV)	0.68 (0.41)	4.71 (2.45)	12.57 (2.77)	10.71 (3.51)	5.90 (1.53)	6.69 (2.98)			0,37
Ig(SV)	-3.09 (-1.59)	5.54 (3.01)	15.13 (3.46)	14.30 (4.63)	5.18 (1.41)	8.51 (3.87)	0.52 (3.31)		0,44
Ig(SV)	-3.20 (-1.67)	5.49 (3.02)	17.97 (3.89)	10.87 (3.00)	0.39 (0.09)	7.73 (3.48)	0.56 (3.56)	0.17 (1.75)	0,45
Ig(VD)	-0.44 (-0.07)	0.86 (0.12)	-2.16 (-0.13)	1.23 (0.11)	3.13 (0.22)	12.30 (1.51)			0,22
Ig(VD)	-22.49 (-3.59)	5.73 (0.96)	12.82 (0.91)	22.20 (2.22)	-1.09 (-0.09)	22.88 (3.21)	3.06 (5.98)		0,44
Ig (VD)	-22.60 (-3.58)	5.68 (0.95)	15.58 (1.03)	18.86 (1.58)	-5.75 (-0.38)	22.13 (3.03)	3.10 (5.97)	0.17 (0.52)	0,43
Ig(VDN)	0.47 (0.07)	-9.75 (-1.24)	-22.88 (-1.24)	7.99 (0.64)	16.65 (1.06)	4.41 (0.48)			0,27
Ig(VDN)	2.73 (0.33)	-10.25 (-1.29)	-24.41 (-1.29)	5.85 (0.44)	17.08 (1.08)	3.33 (0.35)	-0.31 (-0.46)		0,26
Ig(VDN)	2.18 (0.27)	-10.52 (-1.35)	-10.08 (-0.51)	-11.49 (-0.74)	-7.11 (-0.36)	-0.57 (-0.06)	-0.12 (-0.18)	0.88 (2.06)	0,29
Ig(VDD)	3.81 (0.60)	-13.78 (-1.86)	-7.79 (-0.44)	-3.86 (-0.33)	2.27 (0.15)	0.96 (0.11)			0,31
Ig(VDD)	-0.92 (-0.12)	-12.74 (-1.70)	-4.58 (-0.26)	0.63 (0.05)	1.36 (0.09)	3.23 (0.36)	0.66 (1.02)		0,31
Ig(VDD)	-1.68 (-0.22)	-13.11 (-1.83)	15.39 (0.85)	-23.51 (-1.65)	-32.34 (-1.81)	-2.21 (-0.25)	0.92 (1.49)	1.22 (3.13)	0,37

Source : données Cnamts, traitement Drees

SV : dépenses de soins de ville

VD : majoration pour visite à domicile justifiée

VDN : majoration pour visite à domicile justifiée de nuit

VDD : majoration pour VD justifiée les dimanches et jours fériés

T70_plus : part des plus de 70 ans parmi les bénéficiaires

Tmoins_20 : part des moins de 20 ans parmi les bénéficiaires

H50_69 : part des hommes 50-69 ans parmi les bénéficiaires

F50_69 : part des femmes 50-69 ans parmi les bénéficiaires

F20_49 : part des femmes 20-49 ans parmi les bénéficiaires

ICM : Indice comparatif de mortalité

D.totale : nombre de médecins / 10 000 habitants

Indicateurs	Structure croisée âge et sexe						log(ICM)	log(D.totale)	R2
	Constante	Tmoins_20	H50_69	F20_49	F50_69	T70_plus			
Ig (FR)	-25.70 (-2.01)	25.76 (1.73)	87.67 (2.49)	33.14 (1.40)	2.15 (0.07)	22.18 (1.27)			0,11
Ig (FR)	-24.98 (-1.57)	25.60 (1.68)	97.18 (2.43)	32.45 (1.28)	2.29 (0.08)	21.83 (1.21)	-0.10 (-0.08)		0,1
Ig (FR)	-26.20 (-1.69)	25.01 (1.70)	119.28 (3.19)	-6.38 (-0.22)	-51.89 (-1.41)	13.09 (0.73)	0.33 (0.26)	1.97 (2.45)	0,15
Ig(fsirm)	-33.57 (-3.25)	40.26 (3.35)	10.24 (0.36)	66.06 (3.47)	53.39 (2.21)	35.53 (2.53)			0,17
Ig(fsirm)	-30.61 (-2.38)	39.60 (3.25)	8.23 (0.28)	63.24 (3.09)	53.96 (2.22)	34.11 (2.34)	-0.41 (-0.39)		0,16
Ig(fsirm)	-29.86 (-2.35)	39.97 (3.32)	-11.37 (-0.37)	86.95 (3.62)	87.04 (2.89)	39.45 (2.69)	-0.67 (-0.65)	-1.20 (-1.83)	0,18
Ig(HA)	1.36 (0.71)	0.10 (0.05)	-0.22 (-0.04)	7.16 (2.02)	8.68 (1.93)	0.48 (0.18)			0,27
Ig(HA)	4.48 (1.94)	-0.58 (-0.27)	-2.34 (-0.45)	4.19 (1.14)	9.28 (2.11)	-1.01 (-0.39)	-0.43 (-2.29)		0,3
Ig(HA)	4.17 (2.00)	-0.73 (-0.37)	5.86 (1.17)	-5.73 (-1.45)	-4.56 (-0.92)	-3.25 (-1.35)	-0.32 (-1.88)	0.50 (4.65)	0,43
Ig(HT)	-1.55 (-0.97)	5.83 (3.16)	6.24 (1.43)	13.88 (4.74)	11.23 (3.02)	7.48 (3.46)			0,38
Ig(HT)	-3.72 (-1.92)	6.31 (3.43)	7.71 (1.77)	15.95 (5.17)	10.81 (2.95)	8.53 (3.88)	0.30 (1.91)		0,39
Ig(HT)	-3.86 (-2.04)	6.25 (3.48)	11.34 (2.49)	11.57 (3.23)	4.70 (1.05)	7.54 (3.44)	0.35 (2.25)	0.22 (2.26)	0,42
Ig(AM)	-5.66 (-1.25)	5.42 (1.03)	10.65 (0.86)	19.18 (2.30)	21.82 (2.06)	10.05 (1.63)			0,28
Ig(AM)	-11.45 (-2.07)	6.70 (1.28)	14.58 (1.17)	24.68 (2.80)	20.71 (1.98)	12.83 (2.04)	0.80 (1.78)		0,3
Ig(AM)	-11.97 (-2.27)	6.45 (1.29)	28.34 (2.23)	8.05 (0.81)	-2.51 (-0.20)	9.08 (1.49)	0.99 (2.28)	0.84 (3.08)	0,36

Source : données Cnamts, traitement Drees

FR : forfaits référents

FSIRM : forfaits Scanner et IRM

HA : autres honoraires (sages femmes, dentistes, centre de soins)

HT : honoraires totaux

AM : auxiliaires médicaux

Tmoins_20 : part des moins de 20 ans parmi les bénéficiaires

T70_plus : part des plus de 70 ans parmi les bénéficiaires

Tmoins_20 : part des moins de 20 ans parmi les bénéficiaires

H50_69 : part des hommes 50-69 ans parmi les bénéficiaires

F50_69 : part des femmes 50-69 ans parmi les bénéficiaires

F20_49 : part des femmes 20-49 ans parmi les bénéficiaires

ICM : Indice comparatif de mortalité

D.totale : nombre de médecins / 10 000 habitants

Indicateurs	Structure croisée âge et sexe						log(ICM)	log(D.totale)	R2
	Constante	Tmoins_20	H50_69	F20_49	F50_69	T70_plus			
lmed35	0.38 (0.15)	3.14 (1.05)	1.60 (0.23)	3.16 (0.67)	1.09 (0.18)	7.88 (2.25)			0,22
lmed35	-7.95 (-2.82)	4.98 (1.86)	7.26 (1.14)	11.08 (2.47)	-0.51 (-0.10)	11.87 (3.71)	1.15 (5.03)		0,39
lmed35	-7.94 (-2.80)	4.98 (1.85)	7.22 (1.06)	11.13 (2.07)	-0.45 (-0.07)	11.89 (3.62)	1.15 (4.95)	-0.002 (-0.02)	0,38
lmed65	5.94 (3.34)	-0.73 (-0.36)	-6.83 (-1.40)	-4.14 (-1.26)	3.32 (0.80)	1.99 (0.82)			0,26
lmed65	0.31 (0.16)	0.51 (0.27)	-3.01 (-0.68)	1.21 (0.39)	2.24 (0.60)	4.69 (2.11)	0.78 (4.88)		0,41
lmed65	0.46 (0.24)	0.58 (0.32)	-6.99 (-1.52)	6.03 (1.67)	8.96 (1.98)	5.78 (2.62)	0.73 (4.63)	-0.24 (-2.47)	0,44
lmed100	-2.01 (-1.05)	4.05 (1.81)	18.04 (3.42)	12.75 (3.60)	4.54 (1.01)	8.14 (3.11)			0,52
lmed100	-6.28 (-2.78)	4.99 (2.33)	20.93 (4.11)	16.80 (4.67)	3.73 (0.87)	10.18 (3.97)	0.59 (3.21)		0,57
lmed100	-6.36 (-2.82)	4.95 (2.31)	23.18 (4.27)	14.08 (3.30)	-0.07 (-0.01)	9.57 (3.67)	0.62 (3.35)	0.14 (1.18)	0,57
lg(ror)	2.42 (1.13)	-2.01 (-0.81)	-3.93 (-0.67)	-10.45 (-2.65)	-0.38 (-0.08)	1.56 (0.54)			0,51
lg (ror)	0.40 (0.15)	-1.56 (-0.62)	-2.56 (-0.43)	-8.53 (-2.03)	-0.77 (-0.15)	2.53 (0.85)	0.28 (1.30)		0,52
lg (ror)	0.47 (0.18)	-1.53 (-0.61)	-4.37 (-0.69)	-6.34 (-1.27)	2.29 (0.37)	3.02 (0.99)	0.25 (1.18)	-0.11 (-0.81)	0,52
lg(medic)	1.77 (1.29)	2.36 (1.48)	7.93 (2.10)	6.56 (2.59)	3.96 (1.23)	6.04 (3.24)			0,54
lg(medic)	-3.31 (-2.31)	3.49 (2.56)	11.37 (3.52)	11.39 (4.99)	2.99 (1.10)	8.47 (5.21)	0.70 (6.02)		0,67
lg(medic)	-3.30 (-2.29)	3.49 (2.55)	11.10 (3.19)	11.73 (4.30)	3.46 (1.01)	8.55 (5.12)	0.70 (5.90)	-0.02 (-0.23)	0,67

Source : données Cnamts, traitement Drees

med35 : médicaments remboursés à 35%
med65 : médicaments remboursés à 65%
med100 : médicaments remboursés à 100%
ror Vaccins : Grippe et ROR
medic : médicaments

Tmoins_20 : part des moins de 20 ans parmi les bénéficiaires

T70_plus : part des plus de 70 ans parmi les bénéficiaires

Tmoins_20 : part des moins de 20 ans parmi les bénéficiaires

H50_69 : part des hommes 50-69 ans parmi les bénéficiaires

F50_69 : part des femmes 50-69 ans parmi les bénéficiaires

F20_49 : part des femmes 20-49 ans parmi les bénéficiaires

ICM : Indice comparatif de mortalité

D.totale : nombre de médecins / 10 000 habitants

Indicateurs	Structure croisée âge et sexe						log(ICM)	log(D.totale)	R2
	Constante	Tmoins_20	H50_69	F20_49	F50_69	T70_plus			
log(AB)	-7.62 (-3.74)	8.36 (3.52)	25.58 (4.57)	22.62 (6.01)	5.37 (1.13)	11.41 (4.11)			0,47
log(AB)	-10.36 (-4.17)	8.96 (3.79)	27.44 (4.89)	25.22 (6.37)	4.84 (1.03)	12.72 (4.50)	0.38 (1.87)		0,49
log(AB)	-10.49 (-4.25)	8.90 (3.8)	30.72 (5.17)	21.25 (4.55)	-0.70 (-0.12)	11.83 (4.14)	0.42 (2.09)	0.20 (1.57)	0,5
log(tips)	0.53 (0.23)	4.10 (1.56)	2.45 (0.40)	4.61 (1.11)	4.11 (0.78)	7.72 (2.51)			0,25
log(tips)	-4.79 (-1.82)	5.27 (2.11)	6.06 (1.002)	9.66 (2.30)	3.09 (0.62)	10.27 (3.43)	0.74 (3.43)		0,33
log(tips)	-4.89 (-1.86)	5.22 (2.09)	8.76 (1.38)	6.39 (1.29)	-1.47 (-0.24)	0.53 (3.13)	0.77 (3.58)	0.16 (1.22)	0,33
lg(presc)	0.18 (0.10)	3.96 (1.84)	10.18 (2.01)	10.70 (3.14)	7.36 (1.70)	7.75 (3.08)			0,46
lg(presc)	-4.87 (-2.31)	5.08 (2.54)	13.61 (2.87)	15.51 (4.63)	6.39 (1.60)	10.17 (4.26)	0.70 (4.08)		0,54
lg(presc)	-4.97 (-2.39)	5.02 (2.54)	16.47 (3.28)	12.05 (3.05)	1.56 (0.32)	9.39 (3.89)	0.74 (4.31)	0.17 (1.62)	0,55
lg(amb)	-18.95 (-4.32)	21.87 (4.29)	49.38 (4.10)	40.08 (4.96)	-8.32 (-0.81)	29.47 (4.95)			0,27
lg (amb)	-26.19 (-4.95)	23.47 (4.67)	54.30 (4.55)	46.97 (5.58)	-9.71 (-0.97)	32.95 (5.49)	1.00 (2.33)		30
lg (amb)	-26.23 (-4.93)	23.45 (4.64)	55.37 (4.32)	45.67 (4.54)	-11.52 (-0.91)	32.66 (5.30)	1.02 (2.33)	0.06 (0.24)	0,3
log(vsl)	27.02 (4.17)	-18.75 (-2.49)	-13.016 (-0.74)	-59.74 (-5.00)	-38.71 (-2.55)	-13.28 (-1.51)			0,49
log (vsl)	15.41 (1.98)	-16.18 (-2.19)	-5.27 (-0.30)	-48.70 (-3.93)	-40.94 (-2.78)	-7.70 (-0.87)	1.61 (2.54)		0,52
log (vsl)	15.53 (1.99)	-16.12 (-2.17)	-8.50 (-0.45)	-44.79 (-3.03)	-35.48 (-1.91)	-6.82 (-0.75)	1.57 (2.44)	-0.20 (-0.49)	0,52

Source : données Cnamts, traitement Drees

AB : analyses de biologie

TIPS : produits et prestations sanitaires

PRESC : total des prescriptions

AMB : transports en ambulance

VSL : transports en véhicules sanitaires légers

Tmoins_20 : part des moins de 20 ans parmi les bénéficiaires

T70_plus : part des plus de 70 ans parmi les bénéficiaires

Tmoins_20 : part des moins de 20 ans parmi les bénéficiaires

H50_69 : part des hommes 50-69 ans parmi les bénéficiaires

F50_69 : part des femmes 50-69 ans parmi les bénéficiaires

F20_49 : part des femmes 20-49 ans parmi les bénéficiaires

ICM : Indice comparatif de mortalité

D.totale : nombre de médecins / 10 000 habitants

Indicateurs	Structure croisée âge et sexe						log(ICM)	log(D.spécialités)	R2
	Constante	Tmoins_20	H50_69	F20_49	F50_69	T70_plus			
Log(HO)	4.96 (2.19)	0.21 (0.08)	-3.62 (-0.58)	-0.13 (-0.75)	2.13 (0.40)	2.57 (0.83)			0,16
log(HO)	-2.32 (-0.93)	1.82 (0.77)	1.32 (0.24)	3.80 (0.96)	0.73 (0.16)	0.06 (2.15)	1.01 (4.99)		0,34
log(HO)	-3.69 (-1.51)	3.14 (1.36)	4.37 (0.80)	0.58 (0.15)	-3.69 (-0.77)	5.88 (2.17)	1.01 (5.20)	0.38 (2.84)	0,39
log(HS)	-9.74 (-4.58)	12.52 (5.06)	16.64 (2.85)	28.63 (7.30)	18.90 (3.80)	13.87 (4.80)			0,5
log(HS)	-10.30 (-3.90)	12.64 (5.04)	17.02 (2.86)	29.16 (6.93)	18.79 (3.76)	14.14 (4.71)	0.08 (0.36)		0,5
log(HS)	-9.6 (-3.61)	11.87 (4.68)	20.53 (3.24)	24.54 (4.79)	12.20 (1.87)	12.84 (4.16)	0.14 (0.63)	0.14 (1.56)	0,51
Lg(HPR)	3.07 (1.54)	1.74 (0.75)	-1.75 (-0.32)	1.73 (0.47)	4.65 (0.99)	3.73 (1.37)			0,12
Lg(HPR)	-3.08 (-1.39)	3.11 (1.47)	2.43 (0.48)	7.58 (2.15)	3.47 (0.83)	6.68 (2.65)	0.85 (4.72)		0,29
Lg(HPR)	-3.79 (-1.73)	3.74 (1.80)	4.92 (0.98)	1.31 (1.15)	-0.65 (-0.14)	6.26 (2.53)	0.86 (4.87)	0.28 (2.23)	0,32
l(DENT)	4.86 (2.47)	-3.08 (-1.34)	-8.4 (-1.55)	-1.97 (-0.54)	12.86 (2.79)	-3.91 (-1.46)			0,22
l(DENT)	6.54 (2.69)	-3.46 (-1.50)	-9.54 (-1.74)	-3.57 (-0.92)	13.18 (2.86)	-4.72 (-1.71)	-0.23 (-1.17)		0,22
l(DENT)	4.46 (2.65)	-1.80 (-1.13)	-1.57 (-0.41)	-10.33 (-3.76)	-1.49 (-0.43)	-4.25 (-2.24)	0.15 (1.09)	0.50 (9.92)	0,63
Lg (INF)	-6.45 (-1.05)	5.98 (0.84)	10.11 (0.60)	16.57 (1.46)	22.36 (1.55)	14.30 (1.71)			0,27
Lg (INF)	-16.97 (-2.29)	8.31 (1.18)	17.26 (1.03)	26.57 (2.25)	20.35 (1.45)	19.35 (2.30)	1.46 (2.42)		0,31
Lg (INF)	-26.8 (-3.82)	17.90 (2.68)	33.16 (2.14)	32.07 (2.99)	13.99 (1.10)	23.39 (3.06)	1.37 (2.52)	0.81 (4.57)	0,44

Source : données Cnamts, traitement Drees

Taxi : frais de transport en taxi
 AFT : autres frais de transport
 TRANS : total frais de transport
 AP : autres prestations de soins de santé
 PE : prestations en espèces

Tmoins_20 : part des moins de 20 ans parmi les bénéficiaires
 T70_plus : part des plus de 70 ans parmi les bénéficiaires
 Tmoins_20 : part des moins de 20 ans parmi les bénéficiaires
 H50_69 : part des hommes 50-69 ans parmi les bénéficiaires
 F50_69 : part des femmes 50-69 ans parmi les bénéficiaires
 F20_49 : part des femmes 20-49 ans parmi les bénéficiaires
 ICM : Indice comparatif de mortalité

tableau 2 • Détail des estimations des modèles successifs
 (structure croisée âge et sexe et densité adaptées plus spécifiquement aux indicateurs)
 Honoraires et prestations / spécialités médicales et paramédicales
 entre parenthèses, t de Student, R2 ajusté

Indicateurs	Structure croisée âge et sexe						log(ICM)	log(D.spécialités)	R2
	Constante	Tmoins_20	H50_69	F20_49	F50_69	T70_plus			
Log(HO)	4.96 (2.19)	0.21 (0.08)	-3.62 (-0.58)	-0.13 (-0.75)	2.13 (0.40)	2.57 (0.83)			0,16
log(HO)	-2.32 (-0.93)	1.82 (0.77)	1.32 (0.24)	3.80 (0.96)	0.73 (0.16)	0.06 (2.15)	1.01 (4.99)		0,34
log(HO)	-3.69 (-1.51)	3.14 (1.36)	4.37 (0.80)	0.58 (0.15)	-3.69 (-0.77)	5.88 (2.17)	1.01 (5.20)	0.38 (2.84)	0,39
log(HS)	-9.74 (-4.58)	12.52 (5.06)	16.64 (2.85)	28.63 (7.30)	18.90 (3.80)	13.87 (4.80)			0,5
log(HS)	-10.30 (-3.90)	12.64 (5.04)	17.02 (2.86)	29.16 (6.93)	18.79 (3.76)	14.14 (4.71)	0.08 (0.36)		0,5
log(HS)	-9.6 (-3.61)	11.87 (4.68)	20.53 (3.24)	24.54 (4.79)	12.20 (1.87)	12.84 (4.16)	0.14 (0.63)	0.14 (1.56)	0,51
Lg(HPR)	3.07 (1.54)	1.74 (0.75)	-1.75 (-0.32)	1.73 (0.47)	4.65 (0.99)	3.73 (1.37)			0,12
Lg(HPR)	-3.08 (-1.39)	3.11 (1.47)	2.43 (0.48)	7.58 (2.15)	3.47 (0.83)	6.68 (2.65)	0.85 (4.72)		0,29
Lg(HPR)	-3.79 (-1.73)	3.74 (1.80)	4.92 (0.98)	1.31 (1.15)	-0.65 (-0.14)	6.26 (2.53)	0.86 (4.87)	0.28 (2.23)	0,32
l(DENT)	4.86 (2.47)	-3.08 (-1.34)	-8.4 (-1.55)	-1.97 (-0.54)	12.86 (2.79)	-3.91 (-1.46)			0,22
l(DENT)	6.54 (2.69)	-3.46 (-1.50)	-9.54 (-1.74)	-3.57 (-0.92)	13.18 (2.86)	-4.72 (-1.71)	-0.23 (-1.17)		0,22
l(DENT)	4.46 (2.65)	-1.80 (-1.13)	-1.57 (-0.41)	-10.33 (-3.76)	-1.49 (-0.43)	-4.25 (-2.24)	0.15 (1.09)	0.50 (9.92)	0,63
Lg (INF)	-6.45 (-1.05)	5.98 (0.84)	10.11 (0.60)	16.57 (1.46)	22.36 (1.55)	14.30 (1.71)			0,27
Lg (INF)	-16.97 (-2.29)	8.31 (1.18)	17.26 (1.03)	26.57 (2.25)	20.35 (1.45)	19.35 (2.30)	1.46 (2.42)		0,31
Lg (INF)	-26.8 (-3.82)	17.90 (2.68)	33.16 (2.14)	32.07 (2.99)	13.99 (1.10)	23.39 (3.06)	1.37 (2.52)	0.81 (4.57)	0,44

Source : données Cnamts, traitement Drees

HO : honoraires omnipraticiens
 HS : honoraires spécialistes
 HPR : honoraires de premier recours (omnis, pédiatres, gynécos)
 DENT : honoraires des dentistes
 INF : soins infirmiers
 Tmoins_20 : part des moins de 20 ans parmi les bénéficiaires

T70_plus : part des plus de 70 ans parmi les bénéficiaires
 Tmoins_20 : part des moins de 20 ans parmi les bénéficiaires
 H50_69 : part des hommes 50-69 ans parmi les bénéficiaires
 F50_69 : part des femmes 50-69 ans parmi les bénéficiaires
 F20_49 : part des femmes 20-49 ans parmi les bénéficiaires
 ICM : Indice comparatif de mortalité
 D_spécialités : nombre de médecins / 10 000 habitants

Indicateurs	Structure croisée âge et sexe						log(ICM)	log(D.spécialités)	R2
	Constante	Tmoins_20	H50_69	F20_49	F50_69	T70_plus			
Lg(kine)	-7.91 (-2.12)	6.62 (1.52)	9.91 (0.97)	23.04 (3.34)	27.47 (3.14)	7.42 (1.46)			0,34
Log(kine)	-10.74 (-2.33)	7.25 (1.65)	11.83 (1.13)	25.74 (3.50)	26.92 (3.08)	8.77 (1.67)	0.39 (1.04)		0,34
Log(kine)	-12.52 (-4.60)	10.43 (4.02)	24.21 (3.90)	14.26 (3.22)	-4.72 (-0.83)	12.41 (4.00)	0.75 (3.36)	0.80 (12.84)	0,77
Lg(ORP)	-19.61 (-4.54)	19.69 (3.92)	25.23 (2.13)	44.94 (5.65)	21.94 (2.17)	15.62 (2.66)			0,39
Lg(ORP)	-18.60 (-3.47)	19.67 (3.82)	24.54 (2.03)	43.97 (5.15)	22.13 (2.18)	15.13 (2.49)	-0.14 (-0.32)		0,39
Lg(ORP)	-9.70 (-2.82)	9.09 (2.75)	17.7 (2.33)	12.60 (2.11)	5.37 (0.83)	5.44 (1.40)	0.18 (0.67)	0.83 (11.69)	0,76
Lg(ORT)	-4.49 (-0.80)	-2.23 (-0.34)	-2.41 (-0.16)	13.57 (1.31)	14.36 (1.09)	1.94 (0.25)			0,14
Lg(ORT)	1.69 (0.24)	-3.59 (-0.55)	-6.61 (-0.43)	7.70 (0.70)	15.55 (1.19)	-1.02 (-0.13)	-0.86 (-1.53)		0,15
Lg(ORT)	3.22 (0.58)	-3.49 (-0.66)	3.8 (0.30)	-7.53 (-0.83)	0.10 (0.01)	-5.94 (-0.94)	-0.36 (-0.79)	0.50 (6.89)	0,44
L(derm)	-6.92 (-2.32)	7.01 (2.20)	-10.20 (-1.25)	18.69 (3.40)	26.98 (3.86)	5.76 (1.42)			0,4
Lg(derm)	-5.11 (-1.38)	6.61 (1.88)	11.44 (-1.37)	16.67 (2.88)	27.33 (3.90)	4.89 (1.17)	-0.25 (-0.84)		0,4
Lg(derm)	1.35 (0.41)	-0.08 (-0.03)	-1.83 (-0.26)	-5.68 (-0.93)	0.43 (0.06)	-2.01 (-0.55)	0.19 (0.72)	0.45 (6.20)	0,58
L(radio)	-16.46 (-5.80)	19.36 (5.87)	29.44 (3.78)	37.02 (7.08)	20.13 (3.03)	18.01 (4.67)			0,39
Lg(radio)	-19.15 (-5.48)	19.95 (6.01)	31.27 (3.97)	39.56 (7.11)	19.61 (2.96)	19.30 (4.86)	0.37 (1.31)		0,4
Lg(radio)	-17.30 (-4.64)	18.30 (5.21)	34.06 (4.20)	33.93 (4.92)	12.36 (1.46)	17.37 (4.15)	0.40 (1.41)	0.14 (1.37)	0,4

