

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

SERIE  
ÉTUDES ET RECHERCHES

**DOCUMENT  
DE  
TRAVAIL**

**Carrières des médecins généralistes :  
les inégalités entre générations**

Brigitte DORMONT et Anne-Laure SAMSON

n°75 – Janvier 2008

Brigitte DORMONT est membre du LEGOS, Université Paris Dauphine et de l'IEMS, Lausanne.

Anne-Laure SAMSON est membre de EconomiX, Université Paris 10-Nanterre.

Cette étude a été réalisée dans le cadre d'une convention de recherche entre l'université Paris Dauphine et la Direction de la Recherche, des Études, de l'Évaluation et des Statistiques (DREES) du Ministère de la Santé, de la Jeunesse et des Sports. Nous tenons à remercier Nicolas Pistoiesi de nous avoir fourni ses programmes informatiques pour les tests de dominance stochastique. Nous remercions aussi, pour leurs remarques et suggestions, Yann Bourgueil, Julien Pouget et Sandy Tubeuf, les participants du séminaire 3S (DREES), ceux des 6<sup>èmes</sup> journées Louis-André Gérard-Varet (Marseille, Juin 2007), du 56<sup>ème</sup> congrès de l'AFSE (Paris, septembre 2007) et ceux du 16<sup>th</sup> Workshop on Health Economics and Econometrics (Bergen, septembre 2007).

Cette publication n'engage que ses auteurs

## Sommaire

<b>Introduction .....</b>	<b>5</b>
<b>1. La régulation de l'offre en médecine ambulatoire en France : état des lieux et enjeux.....</b>	<b>7</b>
<b>2. Une évolution très heurtée de la démographie médicale .....</b>	<b>10</b>
<b>3. ...qui se traduit par des différences d'honoraires entre cohortes.....</b>	<b>15</b>
<b>4. Analyse économétrique des carrières des médecins généralistes .....</b>	<b>16</b>
<b>5. Comprendre l'effet cohorte .....</b>	<b>32</b>
<b>6. Comparaison des distributions d'honoraires par cohorte.....</b>	<b>35</b>
<b>Conclusion.....</b>	<b>38</b>
<b>Bibliographie.....</b>	<b>39</b>
<b>Annexe méthodologique.....</b>	<b>41</b>

## Introduction

En France l'organisation de la médecine ambulatoire se caractérise par la coexistence d'un financement sur prélèvements obligatoires et d'une grande liberté des acteurs au niveau décentralisé : pour les patients, la liberté de choix du médecin est totale<sup>1</sup>. Pour les médecins, la liberté d'installation est entière : les mesures visant à améliorer la répartition géographique de l'offre de soins ambulatoires ont toujours privilégié l'approche incitative. À cela s'ajoute un système de paiement à l'acte, qui relie étroitement les revenus du médecin au nombre d'actes délivrés.

On conçoit dans ces conditions les difficultés connues pour le pilotage des dépenses en médecine ambulatoire. Outre les difficultés institutionnelles liées à la répartition des pouvoirs de décision entre différentes instances administratives (Cour des Comptes, 2007), l'organisation même du système rend difficile la maîtrise de la progression des dépenses et la recherche de leur efficacité.

En matière de régulation de l'offre de soins ambulatoires, le seul outil véritablement utilisé est le *numerus clausus* : introduit en 1971, il fixe le nombre de places en deuxième année des études de médecine. Nombre de débats se focalisent sur le niveau du *numerus clausus*. Fixé initialement à 8 588, il n'a véritablement diminué qu'à partir de 1978, jusqu'à atteindre en 1993 un plancher de 3 500 places. La timidité des restrictions initiales a d'abord permis une augmentation spectaculaire du nombre de médecins libéraux, lequel a pratiquement doublé en trente ans (HCAAM, 2007). Du fait de la durée des études médicales, un impact manifeste du *numerus clausus* sur les effectifs de médecins débutants n'a pu être observé qu'à partir de 1987. Et l'amorce d'une diminution de la densité médicale n'apparaît qu'au début des années 2000 (Bessière *et al.*, 2004). Le spectre d'une pénurie de médecins est maintenant régulièrement agité pour obtenir des augmentations du *numerus clausus*. Pour 2008, celui-ci est relevé à 7 300 places. Cette mesure ignore que la densité de généralistes observée en France est l'une des plus élevées des pays de l'OCDE, se situant au deuxième rang après la Suisse (HCAAM, 2007). Elle masque que le vrai problème en matière d'accès aux soins n'est pas le nombre de médecins, mais leur répartition géographique.

La régulation quantitative de l'offre de médecins n'est pas une spécificité française. Les restrictions ont été très marquées au Canada, pays doté d'une assurance maladie universelle et d'un système de paiement à l'acte comparables au système français. Elles ont conduit à des pénuries de médecins se traduisant par des files d'attentes (Kirby, 2002). Aux États-Unis, le contrôle du nombre de médecins a marqué l'émergence de la médecine moderne. Un marché libre des soins était en place au 19<sup>ème</sup> siècle, associé à des niveaux de formation médicale très hétérogènes. Les médecins américains, réunis au sein de l'*American Medical Association (AMA)*, ont œuvré en faveur d'une réforme des études médicales et d'une homogénéisation des critères retenus pour autoriser l'exercice de la médecine. En 1910, le rapport Flexner, rédigé sous l'égide de la fondation Carnegie à la demande d'une commission de l'*AMA*, recommande une uniformisation de la formation et une décroissance du nombre des écoles médicales et du nombre d'étudiants admis. Des rentes de monopoles ont-elles pu résulter des restrictions à l'entrée introduites par l'*AMA* ? En tout cas, elles ont été appliquées avec une rigueur impressionnante : entre 1900 et 1950, le nombre de diplômés des écoles médicales est resté constant alors que dans la même période, la population doublait et le produit par tête était multiplié par six. En matière de revenu, la position des médecins américains par rapport aux autres professions est exceptionnelle, si

---

<sup>1</sup> Du moins jusqu'à récemment : appliquée à partir de 2005, la loi du 13 août 2004 met en place le parcours de soins coordonnés, avec la désignation par chaque assuré d'un médecin traitant.

on la compare à la position relative de leurs collègues dans les autres pays de l'OCDE<sup>2</sup>. Cette élévation de la position relative des médecins aux EU peut être attribuée à l'action de l'AMA en faveur de restrictions sur le nombre de médecins formés (McGuire, 2000).

Ces deux exemples montrent que la régulation de l'offre de médecins peut répondre à des objectifs très variés selon le système de soins concerné : maîtrise des dépenses dans le cadre d'un système où l'assurance est universelle et les tarifs régulés (Canada); limitation de l'offre dans un système où les tarifs sont libres (dans une large mesure) afin de maximiser le niveau de revenu des médecins (États-Unis). En tout état de cause, ces exemples pointent deux enjeux associés à la régulation du nombre de médecins : le niveau de leur revenu, celui des dépenses de soins.

\*  
\*                      \*

Comment la régulation de la démographie médicale influence-t-elle les carrières des médecins généralistes du secteur 1 en France ? Pour étudier cette question nous estimons des fonctions de « gains » visant à expliquer les honoraires ou les revenus des médecins généralistes. Ces fonctions permettent d'identifier différents effets : celui de la date, qui mesure un choc temporel affectant tous les médecins de façon identique une année donnée ; celui de l'expérience, lié à l'évolution dans le temps de l'activité du médecin depuis son installation ; celui, enfin, de la cohorte. Ce dernier effet correspond aux différences d'honoraires observables entre les générations de médecins, toutes choses égales par ailleurs, en contrôlant par les caractéristiques observables du praticien, son genre, sa localisation ou encore son avancée dans la carrière. L'estimation des effets cohorte permet d'évaluer l'impact de la démographie médicale sur les honoraires des médecins, et de comparer son ampleur à l'effet des revalorisations de tarifs conventionnels intervenues sur la période 1983 – 2004.

Nous n'étudions pas seulement les honoraires des médecins, mais aussi leurs revenus, reconstitués pour la première fois au niveau individuel grâce à un travail minutieux réalisé à partir des déclarations des bénéfices non commerciaux (BNC, répertoriées dans les statistiques fiscales de la Direction générale des impôts) et du panel de médecins de la CNAMTS.

Les résultats économétriques sont complétés par une analyse en termes de dominance stochastique. Cette approche permet de dépasser l'évaluation des différences de niveaux moyens entre générations en procédant à une comparaison des distributions d'honoraires.

---

<sup>2</sup> En moyenne, leur revenu est 4,2 fois plus élevé que le PIB par tête pour les généralistes et 6,6 fois plus élevé pour les spécialistes (OCDE, 2006). Ces valeurs les placent en tête des pays développés. Pour la France, les proportions correspondantes sont 2,8 (généralistes) et 4,6 (spécialistes).

# 1. La régulation de l'offre en médecine ambulatoire en France : état des lieux et enjeux

En France la régulation de l'offre en médecine ambulatoire porte sur deux volets : la régulation du nombre de médecins installés et la définition du système de paiement.

Le nombre de médecins est régulé depuis 1971 par le *numerus clausus*. Ce dispositif a introduit une sélection sévère à la fin de la première année des études médicales : selon les années, entre 15 % et 25 % des étudiants sont autorisés à poursuivre leurs études (encadré 1). Selon un récent rapport du Sénat (2007), c'est pour contenir la progression des dépenses de santé que le *numerus clausus* a été mis en place. Initialement fixé à 8 588 places, il est resté stable à ce niveau relativement élevé pendant plusieurs années. Ce n'est qu'à partir de la fin des années 1970 que les syndicats de médecins prennent massivement conscience qu'un nombre excessif de praticiens peut constituer une menace pour leurs revenus (Déplaudé, 2007). Leur mobilisation conduit à une réduction du *numerus clausus*. Ainsi, une véritable politique de restriction n'est effective qu'à partir de 1978. Compte tenu de la longueur des études médicales (encadré 1), son effet ne peut être observé qu'à partir de 1987-1988.

Les restrictions sur le *numerus clausus* sont restées sévères jusqu'en 1993, lorsque son niveau le plus bas est atteint avec 3500 places. Un dispositif transitoire d'incitation à la retraite anticipée<sup>3</sup> est instauré entre 1988 et 2003 pour renforcer cette politique de réduction du nombre de médecins en activité. Le départ prévisible des générations nombreuses de médecins issus du baby-boom conduit à un renversement de perspectives à partir des années 2000. Le discours dominant ne dénonce plus la pléthore mais la pénurie de médecins. Le gouvernement redresse alors progressivement le *numerus clausus* : avec 7300 places en 2008, celui-ci se rapproche de son niveau initial.

Concernant la localisation des médecins la politique était jusqu'à une période très récente timorée, voire inexistante. Les dernières variations du *numerus clausus* auraient pu être utilisées à des fins de répartition géographique. Or, il semble qu'elles aient été ventilées par université avec un taux directeur unique (Cour des Comptes, 2007). Depuis 2004 ont été instaurées de nombreuses incitations financières à l'installation dans des zones sous-médicalisées : une majoration de 20 % de la rémunération des généralistes, des dispositifs d'exonération fiscale dont la valeur moyenne s'élève à 37 000 € par bénéficiaire, auxquels s'ajoutent de très nombreuses aides locales ou régionales. Instaurées récemment, ces aides n'ont pas encore été évaluées mais leurs effets ne sont pas manifestes.

Pour les soins ambulatoires, l'exercice libéral de la médecine avec un paiement à l'acte et des tarifs fixés dans le secteur 1 domine très largement le paysage national. Certains médecins libéraux peuvent percevoir des compléments salariaux, mais ils sont minoritaires, surtout chez les omnipraticiens : parmi les médecins ayant une activité libérale, 77,1 % sont exclusivement libéraux ; chez les omnipraticiens cette proportion atteint 90,1 % (HCAAM, 2007). Deux secteurs sont définis pour la tarification des actes : dans le secteur 1, les tarifs sont fixés par des conventions nationales et servent de référence pour les remboursements effectués par la sécurité sociale et les contrats d'assurances complémentaires. Un secteur 2 a été ouvert en 1980 pour autoriser des dépassements. Ces derniers ne sont pas pris en charge par la sécurité sociale, mais par certaines complémentaires (40 % des assurés

---

<sup>3</sup> Le « MICA », mécanisme d'incitation à la cessation d'activité, a rencontré un grand succès auprès des médecins libéraux, avant d'être supprimé et remplacé par des actions à la finalité inverse, visant à prolonger l'activité par des possibilités de cumul emploi retraite (Cour des Comptes, 2007).

sociaux n'ont toutefois pas de couverture pour les dépassements). L'accès au secteur 2 a été fermé en 1990, sauf pour les médecins qui s'installent pour la première fois après une expérience professionnelle de chef de clinique ou d'assistant des hôpitaux. En pratique, la question des dépassements se pose peu pour les omnipraticiens, dont seulement 13 % appartiennent au secteur 2 en 2005 (ECOSANTE (Snir) 2007). Elle est en revanche particulièrement aiguë pour les spécialistes, qui sont très nombreux en secteur 2 (près de la moitié) avec un taux de dépassement moyen qui atteint 51 % en 2005 (Cour des Comptes, 2007).

Le champ de notre étude concerne les médecins généralistes, lesquels ont été mis au cœur de l'organisation de la médecine ambulatoire par le dispositif du médecin traitant introduit en 2004. Comme ils sont très majoritairement en secteur 1 où les tarifs sont fixés, le système de paiement à l'acte se traduit, pour ces médecins, par une liaison étroite entre leurs honoraires et le nombre d'actes qu'ils ont délivrés.

Un rapide état des lieux de la médecine ambulatoire en France ne permet pas de repérer de disfonctionnements majeurs, mais des problèmes récurrents dont les conséquences pourraient s'aggraver à terme.

- Comme nous l'avons mentionné en préambule, la France est un des pays de l'OCDE où la densité de généralistes est la plus élevée. Cependant, une mauvaise répartition géographique des médecins entraîne des inégalités dans l'accès aux soins et la possibilité d'un rationnement des patients au niveau local<sup>4</sup>.
- L'introduction des épreuves classantes nationales (Encadré 1) a révélé une faible attractivité de la médecine générale : 14 % des postes offerts en médecine générale n'ont pas été pourvus en 2006 ; cette proportion atteignait 40 % en 2005 (Billaut, 2006, Vanderschelden, 2007). On observe aussi une diminution de la proportion d'étudiants en médecine voulant s'installer en libéral (Bourgueil, 2007).
- Enfin, des comportements de demande induite ont été identifiés pour les médecins généralistes du secteur 1. Lorsque la densité dans leur zone d'exercice augmente, les médecins compensent les rationnements qu'ils subissent sur le nombre de leurs patients en augmentant le volume de soins qu'ils délivrent au cours de chaque consultation. Ces comportements sont plus marqués dans les départements où la densité est élevée (Delattre et Dormont, 2003, 2005).

Quels sont les objectifs de la régulation de l'offre en médecine ambulatoire ? Il s'agit d'abord de garantir à tous les citoyens l'accès à des soins répondant à leurs besoins et une égalité dans cet accès. Atteindre cet objectif nécessite des médecins en nombre suffisant. Il convient de maintenir l'attractivité de la profession médicale pour les futurs étudiants, en particulier celle de la médecine générale en libéral. Cette attractivité dépend des revenus des médecins, mais aussi des écarts potentiels entre générations. Enfin, il faut limiter les incitations à des comportements de demande induite, lorsque le médecin est dans une zone à forte densité.

En résumé, pour le régulateur bienveillant visant à maximiser le bien-être collectif, une régulation appropriée de la démographie médicale doit répondre à ces trois impératifs : satisfaire les besoins et garantir l'équité dans l'accès aux soins, maintenir l'attractivité de la profession de médecin par des revenus suffisants, éviter les comportements de demande induite suscités par un niveau trop élevé de densité médicale.

---

<sup>4</sup> Le risque de pénuries locales semble limité pour le moment: une analyse au niveau cantonal évalue que la proportion de la population concernée par des difficultés d'accès aux soins se situerait dans une fourchette allant de 0,6 % à 4,1 % (ONDPS, 2005).

Ces principes sont énoncés dans l'hypothèse où le système de paiement à l'acte ne serait pas remis en cause dans un futur proche, hypothèse raisonnable dans le contexte français. Par *revenu suffisant*, nous entendons un revenu d'un niveau comparable à celui d'une autre profession de niveau de formation et de responsabilité équivalent à ceux de la profession de médecin. Des travaux économétriques ultérieurs sur des données relatives à d'autres professions permettront de donner un contenu empirique à ce concept.

#### Encadré 1 : Les études médicales

Jusqu'en 1984, il faut sept ans d'études pour être médecin généraliste, dont un troisième cycle des études médicales (TCEM) qui dure un an. L'instauration du *numerus clausus* en 1971 a introduit une sélection sévère à l'issue de la première année : entre 15 % et 25 % des étudiants passent en deuxième année. De façon générale, le concours de première année a favorisé les redoublements, ce qui a contribué à allonger la durée des études. Une comparaison de l'organisation des études médicales en France et aux États-Unis montre que la sélection est féroce en France avec des études quasi gratuites, alors qu'aux États-Unis les études médicales sont coûteuses avec une sélection moins sévère : il y a en moyenne deux candidats pour un poste dans les facultés de médecine (McGuire, 2000).

Une réforme des études médicales intervenue en 1984 établit la distinction entre résidanat pour être généraliste et internat pour être spécialiste. Elle augmente la durée du TCEM à deux ans dès 1988, soit une durée des études d'au moins 8 ans. La durée du résidanat sera portée à deux ans et demi en 1997 puis à trois ans en 2001. L'instauration des épreuves classantes nationales (ECN) en 2004 maintient la durée du TCEM à trois ans, soit une durée minimale d'études de neuf ans pour être médecin généraliste. Enfin, l'installation en libéral s'effectue en général une année après la thèse.

Les ECN s'imposent pour tout passage en troisième cycle, à la différence du concours de l'internat qui ne concernait que les spécialistes. Désormais, la médecine générale est une discipline comme une autre. En fonction de leur rang de classement, les futurs médecins choisissent une discipline parmi onze et un lieu de formation. En pratique, le nombre de postes offerts est supérieur au nombre de candidats moins les défections. De ce fait, les ECN n'ont pas permis de réguler la répartition des étudiants entre les disciplines.

La longueur des études médicales, jointe à l'existence d'un probable redoublement et au délai séparant la thèse de l'installation, implique que la durée séparant l'instauration d'un *numerus clausus* de son impact sur les effectifs médicaux peut être considérable. Les premiers médecins touchés par l'instauration du *numerus clausus* en 1971 ne se sont installés qu'à partir de 1980, soit 9 ans plus tard (7 ans d'études + 1 redoublement + 1 année avant l'installation). Par la suite, ce délai s'allonge avec l'augmentation de la durée du TCEM.



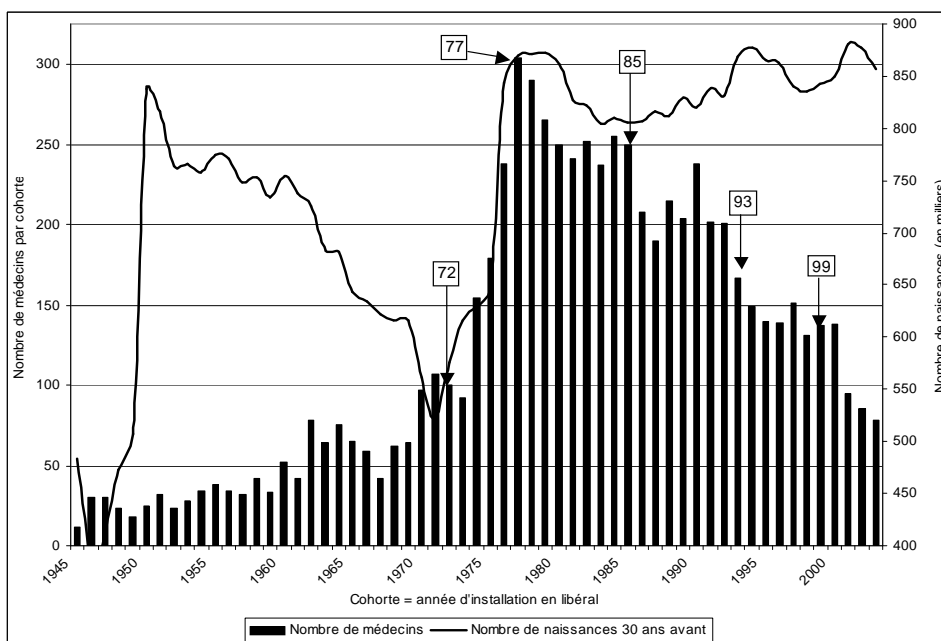
## 2. Une évolution très heurtée de la démographie médicale ...

La population étudiée est celle des omnipraticiens libéraux du secteur 1, pour laquelle nous disposons d'un échantillon représentatif sur les années 1983 à 2004 (encadré 2) pour les cohortes 1945 à 2003 (la cohorte est définie par l'année d'installation en libéral). Sur le modèle de la pyramide des âges, nous avons construit la « pyramide des cohortes » des médecins (graphique 1). L'allure de cette pyramide ne correspond pas du tout à l'idéal théorique qui résulterait de l'application d'un niveau de densité médicale optimal (et constant) à une population en croissance. Afin de permettre l'interprétation de sa forme accidentée, nous avons représenté cette pyramide avec le nombre de naissances observées trente ans avant la date d'installation (graphique 1) et avec la valeur du *numerus clausus* 9 et 10 ans auparavant (graphique 2).

Le graphique 1 montre l'augmentation vertigineuse des effectifs des cohortes des années 1974-1978 résultant des générations nombreuses du baby-boom. En l'absence de *numerus clausus*, celles-ci se traduisent par un saut dans les effectifs des étudiants en médecine. Instauré à la rentrée 1971, le *numerus clausus* introduit une déconnection entre la courbe plutôt croissante décrivant le nombre des naissances trente ans auparavant et le profil déclinant des effectifs des médecins nouvellement installés (partie droite du graphique 1). L'impact du *numerus clausus* apparaît clairement sur le graphique 2. Après avoir été constant pendant plusieurs années, le *numerus clausus* décroît à partir de la fin des années soixante-dix. La durée des études médicales décale son influence de 9 à 10 années : ce n'est qu'à partir de la fin des années quatre-vingt que les effectifs des nouveaux médecins décroissent fortement et continûment.

Le faible nombre de médecins figurant dans les cohortes antérieures à 1970 est dû aux départs en retraites. Ceux-ci résultent de l'âge des personnes concernées mais aussi du MICA, mis en place entre 1988 et 2003 pour encourager la retraite anticipée : un quart des médecins âgés de 57 à 65 ans ont bénéficié de ce dispositif.

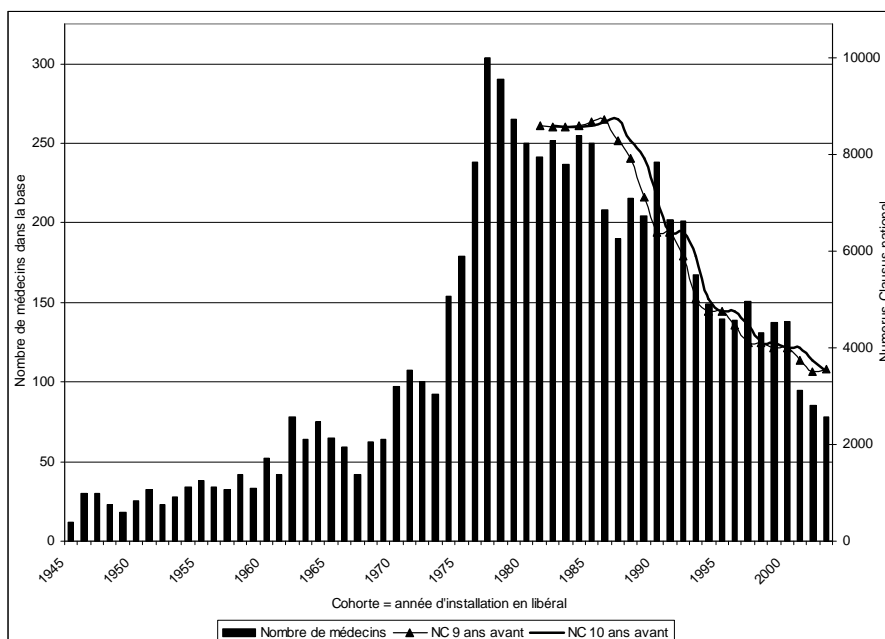
**Graphique 1 : Pyramide des cohortes (nombre de médecins par année d'installation) et nombre de naissances 30 ans auparavant**



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004.