Source : données Cnamts, traitement Drees

KINE : soins de masseurs kinésithérapeutes

ORP : soins d'orthophonistes

ORT : soins d'orthoptistes

DERM : honoraires de dermatologie-vénérologie

RADIO : honoraires de radiologie

Tmoins_20 : part des moins de 20 ans parmi les bénéficiaires

T70_plus : part des plus de 70 ans parmi les bénéficiaires

H50_69 : part des hommes 50-69 ans parmi les bénéficiaires

F50_69 : part des femmes 50-69 ans parmi les bénéficiaires

F20_49 : part des femmes 20-49 ans parmi les bénéficiaires

ICM : Indice comparatif de mortalité

D_spécialités : nombre de professionnels / 10 000 habitants

Indicateurs	Structure croisée âge et sexe						log(ICM)	log(D.spécialités)	R2
	Constante	Tmoins_20	H50_69	F20_49	F50_69	T70_plus			
L(OPTH)	-2.71 (-0.81)	1.89 (0.61)	-0.38 (-0.05)	7.01 (1.42)	18.51 (2.96)	4.08 (1.13)			0,32
L(OPTH)	0.82 (0.25)	1.23 (0.40)	-2.41 (0.33)	4.17 (0.80)	19.08 (3.07)	2.65 (0.71)	-0.41 (-1.55)		0,33
L(OPTH)	1.18 (0.35)	0.76 (0.24)	-0.43 (-0.05)	2.27 (0.38)	15.66 (1.93)	2.07 (0.54)	-0.36 (-1.27)	0.06 (0.66)	0,32
Lg(Psy)	-23.83 (-3.73)	17.20 (2.32)	10.84 (0.62)	59.10 (5.02)	42.98 (2.88)	25.66 (2.95)			0,45
Lg(Psy)	-11.22 (-1.48)	14.41 (2.00)	2.28 (0.13)	47.12 (3.89)	45.39 (3.15)	19.61 (2.27)	-1.75 (-2.82)		0,49
Lg(Psy)	-6.55 (-0.92)	8.43 (1.23)	10.44 (0.65)	21.02 (1.61)	18.82 (1.26)	10.61 (1.27)	-0.99 (-1.63)	0.68 (3.90)	0,56
Lg(PED)	-23.04 (-4.01)	17.85 (2.67)	33.05 (2.10)	57.17 (5.40)	17.92 (1.33)	19.38 (2.48)			0,43
Lg(PED)	-20.41 (-2.86)	17.27 (2.55)	31.27 (1.95)	54.66 (4.82)	18.42 (1.36)	18.11 (2.24)	-0.36 (-0.63)		0,43
Lg(PED)	-5.33 (-0.82)	5.12 (0.85)	39.31 (2.90)	15.08 (1.31)	-115.38 (-1.22)	4.91 (0.69)	-0.53 (-1.08)	0.71 (6.10)	0,59

Source : données Cnamts, traitement Drees

OPH : honoraires d'ophtalmologie

PSY : honoraires de psychiatrie

PED : honoraires de pédiatrie

Tmoins_20 : part des moins de 20 ans parmi les bénéficiaires

T70_plus : part des plus de 70 ans parmi les bénéficiaires

H50_69 : part des hommes 50-69 ans parmi les bénéficiaires

F50_69 : part des femmes 50-69 ans parmi les bénéficiaires

F20_49 : part des femmes 20-49 ans parmi les bénéficiaires

ICM : Indice comparatif de mortalité

D_spécialités : nombre de professionnels / 10 000 habitants

*Honoraires de gynécologie-obstétrique et soins de sages-femmes
entre parenthèses, t de Student, R2 ajusté*

Indicateurs	Structure croisée âge et sexe						R2
	Constante	F20_49	F50_plus	H20_plus	log(ICM)	log(D-spécialité)	
L(gyne)	1.30 (1.39)	13.69 (6.98)	8.54 (5.23)	-11.69 (-4.83)			0,43
L(gyne)	3.16 (1.58)	12.62 (5.71)	8.17 (4.90)	-12.03 (-4.92)	-0.31 (-1.05)		0,43
L(gyne)	3.22 (1.74)	5.70 (1.86)	4.25 (2.09)	-8.77 (-3.43)	-0.20 (-0.72)	0.28 (3.09)	0,49
Lg(HSF)	0.15 (0.05)	11.95 (1.86)	1.72 (0.35)	-7.11 (-1.14)			0,03
Lg(HSF)	23.04 (3.94)	-1.72 (-0.26)	-3.69 (-0.79)	-9.12 (-1.61)	-3.85 (-4.48)		0,2
Lg(HSF)	20.67 (3.68)	-9.92 (-1.47)	-7.38 (-1.60)	-5.89 (-1.07)	-3.56 (-4.33)	0.73 (3.22)	0,28

Source : données Cnamts, traitement Drees

GYNE : honoraires de Gynécologie-Obstétrique

HSF : honoraires de sages femmes

F20_49 : part des femmes 20-49 ans parmi les bénéficiaires

F50_plus : part des femmes de plus de 50 ans parmi les bénéficiaire

H20_plus : part des hommes de plus de 20 ans parmi les bénéficiaires

ICM : Indice comparatif de mortalité

D_spécialités : nombre de professionnels / 10 000 habitants

*Indemnités journalières de moins de 3 mois
entre parenthèses, t de Student, R2 ajusté*

Indicateurs	Structure croisée âge et sexe						log(ICM)	log(D.totale)	tchô	R2
	Constante	F20_39	F40_59	H20_39	H40_59	T60_plus				
Lg(ijc)	6.40 (9.47)	0.76 (0.22)	-9.92 (-1.99)	-7.30 (-1.93)	5.33 (1.19)	-3.09 (-4.52)				0,24
Lg(ijc)	7.67 (6.36)	-0.33 (-0.09)	-10.01 (-2.02)	-7.09 (-1.88)	5.56 (1.25)	-3.41 (-4.69)	-0.24 (-1.26)			0,24
Lg(ijc)	7.69 (6.41)	1.78 (0.45)	-5.31 (-0.87)	-6.17 (-1.62)	2.99 (0.62)	-2.67 (-2.92)	-0.25 (-1.33)	-0.15 (-1.32)		0,25
Lg(ijc)	6.85 (5.41)	3.57 (0.89)	-2.55 (-0.41)	-8.79 (-2.19)	-0.65 (-0.13)	-2.67 (-2.97)	0.04 (0.16)	-0.13 (-1.13)	-0.17 (-1.86)	0,27

Source : données Cnamts, traitement Drees

IJC : indemnités journalières de moins de 3 mois

Tmoins_20 : part des moins de 20 ans parmi les bénéficiaires

T70_plus : part des plus de 70 ans parmi les bénéficiaires

H50_69 : part des hommes 50-69 ans parmi les bénéficiaires

F50_69 : part des femmes 50-69 ans parmi les bénéficiaires

F20_49 : part des femmes 20-49 ans parmi les bénéficiaires

ICM : Indice comparatif de mortalité

D.totale : nombre de professionnels / 10 000 habitants

Tchô : taux de chômage

annexe C

CLASSEMENTS DES DÉPARTEMENTS OBTENUS À PARTIR DES INDICATEURS DE DÉPENSES BRUTES ET DES ÉCARTS RÉSIDUELS ISSUS DE LA MODÉLISATION TENANT COMPTE DE LA STRUCTURE ÂGE ET SEXE DE LA POPULATION, DE L'ÉTAT DE SANTÉ (ICM) ET DE LA DENSITÉ DE PROFESSIONNELS

Indicateurs Département	SV		HT		HO		HS		HA		AM		AB		MEDIC		PRESC		TIPS		AP		PE	
	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3												
Ain	75	21	86	33	86	57	77	37	51	11	50	10	74	34	91	85	88	44	80	44	73	64	4	7
Aisne	46	63	64	70	37	78	73	63	80	53	52	63	61	49	33	36	41	56	42	72	42	48	37	62
Allier	29	77	51	86	51	84	54	87	56	34	35	66	25	56	14	82	25	80	46	87	13	37	58	46
Alpes-de-Haute-Provence	5	7	18	25	27	53	19	33	14	31	8	27	5	6	16	22	12	14	19	33	1	1	27	42
Alpes-Maritimes	6	19	5	26	52	73	2	18	10	18	5	20	4	17	6	58	5	29	12	55	38	63	26	6
Ardèche	53	78	77	82	72	83	72	82	53	51	36	49	72	85	68	88	56	78	58	66	19	50	34	59
Ardennes	43	37	45	28	14	51	82	39	59	19	44	37	77	51	36	27	45	42	62	83	27	19	41	52
Ariège	11	17	16	12	1	6	32	26	37	29	9	15	16	36	13	37	10	17	4	8	9	15	81	73
Aube	69	74	76	71	59	58	65	69	78	52	69	67	48	42	41	59	50	60	40	37	47	66	75	82
Aude	9	11	7	6	2	1	10	11	41	50	11	14	9	12	7	2	6	6	3	4	34	31	82	86
Aveyron	23	12	46	20	44	33	67	24	27	28	12	8	38	14	35	12	19	11	24	16	20	46	43	15
Bas-Rhin	36	29	15	21	9	23	28	34	1	46	46	38	20	37	52	35	46	34	44	20	84	55	42	27
Bouches-du-Rhône	2	3	4	14	32	61	4	9	2	8	2	4	2	4	3	3	2	2	7	9	36	25	5	5
Calvados	89	93	87	93	60	59	83	91	89	93	78	87	88	88	73	68	77	81	63	65	88	82	92	93
Cantal	54	52	69	36	39	31	84	46	60	41	42	36	36	20	31	44	35	46	71	71	21	61	87	72
Charente	56	66	39	39	31	17	52	61	58	57	80	84	71	84	30	31	48	61	43	34	49	76	69	66
Charente-Maritime	28	58	29	63	28	38	34	74	67	70	33	52	30	50	18	41	26	51	29	50	17	21	77	71
Cher	51	88	53	72	70	88	37	45	64	35	66	89	70	90	23	77	38	85	35	70	44	90	80	84
Corrèze	19	26	37	38	16	15	62	55	68	76	20	21	22	16	8	9	13	12	38	49	31	80	68	37
Corse	1	1	1	2	20	8	1	3	7	16	1	1	1	3	1	7	1	1	6	5	8	12	1	1
Côte d'Or	65	71	25	46	56	43	25	51	30	47	57	81	51	73	55	47	60	67	54	43	78	78	72	81
Côtes-d'Armor	32	47	34	35	48	77	43	25	34	15	34	47	68	48	47	69	39	59	33	52	53	79	15	10
Creuse	14	33	52	57	11	48	69	40	90	91	22	34	14	26	2	18	8	23	26	61	4	38	73	47
Deux-Sèvres	78	43	84	48	41	9	88	80	83	84	89	59	81	64	58	15	69	25	57	19	45	27	64	63
Dordogne	40	80	33	58	21	44	40	62	72	54	43	64	33	70	19	76	31	72	25	47	26	70	93	90
Doubs	82	94	43	79	43	22	63	90	31	69	68	94	79	94	70	78	74	91	74	74	85	93	88	95
Drôme	49	50	41	49	77	72	47	67	9	4	26	17	67	65	79	72	52	45	49	41	57	51	31	44
Essonne	77	23	57	22	87	40	29	17	52	60	63	33	42	13	84	13	80	20	88	39	92	71	28	39
Eure	76	67	91	80	75	65	80	73	91	77	94	65	78	69	78	83	79	70	41	31	59	56	18	34
Eure-et-Loir	64	44	80	55	74	54	70	58	63	38	92	71	49	33	66	40	72	54	66	45	46	34	9	19
Finistère	26	24	40	44	46	81	50	23	32	37	16	22	69	40	40	46	33	33	61	75	64	81	10	4
Gard	7	8	8	8	8	10	11	13	5	3	6	2	12	18	20	16	7	9	9	7	43	26	8	14
Gers	20	22	20	10	12	7	17	14	50	68	28	41	17	24	34	30	32	27	28	22	5	6	86	91
Gironde	16	16	13	16	13	4	12	16	29	43	17	19	18	31	24	28	16	19	15	14	79	75	46	22
Haute-Garonne	22	2	6	1	34	2	6	2	8	25	13	3	11	2	63	4	29	3	23	2	72	11	61	29
Haute-Loire	55	27	92	61	68	75	93	70	48	9	37	13	63	21	72	67	62	39	78	78	56	83	3	2
Haute-Marne	44	55	47	40	35	56	56	30	69	67	87	92	66	59	39	34	54	65	31	46	12	13	45	60
Hautes-Alpes	30	48	68	91	55	71	81	92	43	90	14	32	43	76	43	25	28	22	30	27	28	14	33	35
Haute-Saône	47	35	70	29	17	12	87	66	79	62	67	57	76	62	42	24	57	41	50	38	30	33	22	25
Haute-Savoie	90	65	83	66	92	89	60	36	45	56	64	43	90	78	95	94	95	83	83	54	70	30	20	18
Hautes-Pyrénées	8	14	10	9	7	18	13	7	16	26	21	45	8	7	12	14	11	18	10	13	6	5	79	70
Haute-Vienne	34	92	49	94	15	28	76	94	77	92	31	85	27	86	11	63	22	84	68	93	68	94	70	53
Haut-Rhin	80	87	32	77	45	85	53	60	15	72	91	76	35	66	76	86	82	82	86	88	91	87	62	80
Hauts-de-Seine	91	90	60	88	94	94	27	83	12	23	83	83	45	72	85	79	86	88	94	94	95	88	89	78
Hérault	12	30	11	27	23	19	9	44	17	27	4	7	19	77	22	54	9	15	22	26	52	22	83	83
Ille-et-Vilaine	88	51	63	30	67	36	71	47	24	24	61	40	89	57	92	73	91	62	85	68	87	36	47	36
Indre	25	41	65	62	49	63	46	32	92	87	48	60	21	15	10	20	21	36	37	62	14	53	56	45

Indicateurs Département	SV		HT		HO		HS		HA		AM		AB		MEDIC		PRESC		TIPS		AP		PE	
	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3												
Indre-et-Loire	58	73	27	60	47	24	24	68	61	86	49	72	73	89	51	64	55	77	53	63	67	69	60	51
Isère	35	15	23	17	82	49	16	8	20	33	30	24	41	22	87	65	64	30	56	23	69	57	2	3
Jura	83	86	90	85	58	67	94	93	40	21	86	78	84	83	81	84	84	87	79	89	39	49	51	58
Landes	10	10	17	11	10	13	18	15	36	22	40	53	32	35	21	33	27	43	16	25	2	2	63	54
Loire	48	76	74	92	84	92	66	88	19	17	27	51	62	79	54	71	49	74	69	90	86	95	12	13
Loire-Atlantique	93	84	61	53	79	47	48	50	38	42	85	68	94	87	93	92	93	89	87	77	90	77	57	55
Loiret	62	38	56	45	81	45	31	31	71	59	76	55	40	25	60	38	65	49	64	40	58	43	23	21
Loir-et-Cher	38	32	24	19	42	34	22	10	66	48	60	61	52	41	28	21	42	40	55	58	32	44	48	31
Lot	37	75	44	74	30	42	55	78	76	89	24	42	23	39	29	49	24	48	27	36	18	60	94	94
Lot-et-Garonne	21	42	22	43	24	21	23	53	73	66	23	25	24	58	17	48	15	28	11	15	29	41	59	65
Lozère	45	53	75	24	62	55	79	19	39	30	29	28	28	29	48	55	36	35	51	29	10	47	84	89
Maine-et-Loire	95	72	88	64	73	32	86	75	65	74	79	44	93	74	94	89	94	73	82	60	89	59	74	67
Manche	86	46	95	78	71	64	90	57	93	88	54	23	92	45	71	19	66	13	34	17	54	29	91	87
Marne	72	79	35	51	54	46	38	52	44	55	81	91	47	54	64	56	70	79	75	79	80	84	53	75
Mayenne	92	9	94	15	76	16	95	20	47	13	93	12	95	11	89	1	92	7	89	35	61	9	50	30
Meurthe-et-Moselle	59	83	21	42	26	30	35	71	11	12	56	90	37	67	53	81	53	86	45	56	83	89	83	84
Meuse	57	49	59	23	38	52	78	21	62	14	53	39	80	68	62	75	61	52	20	24	22	35	56	64
Morbihan	42	31	48	37	61	76	57	35	21	5	25	16	65	28	59	61	40	32	60	59	65	67	18	11
Moselle	41	18	26	32	19	39	58	42	13	32	59	26	34	32	32	17	44	16	65	32	48	7	34	25
Nièvre	24	91	50	87	33	86	51	84	82	65	51	93	54	92	9	87	23	92	32	92	16	86	61	42
Nord	52	45	31	41	6	35	49	41	86	82	41	35	59	27	56	52	43	37	14	18	75	32	67	88
Oise	67	60	82	73	69	70	64	56	87	83	90	77	64	63	67	32	76	64	84	85	55	40	8	23
Orne	61	36	93	84	78	79	89	79	81	79	72	58	83	60	49	23	59	26	21	10	11	8	42	41
Paris	94	95	81	95	95	95	45	95	3	81	82	95	56	95	69	90	81	95	95	95	82	42	95	73
Pas-de-Calais	39	13	28	13	3	3	61	22	88	64	32	11	58	10	37	5	34	10	17	6	74	23	49	61
Puy de Dôme	31	81	30	76	64	80	26	65	28	39	45	86	31	82	44	91	47	90	70	86	35	58	14	8
Pyrénées-Atlantiques	18	25	9	7	29	26	8	4	6	10	18	30	15	19	27	43	18	24	18	30	51	68	80	54
Pyrénées-Orientales	4	4	3	4	4	5	5	5	49	44	7	6	7	8	5	8	4	5	1	3	3	3	53	52
Rhône	68	68	62	90	93	90	33	86	25	58	38	48	53	80	75	70	63	68	72	64	94	92	17	15
Saône-et-Loire	50	70	67	69	80	82	44	48	54	40	47	62	60	71	50	80	51	75	48	51	37	74	37	29
Sarthe	87	64	71	31	66	41	59	28	75	63	95	79	86	61	86	66	89	69	73	57	66	54	75	70
Savoie	70	61	79	81	90	93	42	29	55	71	65	75	87	91	90	95	90	94	77	80	7	4	23	13
Seine-et-Marne	60	34	73	54	83	50	36	38	84	80	55	31	50	43	77	42	73	38	76	42	60	20	7	22
Seine-Maritime	63	62	55	75	40	29	41	64	95	95	70	74	57	52	46	45	58	63	52	48	71	62	43	47
Seine-Saint-Denis	66	59	54	67	85	87	39	72	18	2	88	70	26	38	57	26	68	58	91	91	62	24	21	67
Somme	33	40	38	56	5	11	74	81	94	94	58	80	55	44	26	11	37	47	47	67	23	10	40	43
Tarn	17	28	14	18	25	25	14	12	42	61	15	29	10	9	45	74	20	31	8	12	41	65	36	26
Tarn-et-Garonne	13	5	12	3	22	14	7	1	70	73	19	9	6	1	25	6	14	4	2	1	63	73	29	32
Territoire de Belfort	85	56	85	47	65	74	91	54	26	7	75	56	91	55	80	50	78	50	36	28	77	85	71	66
Val-de-Marne	71	54	36	59	89	68	20	49	22	45	62	69	29	30	65	29	67	57	90	82	76	28	51	44
Val-d'Oise	74	57	66	65	88	60	30	59	57	49	73	50	44	47	82	39	83	53	92	76	81	45	11	49
Var	3	6	2	5	18	27	3	6	4	1	3	5	3	5	4	10	3	8	5	11	15	17	24	19
Vaucluse	15	20	19	34	50	69	15	27	23	36	10	18	13	23	38	62	17	21	13	21	33	18	12	30
Vendée	79	39	89	50	63	37	92	76	46	20	77	46	85	53	83	60	85	55	81	69	50	39	22	12
Vienne	81	82	72	83	53	20	75	89	74	85	84	82	82	93	61	57	71	76	67	53	40	16	89	86
Vosges	73	89	58	68	36	66	85	85	33	6	74	88	75	81	74	93	75	93	59	84	25	52	76	80
Yonne	27	69	78	89	57	91	68	77	85	78	39	54	46	75	15	53	30	66	39	81	24	72	19	24
Yvelines	84	85	42	52	91	62	21	43	35	75	71	73	39	46	88	51	87	71	93	73	93	91	57	91

Source : données Cnamts, traitement Drees

SV Soins de ville
HT honoraires totaux
HO honoraires omnipraticiens
HS honoraires spécialistes
HA autres honoraires
AB analyses et prélèvements

MEDIC médicaments
AM auxiliaires médicaux
TIPS produits et prestations sanitaires
PRESC prescriptions
AP autres prestations de soins de santé
PE prestations en espèces

Indicateurs	HPR				GYNECO		OPHTALMO		PSY		RADIO		DERMATO		DENTISTES		S-F		VD		VDD		VDN	
	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3
Ain	90	50	34	5	47	3	85	51	86	81	51	26	87	66	53	50	33	40	93	89	90	44	84	25
Aisne	38	78	65	64	56	45	71	50	87	53	44	44	36	13	59	29	93	90	27	52	91	90	91	90
Allier	52	83	51	18	58	54	19	55	45	41	62	79	91	93	40	45	88	83	34	74	45	77	43	58
Alpes-de-Haute-Provence	29	47	48	23	50	33	14	24	59	73	12	13	26	7	51	89	71	61	38	30	25	43	53	75
Alpes-Maritimes	36	71	4	22	13	65	7	66	4	44	2	12	4	33	13	66	65	71	41	86	36	86	16	81
Ardèche	71	82	56	50	63	37	30	41	72	79	77	84	75	75	26	31	48	48	79	87	60	71	80	73
Ardennes	27	59	81	66	95	94	68	23	91	78	58	36	81	45	68	70	67	29	32	63	73	75	89	82
Ariège	3	6	71	56	81	70	47	42	63	76	20	16	82	53	21	23	70	52	1	5	13	41	25	43
Aube	62	72	90	92	75	76	51	62	88	84	72	74	73	79	72	75	83	76	55	66	39	13	13	1
Aude	1	1	17	3	30	34	17	15	53	71	9	18	7	2	19	12	21	31	2	1	10	5	20	29
Aveyron	50	28	50	10	82	60	3	2	68	55	95	87	85	80	28	81	52	63	31	17	9	28	36	59
Bas-Rhin	6	25	5	60	34	86	42	33	14	29	32	35	2	29	1	30	46	59	16	20	6	40	3	26
Bouches-du-Rhône	25	52	13	34	18	63	11	12	1	8	4	20	3	28	11	25	14	12	26	44	52	88	51	84
Calvados	59	64	58	76	55	79	64	73	78	89	65	81	48	71	89	82	19	35	57	48	42	27	30	18
Cantal	46	30	79	52	72	41	52	64	92	90	67	21	66	36	42	35	90	92	29	34	8	17	32	42
Charente	30	16	82	72	11	2	18	17	48	51	85	89	46	25	57	56	34	17	28	13	47	55	66	74
Charente-Maritime	32	43	73	84	54	58	16	30	57	68	39	58	29	27	66	59	25	24	25	36	89	92	88	89
Cher	74	90	80	71	73	49	75	87	67	63	22	28	93	87	54	38	72	34	43	77	15	6	17	11
Corrèze	19	17	61	47	69	43	36	72	71	64	64	34	42	17	45	52	41	16	5	9	4	24	12	21
Corse	20	11	28	61	27	16	4	22	7	12	1	4	49	39	12	10	75	67	12	11	2	9	7	19
Côte d'Or	48	40	41	79	23	28	43	45	50	77	37	62	12	22	18	1	15	28	60	42	12	2	4	6
Côtes-d'Armor	51	69	63	13	46	32	24	25	44	20	63	46	52	69	17	57	69	47	46	68	64	79	55	48
Creuse	22	49	46	14	94	82	62	84	24	5	89	64	94	54	88	34	95	91	8	55	7	59	15	36
Deux-Sèvres	53	13	93	93	80	46	61	65	83	88	78	55	79	67	86	67	12	11	47	6	68	48	69	50
Dordogne	31	48	91	83	44	9	28	54	39	35	46	54	28	18	49	43	50	22	9	28	20	22	22	28
Doubs	40	22	53	86	42	24	90	93	34	46	83	94	17	37	25	8	39	73	63	40	17	15	11	8
Drôme	70	68	43	55	48	40	46	57	30	33	50	57	61	82	7	4	22	44	85	79	69	58	77	70
Essonne	82	31	25	33	12	27	59	52	26	38	35	29	27	46	63	63	57	74	82	25	67	12	48	14
Eure	80	79	85	67	78	78	73	47	73	25	52	50	64	59	92	85	85	54	83	88	95	95	95	95
Eure-et-Loir	76	62	70	57	66	57	39	13	79	52	42	37	39	3	60	18	49	43	80	72	94	93	94	94
Finistère	44	66	39	16	41	10	34	37	27	11	74	45	45	81	16	61	44	6	44	69	18	37	10	13
Gard	7	9	33	15	29	35	12	9	9	6	5	11	32	30	22	48	1	1	23	14	26	11	21	16
Gers	12	3	31	2	35	6	23	19	33	49	16	5	31	5	36	79	61	56	20	4	19	21	26	24
Gironde	9	7	24	36	9	51	13	8	3	15	15	27	6	15	35	22	6	8	10	8	5	3	1	5
Haute-Garonne	14	2	1	11	1	7	26	5	6	7	7	1	1	6	6	7	13	30	40	2	24	7	29	67
Haute-Loire	75	81	74	25	90	72	89	82	70	24	76	25	84	43	37	32	91	93	74	83	65	53	59	23
Haute-Marne	41	56	60	63	85	87	74	76	94	95	25	15	88	84	65	42	60	62	50	67	54	67	58	38
Hauts-Alpes	57	76	37	68	93	95	54	71	61	82	60	70	35	8	41	74	40	64	81	76	59	89	86	91
Haute-Saône	26	15	77	77	83	44	95	95	77	39	88	83	25	4	79	36	30	13	30	24	49	42	40	12
Haute-Savoie	93	85	40	31	31	26	84	79	29	16	48	30	76	86	56	92	31	69	95	91	77	57	72	54
Hauts-Pyrénées	10	18	44	43	57	74	20	32	28	48	10	6	19	11	4	11	74	51	11	21	29	69	45	80
Haute-Vienne	24	41	66	80	86	90	70	92	43	87	90	95	74	89	81	65	43	45	14	39	3	30	6	35
Haut-Rhin	33	80	26	54	4	18	69	67	46	59	45	56	9	74	9	76	64	70	42	56	43	80	54	78
Hauts-de-Seine	94	94	2	35	14	83	56	68	13	40	49	80	16	51	50	68	53	80	89	84	80	83	31	72
Hérault	17	21	10	39	16	38	15	11	5	13	11	52	5	21	14	5	3	7	22	31	30	39	24	62
Ille-et-Vilaine	61	34	36	32	45	62	33	6	19	10	79	65	30	38	15	9	11	23	77	46	83	66	73	69
Indre	56	73	89	82	87	85	21	27	49	19	56	32	86	60	93	94	73	37	33	58	46	65	63	68
Indre-et-Loire	43	29	22	73	53	80	29	39	10	18	54	76	18	58	47	6	68	86	58	49	38	45	23	49
Isère	69	44	19	26	15	13	35	18	17	22	14	3	21	48	27	28	2	14	90	81	56	51	49	45
Jura	63	74	62	46	89	91	93	91	74	67	86	82	69	62	55	47	77	85	71	75	70	64	75	56
Landes	11	12	42	6	38	17	5	10	35	23	30	22	37	23	20	33	58	36	15	19	28	33	27	34
Loire	87	92	29	21	61	75	77	90	25	21	71	92	68	90	38	54	78	88	88	92	50	68	38	37