Lecture : Il s'agit de médecins installés à une année donnée et présents au moins 1 fois dans la base entre 1983 et 2004 ; Nombre total de médecins : 7 216.

**Graphique 2 : Pyramide des cohortes (nombre de médecins par année d'installation) et valeur du numerus clausus 9 ou 10 ans avant la date d'installation**



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004.

Lecture : Le nombre de médecins installés entre 1980 et 1988-1989 est influencé par la valeur du numerus clausus 9 ans auparavant (encadré 1). Pour les médecins installés entre 1989 et 2000, les études de médecine ont duré 1 an de plus ; leurs effectifs sont à comparer au numerus clausus 10 ans auparavant. La durée des études des médecins installés entre 2001 et 2004 puis après 2005 est augmenté d'un semestre puis d'une année ; les effectifs de ces cohortes seraient comparables à la valeur du numerus clausus 11 ans auparavant (non représenté sur le graphique).

## Encadré 2 : Un panel représentatif des omnipraticiens libéraux français

Cette étude exploite les données d'un panel représentatif des omnipraticiens libéraux français. Le terme omnipraticiens englobe les généralistes et les médecins possédant un « mode d'exercice particulier » (MEP) comme l'acupuncture ou l'homéopathie. Après nettoyage de la base de données d'origine et sélection des observations correspondant au champ retenu, l'échantillon comporte 91 634 observations relatives à 7 216 médecins sur la période 1983-2004. Tous les médecins ne sont pas observés sur toute la période : l'échantillon est non cylindré car représentatif des entrées et sorties d'activité intervenues chaque année.

### *Base de données originelle*

Le panel d'omnipraticiens libéraux fourni par la CNAMTS reprend les statistiques relevées en date de remboursement par le Système national inter régimes (SNIR). Sont renseignés le montant des honoraires des omnipraticiens (honoraires annuels, dépassements présentés au remboursement et frais de déplacement), la mesure de leur activité annuelle et sa décomposition en consultations, visites et actes cotés), l'année de thèse et la date d'installation en libéral, la région et le département d'exercice, le secteur conventionnel, le mode d'exercice (libéral à temps plein ou à temps partiel), la présence ou non d'un mode d'exercice particulier (acupuncteur, homéopathe, etc.), ainsi que des caractéristiques démographiques comme le sexe et l'année de naissance.

Obtenu par tirage dans les données administratives exhaustives de tous les médecins nés au mois de mai, ce panel est représentatif de la population des omnipraticiens en exercice sur les années 1979-2004. Les médecins partant à la retraite sortent chaque année de l'échantillon, lequel est complété par un tirage dans la population des nouveaux installés.

### *Champ retenu*

Les années d'installation ou de cessation d'activité sont des années d'activité incomplètes : les observations correspondantes sont éliminées de l'échantillon de travail. Du champ de l'étude sont aussi exclus les médecins non conventionnés et les praticiens hospitaliers à temps plein. Sont donc considérés les médecins libéraux à temps plein ou à temps partiel, ces derniers étant distingués par une variable indicatrice lors des estimations économétriques. Pour des raisons de fiabilité de l'information, les omnipraticiens exerçant dans les Dom ont aussi été exclus et seules les années 1983 à 2004 sont conservées.

Toutes les cohortes 1945 à 2003 ont été conservées pour l'analyse descriptive en termes de pyramide de cohortes. En revanche, il a fallu réduire le champ d'investigation aux cohortes 1970 à 2001 pour l'approche économétrique. En effet, les cohortes anciennes (1945 à 1969) et très récentes (2002-2003) comprenaient trop peu de médecins (entre 12 et 85) pour permettre une inférence statistique robuste. Un échantillon de 6016 médecins est donc utilisé pour l'analyse économétrique (avec 81 691 observations).

Enfin, nous limitons le champ de l'étude aux médecins du secteur 1. Outre le fait que leurs comportements obéissent vraisemblablement à des logiques économiques très différentes que celles de leurs collègues du secteur 1, les médecins du secteur 2 présentent de fortes hétérogénéités non observées qui rendent nécessaire un traitement séparé.

### *Richesse de l'information disponible*

Le tableau 1 résume la structure de l'échantillon. Il donne une idée de la richesse de l'information disponible : 32 cohortes comprenant chacune de 95 à 290 médecins sont observées sur la période 1983-2004. Cet échantillon est exceptionnel à cause de la longueur de la période et du nombre de cohortes observées. Il est particulièrement intéressant et quasi-unique en son genre, car il fournit une information fiable sur les honoraires d'une profession libérale. C'est une conséquence de la spécificité du système de santé français, où les consultations chez les médecins libéraux sont remboursées par un assureur unique (c'est-à-dire où les honoraires de cette profession libérale sont financés par des prélèvements obligatoires).

**Tableau 1 : Description de l'échantillon initial**

Cohorte d'installation en libéral	Nombre d'observations	Nombre de médecins	Période d'observation	Valeurs observées pour l'expérience (1)
1970	1,290	97	1983-2004	13-34
1971	1,565	107	1983-2004	12-33
1972	1,656	100	1983-2004	11-32
1973	1,549	92	1983-2004	10-31
1974	2,539	154	1983-2004	9-30
1975	3,014	179	1983-2004	8-29
1976	3,961	238	1983-2004	7-28
1977	5,154	304	1983-2004	6-27
1978	5,129	290	1983-2004	5-26
1979	4,609	265	1983-2004	4-25
1980	4,011	250	1983-2004	3-24
1981	4,256	241	1983-2004	2-23
1982	4,107	252	1983-2004	1-22
1983	3,837	237	1984-2004	1-21
1984	4,095	255	1985-2004	1-20
1985	3,881	250	1986-2004	1-19
1986	3,276	208	1987-2004	1-18
1987	2,764	190	1988-2004	1-17
1988	2,972	215	1989-2004	1-16
1989	2,658	204	1990-2004	1-15
1990	2,929	238	1991-2004	1-14
1991	2,306	202	1992-2004	1-13
1992	2,183	201	1993-2004	1-12
1993	1,561	167	1994-2004	1-11
1994	1,246	149	1995-2004	1-10
1995	1,113	150	1996-2004	1-9
1996	1,001	139	1997-2004	1-8
1997	906	151	1998-2004	1-7
1998	730	131	1999-2004	1-6
1999	620	137	2000-2004	1-5
2000	509	138	2001-2004	1-4
2001	264	95	2002-2004	1-3
1945 to 1969 2002-2003	Il y a entre 12 et 85 médecins par cohorte, ce qui n'est pas suffisant pour mener une analyse économétrique robuste			
Total (2)	81,691	6,016	1983-2004	1-34

(1) L'expérience est définie comme l'année d'observation – l'année de début d'activité – la durée de l'interruption de carrière, s'il y a lieu.

(2) Ces chiffres sont calculés à partir de l'échantillon utilisé pour l'analyse économétrique : seules les cohortes 1970 à 2001 sont conservées.

*Construction des revenus des omnipraticiens à partir de données fiscales*

Évaluer les revenus des médecins est crucial dès qu'il s'agit de raisonner en termes de niveau de vie ou d'attractivité de la profession médicale par rapport à d'autres professions de niveau de formation comparable. Répertoireés dans les statistiques fiscales de la Direction Générale des Impôts et disponibles pour les années 1993 à 2004, les déclarations des BNC (bénéfices non commerciaux) nous ont permis d'estimer les revenus individuels. Grâce à ce travail original, notre base de données représente, à ce jour, la seule source disponible sur longue période comportant, au-delà des variables initiales, les revenus et charges individuels.

Notre méthode se distingue de celle utilisée jusqu'à présent par la Drees, laquelle publie régulièrement des informations sur le niveau et l'évolution des revenus libéraux des omnipraticiens. Ces derniers sont calculés en appliquant aux honoraires issus du SNIR le taux de débours et rétrocessions moyen et le taux de charge moyen observés dans les BNC (Legendre, 2007). Cette méthode repose sur des indicateurs moyens qui gomment les disparités individuelles. Or, la dispersion des revenus est affectée à la fois par la dispersion des honoraires et la dispersion des taux de charges. Ces derniers sont très variables d'un omnipraticien à l'autre. Ils dépendent de la commune d'installation, de la région d'exercice, de l'organisation ou non en cabinet de groupe et de l'ancienneté (Breuil-Genier, 2003). De façon générale, une forte proportion de charges fixes fait dépendre le taux de charge du niveau d'activité et d'honoraires. Sur les données BNC, nous trouvons qu'en 2003, la valeur médiane du taux de charges est 44 % ; ce taux varie entre 39 % (premier décile) et 55 % (neuvième décile).

Au niveau individuel, on a :

$$\text{Revenu} = \text{honoraires bruts} - \text{débours et rétrocessions} - \text{charges}$$

Les débours et rétrocessions sont les honoraires reversés par un médecin à son remplaçant, les chèques impayés et les actes non payés. Ils sont observés dans les BNC, tout comme les charges individuelles. Notre travail consiste à jouer sur les deux bases de données : le panel d'omnipraticiens et les données BNC. Nous spécifions des équations visant à expliquer le taux de débours et rétrocessions d'une part et les charges d'autre part. L'estimation de ces modèles sur les données BNC permet de construire des prédictions au niveau individuel. Ces prédictions sont ensuite appliquées aux honoraires bruts individuels observés dans le panel.

(i). Le taux de débours et rétrocessions représente en moyenne 3,5 % des honoraires bruts. Il est estimé à l'aide d'un modèle Tobit Généralisé afin de tenir compte du fait que la moitié des observations environ sont égales à 0. L'équation de sélection utilise comme variables explicatives les honoraires bruts et la densité d'omnipraticiens dans le département d'exercice. Le modèle de régression spécifie le taux des débours et rétrocessions par une fonction quadratique des honoraires bruts. La prédiction obtenue est alors appliquée aux honoraires bruts du panel pour calculer les honoraires nets.

(ii). Les charges individuelles sont estimées à partir des honoraires nets, seule variable explicative commune aux deux bases de données. Quatre stratégies de spécification et/ou d'estimation ont été considérées : régression médiane, estimation par moindres carrés ordinaires d'une fonction linéaire par morceaux des honoraires nets, ou d'un polynôme d'ordre 2 ou 3 des honoraires nets. Les résultats sont très peu sensibles au choix de la méthode, mais nous avons conservé les estimations issues de ces différentes stratégies afin de pouvoir vérifier la robustesse des résultats obtenus ultérieurement sur les revenus par rapport au choix retenu pour leur construction.

Dans le tableau 2, le revenu est construit en utilisant un polynôme d'ordre 3 des honoraires nets pour estimer le montant des charges. Ce revenu construit sera appelé par la suite « revenu estimé ». La valeur moyenne du revenu publié par la Drees s'élève en 2004 à 61 805€. Nous obtenons 61 360€. Le tableau 2 montre que les dispersions sont plus marquées quand on considère les revenus plutôt que les honoraires. Cette différence apparaît principalement sur l'indicateur D9/D1, reflétant la plus grande variabilité des taux de charge en bas de la distribution des honoraires. Par ailleurs, on retrouve sur les revenus le resserrement des dispersions observé sur les honoraires par Samson (2006) : comme pour les honoraires, il est dû à une plus forte croissance des revenus du bas de la distribution, situés en dessous du premier décile, voire du premier quartile.

**Tableau 2 : Évolution de la distribution des honoraires et des revenus estimés  
(base 100 en 2004)**

	Honoraires			Revenus		
	1983	2004	Évolution 1983-2004	1993	2004	Évolution 1993-2004
<b>1<sup>er</sup> décile</b>	37 318	59 434	+ 59%	18 162	25 661	+ 42%
<b>1<sup>er</sup> quartile</b>	58 532	84 344	+ 44%	31 995	40 483	+ 26%
<b>Médiane</b>	88 976	114 023	+ 28%	49 206	58 555	+ 19%
<b>Moyenne</b>	92 165	118 663	+ 39%	51 248	61 360	+19%
<b>3<sup>ème</sup> quartile</b>	120 468	149 443	+ 24%	67 844	79 547	+ 17%
<b>9<sup>ème</sup> décile</b>	149 053	183 482	+ 23%	86 937	100 555	+ 16%
<b>Q3/Q1</b>	2,06	1,77	- 0,29	2,12	1,96	-0,16
<b>D9/D1</b>	3,99	3,08	-0,91	4,78	3,92	-0,86
<b>D5/D1</b>	2,38	1,91	-0,47	2,71	2,28	-0,43
<b>D9/D5</b>	1,67	1,61	-0,06	1,77	1,71	-0,06

Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004.

Les évolutions concernent la période 1983-2004 pour les honoraires et la période 1993-2004 pour les revenus estimés. Nous considérons des variations relatives dans la partie haute du tableau (niveaux) et des variations absolues dans la partie basse (dispersions).

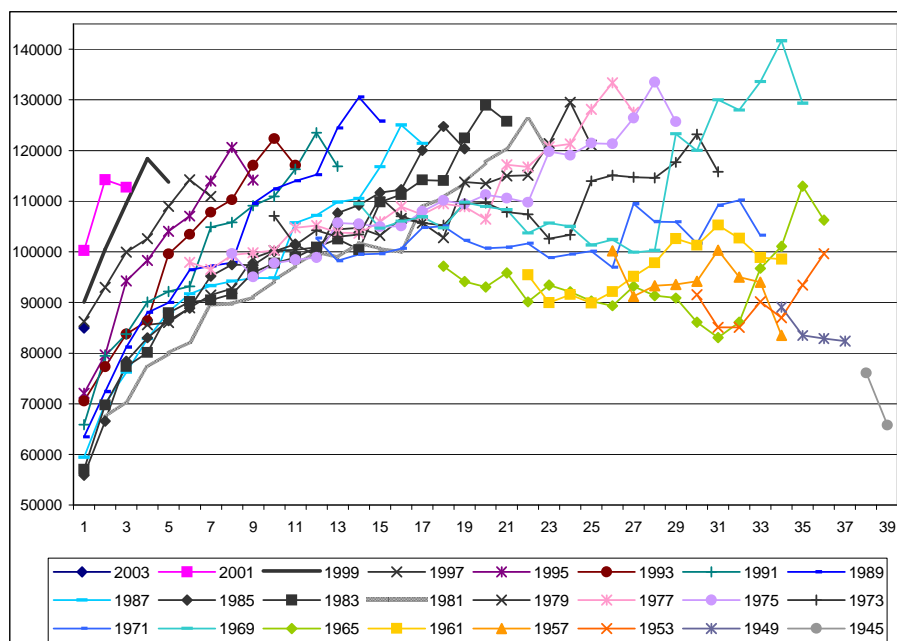
### 3. ...qui se traduit par des différences d'honoraires entre cohortes

Le graphique 3 représente les honoraires moyens, en euros constants de 2004 (déflatés par l'indice des prix à la consommation), par cohorte et ancienneté. On observe une allure générale en U renversé, caractéristique des effets de l'ancienneté. Mais ce graphique est difficilement interprétable : les cohortes étant observées en différents points du temps, leurs positionnements respectifs sont affectés par les revalorisations tarifaires.

Une approche plus pertinente consiste à représenter les honoraires moyens par cohorte et ancienneté, nets de l'effet de date (Koubi, 2003a). Soit  $hono_{ict}$  les honoraires du médecin  $i$  appartenant à la cohorte  $c$  et observé à l'année  $t$ . Le graphique 4 représente les valeurs de  $hono_{ct} - hono_{.t}$ , où  $hono_{ct}$  désigne la moyenne des honoraires par cohorte et année et  $hono_{.t}$  la moyenne des honoraires par année. Afin d'améliorer la lisibilité du graphique, nous n'avons considéré que les cohortes correspondant aux années 1965, 1972, 1977, 1985, 1993 et 1999, lesquelles sont signalées explicitement sur la pyramide des cohortes (graphique 1). À ancienneté donnée, la situation financière des médecins atteint un point culminant pour la cohorte 1972. Elle se dégrade ensuite pour la cohorte 1977, elle se dégrade encore pour la cohorte 1985 et plus encore pour la cohorte 1993.

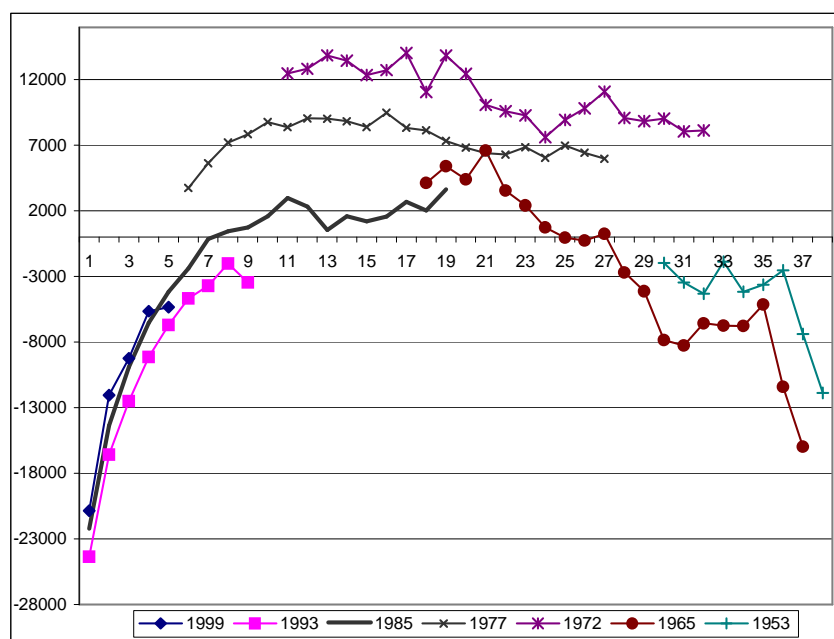
On observe donc des différences d'honoraires entre les générations de médecins. Ces différences semblent toutefois d'une ampleur plus limitée que les écarts dus à la variation de l'ancienneté. L'analyse économétrique qui suit va permettre d'estimer plus précisément les effets de l'ancienneté, de la cohorte et de la date, afin d'évaluer leur importance respective.

**Graphique 3 : Honoraires moyens, en Euros constants de 2004, par cohorte et ancienneté**



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004.

**Graphique 4 : Honoraires moyens, en Euros constants de 2004, nets de l'effet de date, par cohorte et ancienneté**



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004.

Sont représentées les valeurs de  $hono_{ct} - hono_{.t}$ , où  $hono_{ct}$  désigne la moyenne des honoraires par cohorte et année et  $hono_{.t}$  la moyenne des honoraires par année.

#### 4. Analyse économétrique des carrières des médecins généralistes

Nous estimons une fonction de gains. Introduite par Mincer (1974), cette spécification est couramment utilisée pour l'analyse des carrières salariales. Son contenu théorique est toutefois différent lorsqu'il s'agit d'étudier des salaires ou des rémunérations de médecins. Dans l'analyse des salaires, en effet, on cherche à évaluer le rendement du capital humain initial et l'effet de l'expérience est interprété comme celui du capital humain accumulé au cours de l'activité professionnelle. Les médecins de notre échantillon sont homogènes du point de vue de leur capital humain initial. En outre, l'effet de l'ancienneté sur leurs honoraires dépend plus étroitement de la dynamique de constitution de leur clientèle que de leur expérience accumulée. Pour un salarié, l'effet positif de l'expérience sur le salaire découle de l'amélioration de sa productivité horaire. *A contrario*, la rémunération de la consultation est la même pour tous les médecins du secteur 1 (où les tarifs sont fixes), quelle que soit leur ancienneté. Une éventuelle amélioration de la productivité avec l'expérience ne peut se traduire, pour le médecin, que par une amélioration de la qualité des soins qu'il prodigue ou – interprétation plus pessimiste – par un raccourcissement de la durée de la consultation lui permettant de recevoir plus de patients par jour et d'améliorer ainsi son revenu.

Une autre différence importante existe entre les carrières des médecins et celles des salariés : les médecins ont plus de marges de manœuvre dans la détermination de leur durée de travail que les salariés. Ces derniers sont souvent contraints sur leur durée du travail, avec un choix plutôt restreint entre temps plein ou mi-temps, lorsqu'un choix existe.

L'approche économétrique est détaillée dans l'encadré 3. La spécification retenue explique le logarithme des honoraires<sup>5</sup>  $y_{ict}$  du médecin  $i$  appartenant à la cohorte  $c$  et observé en  $t$  par la densité médicale des omnipraticiens et la densité médicale des spécialistes dans son département d'exercice, par des variables décrivant le médecin et son type d'activité et des variables indicatrices de la région d'installation.

La spécification estimée vise à décrire le niveau d'honoraires du médecin déterminé par l'équilibre entre l'offre et la demande de soins sur le marché de la médecine ambulatoire. Il est traditionnel de supposer que les médecins sont en concurrence monopolistique : leurs services ne sont pas parfaitement substituables aux yeux des patients à cause de différences dans leur localisation (distance pour accéder au médecin) et dans la qualité des soins. Chaque médecin maximise son utilité pour déterminer son offre de soins, sous la double contrainte de la demande qui s'adresse à lui et de la fonction de production de soins. La production de soins dépend positivement du temps de travail et négativement de la durée de la consultation (en France, sur la période étudiée, les tarifs ne sont pas différenciés en fonction de cette durée). La concurrence est plus intense lorsque le nombre de médecins augmente : la demande qui s'adresse à chaque médecin dépend négativement du nombre de médecins exerçant dans le même département et positivement de la durée de la consultation, laquelle est supposée améliorer la qualité des soins. Comme les tarifs sont fixés et identiques dans le secteur 1, l'équilibre offre-demande est obtenu dans cette formalisation par les ajustements sur la durée de la consultation.

Dans le secteur 1 les honoraires du médecin dépendent seulement de la quantité de soins fournis puisque les tarifs sont fixés. Notre représentation théorique - qui reste toute littéraire - du marché des soins ambulatoires permet de comprendre que cette quantité de soins dépend, du côté de l'offre, des préférences du médecin concernant la consommation et le loisir, du côté de la demande du nombre de médecins concurrents dans le même département.

La spécification retenue s'écarte de l'approche classique en ne formalisant pas l'effet de l'ancienneté par une fonction polynomiale. Afin d'exploiter au mieux la richesse de l'information offerte par l'échantillon, nous avons choisi de conserver une forme très souple en spécifiant par des constantes spécifiques les effets de l'année, de l'ancienneté et de la cohorte. Une telle spécification n'est pas identifiable sans l'ajout de contraintes sur les effets. Le choix des contraintes adoptées est décrit et justifié dans l'encadré 3.