Indicateurs Département	HPR				GYNECO		OPHTALMO		PSY		RADIO		DERMATO		DENTISTES		S-F		VD		VDD		VDN		
	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	
Loire-Atlantique	73	54	49	41	43	64	38	31	32	42	73	68	65	83	34	49	4	5	84	71	44	14	14	14	9
Loiret	79	55	45	59	59	56	40	29	54	61	19	24	57	65	77	37	24	50	70	59	71	36	68	40	
Loir-et-Cher	49	32	78	42	68	55	44	70	8	1	23	9	56	32	67	27	29	38	54	50	79	85	87	87	
Lot	34	36	88	94	39	25	9	16	75	94	68	71	89	20	58	87	18	18	21	18	14	29	35	51	
Lot-et-Garonne	28	24	54	45	52	52	22	36	42	60	18	42	70	76	80	91	28	49	19	26	23	10	34	32	
Lozère	65	58	47	70	88	47	10	1	85	27	82	43	95	91	32	15	47	10	59	62	22	38	67	64	
Maine-et-Loire	72	37	69	78	62	73	49	26	31	26	93	93	50	73	52	14	10	39	76	35	84	52	79	60	
Manche	77	65	92	88	71	71	63	38	93	91	92	78	58	55	90	86	17	15	64	38	53	23	64	33	
Marne	39	33	30	27	7	4	86	86	58	43	57	67	34	56	44	62	26	41	52	47	57	54	56	47	
Mayenne	88	23	95	85	92	88	83	56	51	3	87	19	60	12	46	13	59	82	87	22	88	19	82	27	
Meurthe-et-Moselle	23	27	12	30	28	48	57	58	64	75	53	66	23	24	2	2	79	79	36	53	48	81	74	86	
Meuse	37	45	64	7	51	8	55	21	90	80	75	38	83	61	71	21	86	87	39	54	41	25	57	22	
Morbihan	58	75	57	20	37	29	31	28	41	30	59	33	22	14	10	24	37	20	61	70	40	31	28	15	
Moselle	15	39	16	37	10	30	58	48	60	57	55	49	14	41	3	39	42	25	53	73	31	35	46	52	
Nièvre	45	88	94	91	77	69	32	81	40	17	40	60	80	64	61	55	94	95	35	90	32	78	47	65	
Nord	8	35	68	75	36	68	88	53	89	86	41	40	40	72	78	58	84	57	4	23	37	8	65	41	
Oise	67	67	38	40	65	59	79	43	82	70	28	41	62	42	85	71	80	60	65	45	92	84	93	92	
Orne	86	84	87	81	91	92	41	40	80	54	80	63	92	95	91	84	82	84	66	51	93	91	92	93	
Paris	95	95	14	95	32	93	82	94	2	92	66	88	24	92	74	95	63	89	92	93	58	94	5	88	
Pas-de-Calais	5	5	84	65	70	81	92	75	95	85	27	14	59	40	82	60	92	81	7	3	87	34	90	66	
Puy-de-Dôme	55	77	21	17	20	15	37	60	12	9	69	91	53	68	23	69	55	33	56	82	27	47	18	31	
Pyrénées-Atlantiques	21	19	20	9	6	14	6	14	15	34	13	8	10	16	5	51	45	42	17	15	33	63	19	55	
Pyrénées-Orientales	2	4	35	24	2	1	1	3	21	32	3	7	47	34	24	41	8	2	3	7	1	1	2	2	
Rhône	92	89	11	38	21	66	66	78	20	65	43	73	51	88	29	17	16	68	94	95	78	87	61	83	
Saône-et-Loire	81	86	67	44	84	84	53	85	69	69	26	17	63	52	39	26	27	32	73	85	55	61	52	46	
Sarthe	66	42	76	69	64	53	72	80	56	37	36	10	90	94	73	44	38	53	78	57	74	49	78	53	
Savoie	91	93	7	8	49	31	45	34	55	66	47	31	54	35	48	73	35	55	91	94	66	82	50	63	
Seine-et-Marne	78	53	32	53	25	21	81	49	47	28	34	59	44	50	83	72	76	46	72	43	75	18	62	10	
Seine-Maritime	47	46	75	89	74	89	65	63	52	50	38	47	55	70	94	90	89	94	51	60	82	74	83	76	
Seine-Saint-Denis	83	87	27	58	24	39	91	74	38	36	33	69	78	85	95	93	81	75	68	64	85	50	44	7	
Somme	4	10	72	87	26	12	67	46	81	74	70	77	67	63	87	40	87	77	6	10	16	4	9	3	
Tarn	16	14	3	4	17	11	25	35	66	93	31	39	11	9	70	83	56	58	18	16	21	32	37	61	
Tarn-et-Garonne	18	8	9	1	22	5	8	4	62	62	6	2	72	44	62	77	32	27	24	12	35	26	42	30	
Territoire de Belfort	64	70	59	29	67	61	94	89	36	4	94	75	13	1	64	88	23	26	62	65	63	72	33	20	
Val-de-Marne	84	61	8	48	3	19	76	83	22	72	29	51	20	49	76	64	62	66	69	41	72	70	39	57	
Val-d'Oise	85	60	23	62	5	20	80	61	37	47	21	61	33	57	84	78	66	72	75	33	76	16	41	4	
Var	13	20	15	19	19	23	2	7	11	14	8	23	8	10	8	19	20	21	13	29	11	20	8	17	
Vaucluse	42	63	18	12	40	77	27	20	16	31	17	48	38	47	43	80	5	4	49	61	51	60	70	79	
Vendée	68	38	83	28	76	42	48	44	76	45	91	85	71	31	33	16	7	9	67	37	86	73	85	77	
Vienne	54	26	52	74	60	67	78	77	65	83	81	90	41	78	69	3	54	78	45	27	62	62	81	85	
Vosges	35	57	55	49	33	22	87	88	84	58	84	86	43	19	30	20	9	3	48	78	61	76	76	71	
Yonne	60	91	86	90	79	50	60	59	18	2	61	72	77	77	75	53	51	19	37	80	34	46	60	44	
Yvelines	89	51	6	51	8	36	50	69	23	56	24	53	15	26	31	46	36	65	86	32	81	56	71	39	

Source : données Cnamts, traitement Drees

HPR honoraires premiers recours (omnis, pédiatres, gynécos)
PEDIATRES honoraires de pédiatrie
GYNECO honoraires de gynécologie obstétrique
OPHTALMO honoraires d'ophtalmologie
DERMATO honoraires de dermatologie vénérologie
PSY honoraires de psychiatrie

RADIO honoraires de radiodiagnostic et imagerie médicale
DENTISTES honoraires dentistes
S-F honoraires sages-femmes
VD majoration pour visites à domicile
VDN majoration pour visites à domicile de nuit
VDD majoration pour VD les dimanches et jours fériés

Indicateurs	FR		FSIRM		INF		KINE		ORP		ORT		AM		M35		M65		M100		ROR		MEDIC	
	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3
Ain	25	8	19	33	49	15	63	60	23	48	81	37	50	10	84	69	90	81	91	73	86	75	91	85
Aisne	68	77	70	62	50	68	71	61	71	28	85	36	52	63	14	33	4	14	65	70	46	67	33	36
Allier	23	24	81	85	34	93	25	75	93	30	39	83	35	66	17	62	42	91	10	44	12	54	14	82
Alpes-de-Haute-Provence	34	79	20	8	13	13	9	71	27	11	46	79	8	27	20	14	66	47	11	25	73	90	16	22
Alpes-Maritimes	76	82	14	70	7	43	3	10	3	4	24	61	5	20	13	53	38	84	5	32	68	94	6	58
Ardèche	4	21	76	58	39	64	33	46	37	37	49	8	36	49	74	82	77	89	43	62	49	83	68	88
Ardennes	56	48	59	31	32	35	62	42	76	94	60	22	44	37	12	24	16	30	59	43	72	86	36	27
Ariège	80	88	83	52	9	11	12	20	40	22	6	10	9	15	24	54	31	51	15	39	6	8	13	37
Aube	38	36	56	57	62	50	74	35	70	50	69	54	69	67	40	48	11	17	72	84	11	12	41	59
Aude	1	1	58	64	8	6	19	9	21	1	37	26	11	14	5	7	10	6	8	7	39	42	7	2
Aveyron	86	89	94	93	21	18	18	8	39	2	5	43	12	8	42	28	56	45	24	9	23	37	35	12
Bas-Rhin	18	34	78	67	51	38	69	28	36	25	57	53	46	38	77	60	71	43	31	33	65	14	52	35
Bouches-du-Rhône	44	67	18	34	2	7	2	2	2	19	7	33	2	4	10	15	57	53	2	2	55	48	3	3
Calvados	37	38	63	75	65	69	86	84	77	85	84	66	78	87	73	79	45	37	77	72	13	3	73	68
Cantal	50	32	92	91	40	42	41	22	79	10	66	56	42	36	51	58	28	41	36	42	25	30	31	44
Charente	30	31	26	20	67	61	78	34	80	35	64	74	80	84	3	1	3	4	62	83	37	50	30	31
Charente-Maritime	21	23	32	42	36	62	22	37	57	39	28	13	33	52	15	25	8	19	34	60	10	21	18	41
Cher	63	75	7	6	61	84	65	51	82	80	90	89	66	89	37	78	22	60	28	64	7	35	23	77
Corrèze	83	84	74	38	18	30	24	6	88	74	42	51	20	21	7	9	9	24	9	14	9	32	8	9
Corse	45	72	2	4	1	1	1	1	30	24	22	19	1	1	68	81	68	70	1	4	76	82	1	7
Côte d'Or	24	27	8	26	63	75	53	69	60	91	92	92	57	81	55	41	53	26	52	56	20	2	55	47
Côtes-d'Armor	65	74	84	82	29	47	44	72	48	66	43	49	34	47	71	85	41	72	46	46	31	62	47	69
Creuse	81	86	49	1	11	28	47	40	95	69	26	3	22	34	2	12	1	12	7	37	4	36	2	18
Deux-Sèvres	17	4	37	23	75	44	77	27	85	51	74	80	89	59	31	5	19	1	83	69	24	5	58	15
Dordogne	48	46	66	71	30	54	68	54	84	77	11	16	43	64	21	47	7	33	38	86	5	24	19	76
Doubs	8	26	22	11	70	87	88	90	69	93	89	94	68	94	46	20	59	23	68	91	45	25	70	78
Drôme	2	2	77	81	26	27	27	67	22	42	54	78	26	17	60	52	72	63	73	65	41	38	79	72
Essonne	79	59	71	83	85	37	45	11	20	57	15	17	63	33	88	43	87	46	61	11	70	20	84	13
Eure	84	70	47	60	83	48	80	64	75	46	71	45	94	65	64	74	62	75	79	74	48	44	78	83
Eure-et-Loir	31	33	64	61	89	80	72	13	44	41	51	2	92	71	58	44	39	21	70	55	71	71	66	40
Finistère	60	60	65	19	17	23	21	38	54	33	8	4	16	22	89	95	67	87	22	8	63	87	40	46
Gard	43	54	55	63	5	2	6	5	4	12	21	30	6	2	16	11	40	31	20	23	47	41	20	16
Gers	6	17	86	80	27	39	32	68	64	90	18	21	28	41	36	17	32	9	35	48	15	9	34	30
Gironde	89	73	12	44	16	14	15	14	25	27	9	31	17	19	23	22	18	10	40	49	60	39	24	28
Haute-Garonne	53	14	5	9	22	3	11	7	5	18	1	11	13	3	33	2	47	3	76	30	79	18	63	4
Haute-Loire	22	16	73	39	35	34	38	15	47	26	75	32	37	13	69	76	76	93	49	24	51	70	72	67
Haute-Marne	75	90	10	2	54	70	95	73	86	76	29	14	87	92	32	39	26	20	53	58	2	4	39	34
Hautes-Alpes	3	10	93	94	25	56	7	81	15	63	23	24	14	32	59	35	83	59	18	18	90	93	43	25
Haute-Saône	10	9	51	12	71	51	92	82	72	47	95	95	67	57	26	18	34	27	48	31	53	68	42	24
Haute-Savoie	77	63	48	43	77	26	50	66	34	53	62	57	64	43	95	93	95	94	94	87	85	61	95	94
Hautes-Pyrénées	66	78	11	5	12	41	35	76	61	49	45	90	21	45	18	19	5	5	27	51	1	1	12	14
Haute-Vienne	46	55	36	29	33	92	37	85	92	78	48	41	31	85	1	3	2	7	29	90	27	33	11	63
Haut-Rhin	19	49	72	56	78	82	94	91	83	88	79	64	91	76	83	80	86	82	50	68	80	72	76	86
Hauts-de-Seine	93	87	40	78	95	88	46	87	11	64	20	44	83	83	91	84	89	76	64	50	87	53	85	79
Hérault	16	3	15	66	6	10	5	31	1	13	16	34	4	7	22	26	37	40	25	57	54	22	22	54
Ille-et-Vilaine	52	29	24	28	74	49	60	63	46	73	4	6	61	40	86	71	88	71	90	52	81	51	92	73
Indre	29	35	38	15	37	40	66	39	68	23	76	85	48	60	8	16	6	36	12	22	40	91	10	20
Indre-et-Loire	54	53	27	45	64	19	51	62	13	75	55	71	49	72	54	57	33	18	57	75	59	66	51	64
Isère	42	40	9	7	48	12	14	25	12	55	47	50	30	24	70	31	81	56	78	59	58	28	87	65
Jura	7	7	43	25	73	91	93	92	87	89	93	91	86	78	63	75	64	65	82	85	26	29	81	84
Landes	13	11	85	86	41	53	23	79	50	16	30	75	40	53	52	70	12	25	30	45	22	46	21	33
Loire	36	61	23	21	28	46	36	43	62	65	87	88	27	51	30	30	54	50	54	78	29	43	54	71

ÉTUDES SUR LES DÉPENSES DE SANTÉ

• Indicateurs départementaux de dépenses de santé

Indicateurs	FR		FSIRM		INF		KINE		ORP		ORT		AM		M35		M65		M100		ROR		MEDIC	
	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3
Loire-Atlantique	51	28	39	51	91	85	61	70	35	72	40	62	85	68	92	87	91	90	92	89	75	58	93	92
Loiret	92	92	3	17	80	67	57	30	56	71	78	87	76	55	75	73	51	38	56	36	64	60	60	38
Loir-et-Cher	41	42	21	22	60	45	64	44	38	7	83	68	60	61	45	46	27	28	32	20	14	26	28	21
Lot	11	37	89	89	23	36	28	56	67	86	2	1	24	42	50	61	58	61	17	41	33	64	29	49
Lot-et-Garonne	33	41	87	90	15	33	34	16	55	84	32	20	23	25	28	49	30	54	16	38	35	56	17	48
Lozère	55	64	90	74	53	76	31	83	19	3	50	63	29	28	67	63	84	83	23	29	69	74	48	55
Maine-et-Loire	58	39	45	54	86	77	70	29	42	32	61	67	79	44	80	56	78	62	95	92	78	63	94	89
Manche	73	51	61	40	38	21	83	74	89	82	52	18	54	23	76	77	55	55	67	13	34	31	71	19
Marne	47	47	57	53	79	90	75	49	78	68	86	72	81	91	48	38	49	29	66	66	32	6	64	56
Mayenne	95	95	42	30	81	22	87	4	74	17	56	15	93	12	66	6	80	52	87	1	88	89	89	1
Meurthe-et-Moselle	62	50	82	79	52	72	73	94	33	67	14	42	56	90	25	27	14	8	81	94	52	34	53	81
Meuse	12	6	91	92	43	29	76	32	66	81	34	27	53	39	38	64	35	64	74	76	50	78	62	75
Morbihan	67	57	75	65	24	16	26	59	53	45	41	12	25	16	79	88	61	78	47	27	17	16	59	61
Moselle	70	62	35	36	42	24	90	21	51	21	67	35	59	26	41	10	21	13	44	40	84	59	32	17
Nièvre	49	68	44	18	68	95	56	58	91	95	70	55	51	93	43	92	23	88	6	54	3	55	9	87
Nord	90	65	53	69	58	55	20	24	16	59	82	65	41	35	11	21	24	42	80	63	92	88	56	52
Oise	61	71	1	3	82	73	79	80	45	79	58	23	90	77	49	29	43	15	71	53	91	85	67	32
Orne	91	94	25	10	57	63	84	47	90	56	72	76	72	58	65	67	52	44	45	16	8	15	49	23
Paris	94	83	60	73	94	94	48	93	28	92	27	86	82	95	94	90	92	85	42	81	95	95	69	90
Pas-de-Calais	74	44	50	68	44	25	17	3	24	8	91	69	32	11	6	4	13	22	63	12	77	65	37	5
Puy-de-Dôme	35	45	28	14	46	71	39	89	49	52	25	73	45	86	29	42	70	86	33	79	38	27	44	91
Pyrénées-Atlantiques	20	18	29	27	19	20	13	41	43	58	13	48	18	30	78	89	65	79	14	17	18	23	27	43
Pyrénées-Orientales	39	30	4	46	4	8	10	88	17	34	12	7	7	6	19	40	48	80	3	3	21	19	5	8
Rhône	28	22	6	35	47	60	30	77	6	70	53	77	38	48	72	65	75	58	69	71	93	80	75	70
Saône-et-Loire	69	81	69	55	45	58	59	36	59	36	65	70	47	62	53	59	50	68	51	77	56	92	50	80
Sarthe	14	5	30	37	88	86	91	78	65	44	59	60	95	79	62	37	60	49	88	67	66	79	86	66
Savoie	27	20	34	13	76	79	55	95	32	43	44	81	65	75	93	94	93	95	84	88	74	73	90	95
Seine-et-Marne	64	52	79	88	69	31	49	26	14	20	35	39	55	31	90	83	79	69	55	21	61	11	77	42
Seine-Maritime	72	56	16	49	56	65	81	55	73	83	63	52	70	74	47	55	29	39	58	47	57	52	46	45
Seine-Saint-Denis	71	66	54	77	90	89	67	57	29	54	33	40	88	70	87	86	94	92	21	5	62	7	57	26
Somme	57	58	17	16	66	66	43	18	58	15	77	46	58	80	4	8	20	16	37	19	28	10	26	11
Tarn	5	13	46	32	10	17	29	45	31	38	19	9	15	29	34	45	63	67	39	61	36	57	45	74
Tarn-et-Garonne	15	12	31	24	20	9	16	12	26	5	3	5	19	9	44	34	46	34	19	6	30	17	25	6
Territoire de Belfort	40	25	88	72	55	4	89	33	94	87	94	93	75	56	56	50	69	73	75	35	44	45	80	50
Val-de-Marne	85	69	13	50	87	81	40	50	10	29	31	28	62	69	82	72	82	66	41	15	82	49	65	29
Val-d'Oise	87	85	41	76	84	59	58	65	18	60	38	59	73	50	81	66	85	57	60	28	94	76	82	39
Var	59	76	68	84	3	5	4	19	8	6	17	25	3	5	9	23	25	48	4	10	16	40	4	10
Vaucluse	26	43	33	48	14	32	8	17	7	40	36	58	10	18	39	51	73	77	26	34	83	84	38	62
Vendée	32	19	62	41	93	83	54	23	63	31	73	38	77	46	61	32	44	32	89	80	19	13	83	60
Vienne	88	80	52	59	72	74	82	48	81	62	68	47	84	82	27	13	17	2	86	93	67	47	61	57
Vosges	9	15	95	95	59	78	85	86	52	14	80	84	74	88	35	68	15	35	93	95	42	77	74	93
Yonne	78	91	67	47	31	57	52	53	41	9	88	82	39	54	57	91	36	74	13	26	43	81	15	53
Yvelines	82	93	80	87	92	52	42	52	9	61	10	29	71	73	85	36	74	11	85	82	89	69	88	51

Source : données Cnamts, traitement Drees

FR forfaits référents
 FSIRM forfaits scanner et IRM
 INF soins infirmiers
 KINE soins de kinésithérapie
 ORP soins d'orthophonie
 ORT soins d'orthoptie

AM soins d'auxiliaires médicaux
 M35 médicaments remboursés à 35 %
 M65 médicaments remboursés à 65 %
 M100 médicaments remboursés à 100 %
 ROR vaccins grippe et ROR
 MEDIC total médicaments
 VDD majoration pour VD les dimanches et jours fériés

Indicateurs Département	AMB		VSL		TAXI		AFT		TRANS		IJC	
	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3
Ain	81	81	83	83	36	24	62	70	71	75	1	16
Aisne	34	46	12	36	60	53	39	32	32	39	68	80
Allier	65	88	36	65	17	46	34	68	34	81	66	46
Alpes-de-Haute-Provence	5	6	2	1	2	12	31	17	3	2	52	41
Alpes-Maritimes	1	4	95	95	47	32	92	93	36	23	70	31
Ardèche	63	71	61	85	4	40	28	66	26	60	16	8
Ardennes	31	35	28	66	11	2	25	11	13	11	67	68
Ariège	7	23	1	10	56	87	55	90	8	42	72	53
Aube	38	47	25	35	73	86	9	9	44	69	43	43
Aude	32	54	48	25	12	6	43	13	28	14	92	92
Aveyron	57	36	6	28	35	68	4	16	19	30	30	19
Bas-Rhin	69	51	82	57	68	34	73	60	85	49	15	22
Bouches-du-Rhône	3	2	87	87	33	3	93	91	30	9	21	4
Calvados	59	55	74	64	82	64	74	58	79	76	80	87
Cantal	73	58	35	68	6	13	8	63	18	32	94	93
Charente	53	56	22	16	65	84	35	59	46	67	48	35
Charente-Maritime	27	42	15	14	54	77	36	25	33	43	89	86
Cher	48	75	50	89	21	57	12	48	38	88	83	82
Corrèze	47	40	16	52	22	58	14	67	20	62	60	32
Corse	2	3	69	27	5	48	1	1	1	1	12	1
Côte d'Or	80	91	81	53	39	9	72	45	68	63	42	55
Côtes-d'Armor	86	77	44	79	33	29	10	15	47	70	24	23
Creuse	8	11	33	90	1	14	3	78	2	21	77	42
Deux-Sèvres	68	44	17	11	40	50	15	26	35	13	44	63
Dordogne	11	33	9	15	48	78	40	72	12	48	84	79
Doubs	70	76	79	62	76	88	57	64	83	92	56	48
Drôme	54	59	76	73	20	11	54	35	52	35	27	26
Essonne	60	24	91	93	59	39	83	84	91	71	9	20
Eure	29	26	41	45	55	52	66	87	51	53	6	17
Eure-et-Loir	33	29	54	55	27	27	32	30	39	27	11	15
Finistère	90	72	64	91	42	15	19	21	61	78	23	9
Gard	22	31	46	18	37	18	64	44	41	12	46	29
Gers	43	50	23	20	29	73	37	69	29	50	87	94
Gironde	45	66	70	21	66	26	82	47	70	47	53	28
Haute-Garonne	37	8	77	8	87	51	88	41	82	10	65	47
Haute-Loire	77	67	49	88	25	42	44	88	48	82	5	5
Haute-Marne	50	57	45	82	10	22	7	8	24	45	34	36
Hauts-Alpes	12	9	26	3	19	20	20	4	14	4	64	62
Haute-Saône	55	61	40	71	8	10	29	54	23	37	13	14
Haute-Savoie	84	63	78	46	50	21	53	18	73	38	17	30
Hauts-Pyrénées	20	16	21	13	61	72	48	42	37	25	78	51
Haute-Vienne	76	93	47	29	57	81	75	92	63	90	69	54
Haut-Rhin	83	84	75	74	85	91	59	53	90	91	19	58
Hauts-de-Seine	41	53	93	94	90	80	86	19	93	86	73	73
Hérault	61	89	65	5	92	85	77	23	86	72	93	77
Ille-et-Vilaine	94	80	59	17	72	19	65	12	80	22	38	67
Indre	15	22	3	38	9	49	16	82	4	24	61	50
Indre-et-Loire	62	83	67	40	44	25	81	65	59	57	62	59
Isère	82	68	85	75	43	16	76	80	74	64	4	2
Jura	64	73	34	51	28	44	46	49	40	58	31	52
Landes	35	32	24	33	24	37	30	50	22	20	74	70
Loire	88	92	68	76	78	90	91	95	87	95	7	3

ÉTUDES SUR LES DÉPENSES DE SANTÉ

• Indicateurs départementaux de dépenses de santé

Indicateurs Département	AMB		VSL		TAXI		AFT		TRANS		IJC	
	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3	Brut	Mod3
Loire-Atlantique	85	62	66	34	84	69	85	85	88	68	54	61
Loiret	67	74	72	61	18	4	49	20	50	33	8	11
Loir-et-Cher	40	49	29	39	15	41	26	28	21	29	26	25
Lot	14	17	7	12	31	76	22	52	9	18	90	90
Lot-et-Garonne	13	43	31	24	34	56	33	22	27	40	75	75
Lozère	66	60	10	41	3	47	2	62	5	28	79	84
Maine-et-Loire	95	85	53	23	80	59	79	61	84	61	71	91
Manche	58	20	20	43	70	61	6	3	45	19	88	95
Marne	74	79	62	48	75	62	63	46	75	80	47	64
Mayenne	87	15	32	26	51	23	24	7	53	7	37	85
Meurthe-et-Moselle	78	86	71	49	69	36	69	51	77	79	81	71
Meuse	56	64	5	42	26	31	11	34	11	31	51	60
Morbihan	93	82	42	63	41	8	18	14	57	44	39	37
Moselle	49	12	43	19	53	7	38	27	54	6	33	66
Nièvre	28	70	8	59	16	75	5	57	6	84	59	34
Nord	51	52	63	58	88	43	80	39	81	54	76	81
Oise	18	18	60	60	49	33	68	83	49	34	2	12
Orne	21	7	18	50	23	45	13	29	16	15	55	69
Paris	44	27	94	69	89	63	95	76	94	59	95	78
Pas-de-Calais	39	10	37	30	95	94	60	38	67	16	50	76
Puy-de-Dôme	92	95	80	70	45	35	71	94	72	89	20	7
Pyrénées-Atlantiques	46	38	58	47	71	79	41	24	60	74	85	72
Pyrénées-Orientales	24	48	19	2	7	1	21	2	7	3	91	88
Rhône	91	94	89	78	81	54	94	86	95	94	14	6
Saône-et-Loire	71	69	55	77	38	70	45	89	56	87	22	13
Sarthe	52	30	38	37	64	71	50	40	58	52	63	83
Savoie	89	87	84	86	30	5	27	5	65	73	18	10
Seine-et-Marne	19	19	73	32	79	65	78	79	64	36	3	21
Seine-Maritime	42	45	57	31	83	60	61	33	66	51	36	39
Seine-Saint-Denis	10	34	86	72	93	93	90	74	78	77	29	49
Somme	4	1	4	4	91	89	47	6	15	5	49	57
Tarn	17	37	11	9	77	92	52	37	31	41	58	45
Tarn-et-Garonne	23	25	51	56	63	66	58	55	55	66	57	56
Territoire de Belfort	26	5	56	84	94	95	56	73	69	85	41	18
Val-de-Marne	16	13	90	80	86	74	87	56	89	56	40	40
Val-d'Oise	25	28	88	81	58	28	89	75	76	46	10	33
Var	6	14	52	44	14	30	67	77	17	17	86	65
Vaucluse	9	21	30	6	46	17	70	31	25	8	45	44
Vendée	75	39	14	22	52	67	42	71	43	26	28	38
Vienne	79	90	39	7	67	55	51	10	62	55	82	89
Vosges	30	41	27	67	62	83	23	43	42	83	32	24
Yonne	36	78	13	54	13	38	17	36	10	65	25	27
Yvelines	72	65	92	92	74	82	84	81	92	93	35	74

Source : données Cnamts, traitement Drees

- AMB : transports en ambulance
- VSL : transports en véhicules Sanitaires Légers
- TAXI : transports en taxi
- AFT : autres frais de transport
- TRANS : total frais de transport
- IJC : Indemnités journalières de moins de trois mois

LA RÉGULATION DE LA MÉDECINE AMBULATOIRE EN FRANCE : quel effet sur le comportement des médecins libéraux ?

Éric DELATTRE et Brigitte DORMONT***

*Université de Cergy-Pontoise, Théma (CNRS)

** Université de Paris X-Nanterre, Théma (CNRS)

et Institut d'économie et management de la santé, Lausanne

Les résultats présentés dans cet article s'inscrivent dans la continuité des travaux microéconomiques réalisés sur cette question. Il s'agit ici, d'examiner, dans quelle mesure la régulation de la médecine libérale en France, où les rémunérations sont définies selon le système de paiement à l'acte avec des tarifs conventionnels, contribue l'éventuel développement d'une demande induite. Sont ici effectivement mis en évidence des comportements de demande induite significatifs chez certains praticiens, dans une période de retournement de l'évolution de la démographie médicales dans certaines zones.

Cet article¹ vise à analyser les comportements d'offre de soins des médecins libéraux français. Plus exactement, il s'agit d'examiner dans quelle mesure la régulation de la médecine libérale en France, où les rémunérations sont définies selon le système de paiement à l'acte avec des tarifs conventionnels, contribue au développement de comportements de demande induite. L'utilisation de ces données micro-économiques relatives à l'activité des médecins libéraux permet de tester les comportements et d'exploiter l'information relative aux disparités dans la progression de l'activité des médecins.

Les résultats ici présentés s'inscrivent dans la continuité de travaux déjà réalisés sur cette question (Eric Delattre et Brigitte Dormont, 2000, 2003). Ces travaux ont mis en évidence des comportements de demande induite significatifs chez les médecins du secteur 1 (sans dépassements d'honoraires). Sur les années 1980-1993, dans un contexte d'augmentation généralisée de la densité médicale, les médecins ont subi un rationnement de leur activité à cause de l'augmentation de la densité. Toutefois ce rationnement est apparu très limité par rapport aux conséquences prévisibles des augmentations de densité observées. De plus, les médecins ont compensé les rationnements (déjà très partiels) subis sur le nombre de consultations par une augmentation du volume de soins fournis au cours de chaque rencontre avec leurs patients.

La première étude a été présentée lors d'une réunion du Conseil pour la transparence des statistiques de l'assurance maladie (COTSAM) en décembre 2000. Les membres du COTSAM se sont déclarés intéressés à sa poursuite en prenant en compte la période récente. En effet, la période considérée dans les premières études se caractérisait par une augmentation généralisée de la densité de médecins alors que, plus récemment, cette dernière

1 - Cette étude a été réalisée dans le cadre d'une convention avec la Drees. Nous remercions la CNAMTS pour la mise à disposition des données du panel de médecins généralistes.

a connu une croissance plus ralentie, souvent une stagnation, voire une diminution. L'objet de cet article est précisément de procéder à cette réactualisation : il s'agit d'examiner les comportements d'offre de soins des médecins libéraux français dans ce nouveau contexte.

Cet article comporte six sections et une annexe. Après l'introduction, le premier chapitre rappelle les grands traits de la régulation de la médecine ambulatoire en France afin de souligner la pertinence de la question de la demande induite pour notre pays, en 2005. Le second chapitre résume les enseignements de la littérature scientifique sur cette question. Le troisième chapitre expose la méthodologie utilisée pour effectuer un test pertinent sur des données microéconomiques concernant des médecins. Le quatrième chapitre décrit les données disponibles et procède à une analyse descriptive de l'évolution des densités et de l'activité des médecins sur la période récente. Enfin, le dernier chapitre présente les résultats du test économétrique de demande induite.

Nos principaux résultats sont les suivants :

1 • L'analyse descriptive montre que depuis 1996, l'activité des médecins libéraux français s'exerce dans un contexte très différent de celui qui a prévalu dans la période précédente. Pendant la période 1988-1993, plus de 90 % des médecins connaissent chaque année une augmentation de la densité dans leur zone d'exercice. Dans la période récente, la densité diminue pour plus de la moitié des médecins chaque année. Dans ce nouveau contexte, l'activité individuelle des médecins semble se redresser et leur revenu progresser plus rapidement.

2 • Dans les années 1988-1993, le contexte d'augmentation généralisée de la densité médicale a conduit les médecins à subir un rationnement de leur activité. Les résultats obtenus lors de nos travaux antérieurs ont mis en évidence des comportements de demande induite indéniables dans le secteur 1 en France : on observe que le nombre de rencontres des médecins avec leurs patients diminue lorsque la densité augmente et que les médecins compensent les rationnements ainsi subis sur le nombre de consultations par une augmentation du volume de soins fournis au cours de chaque rencontre.

Le diagnostic porté est robuste par rapport aux difficultés généralement rencontrées à propos des tests de demande induite et ce, grâce à l'utilisation de plusieurs indicateurs de l'activité du médecin : le nombre de rencontres n , l'intensité des soins par rencontre et le volume de soins fournis par médecin x . Raisonner à partir du contraste entre les résultats obtenus sur ces différents indicateurs permet de tenir compte d'un éventuel effet d'accessibilité lié aux coûts de

transports pour accéder au médecin ou de l'hypothèse de la résorption d'un rationnement de la demande qui aurait préexisté à l'augmentation de la densité. Par ailleurs, le protocole utilisé pour l'estimation permet de tenir compte de la non exogénéité potentielle de la densité.

3 • Les estimations réalisées sur l'échantillon actualisé (1988-2000) conduisent à des résultats similaires en matière de signe des élasticités, suggérant que les mêmes comportements sont à l'œuvre sur la période récente. L'élasticité estimée du nombre de rencontres par rapport à la densité est toutefois beaucoup plus importante en valeur absolue, passant de $-0,1$ avant 1996 à $-0,6$ après 1996, suggérant que les médecins subissent un rationnement sur leur activité (quand la densité augmente) beaucoup plus sévère après 1996 que dans la période précédente.

Cette dernière interprétation est erronée. Les nouveaux résultats obtenus sont dus à la conjugaison de deux éléments : (i) les comportements des médecins sont différents lorsque la densité augmente et lorsqu'elle diminue ; (ii) la densité médicale diminue beaucoup plus fréquemment après 1996.

4 • Quand la densité augmente, on obtient des résultats similaires à ceux déjà obtenus, avec des ordres de grandeur comparables pour les élasticités. Les médecins subissent un rationnement sur leur activité et effectuent une compensation en augmentant l'intensité des soins. Au total, le revenu réel du médecin (approximé par ses honoraires) augmente, grâce au fait que l'intensité des soins s'élève plus que le nombre de rencontres ne diminue. Ceci constitue un comportement caractérisé de demande induite. L'effet de ces comportements est loin d'être négligeable au niveau agrégé. Sur notre échantillon, on observe que la croissance réelle du volume de soins fournis est de 57 % entre 1988 et 2000. Cette croissance est due à divers facteurs : la progression du revenu des ménages, l'évolution des techniques et celle des caractéristiques sociodémographiques de la population. Elle est due aussi aux mouvements de la densité, dont l'influence correspond à la fois à l'augmentation de l'offre que constitue la hausse du nombre de médecins et aux phénomènes de demande induite. Nos estimations permettent d'évaluer l'effet de la densité sur la croissance des dépenses à 10,3 %, dont 8,18 % sont dus aux comportements de demande induite. Ainsi, sur la période écoulée, environ un septième de la progression des dépenses en médecine ambulatoire (hors prescriptions) serait dû aux comportements de demande induite.

5 • Quand la densité diminue, le nombre de consultations de chaque médecin augmente beaucoup plus qu'il ne diminuait lorsque la densité augmentait.

Tout se passe comme si les médecins répondaient au surcroît de demande qui s'adresse à eux. Les valeurs des élasticités estimées sont proches du cas où les médecins se partageraient de façon égalitaire le surcroît de patients disponibles, compte tenu de la diminution du nombre de leurs confrères. Dans ce cas, les honoraires réels du médecin augmentent fortement, de 0,75 point pour un point de diminution de la densité.

Cette augmentation est due exclusivement à une augmentation du nombre de rencontres médecin patient : elle est légèrement limitée par une faible diminution de l'intensité des soins. Cette diminution permet de penser que la baisse des densités n'a pas conduit à un rationnement des patients, du moins jusqu'à présent.

6 • L'asymétrie des réactions selon l'évolution, croissante ou décroissante, de la densité constitue une preuve décisive de l'existence de comportements de demande induite. Lorsque le revenu des médecins peut être augmenté par une élévation du nombre de consultations, leur activité réagit avec une élasticité élevée à l'augmentation de la demande résultant d'une baisse de la densité. A l'inverse, lorsque la demande qui s'adresse à eux diminue du fait d'une augmentation du nombre de leurs confrères, on observe une forte rigidité à la baisse de leur activité.

7 • Au delà de la problématique de l'induction de la demande, on constate que l'activité et le revenu réel des médecins sont très sensibles à l'évolution de la densité lorsque celle-ci diminue. Les diminutions prévues pour la densité médicale montrent que l'on va vers une amélioration du revenu des médecins. Celle-ci serait due à une augmentation du nombre de rencontres médecin patient et donc à une durée du travail accrue. Il faut que cette augmentation de la charge de travail recueille leur assentiment pour que l'on n'assiste pas à la création de pénurie de soins et de files d'attente. Le fait que l'on n'observe pas de pénurie de soins sur notre période d'estimation n'exclue pas son apparition au terme de plusieurs années de diminution de la densité.

8 • Concernant la médecine ambulatoire en France, il est clair qu'une maîtrise rigoureuse de l'évolution des densités est un outil essentiel de la régulation. Par ailleurs, on ne peut qu'approuver les recommandations du Haut conseil (2004) sur l'impératif d'une meilleure répartition spatiale des médecins. En matière de système de rémunération, un paiement sous la forme de capitation est souvent invoqué comme solution aux comportements de demande induite. Les éléments figurant dans cette étude permettent de relativiser l'intérêt potentiel d'un tel système.

Certes, nous avons mis en évidence des comportements de demande induite, et évalué la contribution de ces comportements à l'aggravation de la dérive des dépenses en médecine ambulatoire. Mais nous avons aussi montré que les médecins répondent à l'accroissement de la demande lorsque la densité diminue dans leur secteur. Il répondent à ce surcroît de demande en augmentant leur charge de travail. Il est clair qu'un système de paiement par capitation, même partiel, supprimerait une grande partie des incitations à répondre aux besoins exprimés. Compte tenu de l'évolution prévue des densités, le choix d'un système de paiement à la capitation risquerait de contribuer à la création d'une pénurie de soins.

9 • Si l'on maintient le système de paiement à l'acte, il convient de contrôler l'activité des médecins lorsque la densité augmente. Ici intervient une première difficulté, liée au fait qu'on chercherait à instaurer des règles dont l'application dépendrait du contexte dans lequel s'inscrit l'activité du médecin (densité en hausse ou en baisse, dans sa zone d'activité). Le diagnostic sur le contexte concurrentiel dans lequel évolue réellement le médecin est difficile à réaliser et contestable : c'est ce type de difficultés qui a rendu possible une contestation à la fois juridique et politique des mesures de reversements envisagées par le plan Juppé. Une deuxième difficulté a trait au fait qu'il faudrait imposer aux médecins une diminution de leurs revenus lorsque la densité augmente. Autrement dit, leurs revenus devraient fluctuer, à la hausse ou à la baisse, en fonction des fluctuations de la densité. On conçoit qu'il est difficile d'imposer une telle flexibilité à cette profession. La nécessité d'une planification rigoureuse des densités, qui limiterait les fluctuations trop marquées, en paraît d'autant plus impérative. Pour la compléter, dans la mesure où subsisteraient des fluctuations à court terme de la densité, on pourrait envisager un prélèvement progressif sur les honoraires des médecins qui s'appliquerait à un niveau pluriannuel, afin de pouvoir reporter les déficits des années de croissance de la densité sur les excédents des autres années.

1 - LA DEMANDE INDUITE : PERTINENCE DE LA QUESTION POUR LA FRANCE EN 2005

le problème de la demande induite dans les systèmes de santé

L'exigence d'équité impose l'existence d'une assurance maladie dans les systèmes de soins. Cette assurance maladie engendre un certain nombre de

problèmes d'agence. Le hasard moral concerne le cas où les asymétries d'information portent sur les actions des agents. En matière d'assurance maladie, on peut distinguer le hasard moral du côté de la demande de soins et le hasard moral du côté de l'offre de soins.

Du côté de la demande, l'application du concept de hasard moral signifie qu'être assuré favoriserait les comportements pathogènes et conduirait à une surconsommation de soins, une fois la maladie déclarée. Cette conception peut conduire à préconiser des mécanismes de « responsabilisation » du type ticket modérateur incompressible. Plus généralement, les assurances peuvent imposer un certain partage des coûts des soins, sous la forme d'une combinaison de franchise et de co-paiements (Cutler et Zeckhauser, 2000). On observe par exemple ce type de contrats en Suisse et aux Etats-Unis.

Le hasard moral du côté de l'offre se réfère à l'hypothèse de demande induite. Les asymétries d'information entre le médecin et son patient, jointes à la solvabilisation de la demande par l'assurance donne une certaine latitude aux offreurs pour influencer la demande. Dans le chapitre du *Handbook of Health Economics* qu'il consacre au comportement du médecin, McGuire (2000) propose la définition suivante : « La demande induite existe quand le médecin influence la demande de soins de son patient dans un sens différent de l'intérêt maximal du patient, tel qu'il est identifié par le médecin¹ ». Un tel comportement peut être observé à l'hôpital ou en médecine ambulatoire. Il dépend du système de paiement du fournisseur de soins : il est clairement favorisé par un paiement à l'acte, où le revenu du médecin est lié à la quantité de soins consommés par le patient.

Pour limiter la demande induite, on peut envisager d'autres systèmes de paiement, comme le salariat ou la capitation. L'inconvénient de ces systèmes est qu'ils n'induisent pas d'incitation à la qualité des soins et n'encouragent pas non plus le médecin à répondre à une demande exceptionnelle. Un des grands avantages du paiement à l'acte est justement qu'il implique un surcroît de revenu pour le fournisseur de soins dont la qualité des services est appréciée ou pour celui qui accepte de travailler plus longtemps pour satisfaire la demande³. On peut alors envisager des systèmes de paiements mixtes, combinant par exemple capitation et paiement à l'acte afin de profiter des avantages du paiement à l'acte tout en

limitant les incitations aux comportements de demande induite. Un embryon de paiement de ce type a timidement vu le jour en France avec le statut de médecin référent. Une autre solution, apparue initialement aux Etats-Unis, consiste à intégrer l'assurance et les fournisseurs de soins dans la même organisation. Le nom de ces organisations de soins intégrées varie selon le type de contrat liant les médecins à l'assurance : *Health Maintenance Organizations* (HMOs), *Preferred Provider Organizations* (PPOs), *Independent Practice Associations* (IPAs), *Network Model HMOs*, etc. Dans ces organisations, l'activité des médecins est contractualisée de manière plus ou moins étroite. Les médecins peuvent y être rémunérés selon différents dispositifs : salaires, capitation ou paiement partiel à l'acte. L'idée essentielle est qu'ils sont, soit intéressés à la réussite financière de l'organisation, soit intéressés à y rester employés. Cutler et Zeckhauser montrent le développement fulgurant de ces organisations aux Etats-Unis. En 1980, 92 % des soins couverts par les assurances privées étaient financés par un paiement à l'acte indépendant de toute organisation de soins intégrés, en 1996, cette proportion était tombée à 3 % !

Si l'on veut conserver le système de paiement à l'acte en France, la maîtrise de l'évolution des dépenses impose un minimum de régulation sous la forme d'un contrôle du nombre et de la répartition des médecins ainsi que du niveau de leur activité.

l'organisation des soins ambulatoires en France

En France, l'activité des médecins libéraux est rémunérée selon un système de paiement à l'acte. Dans le secteur 1, qui représente 80 % des médecins environ, les tarifs sont fixés par les conventions médicales.

Le médecin est choisi librement par le patient, qui peut changer de médecin quand il le désire. Il a aussi la liberté de consulter plusieurs médecins pour la même maladie. L'assurance maladie offre une bonne couverture : 99 % de la population est couverte par la Sécurité sociale, laquelle rembourse 70 % du tarif conventionnel. 80 % de la population est couverte aussi par une assurance complémentaire, qui rembourse 30 % ou plus du tarif conventionnel. La couverture complémentaire a été récemment étendue par la Couverture maladie universelle (CMU).

2 - Traduit par nos soins : « *Physician-induced demand exists when the physician influences a patient's demand for care against the physician's interpretation of the best interest of the patient* ».

3 - Une belle illustration en est fournie par l'étude de Fivaz-Chatard et Perret (2002), qui montre comment les infirmiers libéraux se relaient pour soigner les patients, y compris les samedi, dimanche et jours fériés.

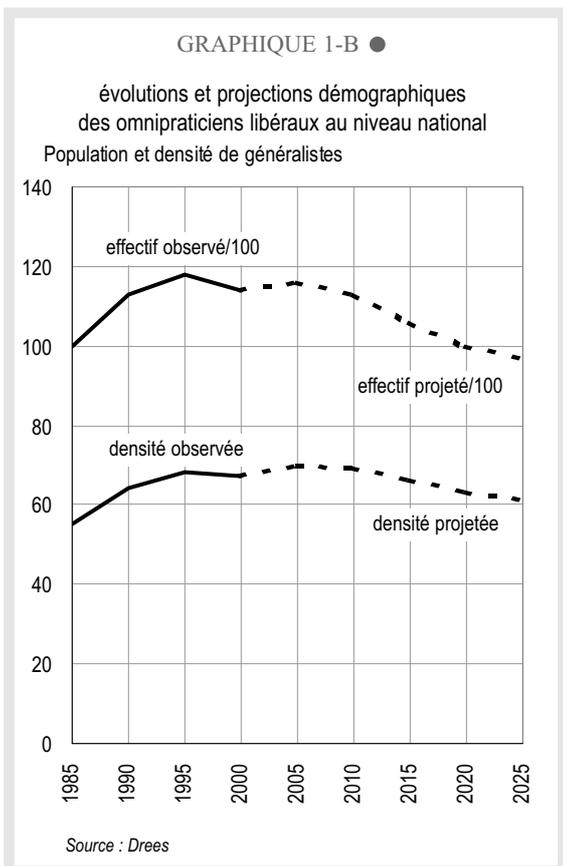
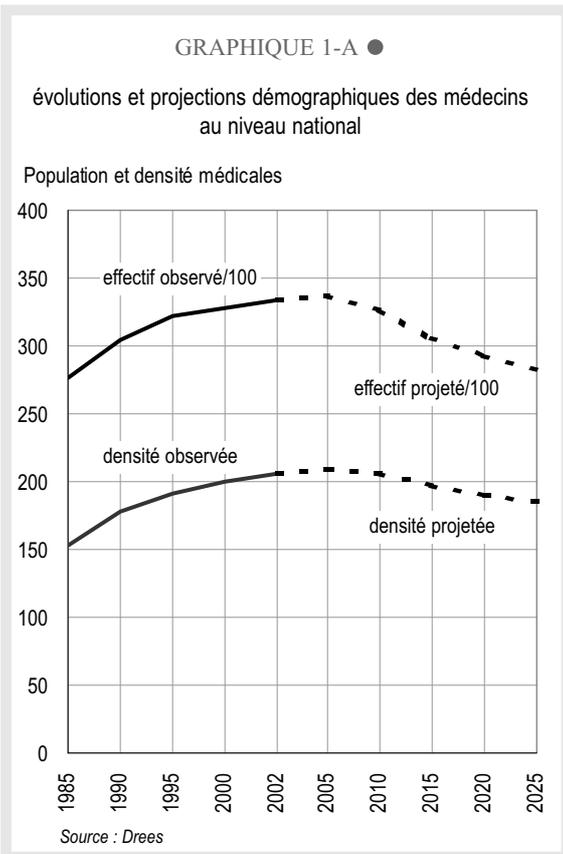
Au niveau global, le niveau de la densité médicale est élevé et en croissance. Les décennies écoulées ont vu le nombre de médecins pour 100 000 habitants croître rapidement : de 119/100 000 en 1968, on est passé à 335/100 000 en 2002. Actuellement, le niveau moyen de la densité est élevé, comparé à celui de beaucoup d'autres pays, comme par exemple les Etats-Unis (254/100 000) ou le Royaume Uni ((164/100 000). Le graphique 1 représente la densité médicale pour 100 000 habitants et les effectifs globaux de médecins, observés sur la période 1985-2002 et projetés jusqu'en 2025 (projections faites en 2004, en tenant compte de l'annonce du relèvement du numérus clausus à 7 000 places et en supposant les comportements des médecins et étudiants inchangés par rapport à ceux observés dans les années récentes cf. Drees [2004a,b]). On constate que la densité augmente jusqu'au début des années 2000, à partir desquelles on prévoit une baisse pour rejoindre en 2025 le niveau de 1985 environ. Le graphique 1bis donne, pour les seuls médecins omnipraticiens libéraux, la densité et les effectifs observés et prévus à l'horizon 2025. Ici encore, la densité augmente jusqu'à l'année 2000 et ce n'est qu'à l'horizon 2025 que l'on prévoit un niveau de densité proche du niveau de 1985.

pourquoi se poser la question de la demande induite en France en 2005 ?

Les caractéristiques de la régulation de la médecine ambulatoire en France, décrites dans le paragraphe précédent, rendent probable l'existence de comportements de demande induite. En effet, les médecins y sont payés à l'acte, avec des tarifs fixes dans le secteur 1 ; la couverture par le système d'assurance est quasi totale ; il y a libre choix du médecin par le patient ; le niveau de la densité médicale est élevé et, jusqu'à des années très récentes, en croissance.

Les décisions politiques de ces dernières années ont contribué à renforcer les facteurs favorables aux comportements potentiels de demande induite. D'une part, la couverture par les assurances a été étendue, d'autre part, toute tentative de contrôle de l'activité des médecins, en projet dans les ordonnances accompagnant le Plan Juppé, a finalement été rejetée. Les mécanismes de reversement ont été mis en échec, les lettres-clés flottantes abandonnées. Les missions des praticiens conseils ont été réorientées et les comités médicaux régionaux supprimés.

Pourtant les chiffres les plus globaux témoignent de l'insuffisance de la régulation de la médecine ambulatoire, secteur où la progression des dépenses résulte de décisions pour le moins décentralisées.



En se référant aux Comptes de la santé, on constate ainsi que le taux de croissance des dépenses en ambulatoire est beaucoup plus rapide que celui des dépenses à l'hôpital, secteur où la tutelle maîtrise plus ou moins les budgets : de 1996 à 2001, on observe 18,8 % de croissance pour la consommation de soins et biens médicaux en ambulatoire et 5,4 % pour les soins hospitaliers. D'après le rapport du Haut conseil pour l'avenir de l'assurance maladie, la plupart des partenaires sociaux et médicaux jugent sévèrement la régulation et la gouvernance du système de santé français. Des marges de manœuvres financières seraient à trouver dans l'amélioration de son fonctionnement (Haut conseil, 2004).

MISE EN ÉVIDENCE DE COMPORTEMENTS DE DEMANDE INDUITE : LES ENSEIGNEMENTS DE LA LITTÉRATURE

Sur le plan théorique, les premières modélisations d'un éventuel comportement d'induction ont considéré le médecin comme un producteur individuel maximisant son utilité en procédant à un arbitrage entre offre de soins et loisirs (Evans [1974], Green [1978], Pauly [1980]). Dans ces premières approches, les représentations des asymétries d'informations entre médecin et patient sont peu élaborées ou inexistantes.