Nous avons dû limiter l'analyse économétrique aux cohortes comportant un nombre suffisant de médecins, à savoir les cohortes 1970 à 2001. De ce fait, les estimations sont menées sur 6016 médecins ayant entre 1 et 34 ans d'ancienneté. Trois versions du modèle ont été estimées, lesquelles diffèrent par la variable expliquée : le logarithme des honoraires, le logarithme de l'activité et enfin le logarithme des revenus (estimés). La construction des revenus est décrite dans l'encadré 2. L'activité est définie comme le nombre annuel de rencontres du médecin avec ses patients, en comptant chaque rencontre pour une, qu'elle soit cotée en C (consultation), en V (visite), en K (actes de chirurgie) ou en Z (actes de radiologie). Comme les tarifs sont fixés, les différences observées entre honoraires et activité sont dues au contenu moyen en actes de chaque rencontre. Comme on le voit dans Delattre et Dormont (2005), même chez des généralistes du secteur 1 dont 64 % à 74 % de l'activité est composée de consultations, la structure de l'activité joue un rôle significatif sur les honoraires : en médiane, on trouve que les honoraires sont majorés de 6 % par rapport à une activité qui serait exclusivement composée de consultations au cabinet. Très quantitativement,

---

<sup>5</sup> Dans tout l'article, les honoraires et les revenus (estimés) sont déflatés par l'indice des prix à la consommation.



l'indicateur « activité » se focalise sur le nombre de rencontres, captant principalement l'information sur la durée du travail du médecin et la taille de sa clientèle.

Le modèle est estimé par les moindres carrés ordinaires sous contrainte. Les résultats obtenus pour le logarithme des honoraires sont présentés dans le tableau 3, à l'exception des estimations des effets fixes, présentées dans les graphiques 6 à 8. Les graphiques 9 à 11 permettent de comparer les estimations obtenues sur les honoraires et les revenus.

### *Les femmes médecins perçoivent des honoraires plus bas*

Les femmes médecins ont, toutes choses égales par ailleurs, des honoraires inférieurs de 34 % à ceux de leurs homologues masculins (tableau 3). Ces différences d'honoraires s'expliquent entièrement par le nombre de rencontres médecin patient : sur la spécification expliquant l'activité, on trouve que celle des femmes est inférieure de 33 % à celles des hommes<sup>6</sup>. Pour les médecins, on trouve ainsi un écart de rémunération hommes femmes supérieur à l'écart moyen observé au niveau global pour les salariés. Le contexte est cependant différent, puisque dans le secteur 1, les femmes médecins ne peuvent subir de discrimination sur le tarif de la consultation : toute la différence est due à une moindre activité. Ce résultat confirme des analyses plus descriptives effectuées par Fivaz et Le Laidier (2001) sur les généralistes français : en moyenne, les femmes médecins s'absentent un jour de plus par semaine que les hommes et réalisent moins d'actes par jour.

Cette moindre activité des femmes reste à analyser : exprime-t-elle une « préférence » plus marquée des femmes en faveur du loisir ? Ou bien les femmes souffrent-elles d'une discrimination de la part des patients ? Ou encore leur durée de consultation est-elle plus longue ? Rizzo et Zeckhauser (2007) ont étudié ces questions à l'aide de données américaines (États-Unis) concernant de jeunes médecins. Ils obtiennent le même écart de revenu hommes femmes : 33 % en 1990. Le contexte institutionnel américain est assez différent, car les tarifs y sont souvent déterminés par le médecin, ce qui peut contribuer à accentuer l'impact d'éventuels comportements discriminatoires. Explorant les causes possibles d'un tel « gender gap », ces auteurs trouvent que l'écart est presque entièrement expliqué par des différences dans les préférences. Les femmes médecins ont un revenu de référence<sup>7</sup> inférieur de 26 % au revenu de référence de leurs collègues masculins. En outre, ces derniers réagissent activement lorsque leur revenu passe en dessous de leur niveau de référence : sans augmenter leur durée totale de travail, ils raccourcissent la durée de consultation et modifient la structure des soins fournis en faveur d'une plus grande proportion de procédures plus rémunératrices.

Les résultats montrent également que les MEP ont des honoraires inférieurs de 6,5 % à ceux des autres médecins. Cette différence est due à une moindre activité (on obtient -32 % pour le coefficient de la variable indicatrice MEP dans l'équation expliquant le nombre de rencontres médecin patient), fortement compensée par un plus grand contenu en actes de la rencontre, permettant à celle-ci d'être plus rémunératrice.

---

<sup>6</sup> Pour alléger la présentation, nous ne publions pas ici le détail des résultats obtenus pour les spécifications expliquant le logarithme de l'activité et celui des revenus.

<sup>7</sup> Recueillie par enquête, cette variable désigne un revenu qui semble correct à la personne interrogée, compte tenu de son temps de travail et de son investissement dans des études longues et coûteuses (pour les EU).

## ***La localisation influence beaucoup les honoraires***

La densité d'omnipraticiens dans le département d'exercice joue négativement sur les honoraires du médecin : une augmentation de la densité de 10 (passage de 100 à 110 médecins pour 100 000 habitants par exemple) conduit à une diminution des honoraires de 2,5 %. L'impact est encore plus marqué pour l'activité : une augmentation de la densité de 10 conduit à une diminution du nombre de rencontres médecin patient de 3,5 %. Cette diminution est due à une baisse de la demande qui s'adresse à chaque médecin quand des médecins en plus grand nombre se partagent la même quantité de patients. Dans le secteur 1, cette baisse d'activité se répercute à l'identique sur les honoraires, à moins d'une augmentation du contenu moyen en actes de chaque rencontre. Celle-ci apparaît clairement dans le fait que le choc sur les honoraires est atténué : -2,5 % au lieu de -3,5 %<sup>8</sup>. Le coefficient ici obtenu traduit toutefois un impact non négligeable, d'autant plus qu'il s'agit d'un effet différentiel qui s'ajoute à la constante régionale<sup>9</sup>, laquelle incorpore aussi un effet négatif de la densité. En revanche, la densité de spécialistes n'a pas d'effet significatif : le partage des patients s'effectue « entre omnipraticiens ».

La relation entre la densité d'omnipraticiens et l'effet spécifique régional apparaît dans le graphique 5. Les points représentés ont pour ordonnée l'effet fixe régional estimé (qui s'interprète comme un écart relatif à la région de référence, l'Île-de-France) et pour abscisse la densité moyenne de la région concernée. On observe une relation négative entre densité et honoraires, surtout pour les régions de densité inférieure à 97. De façon intéressante, le « malus » associé au fait d'être dans une région à densité très élevée (comme en PACA, où il s'élève à -7,6 %) est nettement inférieur au « bonus » lié au fait d'être dans une région à faible densité (comme en Picardie ou dans le Nord, où il s'élève à +21 % ou encore en Champagne Ardennes où il est de 14,6 %).

De façon générale, les effets fixes régionaux captent l'influence sur les honoraires des « aménités », pour reprendre la terminologie de l'économie spatiale. Il s'agit de l'agrément apporté par le climat, la qualité de vie et les équipements collectifs caractérisant un territoire. Dans ce cadre, les différences d'honoraires estimées par les effets fixes entre, par exemple, le Nord et la région PACA, peuvent s'interpréter à la fois du côté de l'offre et de la demande. Du côté de la demande, le nombre de patients potentiels est plus faible en PACA, où la densité est élevée, que dans le Nord, où elle est faible. Du côté de l'offre, les écarts d'honoraires reflètent les différences d'utilités attendues par les médecins lorsqu'ils choisissent de s'installer (Bolduc et al., 1996). Autrement dit, les médecins qui choisissent de s'installer en PACA acceptent de gagner 8 % de moins, car dans cette région ils travailleront moins (auront moins de patients) et profiteront du soleil. *A contrario*, il semble qu'un supplément d'honoraires d'au moins 20 % soit nécessaire pour compenser le surcroît de travail et le mauvais climat qui attendent le médecin qui s'installe dans la région Nord.

Enfin, les estimations montrent que, par rapport à une installation dans un pôle urbain, il y a un intérêt financier à se localiser ailleurs, en couronne périurbaine (+9 %), dans une commune multipolarisée (+11,2 %) et surtout dans un espace à dominante rurale (+14,5 %).

Nous l'avons vu, le contexte actuel est marqué par le développement de mesures financières encourageant l'installation dans les zones déficitaires en médecins. Ces différents résultats sont obtenus sur des années non concernées par les majorations de tarifs ni par les exonérations fiscales introduites à partir de 2004. Ils montrent qu'existent déjà,

---

<sup>8</sup> C'est une des modalités de la demande induite en France (Delattre et Dormont, 2003).

<sup>9</sup> Dans la terminologie de l'économétrie des données de panel, on dirait qu'il s'agit d'un coefficient estimé dans la dimension « within région ».

indépendamment de toute mesure spécifique, de sérieux avantages financiers à l'installation dans les zones déficitaires. Ces avantages sont toutefois accompagnés d'une charge de travail plus importante.

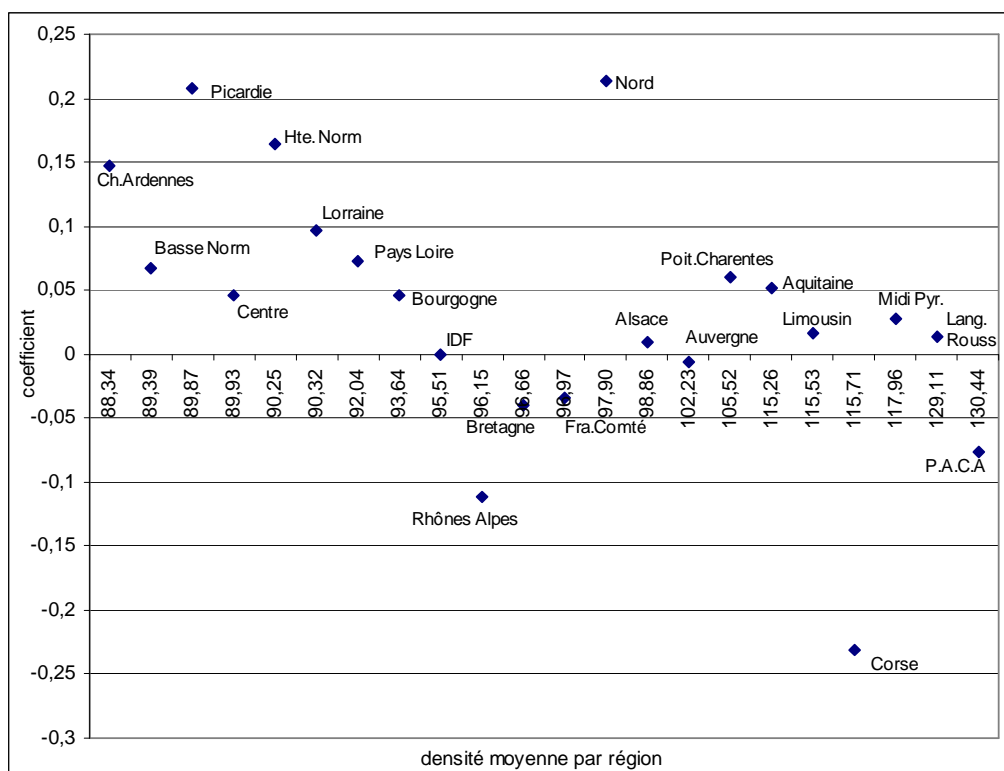
**Tableau 3 : Estimation de la fonction de gain pour les omnipraticiens du secteur 1**  
**Variable expliquée : logarithme des honoraires**

Variable	Coefficient	Ecart-type
Sexe (ref=homme)	-0.3429 (***)	0.0041
Mode d'exercice particulier (MEP)	-0.0650 (***)	0.0069
Durée (en années) entre l'année de thèse et l'installation en libéral	-0.0224 (***)	0.0007
Exercice libéral à temps partiel (ref : libéral à temps plein)	-0.0524 (***)	0.0045
Exercice libéral avec temps partiel hospitalier (ref : libéral à temps plein)	0.0019	0.0024
Couronnes périurbaines (ref : pôle urbain)	0.0903 (***)	0.0049
Communes multipolarisées (ref : pôle urbain)	0.1121 (***)	0.0079
Espace à dominante rurale (ref : pôle urbain)	0.1452 (***)	0.0044
Densité d'omnipraticiens dans le département d'exercice	-0.0025 (***)	0.0002
Densité de spécialistes dans le département d'exercice	-7.78*10-6	0.00009
Effets régions (ref : Île-de-France)		
Rhône-Alpes	-0.1113 (***)	0.0077
Picardie	0.2091 (***)	0.0115
Auvergne	-0.0050	0.0126
PACA	-0.0775 (***)	0.0106
Champagne-Ardenne	0.1459 (***)	0.0124
Midi-Pyrénées	0.0274 (***)	0.0107
Languedoc Roussillon	0.0131	0.0101
Basse Normandie	0.0673 (***)	0.0117
Poitou Charente	0.0607 (***)	0.0101
Centre	0.0464 (***)	0.0094
Limousin	0.0172	0.0125
Corse	-0.2328 (***)	0.0237
Bourgogne	0.0466 (***)	0.0104
Bretagne	-0.0394 (***)	0.0084
Aquitaine	0.0519 (***)	0.0084
Franche Comté	-0.0335	0.0129
Haute Normandie	0.1655 (***)	0.0105
Pays de la Loire	0.0726 (***)	0.0092
Lorraine	0.0973 (***)	0.0097
Nord	0.2143 (***)	0.0093
Alsace	0.0091	0.0093
R <sup>2</sup>	0.2755	
Fisher	269.56	
Taille de l'échantillon	81 691	

\*\*\* Significatif au seuil de 1 %; \*\* Significatif au seuil de 5 %; \* Significatif au seuil de 10 %.

Lecture : par rapport aux médecins de la région de référence (Île-de-France), les médecins de la région Rhône-Alpes ont, toutes choses égales par ailleurs, des honoraires inférieurs de 11,1 %.

**Graphique 5 : Densité moyenne par région et coefficient associé (référence : Île-de-France)**



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004 et estimations du tableau 3.

Lecture : par rapport aux médecins de la région de référence (Île-de-France), les médecins de la région Rhône-Alpes ont, toutes choses égales par ailleurs, des honoraires inférieurs de 11,2 %.

### ***Le rôle de l'expérience sur les honoraires : un profil de carrière très différent de celui des salariés***

Notre estimation permet de mesurer l'effet de l'expérience sur les honoraires du médecin en contrôlant sa localisation régionale, la densité, son sexe, son mode d'exercice, l'année d'observation et sa cohorte (graphique 6). On obtient une forme en U renversé : la phase de constitution de clientèle en début de carrière est associée à une progression spectaculaire des honoraires. À partir de 12 années d'expérience, l'activité et les honoraires décroissent lentement, puis plus rapidement après 20 ans d'expérience jusqu'à la cessation d'activité.

Il est important de souligner que l'effet de l'expérience ici estimé n'est pas un effet brut mais est évalué toutes choses égales par ailleurs. Le profil obtenu ne signifie pas nécessairement que les médecins réduisent leur activité après 12 années de carrière : d'autres effets, comme par exemple les effets temporels, interviennent pour déterminer leur niveau d'activité.

Par rapport aux formes connues de l'effet de l'expérience sur les salaires, le profil estimé se distingue sur plusieurs points :

- Une montée plus forte en début de carrière. Entre la première année et l'expérience de référence (7 ans<sup>10</sup>), il y a une augmentation des honoraires de 37 %. Cette forte

<sup>10</sup> Des estimations préalables ont montré que c'est le nombre d'années nécessaires à un médecin pour constituer sa clientèle (Delattre et Dormont, 2003).

croissance correspond à la phase de constitution de sa clientèle par le médecin (Delattre et Dormont, 2003).

- L'absence de phase en plateau.
- La diminution après le maximum obtenu avec 12 ans d'expérience. À 25 ans d'expérience la baisse est de -12 % par rapport à la référence (7 ans). Elle atteint -24 % à 30 ans d'expérience.

Signalons que le profil de carrière ici obtenu est robuste à une estimation séparée du modèle pour les hommes et les femmes : entre 0 et 30 années d'expérience par exemple, les effets fixes ancienneté estimés pour les femmes sont très corrélés avec ceux estimés pour les hommes (le coefficient de corrélation est égal à 0,934).

Par comparaison, les profils de carrière obtenus pour les salariés sont beaucoup plus plats (Koubi, 2003b). Tout se passe donc comme si les médecins utilisaient la latitude dont ils disposent grâce à l'exercice d'une profession libérale pour moduler plus leur activité au cours de leur vie professionnelle que les salariés.

Les différences ici relevées méritent d'être confirmées par une étude sur les salariés avec des méthodes identiques aux nôtres<sup>11</sup>. L'intérêt du profil obtenu pour les médecins réside dans l'expression des préférences qu'il révèle, alors que les salariés ont peu de latitude dans les choix d'allocation de leur temps de travail au cours de leur carrière. Il est possible que le médecin moyen travaille, au total, autant ou plus que le salarié moyen. Mais il apparaît qu'il préfère concentrer son effort sur les 12 premières années de son existence professionnelle, pour alléger ensuite progressivement sa charge de travail. Ce début de carrière peut aussi être associé à un effort d'investissement matériel et dans la constitution d'une réputation. La phase de décroissance observée par la suite est-elle choisie, et donc révélatrice d'une préférence pour le loisir ? Ou bien est-elle subie ? Une baisse de la demande adressée au médecin parce qu'il serait plus âgé est peu vraisemblable : avec 13 ans d'expérience, celui-ci aurait environ 43 ans. L'hypothèse d'un épuisement professionnel est évoquée par certaines associations de médecins<sup>12</sup>.

Pour les salariés, le profil de carrière peut être défini par l'évolution de la productivité individuelle associée à l'expérience, avec une perte potentielle de productivité avec l'âge (non confirmée par Aubert et Crépon, 2003). Il peut difficilement être influencé par la durée du travail, car celle-ci est plutôt contrainte et connaît peu de variation avec l'ancienneté. En revanche, il peut être défini par l'employeur en vue d'instaurer un système de paiement incitatif sur le cycle d'activité (Lazear, 1981). Sur la base d'un tel raisonnement, Lazear & Moore (1984) prédisent des profils plus plats pour les professions libérales, lesquelles peuvent se passer d'incitation à la productivité. Nos résultats réfutent une telle prédiction.

### ***Les effets de date : le rôle des revalorisations tarifaires***

Le graphique 7 représente les effets fixes année estimés sur l'équation expliquant les honoraires d'une part et l'équation expliquant l'activité du médecin, d'autre part. L'activité est définie par le nombre de rencontres médecin patient. L'année de référence est 1983,

---

<sup>11</sup> En effet les résultats obtenus sur les salariés par Koubi (2003b) découlent de spécifications différentes.

<sup>12</sup> Une enquête réalisée par l'Union régionale des médecins libéraux d'île-de France cherche à identifier les phénomènes de « burn out » des médecins d'île de France. Malheureusement, le traitement statistique des résultats ne gère pas les biais de sélection vraisemblables, compte tenu de réponses épistolaires sur le mode du volontariat. Il apparaît que 53 % des répondants sont concernés par le « burn out ». Les facteurs favorisant sont l'appartenance au secteur 1, la pratique de la médecine générale et un âge compris entre 45 et 50 ans (URML Ile de France, 2007).

première année de la période. Pour les honoraires, on observe une croissance forte et régulière des effets fixes, signalant une importante progression du pouvoir d'achat des honoraires des omnipraticiens du secteur 1 au cours de la période : ce sont en effet les honoraires déflatés de l'indice des prix à la consommation qui sont considérés. En 2004, l'effet fixe s'élève à 0,408, ce qui équivaut sur les 21 années écoulées à un taux de croissance annuel moyen de 1,6 %<sup>13</sup>. On observe que la croissance des honoraires résulte en partie d'une augmentation continue de l'activité au cours de la période, inséparable d'une charge de travail accrue : l'effet fixe temporel pour l'activité est égal à 0,176 en 2004, ce qui correspond à un taux de croissance annuel moyen de 0,8 %.

L'écart entre les courbes des effets fixes obtenus pour les honoraires et l'activité s'explique par les impacts combinés des revalorisations tarifaires et des changements dans la structure de l'activité des médecins. Les principales revalorisations tarifaires sont intervenues en 1988, 1995, 1998, 2002 et 2003. Leur effet sur la croissance des honoraires est indéniable. Par ailleurs, la structure de l'activité des médecins a beaucoup évolué sur la période étudiée : entre 1983 et 2004, la proportion de visites à domicile est passée de 35 % à 15 % et celle des consultations de 58 % à 82 %. Ce changement de structure en faveur des consultations qui sont moins rémunératrices a dû peser négativement sur les honoraires.

Une rapide simulation<sup>14</sup> montre que l'impact négatif du changement de structure est suffisamment important pour annuler en partie la progression due à la croissance de l'activité. Du coup la progression des honoraires est due pour l'essentiel à l'effet pur des revalorisations.

### *Les effets de la cohorte : les écarts entre générations*

Les effets de la cohorte sur les honoraires des médecins sont d'une ampleur considérable : leur plage de variation atteint 20 points (graphique 8)<sup>15</sup>.

L'effet cohorte est positif pour les cohortes antérieures à 1978, avant de diminuer fortement, puis de se redresser à la fin des années quatre-vingt. Le fond est atteint pour les cohortes 1980 à 1987. Par exemple, les omnipraticiens installés en 1985 gagnent, toutes choses égales par ailleurs, 19,6 % de moins que ceux installés en 1972. Par la suite, la situation se redresse pour les médecins installés dans les années quatre-vingt-dix. Toutes choses égales par ailleurs, les médecins installés en 1999 ont des honoraires supérieurs de 16,8 % à ceux des médecins de la cohorte 1985. Le lien entre l'effet cohorte estimé et la régulation de la démographie médicale sera examiné plus loin.

---

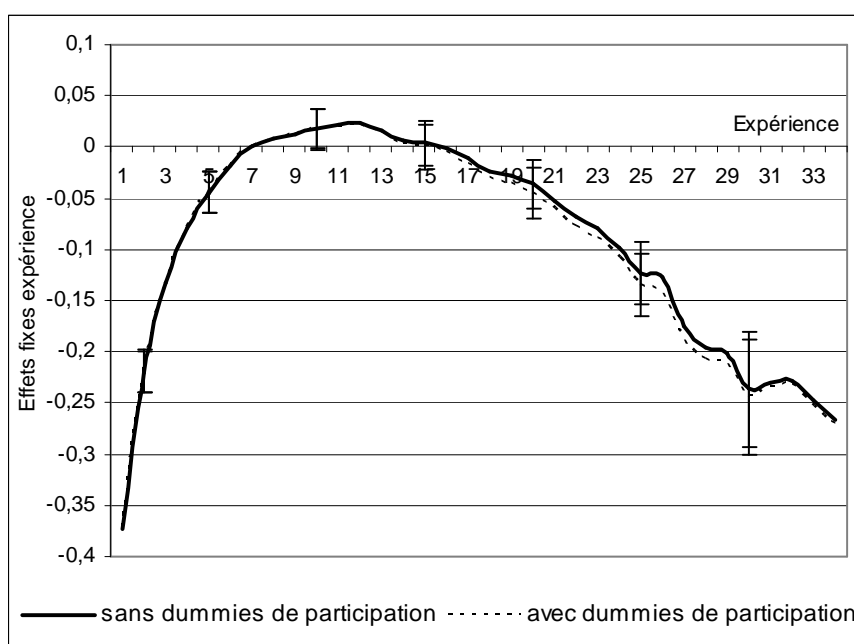
<sup>13</sup> À titre de comparaison, le salaire réel brut moyen aura progressé sur la même période de 0,6 % par an. Cette comparaison est cependant d'une pertinence limitée, puisqu'il faudrait comparer les salaires super bruts d'une part, et les revenus réels des médecins, corrigés des exonérations de charges sociales dont ils bénéficient pour leur propre compte du fait de leur appartenance au secteur 1.