Dranove et Wehner (1994) considèrent une situation plus complexe, dans laquelle le médecin joue le rôle d'un expert auprès du patient pour le conseiller sur la quantité de soins qu'il doit consommer. L'approche de Wolinsky (1993), permet de comprendre le double rôle du médecin, à la fois expert et fournisseur de soins. Ces modèles aboutissent à des prédictions théoriques confirmant l'hypothèse de demande induite. Rochaix (1986) adopte une modélisation en termes de search. En opposition avec les études précédentes, elle obtient des prédictions théoriques qui ne vont pas dans le sens d'une validation de l'hypothèse de demande induite.

Ellis et McGuire (1990) modélisent des fonctions d'offre et de demande de soins en distinguant l'aléa moral du côté de l'offre et du côté de la demande. Ils utilisent un modèle de négociation pour représenter le conflit entre demande désirée d'une part, offre désirée d'autre part. Dans ce cadre, le pouvoir de négociation du médecin peut être mis en rapport avec un comportement potentiel de demande induite. Ils montrent qu'un système de santé qui maximise le

bien-être collectif doit privilégier les instruments de politique du côté de l'offre (contrôle de l'activité des médecins), avec une bonne couverture assurantielle pour les patients. Dans son chapitre du *Handbook of Health Economics*, McGuire (2000) décrit plusieurs mécanismes pouvant expliquer l'influence du médecin sur les quantités consommées. Selon lui, il n'y a pas de doute sur l'existence de comportements de demande induite⁴ : l'enjeu des recherches actuellement engagées est plutôt d'évaluer empiriquement leur importance.

les résultats empiriques sur données étrangères

Sur le plan empirique l'existence de phénomènes de demande induite est mise en évidence de manière convaincante par le suivi d'expériences de contrôle des tarifs aux Etats-Unis et au Québec : de façon générale, les médecins ont réagi au gel des honoraires par une augmentation du volume de leurs prestations (Rochaix (1995)).

Mais en l'absence d'un choc bien repérable de politique économique, il est difficile d'évaluer l'importance du phénomène. Très abondante, la littérature⁵ consacrée à ce thème conduit à des résultats multiples et contradictoires. Beaucoup d'études mettent en évidence une relation croissante entre densité médicale et activité des médecins ou entre densité et tarifs (parmi les très nombreuses études disponibles, on peut citer les études de Evans [1974], Fuchs [1978], Pauly [1980], Cromwell et Mitchell [1981]). Mais ces travaux font l'objet de nombreuses critiques : les soins consommés y sont supposés homogènes, sans contrôle d'une éventuelle variation de la qualité. Par ailleurs, une augmentation de la densité médicale peut réduire les coûts d'accès aux soins et donc en modifier la demande sans qu'il y ait demande induite. De façon similaire, une augmentation de la densité médicale peut aussi modifier l'accès à l'information sur les compétences des médecins et donc l'élasticité-prix de la demande (Pauly et Satterthwaite (1981)). Beaucoup d'études ne traitent que du nombre de consultations alors que le contenu en actes de la consultation est aussi important pour l'évaluation de la demande induite. Enfin, du fait de la mobilité géographique des médecins, les résultats obtenus sur des données en coupe peuvent laisser sceptique sur le sens de la causalité mise en évidence : des niveaux élevés d'offre peuvent être déterminés par une forte demande.

4 - « ...it is hard to avoid the conclusion that the physician will be inducing some demand », McGuire (2000)

5 - Pour une synthèse de ces études, le lecteur intéressé peut se reporter à Rochaix (1995) et Rochaix et Jacobzone (1997).

tarifs endogènes

Les problèmes d'identification sont particulièrement ardues quand les tarifs sont librement déterminés par les médecins, ce qui est le cas des études effectuées sur données américaines. Une des difficultés majeures des tests de demande induite réside alors dans le fait que l'on cherche à détecter une éventuelle manipulation de la demande par les offreurs, en l'absence d'information sur la forme de la demande de soins, et notamment sur son élasticité-prix, son évolution ou ses disparités (pour les études réalisées sur des coupes). Dans ce cadre, les démarches développées par Green (1978), puis par Schaafsma (1994) apparaissent comme les plus rigoureuses.

Green spécifie un modèle d'offre de soins où le médecin maximise son utilité, laquelle dépend de ses loisirs et du pouvoir d'achat qu'il peut dégager de ses honoraires. En supposant que la contrainte de marché qui s'impose au médecin correspond à une situation de concurrence monopolistique, et que la demande qui s'adresse au médecin est iso-élastique, Green établit, indépendamment des valeurs des élasticité-prix et revenu de la demande, une condition qui doit être vérifiée dans l'hypothèse d'absence de demande induite. Cette condition porte sur les paramètres estimés des équations expliquant le niveau d'activité du médecin et le niveau de ses tarifs. Malheureusement, les estimations réalisées par Green souffrent d'une grande imprécision : la condition testée n'est pas invalidée, sans que l'on puisse en déduire une absence de comportement d'induction de la part des médecins.

Schaafsma reprend le principe de la démarche adoptée par Green, en l'appliquant sur des données macroéconomiques canadiennes concernant les dentistes. Il considère que les comportements d'induction s'observent en liaison avec des chocs sur l'offre. Deux types de chocs sont envisagés : une variation de la densité médicale, ou des chocs qui affecteraient la fonction de revenu des médecins comme par exemple une modification des coûts de production ou un changement dans la fiscalité des médecins. Schaafsma définit des conditions sur les paramètres estimés des équations prix et quantité des dentistes qui doivent être vérifiées dans l'hypothèse d'absence de demande induite, et ce, indépendamment de la valeur de l'élasticité-prix de la demande. Les estimations révèlent l'existence de demande induite : les dentistes ont un objectif de revenu qu'ils maintiennent face aux différents chocs sur l'offre. Il apparaît même qu'ils ont reporté des modifications de leur taux d'imposition sur leurs honoraires, sans diminution de leur activité.

tarifs fixés

Les tests de demande induite sont plus faciles à mettre en œuvre quand les tarifs sont imposés et non déterminés de façon endogène par le médecin. On dit que les tarifs sont fixés. C'est le cas en France du secteur 1, où les tarifs sont définis par des conventions médicales. C'est aussi le cas en Norvège, pour un sous-ensemble de médecins généralistes.

Dans ce cas, les tarifs ne peuvent jouer une fonction d'ajustement de l'offre et de la demande de soins. Les quantités de soins délivrées résultent d'un équilibre à prix fixe sur le marché des soins. Autrement dit, l'offre (les médecins) ou la demande (les patients) de soins peuvent être rationnés.

A prix fixes, l'identification des comportements de demande induite est basée sur le raisonnement suivant : si la demande n'est pas rationnée au préalable, une augmentation de la densité médicale⁶ toutes choses égales par ailleurs ne devrait pas influencer le niveau de la consommation de soins, sauf en cas de demande induite.

L'identification de la demande induite n'est pertinente que si l'on tient compte des problèmes liés à l'effet « accessibilité » (*availability effect*). Premièrement, sans qu'il y ait demande induite, une augmentation de la consommation de soins peut découler de la baisse des coûts de transport liés à la hausse de la densité (plus grande proximité du médecin). Deuxièmement, en cas de rationnement préalable de la demande, une augmentation de la densité conduit à une hausse de la consommation de soins à travers une baisse du rationnement et non par un mécanisme du type demande induite.

Sorensen et Grytten (1999) étudient le comportement de médecins généralistes en Norvège qui sont rémunérés selon un système de paiement à l'acte sur la base d'une grille de tarification prédéterminée (prix fixes). La régulation de ces médecins y est donc proche du système qui est appliqué en France pour le secteur 1. Leurs résultats montrent qu'une augmentation de la densité conduit à une diminution du nombre de consultations par médecin, mais que les médecins ne compensent pas le manque de patients en délivrant plus d'actes par rencontre. Les auteurs concluent qu'il n'y a pas de rationnement de la demande ni de comportement de demande induite. Dans une autre étude, Grytten et Sorensen (2001) comparent les comportements de deux groupes de médecins norvégiens rémunérés selon des systèmes de paiement conduisant à des incitations financières différentes. Ils ne détectent de comportement de demande induite dans aucun des deux groupes.

6 - C'est-à-dire de l'offre de soins.

Ces résultats contrastent avec ceux de Iversen (2004), qui étudie les comportements de médecins norvégiens rémunérés selon un système de paiement mixte. Chaque médecin reçoit une partie de sa rémunération sous la forme d'un paiement par capitation associé à la taille et à la composition de sa liste de patients. L'autre partie de sa rémunération est liée à un paiement à l'acte. Les données utilisées par Iversen lui permettent de repérer les situations où le médecin se sent rationné : les informations recueillies permettent de comparer le nombre de patients désiré et le nombre de patients effectif. Les résultats obtenus confirment l'existence de demande induite car les médecins qui se sentent rationnés ont des honoraires par patient supérieurs de 10 % aux honoraires par patient des médecins non rationnés. Cette différence est due à un plus grand nombre de consultations par patient et à une plus grande proportion de consultations longues.

les résultats empiriques sur données françaises

Béjean et Gadreau (1992) ont testé l'existence de demande induite sur une coupe instantanée de départements français. Elles obtiennent une élasticité élevée de la consommation de soins par rapport à la densité médicale de l'ordre de 0,8. Mais ces estimations sont réalisées sur des données en coupe relativement agrégées. Elles ne permettent pas de distinguer, dans l'effet de la densité, ce qui est dû aux phénomènes de demande induite proprement dits, de ce qui peut être attribué à des déterminants de la demande de soins non pris en compte par les variables explicatives du modèle estimé. Béjean (1997) améliore l'approche empirique en construisant un modèle à équations simultanées qui tient compte en principe de l'endogénéité des densités médicales départementales, lesquelles dépendent des choix de localisation des médecins. Les estimations obtenues mettent encore en évidence un effet d'induction non négligeable.

Genier et alii (1997) estiment des modèles de demande de soins sur des données micro-économiques issues de l'Enquête-Santé réalisée par l'Insee auprès de ménages français. La conclusion générale de leur étude est que les phénomènes d'aléa moral (liés à la couverture par l'assurance maladie des dépenses de soins des individus) sont plus importants pour expliquer la consommation médicale que les phénomènes de demande induite. Plus précisément, les résultats apparaissent contrastés selon la catégorie de médecin considérée : la densité de géné-

ralistes n'influence pas la probabilité de recours au généraliste, tandis que la densité de spécialistes joue positivement sur la probabilité de recours au spécialiste. Il y aurait donc un comportement de demande induite chez cette dernière catégorie de médecins. Comme le soulignent les auteurs eux-mêmes, ces résultats doivent toutefois être interprétés avec précaution, dans la mesure où l'information relative au secteur d'exercice du médecin consulté n'a pas pu être utilisée.

Breuil-Genier (1999) exploite en détail les informations recueillies dans l'Enquête-Santé en étudiant les épisodes de soins, définis comme l'ensemble des soins relatifs à une maladie et à un patient donnés. En principe, le nombre d'épisodes connus par un patient est déterminé par le nombre de maladies qui l'ont affecté. Seul le nombre de recours au médecin par épisode est susceptible d'être influencé par des comportements de demande induite (et de nomadisme médical). Les résultats obtenus par Breuil-Genier suggèrent que les phénomènes de demande induite sont limités : sur la base de données considérée, les deux tiers des épisodes ne comportent qu'un unique recours au médecin et les densités médicales ne jouent pas significativement sur la probabilité d'un second recours. Toutefois la longueur des épisodes étudiés est tronquée par la durée de l'Enquête Santé d'une part (trois mois), par la nécessité, d'autre part, de se restreindre aux épisodes de soins non censurés à gauche⁷. De plus, il faut garder à l'esprit que les comportements de demande induite peuvent passer par une manipulation du contenu en actes de la rencontre médecin-patient et non seulement par une incitation à un deuxième recours de la part du médecin.

Dans une problématique essentiellement descriptive, sans s'intéresser explicitement aux phénomènes de demande induite, Moatti et alii (2004) étudient les composantes de l'activité des médecins à partir d'une coupe instantanée de 600 généralistes du sud-est de la France. Les résultats montrent que l'activité des médecins est influencée, entre autres, par des caractéristiques de l'offre, comme l'âge, le genre ou la taille de la famille du médecin, l'appartenance à un groupe médical, l'ancienneté, le fait d'avoir une secrétaire, etc.

Dans des travaux antérieurs (Delattre et Dormont, 2000, 2003), nous avons étudié les comportements d'offre de soins des médecins libéraux français, en examinant dans quelle mesure les variations de la densité médicale peuvent expliquer l'activité des médecins, voire leurs tarifs pour les médecins du sec-

7 - En effet, l'étude de Breuil-Genier vise à évaluer l'effet d'un passage obligé par le généraliste avant tout recours au spécialiste. Dans cette perspective, le premier recours de tout épisode de soins doit impérativement être observé.

teur 2 (où les dépassements sont autorisés). Ces études sont réalisées sur des données microéconomiques, en se situant du côté de l'offre de soins. On a disposé pour les estimations d'un panel non cylindré d'environ 8 000 médecins français généralistes ou spécialistes, représentatif de la population concernée sur la période 1979-1993. Les résultats obtenus montrent qu'un choc positif sur la densité médicale entraîne une hausse des quantités de soins fournies dans le secteur 1 à cause des comportements de demande induite et, dans le secteur 2, à des baisses de tarifs qui conduisent à une beaucoup plus forte augmentation des volumes de soins délivrés. Les réactions observées dans ce dernier secteur ne relèvent pas nécessairement d'un comportement de demande induite⁸.

Dans le secteur 1, on met en évidence des comportements de demande induite significatifs. Dans les années 1980-1993, le contexte d'augmentation généralisée de la densité médicale conduit les médecins à subir un rationnement de leur activité. Les estimations effectuées montrent que le nombre de rencontres des médecins (généralistes et spécialistes) avec leurs patients diminue lorsque la densité augmente. Toutefois, cette diminution est limitée : les élasticités estimées sont égales à $-0,2$ pour les généralistes et à $-0,125$ pour les spécialistes. Elles sont ainsi très supérieures à la valeur -1 qui correspondrait à la simple répercussion sur chaque médecin de la pénurie de patients engendrée par la hausse de la densité. Par ailleurs, les estimations montrent que les médecins compensent les rationnements subis sur le nombre de consultations par une augmentation du volume de soins fournis au cours de chaque rencontre. Ces résultats mettent en évidence des comportements de demande induite indéniables dans le secteur 1 en France.

Par rapport aux études norvégiennes sur données en coupe ou aux études sur données françaises déjà citées, nos travaux présentent plusieurs avantages méthodologiques, dont certains sont liés au fait de travailler sur un panel de médecins. Les études sur la demande induite utilisant des données de panel de médecins sont peu répandues. Disposer d'un panel sur une période relativement longue a permis de construire un test de demande induite convaincant, grâce à la prise en compte de l'hétérogénéité non observée. Il est ainsi possible de prendre en compte les caractéristiques non observées de la demande, ainsi que les caractéristiques non observées du médecin qui sont liées à son éthique ou à son « style de pratique ». Par ailleurs, nous nous sommes assurés que les chocs d'offre associés aux hausses de densité pouvaient être

considérés comme exogènes en utilisant des données situées au niveau individuel du praticien et en sélectionnant pour les estimations les médecins non débutants, installés depuis au moins sept ans⁹. De plus, il a été possible de définir plusieurs indicateurs d'activité, le nombre de rencontres médecin patient et le volume de soins fournis. Contraster les estimations obtenues à partir de ces deux indicateurs a permis d'effectuer un test robuste par rapport au problème de l'effet d'accessibilité. Nous reviendrons sur la méthodologie employée dans ces études dans la section suivante, consacrée au principe d'un test de demande induite mené sur données microéconomiques.

2 - PRINCIPE D'UN TEST DE DEMANDE INDUITE SUR DONNÉES MICROÉCONOMIQUES

spécification considérée

Nous avons vu dans la section 3 qu'un test de demande induite était difficile à mener en l'absence d'un choc bien repérable de politique économique. Une augmentation de la densité peut très bien entraîner une élévation de la quantité de soins consommés en l'absence de comportements d'induction : sur un marché concurrentiel standard, un choc positif sur la courbe d'offre conduit à un nouvel équilibre caractérisé par des prix plus bas et des échanges plus importants.

Dans le secteur 1 de la médecine ambulatoire en France les prix sont fixés par les conventions médicales. Dans ce cas aussi, il est possible qu'une augmentation de la densité puisse entraîner une élévation de la quantité de soins consommés sans comportement d'induction. Il suffit pour cela qu'il ait préexisté une situation de rationnement de la demande caractérisée par des temps de transport importants ou des files d'attente. Les tests peuvent ainsi être affectés par un effet d'accessibilité qu'il s'agit de bien contrôler pour procéder à une réelle identification. De plus, une des difficultés des tests de demande induite réside dans le fait que l'on cherche à détecter une éventuelle manipulation de la demande par les offreurs, en l'absence d'information sur la forme de la demande de soins, son évolution ou ses disparités.

Utiliser des données de panel permet, grâce à la double dimension des données, de prendre en compte l'hétérogénéité non observée des médecins et de leur clientèle. Plus exactement, l'équation décrivant l'activité n du médecin i pendant l'année t prend la

8 - Par ailleurs, les baisses de tarifs observées dans ce secteur ne contribuent pas à un rééquilibrage des comptes sociaux.

9 - Cette ancienneté requise a été déduite d'estimations préliminaires permettant d'évaluer, pour chaque catégorie de médecins, la durée de la phase de constitution de la clientèle (voir Delattre et Dormont, 2000, 2003).

forme suivante :

$$\log(n_{it}) = \alpha \log(d_{it}) + \gamma \log(rev_{it}) + Z'_i \theta + \zeta_\delta + v_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$Z'_{[1,k]}$ est un vecteur représentant l'ensemble des facteurs généraux qui contribuent à la croissance de la consommation de soins : croissance générale du niveau de vie, vieillissement de la population, progrès technologique, taux de couverture, chocs liés aux épidémies, etc.

d_{it} et rev_{it} représentent la densité médicale et le revenu réel des ménages dans le département δ dans lequel le médecin exerce. La densité médicale d_{it} est égale à $d_{\delta t}$, le nombre de généralistes pour 100 000 habitants dans le département dans lequel le médecin i exerce. Cette variable est utilisée comme un indicateur de l'intensité de la concurrence et des chocs d'offre auxquels le médecin doit faire face dans sa zone d'exercice. Comme la densité est mesurée au niveau départemental, on utilise un indicateur observé à un niveau plus agrégé que la véritable variable théorique que l'on cherche à mesurer (degré de concurrence dans la sphère du médecin). L'introduction d'un indicateur agrégé dans la spécification peut conduire à la présence d'un terme aléatoire ζ_δ dans la perturbation (Moulton, 1990).

L'effet individuel v_i , qui peut être spécifié comme fixe ou aléatoire, permet de tenir compte de l'hétérogénéité non observée du médecin en rapport avec son éthique ou son style de pratique (Folland et Stano, 1989). Cet effet permet aussi de tenir compte des caractéristiques permanentes non observées de sa clientèle, liée à ses caractéristiques socioéconomiques (âge, sexe, catégorie sociale, degré de couverture par l'assurance) et épidémiologiques.

Un des grands avantages des données de panel est de permettre d'intégrer cet effet spécifique dans la spécification. Il est bien connu, en effet, que des caractéristiques non observées de la demande et du comportement du médecin influencent la consommation des soins. Les tests sont biaisés dès que ces déterminants sont corrélés avec la densité médicale. Pour prendre un exemple, Pauly et Satterthwaite (1981) ont montré que le niveau d'information sur les compétences du médecin pouvait être connecté à un effet de réputation, lié au niveau de la densité. Pareillement, le niveau de la densité observée dans une zone considérée est vraisemblablement corrélé avec la demande de soins s'exprimant dans cette zone. Dans les études menées sur des données en coupe, comme celle de Sorensen et Grytten (1999) sur les médecins norvégiens ou celle de Béjean et Gadreau (1992) sur des

départements français, il est très difficile de procéder à un test de demande induite sans que les estimations ne soient biaisées par cette corrélation.

Nous estimerons trois spécifications visant à expliquer l'activité du médecin, telle qu'elle peut être mesurée à l'aide de trois indicateurs : le nombre journalier de rencontres médecin patient, le volume de soins délivrés et l'intensité des soins délivrés au cours de chaque rencontre. En effet, comme nous l'expliquerons plus loin, contraster les résultats obtenus sur ces différents indicateurs de l'activité du médecin permet de traiter l'effet d'accessibilité.

$$\text{On a : } x_{it} = n_{it} \phi_{it}$$

Le nombre de rencontres du médecin avec sa clientèle, n_{it} est obtenu en faisant la somme du nombre des consultations (C), des visites (V) et des rencontres cotées en K ou en Z effectuées dans l'année. Les cotations en K ou en Z recouvrent les actes de chirurgie et de spécialité (par exemple les points de sutures, les échographies...) ou les radiographies. Le résultat obtenu est rapporté à une approximation du nombre annuel de journées de travail afin d'obtenir un indicateur d'activité journalière, n . Les actes gratuits et les accouchements ont été exclus du calcul de n : ils représentent une très faible part de l'activité des médecins et peuvent difficilement donner lieu à des mécanismes d'induction.

L'indicateur n est simple, facile à calculer, mais relativement fruste : il présente l'inconvénient de donner le même poids à une consultation et à une rencontre cotée en K, même si l'ensemble des actes accomplis par le médecin au cours de cette dernière rencontre correspond à un volume de soins plus important que ceux fournis lors d'une simple consultation. Or, si la rencontre médecin patient peut être à l'initiative de l'un ou l'autre des protagonistes, il est clair que c'est le médecin qui décide du contenu en actes de cette rencontre et que des mécanismes d'induction peuvent apparaître surtout à ce niveau.

Nous avons donc cherché à définir un indicateur (x) permettant de mesurer le volume de soins fournis par le praticien. L'hypothèse retenue est que les valeurs relatives des tarifs conventionnés reflètent les volumes relatifs de soins fournis. Concrètement, cela revient à définir x comme la valeur journalière des honoraires hors dépassements, divisée par le tarif conventionné de la consultation. Au total, x mesure à la fois le volume de soins fournis par le praticien (en moyenne quotidienne) et le revenu réel quotidien du médecin¹⁰.

10 - Au sens des honoraires, et non du revenu disponible du médecin. Il lui faut encore, payer sur cette somme les charges associées à son activité libérale.

Soit p_n le tarif de la consultation et p_k le prix conventionné du coefficient K . Considérons un médecin qui a effectué deux rencontres, une consultation et une rencontre cotée en K (des points de suture par exemple) telle que la valeur du nombre de coefficients correspondants $p_k N_k$ soit égale au double du tarif conventionné de la consultation. Par exemple, la consultation vaut 20 euros et la rencontre cotée en K donne lieu à des honoraires $p_k N_k = 40$ euros. La définition de l'indicateur x suppose que le volume des soins fournis lors de la rencontre cotée en K est égal au double de celui fourni lors de la consultation.

$$\text{On a : } x = \frac{p_n + p_k N_k}{p_n} = 3$$

Avec n en revanche, on comptabilise seulement deux rencontres ($n=2$).

Au total, on utilise donc les indicateurs suivants :
 n : nombre de rencontres médecin patient (moyenne journalière calculée à partir de la mesure annuelle, laquelle fait l'objet d'un relevé précis).

x : volume de soins fournis (moyenne journalière calculée à partir de la mesure annuelle).

φ : intensité moyenne des soins par rencontre, définie par : $\varphi = x / n$.

On estime trois équations expliquant les valeurs de chacun de ces trois indicateurs et définies à partir de l'équation (1).

principe du test

Notons α l'élasticité du nombre de rencontres médecin patient par rapport à la densité, l'élasticité du volume de soins fournis par rapport à la densité et β l'élasticité de l'intensité des soins par rapport à la densité.

On a vu que pour détecter des comportements de demande induite il importait qu'il n'y ait pas de rationnement des patients au préalable. Nous ne disposons pas d'indicateur de file d'attente permettant d'évaluer ce type de rationnement. Mais si, quand la densité augmente, on observe toutes choses égales par ailleurs une diminution du nombre de rencontres médecins patients, cela signifie qu'un même nombre de patients (ou qu'une même demande) se partagent un nombre plus important de médecins. Dans ce cas, ce sont les médecins qui sont rationnés et non les patients. Une condition suffisante d'absence de rationnement de la demande est donc : $\dot{d} > 0$ et $\alpha < 0$.

Si les médecins sont identiques, un partage égalitaire du rationnement en eux devrait conduire à $\alpha = -1$. Le cas où α est supérieur à -1 peut recevoir deux interprétations : (i) les médecins font de l'induction de la demande pour limiter la diminution de revenu \dot{d} entraînée par la baisse du nombre de consultations ; (ii) une hétérogénéité individuelle du

rationnement (les médecins ne sont pas identiques) conduit, au niveau moyen du coefficient estimé, à une valeur supérieure à -1 (effet d'agrégation).

Une modalité de l'effet d'accessibilité est liée au problème des coûts de transports pour se rendre à la consultation, autrement dit, à la distance entre le médecin et sa clientèle potentielle. Une augmentation de la densité peut réduire cette distance et conduire à une augmentation de la consommation de soins sans qu'il y ait demande induite de la part du médecin. Utiliser plusieurs indicateurs permet de faire un test robuste par rapport à ce problème d'identification. En effet, seul le nombre de rencontres et le volume de soins délivrés (n et x) peuvent être affectés par les coûts d'accès au médecin. En revanche l'intensité des soins par rencontre (φ) est déterminée par celui-ci, une fois le patient dans son cabinet. Par ailleurs, le médecin a sans doute plus de latitude pour décider du contenu en soins de la rencontre que pour définir le nombre de rencontres, lesquelles relèvent beaucoup de l'initiative du malade ou du moins de son assentiment.

Au total, une condition suffisante d'existence de comportements de demande induite est donnée par :

$$\dot{d} > 0, \alpha < 0 \text{ et } \beta > 0$$

En effet, la condition $\alpha < 0$, qui signifie que le nombre de rencontres entre médecin et patient diminue quand la densité augmente, est une condition suffisante d'existence d'un rationnement de l'offre de soins. La demande n'est pas rationnée, éliminant l'hypothèse d'un effet d'accessibilité. Dans ce cas, les praticiens peuvent compenser le rationnement subi sur le nombre de rencontres par un accroissement de l'intensité des soins à chaque rencontre. Ceci constitue un comportement de demande induite qui se traduit par une élasticité $\beta > 0$.