<sup>14</sup> En simplifiant les données pour ne retenir que les consultations et les visites (qui représentent entre 93 % et 97 % de l'activité des médecins selon l'année), nous avons procédé à une rapide simulation pour évaluer l'impact des différentes évolutions sur la progression des honoraires entre 1983 et 2004. Sur ces données modifiées, nous trouvons que la progression de l'activité correspond à une croissance annuelle moyenne de 1,3 % par an, compensée en partie par les changements sur la structure de l'activité, qui diminuent les honoraires de 1 % par an en moyenne. L'essentiel de la progression est alors dû à l'effet pur des revalorisations, qui jouent à hauteur de 1,2 % par an en moyenne.

<sup>15</sup> L'effet cohorte connaît des fluctuations assez amples avant 1977. Ce résultat curieux est robuste : on obtient les mêmes effets en estimant le modèle avec les indicateurs de présence dans l'échantillon (voir la courbe en pointillés dans le graphique 8) ou en calculant la médiane, par cohorte, des résidus de l'estimation du modèle (1) sans les variables de cohorte.

Différentes variantes de l'estimation ont permis de vérifier sa robustesse : en définissant la cohorte par l'année de thèse et non la date d'installation en libéral<sup>16</sup>, on obtient un effet cohorte très corrélé avec l'effet initialement estimé (coefficient de corrélation égal à 0,92). En restreignant l'estimation aux médecins libéraux à temps complet, ou aux médecins qui n'ont pas de mode d'exercice particulier, on obtient encore un effet très proche (coefficients de corrélation égaux à 0,99). C'est à nouveau le cas en croisant l'effet cohorte avec la durée séparant la thèse de l'installation.

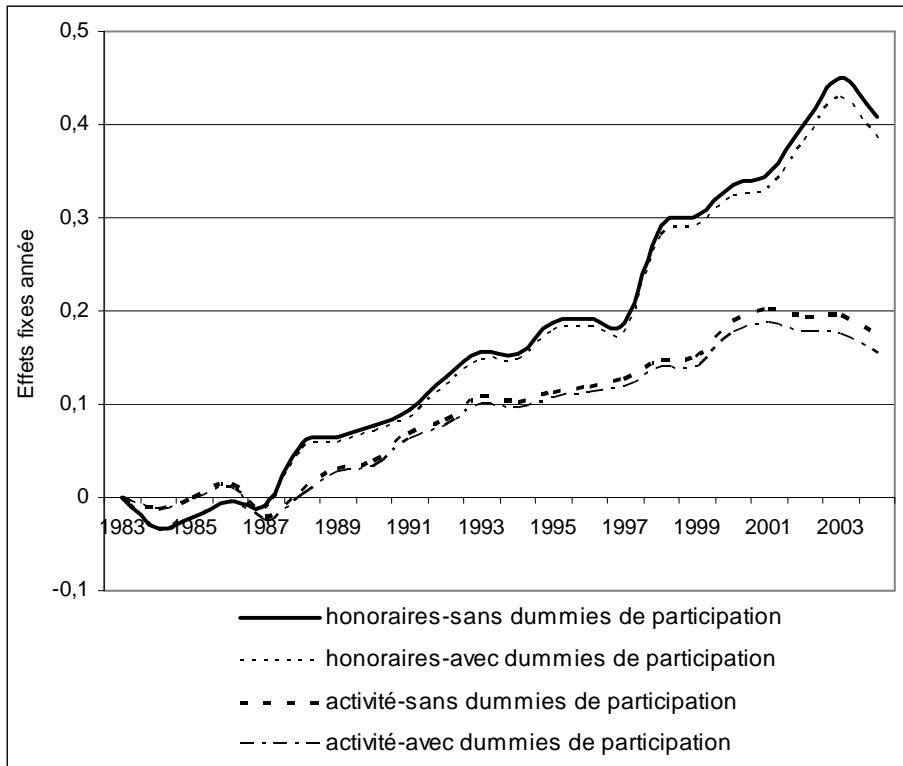
**Graphique 6 : Estimation des effets spécifiques ancienneté pour le logarithme des honoraires**



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004. Référence : 7 ans.  
Les segments verticaux représentent des intervalles de confiance à 95 % associés à certains effets fixes.

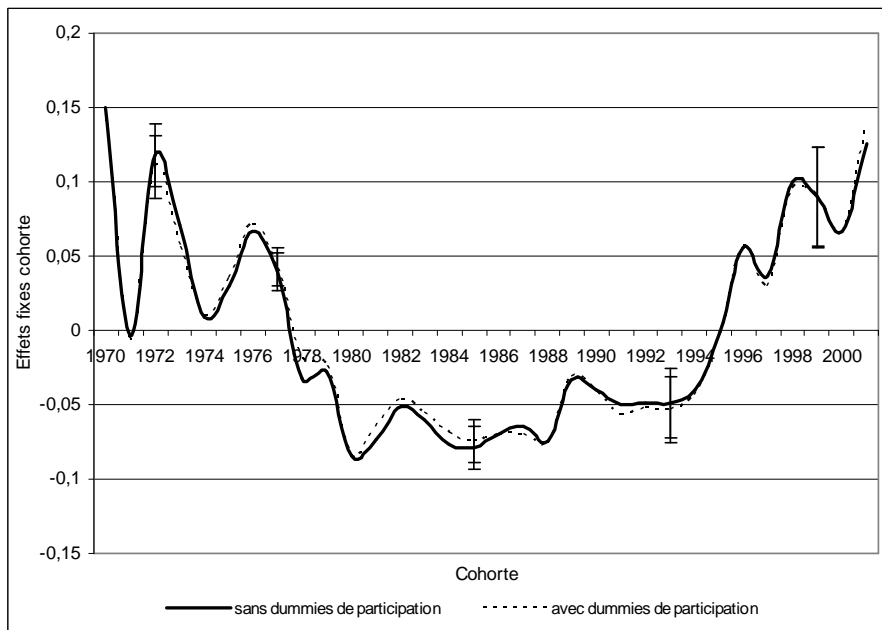
<sup>16</sup> En effet, les cohortes les plus récentes ont connu un allongement de la durée de leurs études et une augmentation du délai séparant la thèse et l'installation. Ceci pourrait modifier l'estimation de l'effet cohorte tel que nous l'avons défini.

**Graphique 7 : Estimation des effets spécifiques année pour le logarithme des honoraires et de l'activité**



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004. Référence : 1983

**Graphique 8 : Estimation des effets spécifiques cohorte pour le logarithme des honoraires**



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004.

Les segments verticaux représentent des intervalles de confiance à 95 % associés à certains effets fixes. Il n'y a pas de cohorte de référence, mais la somme des effets cohorte est contrainte à être égale à 0. L'interprétation des résultats est réalisée en étudiant les contrastes entre cohortes considérées par paires.



### *Des résultats similaires sur les honoraires et les revenus*

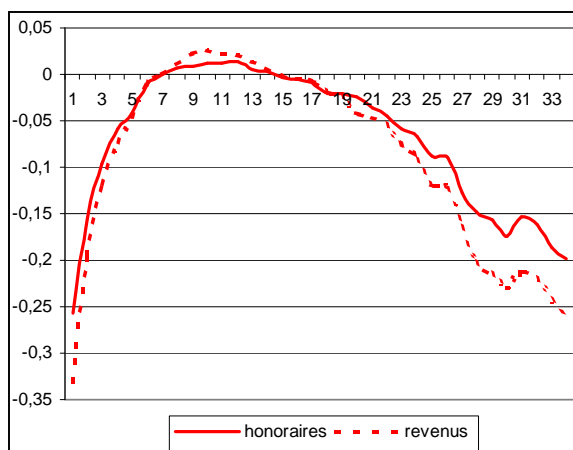
Les revenus n'ont pu être estimés que sur la période 1993-2004 (encadré 2). Pour comparer les résultats obtenus sur les honoraires et les revenus, nous avons dû estimer à nouveau les différents modèles sur cette période plus restreinte.

L'effet de l'expérience se caractérise par une décroissance plus forte du profil en fin de carrière pour les revenus que pour les honoraires (graphique 9). Comme la différence entre ces deux indicateurs de rémunération est due aux écarts de taux de charge, ce résultat s'explique par l'existence de charges fixes (loyer, secrétaire médicale) dans un contexte de diminution de l'activité et donc des honoraires. Le même phénomène s'observe en début de carrière, avec la même interprétation : à niveau d'activité faible, taux de charge élevé.

Les effets temporels montrent que les revenus progressent plus vite que les honoraires (graphique 10) : le rythme des revalorisations tarifaires dépasse nettement le rythme d'évolution des prix des biens et des services qui déterminent les charges. On retrouve ici le résultat mentionné ci-dessus : sur la période étudiée, la valeur des revenus des médecins, corrigée de l'inflation, a progressé plus rapidement que les revenus réels de l'ensemble des salariés.

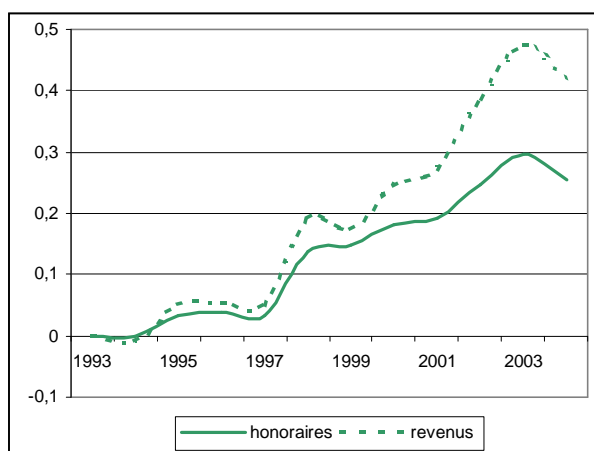
Par ailleurs, les effets de cohorte ne présentent pas de profils différents pour les honoraires et les revenus (graphique 11) : il n'y a pas d'effet cohorte sur les taux de charges.

**Graphique 9 : Estimation des effets spécifiques ancienneté pour le logarithme des honoraires et des revenus**



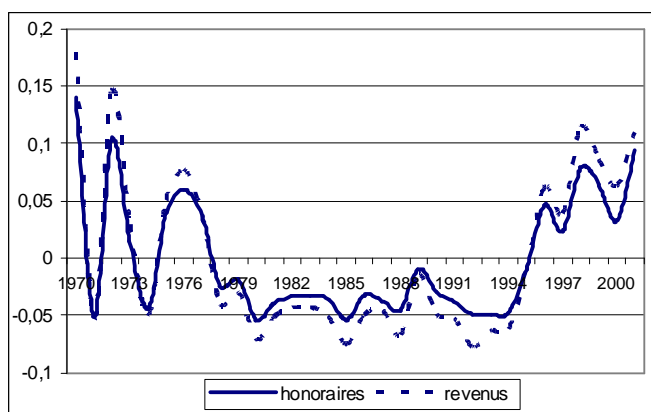
Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS) et BNC (DGI/INSEE/DREES), 1993-2004. Référence : 7 ans.

**Graphique 10 : Estimation des effets spécifiques année pour le logarithme des honoraires et des revenus**



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS) et BNC (DGI/INSEE/DREES), 1993-2004. Référence : 1993.

**Graphique 11 : Estimation des effets spécifiques cohorte pour le logarithme des honoraires et des revenus**



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS) et BNC (DGI/INSEE/DREES), 1993-2004. . Il n'y a pas de cohorte de référence, mais la somme des effets cohorte est contrainte à être égale à 0.