Si l'on s'intéresse aux enjeux en matière de dépenses du régime général d'assurance maladie, il convient de tenir compte d'une possible substituabilité entre intensité des soins et prescriptions. Si une augmentation de l'intensité des soins s'accompagnait d'une diminution des prescriptions, cette augmentation de l'intensité des soins signifierait que les prestations de soins sont plus intégrées et ne suscitent pas, au bout du compte, de dépenses supplémentaires pour l'assurance maladie. Dans cette hypothèse, le diagnostic sur l'existence de demande induite ne serait pas remis en cause, mais ses conséquences sur les dépenses globales seraient beaucoup moins importantes. Des investigations supplémentaires sont toutefois nécessaires pour conférer des fondements empiriques à cette conjecture.

Nos travaux antérieurs ont été réalisés sur une période (1988-1993) pendant laquelle la quasi totali-

té des médecins connaissaient, chaque année une croissance de la densité dans leur département d'exercice (Delattre et Dormont, 2000, 2003). Les estimations ont conduit aux valeurs suivantes :

$\alpha = -0,22$ et $\beta = +0,13$ pour les omnipraticiens.

$\alpha = -0,16$ et $\beta = +0,23$ pour les spécialistes.

Ces résultats montrent que l'augmentation de la densité conduit à un rationnement des médecins sur le nombre de leurs consultations. Ce rationnement est partiel puisque est très supérieur à -1. Il est compensé par une augmentation de l'intensité des soins par rencontre ($\beta > 0$). Ces constats permettent de conclure à l'existence de comportements de demande induite.

Les travaux présentés dans cette étude portent sur une période plus récente, 1988-2000, pendant laquelle la densité médicale diminue dans de nombreux départements. Il est alors possible d'affiner l'approche en contrastant les estimations obtenues selon que la densité augmente ou diminue. On note α^+ l'élasticité du nombre de rencontres médecin patient par rapport à la densité, quand $\dot{d} > 0$, α^+ l'élasticité du volume de soins fournis par rapport à la densité quand $\dot{d} > 0$, β^+ l'élasticité de l'intensité des soins par rapport à la densité quand $\dot{d} > 0$. On définit selon le même principe les élasticités α^- , α^- , et β^- quand $\dot{d} < 0$.

A quelles valeurs estimées peut-on s'attendre quand $\dot{d} < 0$? Dans le cas, la demande qui s'adresse au médecin augmente. Si les médecins se partagent de façon égalitaire le surcroît de patients (issu de la diminution du nombre de médecins), on devrait trouver $\alpha^- = -1$. Plusieurs raisons peuvent conduire à une valeur de α^- supérieure à -1 : (i) l'arbitrage loisir travail effectué par les médecins les conduit à ne pas augmenter leur charge de travail autant qu'il le faudrait pour répondre au surcroît de demande qui s'adresse à eux ; (ii) la diminution de la densité entraîne une augmentation de la distance au médecin et réduit, pour un nombre de patients donné, la demande de soins ambulatoires ; (iii) aucun des mécanismes cités en (i) et (ii) ne joue, mais une hétérogénéité des médecins et de leurs « bassins de patients » conduit, au niveau moyen du coefficient estimé, à une valeur supérieure à -1 (effet d'agrégation¹¹).

Un cas intéressant serait celui où α^- serait proche de -1 et très supérieur, en valeur absolue, à α^+ (c'est-à-dire $|\alpha^-| > |\alpha^+|$). Dans ce cas, on aurait une asymétrie des réactions selon l'évolution, croissante ou décroissante, de la densité. On disposerait là d'une preuve supplémentaire de l'existence de comporte-

ments de demande induite. En première approximation, on peut en effet supposer que les effets d'agrégation qui affectent l'estimation de l'élasticité du nombre de rencontres par rapport à la densité jouent symétriquement à la hausse ou à la baisse. Dans cette hypothèse, une élasticité plus faible en valeur absolue quand la densité augmente signifie bien que les médecins font de la demande induite pour freiner la baisse de revenu qu'ils risquent de connaître.

méthode d'estimation

Pour éliminer l'effet spécifique individuel, on a considéré la spécification (1) en différences premières. Ceci conduit à une relation en taux de croissance : $\dot{n}_{it} = \alpha \dot{d}_{it} + \gamma \dot{rev}_{it} + c_t + \dot{\varepsilon}_{n,it}$ (2)

Pour l'intensité des soins, on a :

$$\dot{\phi}_{it} = \beta \dot{d}_{it} + \gamma' \dot{rev}_{it} + c'_t + \dot{\varepsilon}_{\phi,it}$$
 (3)

De la même façon, on définit la spécification relative au volume de soins fournis :

$$\dot{x}_{it} = \alpha \dot{d}_{it} + \gamma'' \dot{rev}_{it} + c''_t + \dot{\varepsilon}_{x,it}$$
 (4)

Les problèmes liés à la non-exogénéité potentielle de la densité sont traités en sélectionnant un sous-échantillon de médecins dits « en régime permanent », ayant une ancienneté suffisante pour que la phase de constitution de clientèle puisse être considérée comme achevée. Toutefois, la densité médicale reste un indicateur insatisfaisant des chocs d'offre subis par le médecin dans sa zone d'activité et cette variable doit être instrumentée.

Les équations (2), (3) et (4) ont été estimées par la méthode des moments généralisés (voir encadré 1), en utilisant comme instruments¹² les valeurs retardées z_{it-s} de différentes variables z_{it} : logarithmes de la densité médicale, de l'activité, du taux de prescription, du nombre de journées d'arrêt de travail prescrites et de la part des visites à domicile dans les rencontres.

3 - LES DONNÉES DISPONIBLES

un panel représentatif des omnipraticiens du secteur 1 sur la période 1979-2000

description de l'échantillon

L'échantillon résulte d'un tirage au dixième dans l'ensemble de la population d'omnipraticiens libé-

11 - Le signe du biais d'agrégation est indéterminé. Ce biais peut expliquer que $\alpha \neq -1$.

12 - La densité médicale reste un indicateur insatisfaisant des chocs d'offre subis par le médecin dans sa zone d'activité. Le modèle estimé est affecté par le problème de spécification correspondant à la mesure d'une variable explicative par un proxy. Ceci entraîne une corrélation entre la variable proxy et la perturbation du modèle. De ce fait, le taux de croissance \dot{d}_{it} est une variable explicative non exogène dans les spécifications (2), (3) et (4). Toutefois les variables retardées $\log(d_{it-s})$, $s \geq 2$ peuvent être considérées comme des instruments pertinents dès que ε_{it} est un bruit blanc. En revanche, si ε_{it} suit une moyenne mobile d'ordre l , il convient d'utiliser comme instruments les variables $\log(d_{it-s})$, $s \geq l+2$.

raux français avec renouvellement des sortants. La CNAMTS recueille en effet le descriptif de l'activité individuelle de chaque médecin libéral français depuis 1979. La base de données ainsi constituée (communément appelée SNIR) contient des informations sur la structure de l'activité, le mode d'exercice conventionnel, la spécialité du médecin et les honoraires qu'il a perçus.

La période couverte est maintenant la période 1979 à 2000. La réactualisation ne concerne pour le moment que les omnipraticiens. Les données relatives aux spécialistes sur la période¹³ 1994-2000 ne nous ont pas été communiquées. Le panel constitué est représentatif de la population concernée. Il comprend des observations sur les médecins dans toutes les phases de leurs carrières. Cet échantillon est donc non cylindré : des médecins débutants y apparaissent au cours de la période couverte et des médecins en cessation d'activité en sortent.

Le fichier contient des variables d'identification des médecins, des variables qualitatives et quantitatives relatives à l'activité et aux prescriptions. A un niveau plus agrégé, on dispose de la densité médicale d'omnipraticiens (des secteurs 1 et 2) de 1988 à 2000.

Les caractéristiques du fichier qui nous a été initialement fourni par la CNAMTS sont étudiées dans l'annexe figurant à la fin de cette étude. Le fichier initial contenait 55 990 observations, pour 6 374 individus. Il a été nettoyé afin que les données puissent être utilisées pour des travaux statistiques et économétriques pertinents.

On a tout d'abord éliminé les observations dont la fiabilité était peu assurée : non constance dans le temps des caractéristiques individuelles ou bien indicateurs d'activité individuelle anormalement élevé en référence au quantile 99 des distributions considérées.

On a ensuite sélectionné des médecins en situation de régime permanent, qui ont achevé leur phase

de constitution de clientèle. Dans ce but, on a procédé à des estimations préliminaires permettant de repérer à partir de quelle ancienneté la croissance l'activité individuelle se stabilisait (fin de la période de montée en charge). On a alors retenu des médecins ayant une ancienneté supérieure ou égale à 7 ans dans l'activité libérale.

Enfin, on a sélectionné les médecins du secteur 1, afin de pouvoir procéder au test de demande induite sur des praticiens travaillant dans le contexte de tarifs fixés de façon exogènes.

Au final, on dispose d'un échantillon non cylindré de 40 538 observations, pour 4 852 médecins omnipraticiens du secteur 1, observés sur la période 1979-2000.

construction des variables

Chaque médecin est repéré par un identifiant individuel constant au cours des années. On connaît aussi, pour ce médecin, l'année d'exercice, le département et la commune d'activité, la spécialité et le code conventionnel. Les variables d'activité, disponibles annuellement, renseignent sur les honoraires de chaque médecin, le nombre de consultations, de visites et d'actes techniques effectués, les prescriptions, les honoraires et les dépassements d'honoraires.

Un indicateur de la densité médicale est disponible au niveau départemental. Il s'agit du nombre d'omnipraticiens des secteurs 1 et 2 pour 100 000 habitants.

A partir des informations brutes présentes dans le fichier, nous avons construit les indicateurs suivants.

L'indicateur d'activité journalière :

$$n = \frac{C+V+K+Z}{300}$$

Cet indicateur rapporte l'activité annuelle de chaque médecin à une approximation du nombre de journées de travail (300). L'activité est mesurée par la somme du nombre de consultations (C), de visites (V), d'actes cotés en K et en Z effectués dans l'année. La somme C+V+K+Z représente le nombre annuel de rencontres du médecin avec sa clientèle. Le choix de déduire de cet indicateur une évaluation n du nombre de rencontres quotidiennes est adopté uniquement pour que les statistiques descriptives du tableau 1 soient plus parlantes.

L'indicateur de volume de soins fournis est construit selon des principes décrits page 143¹⁴. Concrètement, on cherche à améliorer l'indicateur

13 - En complément des données dont nous disposions déjà pour les études précédentes.

14 - Cet indicateur de volume suppose que les écarts de prix administratifs (tarifs conventionnels) entre chaque type de consultation ou acte reflètent une différence dans le volume des soins délivrés.

ENCADRÉ 1 ●

LA MÉTHODE DES MOMENTS GÉNÉRALISÉS

La méthode des moments généralisés permet d'obtenir des estimations convergentes et asymptotiquement efficaces. Elle comporte deux étapes. Dans la première, on calcule l'estimateur des moments généralisés à l'aide d'instruments appropriés et en prenant en compte une matrice de variance-covariance des perturbations ε_{it} calculée sous l'hypothèse que ε_{it} est un bruit blanc $(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Dans la seconde étape, on utilise la loi des grands nombres (en supposant que les médecins sont indépendants entre eux et que leur nombre tend vers l'infini) afin de déduire des résultats de la première étape une estimation convergente de la matrice de variance-covariance des perturbations. Cette estimation permet de calculer l'estimateur (efficace) des moments généralisés.

précèdent en pondérant chaque rencontre en fonction de son tarif conventionné. L'hypothèse retenue est que les valeurs relatives des tarifs conventionnés reflètent les volumes relatifs de soins fournis. Concrètement, cela revient à définir x comme la valeur journalière des honoraires hors dépassements, divisée par le tarif conventionné de la consultation. Au total, x mesure à la fois le volume réel de soins fournis par le praticien (en moyenne quotidienne) et le revenu réel quotidien du médecin. Plus précisément, on a :

$$x = \frac{\text{Honos-Montdep-Pac} * ACC}{300} * \frac{1}{P_C}$$

où *Honos* mesure les honoraires du médecin, *ACC* le nombre d'accouchements effectués et P_{AC} le prix correspondant. P_C désigne le tarif conventionnel de la consultation. On élimine les accouchements de notre mesure de l'activité des médecins. En effet, il s'agit d'une activité relativement peu fréquente, très particulière, et pouvant difficilement donner lieu à demande induite.

A partir des deux définitions précédentes, on calcule facilement l'indicateur φ de l'intensité moyenne des soins par rencontre, défini par : $\varphi = x/n$. Par définition, on a : $\varphi > 1$. Pour un médecin qui n'effectue que des consultations, cet indicateur doit être égal à 1.

On a aussi construit un indicateur du prix moyen de chaque rencontre entre le médecin et ses patients. Il est calculé en Euros constants et défini par :

$$P_n = \frac{\text{Honos-Pac} * ACC}{C+V+K+Z} * \frac{1}{P_C}$$

où *IPC* représente l'indice des prix à la consommation. Tel qu'il est construit, cet indicateur reflète le tarif conventionnel de la consultation, mais aussi celui des autres actes et, pour chaque médecin, l'intensité moyenne des soins délivrés par rencontre et le taux moyen de dépassement (minime pour des médecins du secteur 1).

Nous n'avons pas pu à ce stade de nos travaux exploiter les informations données dans la partie SNIR-Clientèle. En effet, elles ne sont disponibles qu'à partir de l'année 1998 seulement et ne pouvaient donc être intégrées dans le type de spécifications considérées. Les tableaux A3, A4 et A5 en annexe constituent de premières exploitations de ces informations.

analyse descriptive : évolution des densités et de l'activité des médecins

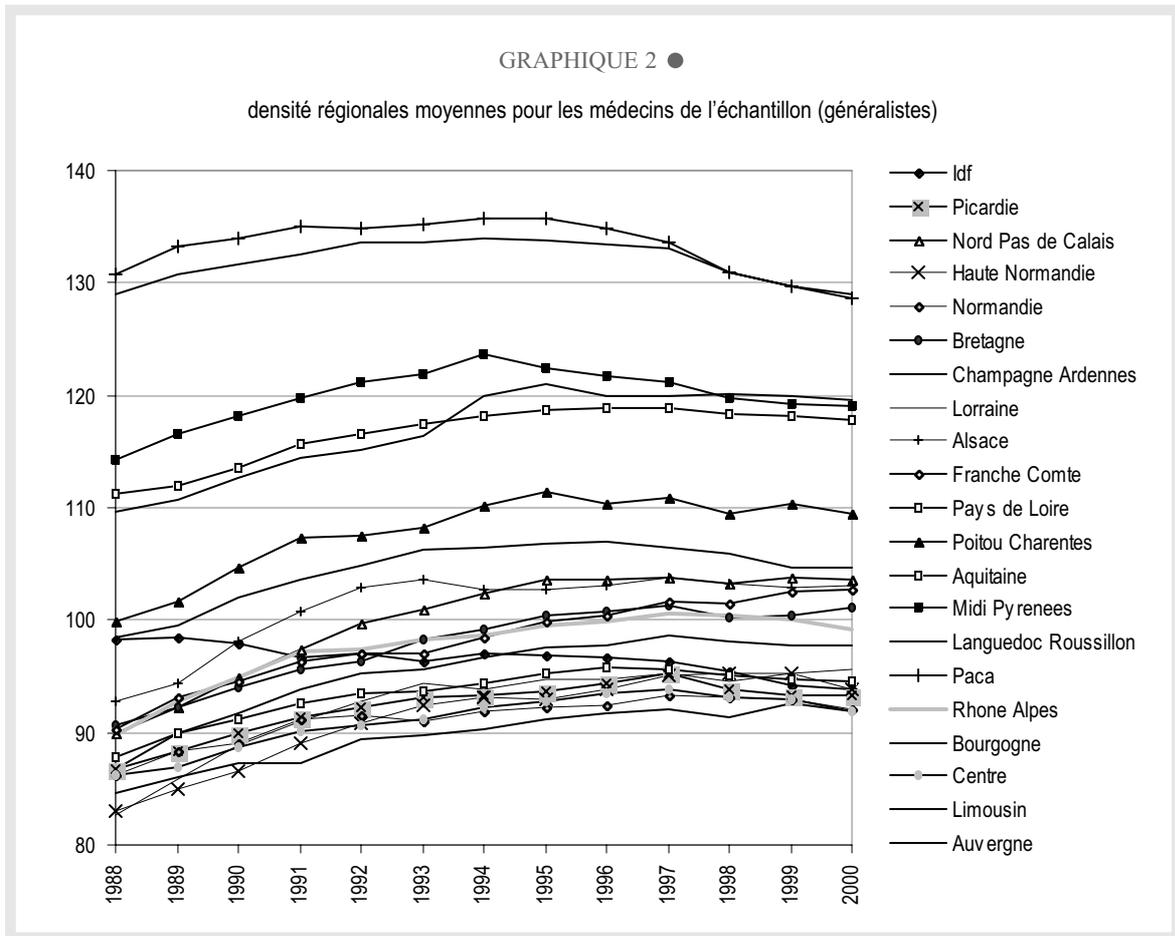
Dans ce paragraphe, nous procédons à une analyse descriptive de l'activité des omnipraticiens libé-

raux du secteur 1 sur la période 1988-2000, avec un découpage en deux sous-périodes : 1988-1995 et 1996-2000. Nous justifions plus loin ce découpage en périodes. Il correspond au découpage retenu pour les estimations à partir des évolutions observées de la densité médicales : nous calons l'analyse descriptive sur les observations utilisées pour les estimations. Pour ces dernières, la mise en œuvre de l'estimateur des moments généralisés, jointe à l'utilisation d'un indicateur départemental du revenu des ménages disponible seulement à partir de 1986, nous a conduit à éliminer les observations relatives aux années 1979-1987. Ces observations sont en revanche utilisées pour définir les instruments (voir page 146, « méthode d'estimation »).

Nous avons vu dans le paragraphe 2 que la densité médicale est en augmentation sur notre période d'étude, au moins au niveau de la moyenne nationale (graphique 1A et 1B). Une décroissance ne doit être observée qu'à partir de 2002. Le graphique 2 permet de préciser le diagnostic sur les conditions d'exercice des médecins sur la période 1988-2000. On y a calculé, pour les médecins de l'échantillon, les moyennes annuelles régionales de la densité. Se situer au niveau régional et non départemental permet d'obtenir une meilleure lisibilité.

Le graphique 2 illustre la disparité bien connue des densités médicales, dont les niveaux moyens apparaissent très contrastés selon les régions. Concernant les évolutions, on constate que la période récente est caractérisée par une diminution de la densité médicale dans beaucoup de régions, notamment celles dont les niveaux de densité sont les plus élevés. Ainsi, dans la région PACA et en Languedoc-Roussillon, régions situées tout en haut du graphique, observe-t-on une diminution de la densité moyenne à partir de 1996. Il en est de même pour les trois régions suivantes : Midi-Pyrénées, Limousin et Aquitaine. En revanche, les régions dont les niveaux de densité sont les plus bas continuent à connaître jusqu'en 2000 une augmentation de la densité moyenne : c'est le cas de la Bourgogne, de la région Centre et de la région Champagne-Ardenne.

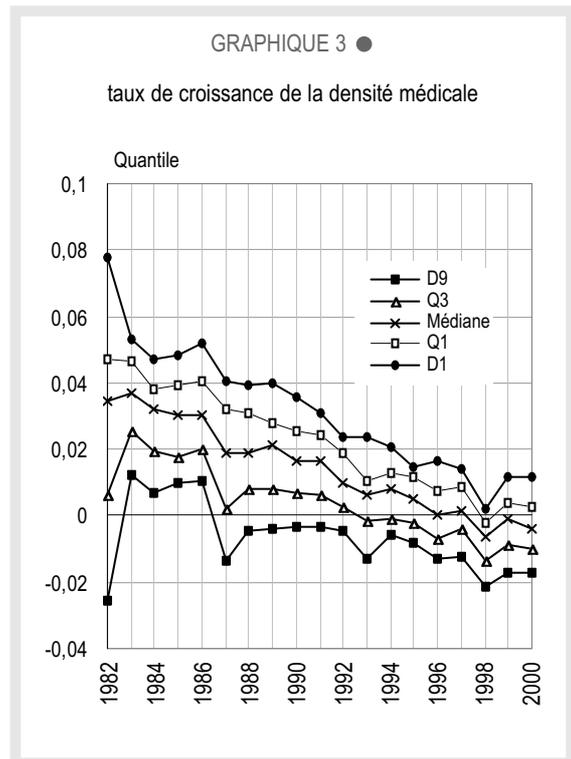
Le graphique 3 montre l'évolution et la dispersion des taux de croissance de la densité départementale pour les médecins de l'échantillon. Soit d_{it} le taux de croissance, pour le médecin i à l'année t , de la densité dans le département dans lequel il exerce. Cette variable est un indicateur de la pression concurrentielle subie par le médecin et de la demande potentielle qui s'adresse à lui (du nombre de patients par médecin). Quand la densité augmente, toutes choses égales par ailleurs, la demande qui s'adresse au médecin diminue. On a calculé, pour



chaque année, la médiane, les premier et neuvième déciles (D1 et D9) et premier et troisième quartiles (Q1 et Q3) des variables \dot{d}_{it} . Ces statistiques sont représentées dans les courbes du graphique 3, où un trait horizontal signale le cas où $\dot{d}_{it} = 0$.

Le graphique illustre bien le mouvement général de ralentissement de la croissance, puis de diminution de la densité qui est intervenu au cours de la période. Ce mouvement s'accompagne d'un resserrement des dispersions. Jusqu'en 1993, l'immense majorité des médecins connaissent chaque année une augmentation de la densité dans le département où ils exercent. C'est le cas de plus des trois quarts d'entre eux chaque année jusqu'en 1993, voire de plus des neuf dixièmes d'entre eux pour certaines années avant 1993. A partir de 1996, la courbe de la médiane passe en dessous de zéro : plus de la moitié des médecins connaissent chaque année une diminution de la densité dans leur département.

Il y a donc un fort contraste entre la période d'étude de nos travaux précédents, 1988-1993, pendant laquelle la plupart des médecins connaissent une augmentation de la densité dans leur zone d'exercice, et la période récente, où la densité diminue pour



plus de la moitié des médecins. Nous avons vu que dans la période précédente les médecins étaient rationnés sur leur nombre de patients, ce qui les conduisait à des comportements d'induction de la demande pour préserver leur revenu. Le contexte est maintenant différent et peut les conduire à d'autres comportements qu'il s'agit d'analyser.

Pour les analyses descriptive et économétrique, nous avons envisagé deux découpages en deux sous-périodes : 1988-1993 et 1994-2000 d'une part, 1988-1995 et 1996-2000 d'autre part. Le premier découpage permet de comparer les résultats avec ceux obtenus dans nos travaux précédents, le second situe la césure à l'année 1996, où la médiane des taux de croissance de la densité passe en dessous de 0. C'est ce deuxième découpage qui nous a semblé plus pertinent et que nous avons retenu finalement pour présenter les résultats, en montrant dans des estimations complémentaires qu'ils sont peu affectés par ce choix.

Le graphique 4 présente, pour chaque année, la médiane, les quartiles Q1 et Q3 et les déciles D1 et D9 des taux de croissance de l'activité des médecins n_{it} telle qu'elle est mesurée par le nombre de rencontres médecin patient. Ces statistiques sont calculées pour les médecins en régime permanent. Le graphique permet d'apprécier la grande dispersion des taux de croissance de l'activité, l'écart interquartile étant proche de 10 points. Cette dispersion est assez stable sur la période. On constate aussi que la médiane des taux de croissance, franchement négative avant 1988, s'améliore légèrement après, pour osciller au voisinage de zéro après. Cette amélioration est à rapprocher du ralentissement de la croissance des densités en fin de période.

Ce rapprochement est effectué dans le graphique 5, où figurent les médianes annuelles des taux de croissance de la densité et du nombre de rencontres médecin patient. Ce graphique illustre bien l'intuition d'une relation inverse entre croissance de la densité et évolution de l'activité individuelle du médecin.

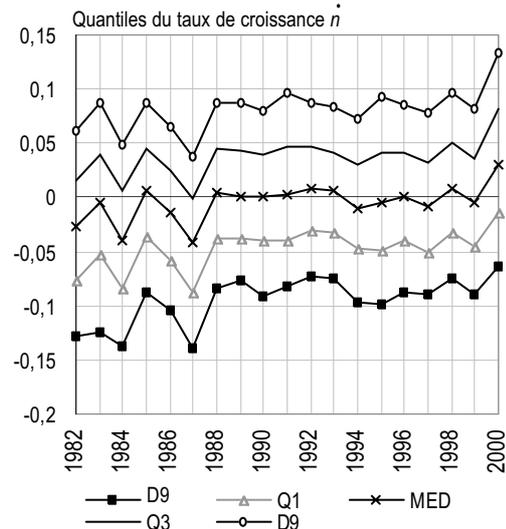
Le tableau 1 présente, pour chaque variable z considérée, la médiane et les premier et troisième quartiles des observations z_{it} . La partie haute du tableau concerne les variables prises en niveau et la partie basse les taux de croissance correspondants. Les variables privilégiées sont celles qui apparaissent dans les estimations qui seront réalisées, auxquelles on a ajouté des indicateurs des dépassements et des prescriptions afin de compléter l'approche descriptive. Les statistiques sont présentées pour la période 1988-2000 et les deux sous-périodes retenues.

La valeur médiane du nombre de rencontres est de 17 par jour. Elle apparaît relativement stable au

GRAPHIQUE 4 ●

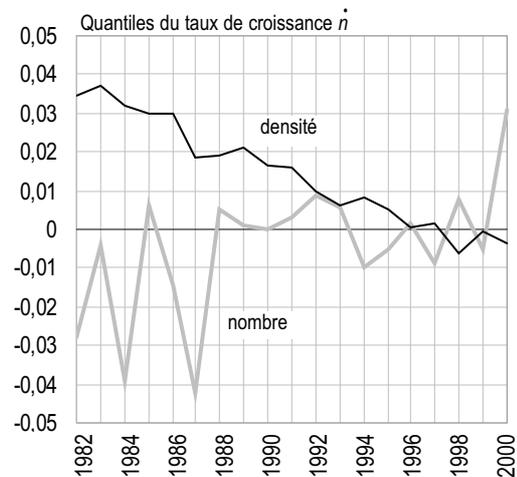
taux de croissance de l'activité médicale :
évolution et disparités

taux de croissance du nombre de rencontres par médecin



GRAPHIQUE 5 ●

médianes annuelles des taux de croissance de la densité
et du nombre de rencontres médecin patient



cours de la période, mais très dispersée, de 12 à 22 rencontres par jour, si l'on se réfère aux seules bornes de l'écart interquartile (tableau 1). Le prix moyen de chaque rencontre p_n est proche du tarif conventionnel de la consultation, à ceci près qu'il est affecté par la structure de l'activité et le contenu en actes de chaque rencontre. L'intensité des soins délivrés au cours de chaque rencontre permet au médecin, en valeur médiane, d'avoir un revenu réel supérieur de 6 % à ce qu'il obtiendrait si chaque rencontre était une simple consultation. La dispersion est loin d'être négligeable puisqu'elle est de 6 points (Q1=1,03 ; Q3=1,09). Elle augmente de 6 à 8 points au cours de la période.

Les statistiques du tableau 1 montrent que les prescriptions sont d'une importance considérable : les dépenses correspondantes représentent, en valeur médiane (41,03 euros), plus du double de la valeur de la rencontre (16,95 euros). On se concentre dans cette étude sur les comportements d'activité des médecins en se focalisant sur les variables qui influencent directement leur revenu. Les chiffres commentés ici montrent le rôle des prescriptions dans la dérive des dépenses de soins ambulatoires, alors que les revenus des médecins ne sont pas affectés directement par les prescriptions.

L'examen des taux de croissance révèle que le volume total de soins délivrés par médecin, qui

mesure le revenu réel du médecin, s'améliore ou croît plus vite après 1996. Ceci est vrai de la médiane, qui passe de -0,40 % à 1,68 % entre la première et la seconde période, mais aussi des quartiles. Cette amélioration est due à une légère croissance du nombre de rencontres (n_{it}) et à une intensification des soins (φ_{it}).

Ces évolutions sont à rapprocher de celle de la densité, dont le niveau d_{it} et les évolutions \dot{d}_{it} sont étudiées dans le tableau 1. On constate que le taux de croissance de la densité est positif dans la période 1988-1995 au niveau de la médiane et des quartiles Q1 et Q3 (rejoignant ainsi les résultats du graphique 3). Dans la seconde période, la densité est décroissante au niveau du premier quartile et de la médiane. Si l'on examine maintenant les niveaux, on constate que, pour la médiane et les quartiles, la densité est plus élevée dans la seconde période que dans la période 1988-1995, et ce à cause de la croissance généralisée observée dans la première période.

Au total, sur la période 1996-2000, les médecins sont confrontés à des niveaux de densité plus élevés qu'avant 1996. En même temps, les densités diminuent plus fréquemment. Dans ce contexte très différent de celui qui a prévalu avant 1996, leur activité semble se redresser et leur revenu progresser plus rapidement (encadré 2).

TABLEAU 1 ●

caractéristiques de l'activité des médecins en régime permanent.

	Médiane			Q1			Q3		
	1988-2000	1988-1995	1996-2000	1988-2000	1988-1995	1996-2000	1988-2000	1988-1995	1996-2000
n	17,18	17,18	17,19	12,32	12,25	12,38	22,33	22,36	22,30
pn	16,95	16,70	17,65	16,53	16,36	16,88	17,77	17,09	18,37
$\varphi = x/n$	1,06	1,06	1,06	1,03	1,03	1,02	1,09	1,09	1,10
Dépassement	0,034	0,037	0,031	0,014	0,015	0,012	0,091	0,108	0,076
Prescription	41,03	39,74	42,72	33,44	32,47	34,92	49,44	47,69	51,36
Densité	100,4	98,7	102,6	91,6	90,6	93,7	116,4	114,8	118,0
\dot{n}	0,26	0,08	0,49	-3,87	-3,96	-3,73	4,49	4,20	4,89
$\dot{\varphi}$	0,06	-0,45	0,50	-1,20	-2,09	-0,36	1,54	0,99	2,29
\dot{x}	0,50	-0,40	1,68	-4,02	-4,77	-2,96	5,23	4,12	6,65
\dot{d}	0,41	1,07	-0,21	-0,46	0,17	-0,92	1,46	2,11	0,40

Lecture :

n : nombre de rencontres médecin patient par journée d'activité (approximation calculée à partir de l'observation annuelle),

pn : tarif conventionnel de la consultation en euros constants (Base 1995) [L'indice utilisé est celui des prix à la consommation, ce qui permet d'obtenir ainsi des indicateurs de l'évolution du revenu relatif des médecins, ou du coût relatif de leurs services].

$\varphi = x/n$: Intensité moyenne des soins délivrés par rencontre.

Dépassement : valeur moyenne des dépassements par rencontre (en euros constants).

Prescription : valeur moyenne des prescriptions pharmaceutiques par rencontre en euros constants (Là encore, on utilise l'indice des prix à la consommation, lequel est moins sujet à controverses que l'indice du prix du médicament, dont on connaît les difficultés à prendre en compte les innovations. L'indicateur que nous obtenons ainsi reflète l'évolution du coût relatif de la prescription de médicaments).

Densité : nombre de médecins pour 100 000 habitants.

Les taux de croissance sont présentés en %.

Source : SNIR, Période : 1988-2000, 40 340 observations, 4 852 médecins

ENCADRÉ 2 ●

L'INTENSITÉ DES SOINS :
PERTINENCE DE L'INDICATEUR UTILISÉ POUR UN TEST DE DEMANDE INDUITE

Quand la densité médicale augmente, une augmentation de l'intensité des soins, c'est à dire le volume de soins par rencontre médecin-patient, serait un indice d'induction de la demande : cette augmentation de l'intensité des soins permettrait aux médecins de compenser la perte de revenu due à la diminution de la taille de leur clientèle. Compte tenu du rôle important qu'il joue dans le test de demande induite, il est important de questionner de façon rigoureuse la pertinence de l'indicateur que nous utilisons. Dans ce qui suit, nous étudions les composantes de la variabilité de φ

(i) . Puis nous discutons l'influence sur les résultats des estimations des revalorisations tarifaires décidées lors des conventions (ii). Dans un troisième temps, nous examinons le rôle des visites (iii).

(i) Composantes de la variabilité de φ

Compte tenu de sa définition, la variabilité de φ dépend de la structure par acte de l'activité du médecin et du prix relatif des actes résultant des conventions médicales. Le tableau A donne, sur la période concernée, la structure par acte de l'activité des médecins de notre échantillon. Puisque nous nous restreignons aux omnipraticiens du secteur 1, les actes cotés en Z sont d'une importance négligeable. Sur la période, la part des consultations augmente et passe de 64 % en 1988 à 74 % en 2000, cette augmentation correspondant à une diminution de la part des visites (de 29 % à 22 %) et de la part des rencontres cotées en K. Concernant la part des actes en K, il convient de remarquer que la distribution est assez particulière : la moitié des médecins ne font quasiment pas d'acte en K (la médiane de la part des actes en K est égale en 2000 à 0,4 %).

tableau A • Structure de l'activité des médecins
(moyennes par année calculées sur l'échantillon)

Année	Part des consultations	Part des visites	Part des rencontres cotées en K
1988	0,64	0,29	0,07
1989	0,65	0,28	0,07
1990	0,65	0,29	0,06
1991	0,66	0,28	0,06
1992	0,66	0,28	0,06
1993	0,67	0,28	0,05
1994	0,69	0,26	0,05
1995	0,70	0,25	0,05
1996	0,71	0,24	0,05
1997	0,71	0,24	0,05
1998	0,72	0,24	0,04
1999	0,73	0,23	0,04
2000	0,74	0,22	0,04

Au vu de ces premières données, on pourrait considérer que les marges de manœuvre en matière de variation de l'intensité des soins sont très limitées et ne sont le fait que d'une petite minorité de médecins de l'échantillon. Dans cette hypothèse nos estimations et les conclusions du test de demande induite seraient influencées par quelques individus non représentatifs. Tel n'est pas le cas. Le graphique 1.A représente en trait continu la valeur annuelle de (médiane [φ] -1) et, en traits discontinus, l'écart interquartile annuel de φ . L'intensité des soins contribue à une augmentation du revenu du médecin par rapport à une activité qui serait composée exclusivement de consultations. Selon les années, cette augmentation est substantielle : à part l'année 1995, où le bonus médian est assez faible (+2 %), il est non négligeable et peut atteindre +9 % (en 1989 et 2000). Mais c'est surtout les disparités interindividuelles qui influencent les estimations. Les valeurs de l'écart interquartile annuel de φ montrent qu'elles sont considérables : chaque année, pour plus de la moitié des médecins (ceux qui sont de part et d'autre de l'intervalle interquartile), les écarts de revenus sont de plus ou moins 3 %, voire 6 %.

Considérons maintenant la variabilité du taux de croissance de φ . Le graphique 1.B représente les médianes et quartiles annuels du taux de croissance de φ . Il permet de constater que cet indicateur a aussi une importante variabilité à la fois dans les dimensions inter individuelle et inter temporelle.

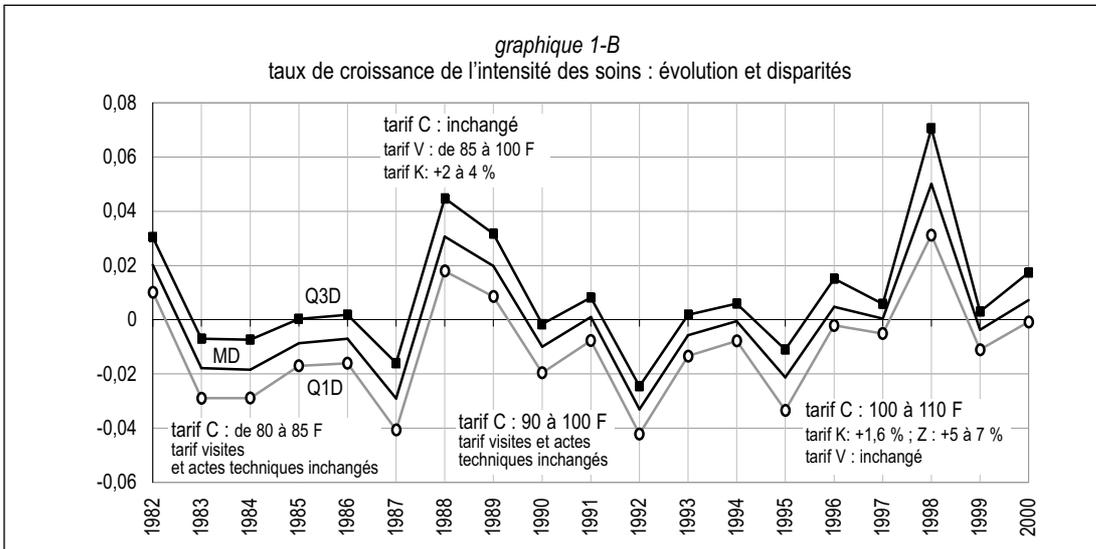
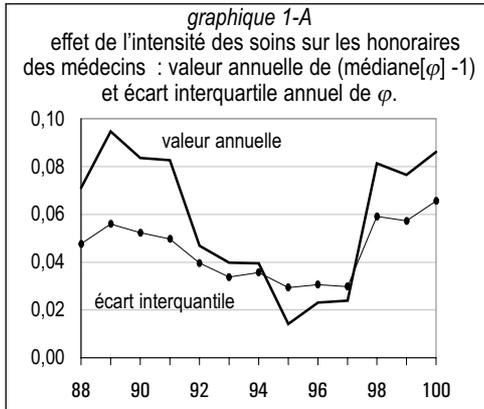
(ii) Le rôle des revalorisations tarifaires

Le volume des soins fourni par le praticien, et par conséquent, l'intensité des soins par contact médecin-patient, est définie sous l'hypothèse que les valeurs relatives des tarifs conventionnés reflètent les volumes relatifs de soins fournis. Cette hypothèse mérite d'être discutée. En effet, l'évolution de l'intensité des soins telle qu'elle est présentée pourrait être la conséquence de phénomènes distincts :

- modification du contenu des soins, enrichis en actes techniques du fait des médecins. Cela correspond à un phénomène de demande induite au sens strict.

- modification des prix relatifs : une augmentation du ratio « tarif actes techniques / tarif consultation » entraîne automatiquement, à comportements inchangés, une augmentation du volume des soins sous l'hypothèse retenue que les différences de tarifs reflètent des différences de volume de soins, et donc une augmentation de l'intensité des soins. Cette augmentation ne peut pas s'interpréter en termes de demande induite.

Une augmentation du prix relatif des consultations de base conduit à une diminution de notre indicateur de l'intensité des soins, puisque la valeur des consultations sert de référence. Inversement, une diminution du prix relatif des consultations (liée à une augmentation relative de la valeur des actes techniques ou des visites à domicile) conduit à une augmentation de l'indicateur de l'intensité des soins. En revenant au graphique 6bis, on constate ainsi que les fluctuations temporelles de notre indicateur sont influencées par



les revalorisations des tarifs conventionnels. Soulignons que ces fluctuations peuvent s'observer à structure de soins constante et découler exclusivement des chocs sur les prix relatifs (même si une influence des prix relatifs sur la structure des soins n'est pas à exclure).

Toutefois, cette influence des revalorisations tarifaires sur la variable φ s'exerce de façon plus ou moins¹ identique pour tous les médecins, une année donnée. De ce fait, son impact dans les estimations se limite à un effet sur la variable indicatrice temporelle. L'influence des revalorisations tarifaires sur la variable φ ne devrait pas affecter l'estimation de l'élasticité de l'intensité des soins par rapport à la densité médicale, puisque cette estimation dépend essentiellement des variabilités dans la dimension interindividuelle.

Le tableau B montre que les fluctuations temporelles de la médiane de φ qui apparaissent dans le graphique 6.B sont parfaitement saisies par les coefficients estimés des indicatrices temporelles lorsque l'on estime une équation de la forme : $\dot{\phi}_{it} = \beta \dot{d}_{it} + c'_t$

	$\dot{\phi}$
\dot{d}	0,202
c'_t	
1988	0,028
1989	0,017
1990	-0,014
1991	-0,004
1992	-0,035
1993	-0,007
1994	-0,003
1995	-0,026
1996	0,009
1997	0,000
1998	0,054
1999	-0,003

(iii) Le rôle des visites

Une autre objection aux tests de demande induite basés sur l'indicateur peut invoquer le fait qu'il serait fortement influencé par la proportion de visites. Or, celles-ci constitueraient l'essentiel de l'activité des médecins généralistes et seraient corrélées à la densité médicale à cause des coûts de transport liés à la distance entre le médecin et son patient. La pertinence de cet argument n'est pas évidente, compte tenu du fait que les visites relèvent plus de l'initiative du patient que de celle du médecin. Nous avons toutefois voulu examiner si l'essentiel de la variabilité de l'indicateur φ n'était pas lié aux visites. Dans ce but, nous avons calculé un indicateur φ', qui exclut les visites (on a $\phi' = x' / n'$, où n' et x' sont calculés hors visites. Le tableau C permet de constater que la variabilité de φ' est tout à fait comparable à celle de φ. Par ailleurs, la corrélation entre ces deux indicateurs est égale à 0,842.

	Médiane	Q1	Q3	D1	D9
1988-2000					
φ	1,056	1,027	1,092	1,008	1,137
φ' (hors visites)	1,046	1,017	1,098	1,000	1,186

1 - L'impact varie selon la structure des soins du médecin.

4 - RÉSULTATS ÉCONOMÉTRIQUES : UN TEST DE DEMANDE INDUITE POUR LA PÉRIODE RÉCENTE

Le tableau 2 donne les résultats obtenus lors de l'estimation des spécifications (2), (3) et (4) par les moindres carrés ordinaires et les moments généralisés.

$$\dot{n}_{it} = \alpha \dot{d}_{it} + \gamma \dot{rev}_{it} + c_t + \dot{\varepsilon}_{n,it} \quad (2)$$

$$\dot{\varphi}_{it} = \beta \dot{d}_{it} + \gamma' \dot{rev}_{it} + c'_t + \dot{\varepsilon}_{\varphi,it} \quad (3)$$

$$\dot{x}_{it} = a \dot{d}_{it} + \gamma'' \dot{rev}_{it} + c''_t + \dot{\varepsilon}_{x,it} \quad (4)$$

Comme précédemment, on note l'élasticité du nombre de rencontres médecin patient (n) par rapport à la densité, α l'élasticité du volume de soins fournis (x) par rapport à la densité et β l'élasticité de l'intensité des soins (φ) par rapport à la densité.

Les résultats obtenus sont similaires à ceux déjà obtenus lors des études précédentes. Sur la période 1988-1993, nous trouvons : $\alpha = -0,22$ et $\beta = +0,13$ pour les omnipraticiens du secteur 1.

Les estimations issues des moindres carrés ordinaires (MCO) et de la méthode des moments généralisés (MG) appliqués à l'échantillon actualisé sur la période 1988-2000 conduisent à des valeurs assez proches entre elles. Les estimations sont comparables aux résultats déjà obtenus. En considérant les estimations par les MG, on trouve en effet :

$$\alpha = -0,40 \text{ et } \beta = +0,12$$

A première vue, les résultats précédents sont donc confirmés et peuvent recevoir la même interprétation : l'augmentation de la densité conduit à un rationnement des médecins sur le nombre de leurs consultations. Ce rationnement est partiel puisque α est supérieur à -1. Les médecins compensent le rationnement subi sur leurs consultations par une augmentation de l'intensité des soins par rencontre ($\beta > 0$).

On a vu cependant que la période récente se caractérise par un niveau plus élevé de la densité, accompagné de diminutions plus fréquentes. Ces

TABLEAU 2 ●

comportements d'offre de soins : estimations sur la période 1988-2000

Variable expliquée	\dot{n}		$\dot{\varphi}$		\dot{x}	
	MCO	MG	MCO	MG	MCO	MG
\dot{d}	-0,371 (0,035)	-0,405 (0,001)	0,200 (0,014)	0,120 (0,0003)	-0,171 (0,034)	-0,259 (0,001)
\dot{rev}	-0,215 (0,04)	0,181 (0,002)	0,030 (0,016)	-0,002 (0,0005)	-0,186 (0,035)	0,224 (0,002)
R^2	0,016	-	0,223	-	0,069	-
Sargan		768,03		781,47		757,49
Seuils 5 % / 1 %		599,37 / 623,66		599,37 / 623,66		599,37 / 623,66

Période 1988-2000. Régressions avec indicatrices temporelles.

Régressions pour des médecins omnipraticiens du secteur 1 en régime permanent (ANC>=7)

MCO : 37913 observations.

MG : méthode des moments généralisés avec s>=6 : Instruments : Lrev Ldens lc lij Lag2(Log(y)) Lph

3 5113 observations, 3402 médecins.

Les écart-types figurent entre parenthèses sous les coefficients estimés.

TABLEAU 3 ●

comportement d'offre de soins : estimations par périodes 1988-1995 / 1996-2000 (moments généralisés)

Variable expliquée	1988 - 1995			1996 - 2000		
	\dot{n}	$\dot{\varphi}$	\dot{x}	\dot{n}	$\dot{\varphi}$	\dot{x}
\dot{d}	-0,105 (0,002)	0,082 (0,0005)	-0,129 (0,002)	-0,619 (0,003)	0,046 (0,0006)	-0,665 (0,003)
\dot{rev}	0,267 (0,004)	-0,152 (0,0008)	0,233 (0,004)	-0,542 (0,004)	-0,085 (0,001)	-0,593 (0,004)
Sargan	360,00	532,08	397,91	218,24	426,45	245,87
Seuils 5 % / 1 %	249,13 / 265,05			110,90 / 121,77		

Estimations avec la méthode des moments généralisés avec s>=6 : Instruments : Lrev Ldens lc lij Lag2(Log(y)) Lph

Régressions avec indicatrices temporelles.

18 178 observations et 2 540 médecins sur la première période.

13 442 observations et 2 885 médecins sur la deuxième période.

Régressions pour des médecins omnipraticiens du secteur 1 en régime permanent (ANC>=7)

Les écart-types figurent entre parenthèses sous les coefficients estimés.

diminutions concernent plus de la moitié des médecins à partir de 1996. Pour examiner l'effet de ce nouveau contexte sur le comportement des médecins, on a effectué les estimations en partageant les observations en deux sous-périodes : 1988-1995 et 1996-2000. Les résultats de ces estimations figurent dans le tableau 3 (moments généralisés).

Examinons auparavant la question du découpage en périodes. Il peut se faire en référence à la période couverte par nos premières études (1988-1993). Dans ce cas, l'année de césure est 1994. On peut aussi prendre comme point de rupture l'année 1996, où le taux de croissance médian de la densité médicale passe en dessous de zéro (voir graphique 3). On aboutit alors au découpage 1988-1993/ 1994-2000. Il nous a semblé préférable de retenir ce deuxième découpage. Toutefois, on présente dans les tableaux 4.A et 4.B les estimations des modèles (2), (3) et (4) par les moindres carrés ordinaires sur les deux découpages en périodes. La comparaison des résultats obtenus permet de constater que les résultats pour la première période sont très robustes par rapport au choix de découpage :

c'est ce qui importe pour la comparabilité des résultats ici commentés avec les études précédentes. Sur la deuxième période, seule l'élasticité α apparaît sensible au choix de périodisation.

Les résultats du tableau 3 montrent un important changement dans l'élasticité entre les deux périodes : elle augmente beaucoup, en valeur absolue, après 1996.

Pour regrouper les résultats, on a (MG des tableaux 2 et 3) :

Période	α	β
1988-2000	-0,40	+0,12
1988-1995	-0,10	+0,08
1996-2000	-0,62	+0,05

Quand la densité augmente, les médecins subissent un rationnement sur leur activité (mesurée par le nombre de rencontres) beaucoup plus sévère après 1996 que dans la période précédente. Un point d'augmentation de la densité conduit à une diminution du nombre de rencontres de 0,6 point après

TABLEAU 4-A ●

comportement d'offre de soins : estimations par périodes 1988-1993/ 1994-2000, moindres carrés ordinaires

	1988 - 1993			1994 - 2000		
	\dot{n}	$\dot{\phi}$	\dot{x}	\dot{n}	$\dot{\phi}$	\dot{x}
\dot{d}	-0,541 (0,046)	0,220 (0,016)	-0,321 (0,045)	-0,172 (0,053)	0,182 (0,021)	-0,011* (0,052)
$\dot{r\acute{e}v}$	-0,359 (0,055)	-0,007 (0,002)	-0,367 (0,055)	-0,071* (0,057)	0,059 (0,023)	-0,012 (0,056)
R^2	0,015	0,281	0,047	0,018	0,212	0,082

Régressions avec indicatrices temporelles.
 * : Coefficient non significatif au seuil de 5%.
 16 389 observations et 3 488 médecins sur la première période.
 24 149 observations et 4 361 médecins sur la deuxième période.
 Régressions pour des médecins omnipraticiens du secteur 1 en régime permanent (ANC>=7)
 Les écart-types estimés figurent entre parenthèses sous les coefficients estimés.

TABLEAU 4-B ●

comportement d'offre de soins : estimations par périodes 1988-1995/ 1996-2000, moindres carrés ordinaires

	1988 - 1993			1994 - 2000		
	\dot{n}	$\dot{\phi}$	\dot{x}	\dot{n}	$\dot{\phi}$	\dot{x}
\dot{d}	-0,515 (0,043)	0,298 (0,016)	-0,217 (0,042)	-0,071* (0,061)	0,013* (0,025)	-0,057 (0,059)
$\dot{r\acute{e}v}$	-0,400 (0,048)	0,031 (0,018)	-0,369 (0,048)	0,182 (0,071)	0,071* (0,029)	0,189 (0,069)
R^2	0,015	0,232	0,045	0,022	0,240	0,098

Régressions avec indicatrices temporelles.
 * : Coefficient non significatif au seuil de 5%.
 22 740 observations et 3 885 médecins sur la première période.
 8 477 observations et 1 905 médecins sur la deuxième période.
 Régressions pour des médecins omnipraticiens du secteur 1 en régime permanent (ANC>=7)
 Les écart-types estimés figurent entre parenthèses sous les coefficients estimés.

1996, et de 0,1 point seulement avant. Un tel résultat peut recevoir deux explications :

- après 1996, le niveau de la densité est plus élevé, ce qui accroît les rationnements liés à la concurrence (effet de saturation du marché) ;
- après 1996, la densité diminue dans beaucoup de cas et les élasticités seraient différenciées à la hausse ou à la baisse.

Pour étudier la pertinence de la deuxième explication, nous avons repris les estimations en considérant des modèles admettant des élasticités différentes lorsque la densité augmente ou diminue.

Le tableau 5 présente les estimations, par les moments généralisés, des spécifications (2'), (3') et (4') définies par :

$$\dot{n}_{it} = \alpha^+ I_{d>0} \cdot \dot{d}_{it} + \alpha^- I_{d<0} \cdot \dot{d}_{it} + \gamma \text{r} \dot{e}v_{it} + c_t + \dot{\epsilon}_{n,it} \quad (2')$$

$$\dot{\phi}_{it} = \beta^+ I_{d>0} \cdot \dot{d}_{it} + \beta^- I_{d<0} \cdot \dot{d}_{it} + \gamma' \text{r} \dot{e}v_{it} + c'_t + \dot{\epsilon}_{\phi,it} \quad (3')$$

$$\dot{x}_{it} = a^+ I_{d>0} \cdot \dot{d}_{it} + a^- I_{d<0} \cdot \dot{d}_{it} + \gamma'' \text{r} \dot{e}v_{it} + c''_t + \dot{\epsilon}_{x,it} \quad (4')$$

Le résultat obtenu montre que l'augmentation de la magnitude de l'élasticité α après 1996 est clairement due à une asymétrie des élasticités à la hausse et à la baisse. Lorsque la densité croît, on a $\alpha^+ = -0,12$ et $\beta^+ = +0,16$. Lorsque, à l'inverse, la densité décroît, on a $\alpha^- = -0,80$ et $\beta^- = +0,02$.

Ainsi, lorsque la densité augmente, on observe un rationnement des médecins sur le nombre de consultations ($\alpha^+ < 0$). Ce rationnement est partiel : α^+ est très supérieure à la valeur (-1) qui correspondrait à un partage égalitaire de la pénurie de patients entre les praticiens. Par ailleurs, ce rationnement est compensé par une augmentation de l'intensité des soins par rencontre ($\beta^+ > 0$). Au total, on trouve même que

cette augmentation de l'intensité des soins engendre une hausse du revenu du médecin supérieure à l'érosion due à la diminution du nombre de rencontres. En effet, les honoraires par médecins croissent quand la densité augmente puisque l'on trouve¹⁶ :

$$a^+ = +0,06.$$

Quand la densité diminue, la demande qui s'adresse au médecin augmente, toutes choses égales par ailleurs. On observe que dans ce cas l'activité (n) de chaque médecin augmente beaucoup plus ($\alpha^+ = -0,80$) qu'elle ne diminue lorsque la densité augmente ($\alpha^+ = -0,12$). On trouve une valeur de α^- proche de -1 : on n'est pas loin du cas où les médecins se partageraient de façon égalitaire le surcroît de patients disponibles, compte tenu de la diminution du nombre de leurs confrères.

On a : $|\alpha^-| > |\alpha^+|$. Cette asymétrie des réactions selon l'évolution, croissante ou décroissante, de la densité constitue une preuve supplémentaire de l'existence de comportements de demande induite. Lorsque le revenu des médecins peut être augmenté par une élévation du nombre de consultations, leur activité réagit avec une élasticité élevée à l'augmentation de la demande résultant d'une baisse de la densité. A l'inverse, lorsque la demande qui s'adresse à eux diminue du fait d'une augmentation du nombre de leur confrères, on observe une forte rigidité à la baisse de leur activité.

Cette interprétation en termes de rigidité à la baisse de l'activité des médecins avait déjà été avancée, puisque l'on trouvait $\alpha > 1$ dans le contexte d'une densité en croissance. Le fait que α était très supérieure à la valeur (-1) suggérait un comportement de demande induite : le rationnement subi par les médecins sur le nombre de leurs consultations était très partiel, inférieur à celui qui aurait correspondu à un partage égalitaire de la pénurie de patients.

Ce raisonnement pouvait toutefois être contesté par deux objections :

(a) les variations de la densité entraînent des changements dans la distance au médecin et donc des modifications dans la relation entre densité et demande de soins ambulatoires ;

(b) une hétérogénéité des médecins et de leurs « bassins de patients » conduit, au niveau moyen du coefficient estimé, à une valeur supérieure à -1 (effet d'agrégation¹⁷).

Si l'on retient l'idée que la répartition spatiale des médecins est une composante de leur hétérogénéité, ces deux arguments sont assez proches : ils mettent l'accent sur le fait que des hétérogénéités peuvent

TABLEAU 5 ●

comportement d'offre de soins : asymétrie des élasticités, moments généralisés

	\dot{n}	$\dot{\phi}$	\dot{x}
$\dot{d} \geq 0$	-0,122 (0,003)	0,160 (0,0007)	0,062 (0,003)
$\dot{d} < 0$	-0,798 (0,003)	0,020 (0,0006)	-0,754 (0,003)
$\text{r} \dot{e}v$	0,204 (0,002)	-0,008 (0,0005)	0,333 (0,003)
SARGAN	0,015	715,37	751,37
Seuils 5 % / 1 %	598,32 / 622,59		

Estimations avec la méthode des moments généralisés avec $s \geq 7$:

Instruments : Lrev Ldens lc lij Lag2(Log(y)) Lph

Régressions avec indicatrices temporelles sur la période 1988-2000.

33 895 observations et 3 217 médecins sur la période.

Régressions pour des médecins omnipraticiens du secteur 1 en régime permanent (ANC >= 7)

Les écart-types figurent entre parenthèses sous les coefficients estimés.

16 - Comme on a $\dot{x} = \dot{n} + \dot{\phi}$, cette relation linéaire doit se retrouver au niveau des élasticités estimées, soit : $a = \alpha + \beta$, $a^+ = \alpha^+ + \beta^+$ et $a^- = \alpha^- + \beta^-$. Ceci est vrai des moindres carrés ordinaires, estimateur linéaire, mais non des moments généralisés puisqu'il s'agit d'un estimateur en deux étapes. Les élasticités estimées par les MG dans les tableaux 2, 3 et 5 ne vérifient pas exactement ces égalités comptables mais s'en approchent.

17 - Rappelons que le raisonnement en termes de biais d'agrégation ne permet pas de définir un signe du biais, mais seulement d'expliquer que $a \neq -1$

affecter la relation entre densité médicale et demande de soins qui s'adresse au médecin, pour un ensemble donné de patients.

Les résultats du tableau 5 permettent de mesurer la portée de ces arguments. On peut en effet supposer que les effets de distance (a) et d'agrégation (b) qui affectent l'estimation de l'élasticité du nombre de rencontres par rapport à la densité jouent symétriquement à la hausse ou à la baisse. De ce fait, trouver $|\alpha^-| > |\alpha^+|$ révèle une rigidité à la baisse du nombre de rencontres médecin patient émanant d'un comportement de demande induite.

Quand la densité diminue, on trouve $\alpha^- = -0,80 > -1$. Le nombre de rencontres médecin patient n'augmente pas autant, pour chaque médecin, que le surcroît de demande qui devrait résulter d'une répartition égale des patients entre un nombre réduit de médecins. Ce résultat peut recevoir deux interprétations :

(i) Le médecin peut répondre intégralement au surcroît de demande qui s'adresse à lui. Mais ce surcroît de demande est égal à 0,8 point lorsque la densité diminue de 1 point (effets de distance et d'agrégation).

(ii) Le médecin ne répond pas intégralement au surcroît de demande qui s'adresse à lui : la maximisation de son utilité (son arbitrage loisir-travail) le conduit à ne pas vouloir augmenter sa charge de travail (le nombre de consultations) à un taux égal en valeur absolue au taux de croissance de la densité. Dans cette hypothèse, ce sont les patients qui seraient rationnés et, à terme, on pourrait observer la formation de files d'attente.

Cette deuxième interprétation semble pouvoir être écartée : en effet, on observe, en même temps que la hausse du nombre de consultations, une diminution de l'intensité des soins ($\beta > 0$). Si le médecin imposait à ses patients un rationnement sur le nombre de rencontres, on peut penser qu'apparaîtrait, pour répondre à la demande de soins, une compensation sous la forme d'une augmentation de l'intensité des soins. Le signe obtenu pour l'élasticité β^- contredit cette interprétation. Tout se passe donc comme si, après une phase d'augmentation de la densité au cours de laquelle nous avons vu que les médecins effectuaient de la demande induite via une intensification des soins ($\beta^+ > 0$), les médecins rétablissaient, à la baisse, un niveau « normal » d'intensité.

Les élasticités estimées pour l'indicateur x permettent d'étudier comment varie le revenu réel de chaque médecin (au sens des honoraires) en fonction de la densité. Les résultats du tableau 5 montrent que les élasticités α sont positives : les honoraires réels du médecin augmentent dans tous les cas.

Quand la densité est croissante, les honoraires réels augmentent, très faiblement, de 0,06 point pour un point d'augmentation de la densité. Cette augmenta-

tion du revenu est due au fait que l'intensité des soins augmente plus que le nombre de rencontres ne diminue (demande induite).

Quand la densité est décroissante, les honoraires réels augmentent beaucoup plus fortement, de 0,75 point pour un point de diminution de la densité. Cette augmentation est due exclusivement à une augmentation du nombre de rencontres médecin patient : elle est seulement légèrement limitée par une faible diminution de l'intensité des soins. Ce comportement témoigne d'une réponse du médecin à un surcroît de demande qui lui est adressé (il est compatible avec l'absence d'induction de la demande).

Au delà de la problématique de l'induction de la demande, on constate que l'activité et le revenu réel des médecins sont très sensibles à l'évolution de la densité lorsque celle-ci diminue. Les diminutions prévues pour la densité médicale (graphique 1) montrent que l'on va vers une amélioration du revenu des médecins. Celle-ci serait due à une augmentation du nombre de rencontres médecin patient et donc à une durée du travail accrue. Il faut que cette augmentation de la charge de travail recueille leur assentiment pour que l'on n'assiste pas à la création de pénurie de soins et de files d'attente. Le fait que l'on n'observe pas de pénurie de soins sur notre période d'estimation n'exclue pas leur apparition au terme de plusieurs années de diminution de la densité.

En tout état de cause ces résultats montrent qu'une maîtrise rigoureuse de l'évolution des densités est un point crucial de la régulation de la médecine ambulatoire dans notre pays.

Quelle est l'influence de ces comportements d'induction sur l'évolution globale des dépenses en ambulatoire ? Un premier calcul permet d'effectuer une évaluation approximative (encadré 3). Sur notre échantillon représentatif, on observe que la croissance réelle du volume de soins fournis (x) est de 57 % entre 1988 et 2000. Cette croissance est due à divers facteurs : la progression du revenu des ménages, l'évolution des techniques et celle des caractéristiques sociodémographiques de la population (ces différents facteurs sont pris en compte dans les modèles estimés par la variable rev et les paramètres c_i). Elle est due aussi aux mouvements de la densité. L'influence de la densité correspond à la fois à l'augmentation de l'offre que constitue la hausse du nombre de médecins, mais aussi aux phénomènes de demande induite. On évalue l'effet de la densité sur la croissance des dépenses à 10,3 %, dont 8,18 % sont dus aux comportements de demande induite. Cet effet est loin d'être négligeable : un septième environ de la progression des dépenses en médecine ambulatoire (hors prescription) serait dû aux comportements de demande induite. ■

ENCADRÉ 3 ●

INFLUENCE DES COMPORTEMENTS D'INDUCTION SUR L'ÉVOLUTION DES DÉPENSES AMBULATOIRES

En supposant une homogénéité de l'activité des médecins en régime permanent et des débutants, la dépense totale (DT) de médecine ambulatoire (hors prescriptions) est : $DT + N * x$ (où N désigne le nombre de médecins). A population constante, le taux de croissance de la densité médicale est égal au taux de croissance du nombre de médecins. L'effet sur la dépense totale d'une augmentation de 1 % de la densité médicale est ainsi de $1+0,06=1,06$ %. Pareillement, l'effet sur la dépense totale d'une baisse de la densité baisse de 1 % est une baisse de $-1+0,75=-0,25$ %. La croissance globale de la dépense totale de médecine ambulatoire (hors prescriptions) est due en partie aux mouvements de densité (baisse ou hausse). Sur notre échantillon représentatif, cette croissance globale réelle du volume de soins fournis (x) est de 57 % entre 1988 et 2000. On évalue, dans cette croissance, ce qui est dû à l'évolution de la densité en multipliant, pour chaque année, le taux de croissance annuel de la densité par $-0,25$ ou $1,06$, selon le signe de l'évolution observée. Sur la période 1988-2000, on obtient un effet total de l'évolution de la densité sur celle de la dépense en ambulatoire (hors prescriptions) de 10,3 %. Cet effet correspond à la fois aux effets de l'augmentation de l'offre que constitue la hausse du nombre de médecins, mais aussi aux phénomènes de demande induite. Pour évaluer la part due à la demande induite, on suppose qu'en l'absence de tels comportements il y aurait symétrie des coefficients estimés à la hausse ou à la baisse. Ceci revient à supposer que lorsque la densité augmente de 1 % le revenu x du médecin baisse de 0,75 %. Sous cette nouvelle hypothèse censée représenter l'absence d'induction, l'effet densité sur la période 1988-2000 est alors évalué à 2,12 %, au lieu de 10,3 % réellement observés. On en déduit que la dérive des dépenses due aux comportements d'induction est égale à 8,18 %, soit un septième environ de la progression totale observée.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BÉJEAN S., (1997), « L'induction de la demande par l'offre en médecine ambulatoire : quelques évidences empiriques issues du contexte français », *Cahiers de sociologie et de démographie médicale*, n°3-4.
- BÉJEAN S. et GADREAU M., (1992), « Asymétries d'information et régulation en médecine ambulatoire », *Revue d'économie politique*, n°102 : 208-227.
- CNAMTS, (2002), « Le panel Milou », par BONNET N., mimeo.
- CROMWELL J. et MITCHELL J.B., (1981), « Physician behavior under the Medicare assignment option », *Final report HFCA contract 500-78-9951*.
- CUTLER D.M. et ZECKHAUSER R.J., (2000), « The anatomy of health insurance », in *Handbook of Health Economics*, Vol. 1A, chapitre 11, CULYER A.J. et J.P. Newhouse eds, North-Holland.
- DELATTRE E. et DORMONT B., (2000), « Induction de la demande de soins par les médecins libéraux français », *Economie et Prévision*, n°142, 137-161.
- DELATTRE E. et DORMONT B., (2003), « Fixed Fees and Physician-Induced Demand : a Panel Data Study on French Physicians », *Health Economics*, 12: 741-754
- DRANOVE D. et WEHNER P., (1994), « Physician-induced demand for childbirths », *Journal of Health Economics*, 13:61-73.
- DARRINÉ S., (2002), « Un exercice de projection de la démographie médicale à l'horizon 2020 : les médecins dans les régions et par mode d'exercice », *Drees, Etudes et résultats*, n° 156.
- NEIL X., (2002), « La démographie médicale à l'horizon 2020 : une réactualisation des projections à partir de 2002 », *Drees, Etudes et résultats*, n° 162.
- BESSIÈRE S., BREUIL-GENIER P., DARRINÉ S., (2004), « La démographie médicale à l'horizon 2025 : une actualisation des projections au niveau national », *Drees, Etudes et résultats*, n° 352.
- BESSIÈRE S., BREUIL-GENIER P., DARRINÉ S., (2004), « La démographie médicale à l'horizon 2025 : une régionalisation des projections », *Drees, Etudes et résultats*, n° 353.
- EVANS, 1974., « Supplier-Induced Demand. Some empirical evidence and implications ». In *Perlman M.*, « *The economics of health and medical care* » pp162-173
- FIVAZ-CHATARD C. et PERRET J.-P., (2002), « L'activité des infirmiers libéraux », *Rencontres Thématiques 2002, Synthèse des communications*, CNAMTS, Direction des Statistiques et des Etudes.
- GENIER P. (1998), « Assurance et recours aux soins : une analyse microéconométrique à partir de l'enquête Santé 1991-1992 de l'Insee », *Revue Economique*, vol 49, n°3.
- GREEN J. (1978), « Physician-Induced demand for medical care », *Journal of Human Resources*, n°13.
- GRYTTE R.J. et SORENSEN J., (2001), « Type of Contract and Supplier-Induced Demand for Primary Physicians in Norway », *Journal of Health Economics*, 20:379-393.
- Haut conseil pour l'avenir de l'assurance maladie. (2004) « Rapport pour l'avenir de l'assurance maladie », 22 janvier 2004.
- IVERSEN T. (2004), « The effects of a patient shortage on general practitioners' future income and list of patients », *Journal of Health Economics*, 23:673-694.
- MOULTON, B. (1990), « An illustration of a pitfall in estimating the effects of aggregate variables on micro units », *Review of Economics and Statistics*, 70: 334-338.
- MC GUIRE T.G. (2000), « Physician Agency ». in *Handbook of Health Economics*, Vol. 1A, chapitre 9, A.J. CULYER et J.P. NEWHOUSE eds, North-Holland.
- MOATTI J.-P., PARAPONARIS A., PROTOPOESCU C. et VENTELOU B. (2004), « Testing for selection bias in a simultaneous equations model of general practitioners' workload and prescription costs », *mimeo*.
- PAULY M.V. (1980), « Doctors and their workshops », *NBER*.
- PAULY M.V. et SATTERTHWAITTE (1981), « The pricing of primary care physicians' services. A test of the role of consumer information », *Bell Journal of Economics*, pp 488-506.
- ROCHAIX L. (1989), « Information asymmetry in the market for informed expert's services », *Journal of Health Economics* 8:53-84.
- ROCHAIX L. (1995), « La demande induite. Pourra-t-on un jour en mesurer l'envergure ? » *Commission des comptes et des budgets économiques de la Nation, Ministère de l'Economie et des finances*.
- ROCHAIX L. et JACOBZONE S. (1997), « L'hypothèse de demande induite : un bilan économique », *Economie et Prévision*, n°129-130, pp 25-36.
- SCHAAFSMA (1994), « A new test for supplier-inducement and application to the canadian market for medical care », *Journal of Health Economics* 13:407-431.
- SORENSEN R.J. and GRYTTE J. (1999), « Competition and Supplier-Induced Demand in a Health Care System with Fixed Fees », *Health Economics*, 8:497-508.
- WOLINSKY (1993), « Competition in a market for informed expert's services », *Rand Journal of Economics*, pp 380-398.

DESCRIPTION DE LA BASE DE DONNÉES FOURNIE PAR LA CNAMTS

Fin 2002, le service statistique de la CNAMTS nous a transmis les données de la base MILOU, qui correspond à une réactualisation du panel de médecins que nous avons utilisé dans les études précédentes.

Ces données résultent d'un tirage au hasard au 1/10ème dans la population des médecins libéraux, avec renouvellement des sortants. La période couverte est maintenant la période 1979 à 2000. La réactualisation ne concerne pour le moment que les omnipraticiens. Les données relatives aux spécialistes sur la période 1994-2000 (en complément des données dont nous disposons déjà) ne nous ont pas été communiquées.

TABLEAU 1 ● taux de couverture par l'échantillon MILOU (Source : CNAMTS 2002)

Année	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Effectif Milou	5 416	5 517	5 566	5 589	5 776	5 840	5 881	5 910	5 896	5 863	5 879
Effectif des omnipraticiens	58 159	58 947	59 519	59 967	60 319	60 571	60 815	60 497	60 514	60 580	60 823
Part des omnipraticiens dans Milou	9,3 %	9,4 %	9,4 %	9,3 %	9,6 %	9,6 %	9,7 %	9,8 %	9,7 %	9,7 %	9,7 %

Sur la période 1979-2000, le fichier contient, pour chaque médecin et chaque année :

- l'identifiant individuel du médecin ;
- ses caractéristiques individuelles (sexe, âge ...) ;
- la spécialité exercée et le mode d'exercice conventionnel (secteur 1 ou 2) ;
- le descriptif de son activité dans l'année : nombre de visites, de consultations, d'actes de radiologie ou de petite chirurgie, le montant de ses prescriptions (pharmacie, nombre de jours d'arrêts de travail, nombre de coefficients de biologie) ;
- le montant de ses honoraires et dépassements.

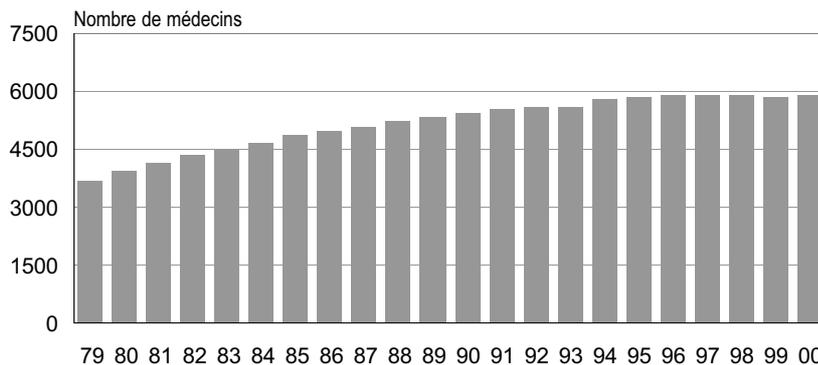
De plus, à partir de 1998, nous avons accès aux informations complémentaires du SNIR-Clientèle, qui sont intégrées au SNIR-PS.

Elles donnent des informations sur la clientèle des médecins :

- nombre de patients ;
- caractéristiques (exonération ou non du TM, répartition par tranche d'âge)

Le graphique 1 montre que l'évolution des effectifs de l'échantillon reproduit bien l'évolution démographique de la population concernée.

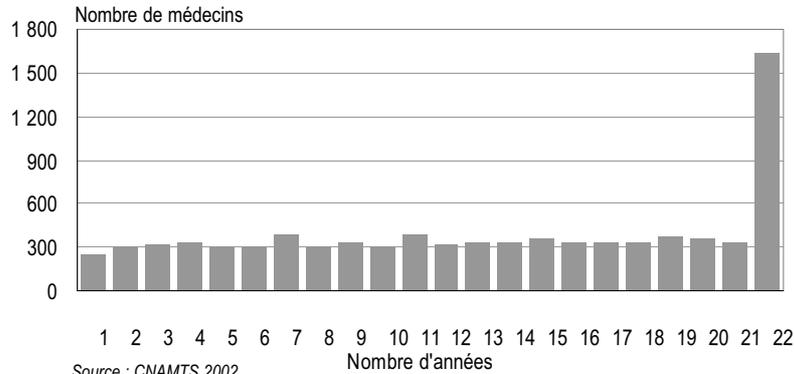
GRAPHIQUE 1 ● nombre de médecins présents dans la base chaque année



Source : CNAMTS 2002

L'échantillon est représentatif et donc non cylindré : tout les médecins ne sont pas présents tout au long de la période d'observation. Certains partent à la retraite avant 2000, certains entrent en activité après 1979. Au total, le nombre d'années de présence dans l'échantillon est représenté dans le graphique 2. Chaque année, environ 300 médecins partent et sont renouvelés, ce qui conduit à des effectifs de 300 environ pour les durées de présence variant entre 1 et 21 ans. Par ailleurs, on observe que 1650 médecins environs sont présents de 1979 à 2000.

GRAPHIQUE 1 ● nombre de médecins présents dans la base Milou



Source : CNAMTS 2002

Les tableaux 2.a (pour les omnipraticiens du secteur 1) et 2.b (pour les omnipraticiens du secteur 2) complètent la description générale de l'échantillon. On y a calculé, par année, les effectifs, le pourcentage de femmes, de débutants et de médecins dans la dernière année de leur carrière. Les débutants sont définis comme les médecins ayant moins de huit ans d'ancienneté. En effet, les investigations réalisées dans les travaux précédents (Delattre et Dormont 2000, 2003) ont montré qu'il fallait 7 ans pour que les médecins aient un taux de croissance de leur activité qui se stabilise, signalant la fin de la phase de constitution de clientèle et l'entrée dans ce que nous avons qualifié le « régime permanent ».

Les données des tableaux 2.a et 2.b montrent la féminisation progressive de la profession médicale. On observe aussi des progressions en rapport avec les dates de création puis de fermeture du secteur 2. Par ailleurs, le ralentissement démographique de fin de période apparaît clairement dans l'évolution des pourcentages de débutants.

TABLEAU 2-A ● omnipraticiens du secteur 1

Années	Effectifs	Femmes en %	débutants en %	Fin de carrières en %
1979	3 408	9,24	50,18	1,67
1980	3 454	10,10	51,71	3,42
1981	3 620	10,80	50,66	5,22
1982	3 773	11,85	49,38	3,15
1983	3 858	12,18	46,68	3,16
1984	4 031	12,68	42,97	3,77
1985	4 043	12,66	39,80	4,18
1986	4 077	13,20	37,58	6,33
1987	4 033	13,76	35,85	3,77
1988	4 108	14,39	34,13	3,72
1989	4 112	14,98	33,10	4,06
1990	4 237	16,07	33,07	3,63
1991	4 353	16,77	31,63	2,57
1992	4 441	17,61	29,95	3,04
1993	4 489	18,22	28,00	3,16
1994	4 711	18,98	27,09	3,01
1995	4 804	19,73	25,12	3,35
1996	4 871	20,28	23,57	3,41
1997	4 936	20,91	21,56	3,77
1998	4 969	21,88	22,14	4,13
1999	4 963	22,65	18,92	3,32
2000	4 996	23,24	17,93	3,38

TABLEAU 2-B ● omnipraticiens du secteur 2

Années	Effectifs	Femmes en %	débutants en %	Fin de carrières en %
1979	-	-	-	-
1980	367	16,10	52,06	2,25
1981	319	18,81	53,92	8,46
1982	385	21,04	57,92	7,27
1983	465	21,51	55,91	4,09
1984	494	22,06	50,20	4,45
1985	694	23,20	48,27	3,60
1986	753	24,44	44,49	9,69
1987	920	23,80	40,98	4,35
1988	998	24,55	40,28	3,31
1989	1 126	25,67	36,23	4,62
1990	1 091	25,85	30,98	3,85
1991	1 077	25,81	25,07	4,10
1992	1 047	25,60	20,53	3,06
1993	1 030	25,92	16,12	4,95
1994	1 002	25,65	11,28	2,89
1995	975	25,85	6,05	3,18
1996	951	25,87	1,37	2,94
1997	920	26,20	1,30	5,43
1998	875	25,71	1,14	3,66
1999	845	25,68	1,07	3,31
2000	824	25,97	1,09	2,67

Les tableaux 3, 4 et 5 constituent de premières exploitations de la partie SNIR-Clientèle, disponible à partir de l'année 1998 seulement. On retient deux définitions du nombre de patients d'un médecin :

- Patients acte : nombre de patients ayant reçu un acte ;
- Patients prescription : nombre de patients ayant reçu une prescription

On constate que les médecins du secteur 1 ont nettement plus de patients que les médecins du secteur 2 (tableau A3). Ce résultat irait dans le sens des raisonnements en termes de revenus cible : dans ce cas, les médecins du secteur 2, qui ont un revenu plus élevé par rencontre, peuvent se satisfaire d'un nombre plus modéré de patients. Ces écarts se retrouvent au niveau des taux de croissance du nombre de patients, plus rapides dans le secteur 1 (tableaux A4 et A5).

On remarque que la croissance du nombre de patients par médecin est loin d'être négligeable, y compris pour les médecins en régime permanent, dont la phase de constitution de clientèle est achevée. Cette observation, qui est faite pour les deux dernières années (1999 et 2000) de la période d'étude, est à mettre en relation avec la diminution de la densité qui prévaut à ce moment-là.

TABLEAU 3 ● médianes annuelles du nombre de patients par médecin

Années	Secteur 1		Secteur 2	
	Patients acte	Patients prescription	Patients acte	Patients prescription
1998	1 279	1 288	1 000	945
1999	1 358	1 377	1 059	1 005
2000	1 421	1 440	1 108	1 061

TABLEAU 4 ● taux de croissance médians du nombre de patients par médecin (en %)

Années	Secteur 1		Secteur 2	
	Patients acte	Patients prescription	Patients acte	Patients prescription
1999	3,65	3,92	1,70	2,50
2000	4,41	4,49	3,59	3,96

TABLEAU 5 ● taux de croissance médians du nombre de patients par médecin (en %) médecins en régime permanent.

Années	Secteur 1		Secteur 2	
	Patients acte	Patients prescription	Patients acte	Patients prescription
1999	3,03	3,13	1,97	2,65
2000	4,06	4,21	3,68	4,15