### Encadré 3 : Spécification et estimation d'une fonction de gains pour les médecins

Soit  $y_{ict}$  le logarithme des honoraires (ou de l'activité ou des revenus) du médecin  $i$  appartenant à la cohorte  $c$  et observé en  $t$ . Les estimations sont réalisées pour les cohortes 1970 à 2001, observées sur les années 1983 à 2004, avec des niveaux d'expérience allant de 1 à 34 ans. On considère la spécification suivante :

$$y_{ict} = a + D'_{ict} b + Z'_{ic} d + \eta_r + \alpha_e + \delta_t + \gamma_c + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

avec  $i = 1, \dots, N$ ;  $c = 1, \dots, C$ ;  $t = 1, \dots, T$ ;  $e = 1, \dots, E$  et  $r = 1, \dots, R$ .

où :

- $D'_{ict}$  Variables explicatives qui varient dans le temps : densité médicale des omnipraticiens et densité des spécialistes dans le département d'exercice du médecin  $i$ .
- $Z'_{ic}$  Variables explicatives propres au médecin  $i$  appartenant à la cohorte  $c$  et constantes dans la dimension temporelle : sexe, durée entre année de thèse et année d'installation en libéral, type d'activité en libéral (à temps complet ou non), présence ou non d'un mode d'exercice particulier, type d'aire urbaine.
- $\alpha_e$ ,  $e = 1, \dots, 34$  : effet fixe (paramètre) spécifique à l'expérience, définie par le nombre d'années écoulées depuis l'installation en libéral (moins les années d'interruption de carrière, s'il y a lieu).
- $\delta_t$ ,  $t = 1983, \dots, 2004$  : effet fixe (paramètre) spécifique à l'année  $t$ .
- $\gamma_c$ ,  $c = 1970, \dots, 2001$  : effet fixe (paramètre) spécifique à la cohorte, définie par l'année de l'installation en libéral.
- $\eta_r$  est un effet spécifique à la région d'exercice du médecin ( $r = \text{Île de France, Centre, Nord, Picardie, etc.}$ )

Contrairement à l'approche standard, l'effet de l'expérience n'est pas spécifié par une forme polynomiale. On choisit de conserver une grande flexibilité en utilisant des effets fixes pour spécifier les effets temporels, d'expérience et de cohorte. Une telle spécification n'est pas identifiable sans l'ajout de contraintes sur les effets. Nous avons adopté les contraintes suivantes :

$$\sum_r \eta_r = 0, \sum_e \alpha_e = 0, \sum_t \delta_t = 0 \text{ et } \sum_c \gamma_c = 0 \quad (2)$$

$$\sum_c c * \gamma_c = 0 \quad (3)$$

La contrainte (2) est sans contenu. Elle revient à définir une modalité de référence pour chacun des quatre effets, lesquels sont alors interprétables comme des contrastes à la constante.

La contrainte (3) est liée à l'existence d'une colinéarité entre les variables de date, de cohorte et d'expérience. Pour un médecin  $i$ , on a en général  $t = c + e$ . Par exemple, en 1985, les médecins de la cohorte 1970 ont 15 ans d'expérience. Ceci n'est pas vrai pour tous les médecins de l'échantillon, car certains connaissent des interruptions de carrière. Pour ces derniers, l'expérience est calculée comme la différence entre l'année d'observation  $t$  et l'année d'installation  $c$ , moins la durée de l'interruption. Ce cas de figure concerne 6 % des observations :  $t$  reste fortement corrélé avec  $c+e$ .

La contrainte (3) permet l'identification du modèle en imposant une absence de tendance sur l'effet cohorte. Lollivier et Payen (1990) adoptent cette contrainte pour étudier les salaires dans le cadre d'un modèle de carrière avec des effets fixes. En revanche, Audric (2006) retient une autre contrainte identifiante en imposant une absence de tendance sur les effets temporels. Dans le cas des médecins, ce choix ne nous semble pas pertinent. C'est ce que nous expliquons plus loin dans ce même encadré, en justifiant notre choix de la contrainte (3).

#### Exogénéité des variables explicatives

Le modèle (1) est estimé par les moindres carrés ordinaires, ce qui revient à supposer que les variables explicatives sont exogènes. Or, Bolduc et al. (1996) ont montré dans le cas du Québec que les choix de localisation des médecins sont influencés par le niveau de revenu qu'ils peuvent espérer en exerçant dans une région plutôt qu'une autre. Les variables décrivant la localisation géographique des médecins peuvent donc être non exogènes. Trois variables de ce type figurent dans notre modèle : la densité médicale, le type de localisation (pôle urbain, couronnes périurbaines, communes multipolarisées, espace à dominante rurale) et la région d'exercice.

Le problème de non exogénéité potentielle de certaines variables peut être éludé en transformant le modèle par les différences premières afin d'éliminer l'hétérogénéité non observée figurant dans la perturbation et susceptible d'être corrélée avec les variables de localisation. Mais cette solution empêcherait toute identification des effets cohorte auxquels nous sommes intéressées au premier chef. Pour la même raison, des fixes individuels propres au médecin ne sont pas inclus dans la régression.

Pour examiner l'exogénéité des variables de localisation nous avons mis en œuvre des tests d'Hausman, mais de façon limitée à cause du faible nombre d'instruments disponibles. Un instrument pertinent est une variable exogène (hypothèse validée par un test de Sargan), qui doit expliquer significativement la variable dont on veut tester l'exogénéité, et qui ne doit pas figurer de façon significative dans le modèle principal (le modèle (1)).

Il a été possible de réaliser un test d'Hausman pour tester l'exogénéité de la densité d'omnipraticiens. Les variables expliquant la demande de soins dans le département peuvent constituer de bons instruments. Deux variables seulement ont un impact significatif sur la densité d'omnipraticiens et sont exclues de la régression principale, c'est-à-dire non significatives dans le modèle

(1) : la proportion de femmes dans le département d'exercice du médecin *i* et le logarithme du revenu moyen des ménages vivant dans le département. Mené avec ces deux instruments, le test d'Hausman ne permet pas de rejeter l'exogénéité de la densité d'omnipraticiens ( $p=0,90$ ). Par ailleurs, le test de Sargan valide l'exogénéité de ces instruments ( $p=0,22$ ). Un instrument supplémentaire peut être obtenu en considérant la densité de spécialistes, qui n'est pas significative dans l'équation principale. Ce nouvel instrument, joint à la proportion de femmes et au revenu des ménages, permet alors de tester, non seulement l'exogénéité de la densité de médecins généralistes mais aussi celle du type de localisation (agrégé en trois catégories : zone urbaine, zone rurale et couronnes). L'exogénéité de ces variables ( $p=0,26$ ) est validée par ce nouveau test d'Hausman (avec un test de Sargan qui confirme la validité des instruments). La régression de première étape montre que la densité de spécialistes a une influence positive sur la densité de médecins généralistes, suggérant une complémentarité entre l'activité de ces deux catégories de médecins.

Les résultats de ces tests peuvent paraître surprenants. De fait, le nombre d'instruments disponibles étant très restreint, nous ne pouvons pas tester l'exogénéité de toutes les variables de localisation. En particulier, nous ne pouvons pas tester l'exogénéité des dummies régionales, lesquelles figurent dans la liste des variables explicatives du modèle. Les conclusions de nos tests d'Hausman ont donc une portée limitée.

#### Biais de sélection

Notre échantillon est non cylindré car il est représentatif des installations en cours de période et des départs en retraite. Mais des médecins peuvent aussi quitter l'échantillon parce qu'ils sortent du champ d'étude, la médecine libérale en secteur 1. Les motifs de leur décision peuvent être en rapport avec le phénomène étudié : nos estimations seraient alors affectées par un biais de sélection. Par exemple, si les médecins d'une cohorte défavorisée partent dans une plus grande proportion, et si les sortants sont ceux qui réussissent le moins bien (qui ont les honoraires les plus bas), l'estimation surestimera l'effet fixe pour cette cohorte.

On observe que les sorties de l'échantillon peuvent être définitives (9 % des observations, 17 % des médecins) ou provisoires (6 % observations, 6 % des médecins). Les raisons de la sortie sont connues de manière très partielle : le passage en secteur 2 concerne 34 % des médecins qui quittent définitivement l'échantillon et 26 % des médecins qui connaissent une interruption provisoire (ils finissent donc par réintégrer le secteur 1). Les déménagements concernent 17 % des médecins qui connaissent une interruption provisoire. Les autres raisons, non observées, de sortie définitive ou d'interruption, peuvent être le passage à une activité salariée (exercice de la médecine ou autre), le décès ou une incapacité de travail. La durée médiane d'une interruption est 2 années, 2,5 années pour déménagement et 6 années pour passage en secteur 2 (puis retour au secteur 1). On observe que la proportion de sorties et d'interruptions est plus élevée pour les cohortes 1978 à 1985 ainsi qu'en début de période (entre 1983 et 1987). On ne trouve pas de différence significative entre les hommes et les femmes médecins concernant la proportion de sorties et leur durée, mais tous les médecins qui sortent ou s'interrompent ont moins d'expérience et des honoraires plus bas.

Il est difficile de corriger le biais de sélection par la méthode de Heckman (1979) pour deux raisons : tout d'abord, aucun instrument n'est disponible en dehors des variables du modèle pour expliquer la présence du médecin dans l'échantillon ; ensuite les types de sortie et les raisons de sortie sont plurielles : il n'est pas pertinent de les formaliser à l'aide d'une unique équation de participation. Nous avons adopté l'approche proposée par Verbeek et Nijman, (1992), qui consiste à ajouter au modèle différentes variables indicatrices du statut du médecin au regard de sa participation. Cette méthode ne corrige évidemment pas le biais de sélection, mais permet de tester son existence par un test de significativité globale des différentes indicatrices.

Le modèle (1) a été estimé sous les contraintes d'identification, en ajoutant 5 dummies signalant l'existence d'une interruption pour passage en secteur 2 (Int\_s2), pour déménagement (Int-dém), pour une autre raison (Int\_aut), ou d'une sortie définitive pour passage en secteur 2 (sor\_s2) ou pour une autre raison (sor\_aut). Ces variables sont significatives (la statistique de Fisher est telle que  $p<0,0001$ ), et les coefficients estimés attestent que les médecins qui sortent sont bien ceux qui ont des honoraires plus bas, toutes choses égales par ailleurs (voir tableau ci-dessous). Il y a donc bien un biais de sélection. Ce dernier est toutefois d'une ampleur très limitée et n'affecte aucunement les profils obtenus pour les divers effets fixes. Les graphiques 6 à 8, qui représentent les effets fixes estimés fournissent tous les résultats obtenus avec et sans les dummies de participation : on constate qu'il n'y a pas de différence. Les résultats changent (très peu) pour d'autres coefficients, comme par exemple celui de la densité (-0,00263 au lieu de -0,00245) ou celui de la variable indicatrice du deuxième sexe (-0,336 au lieu de -0,343).

Variable	Coefficient Estimé	Significativité
Int_s2	-0,122	$p<0,0001$
Int_dem	-0,172	$p<0,0001$
Int_aut	-0,082	$p<0,0001$
Sor_s2	-0,033	$p=0,009$
Sor_aut	-0,213	$p<0,0001$

#### Choix de contrainte pour l'identification du modèle

L'identification d'effets d'ancienneté (ou d'âge), de date et de cohorte est un problème maintes fois rencontré dans les études sur données longitudinales. Kessler et Masson (1985), puis Deaton (1997) et Allain (1997) ont formalisé clairement le problème de façon à guider les choix empiriques. Sur des données concernant des individus qui ne connaissent pas d'interruption de carrière, une colinéarité stricte relie les effets de date, de cohorte et d'ancienneté :  $t = c+e$ . L'identification des différents effets n'est possible que si l'on ajoute une contrainte supplémentaire à l'ensemble de contraintes (2) (lesquelles permettent d'éviter une colinéarité avec la constante du modèle).

Nous ne sommes pas dans le cas d'une colinéarité stricte  $t = c+e$  car 6 % des observations concernent des médecins ayant connu des interruptions de carrière. Pour ceux-ci, on a  $t > c+e$ . Le modèle est donc identifiable sans l'ajout d'une contrainte additionnelle, même si  $t$  est fortement corrélé avec  $c+e$ . Cependant, il nous a paru important que les résultats ne reposent pas sur une identification fondée sur les observations minoritaires.

La contrainte additionnelle peut être spécifiée de façons très variées. Par exemple, on peut choisir d'annuler un deuxième effet

spécifique pour - au choix - l'ancienneté, la date, ou la cohorte ; on peut aussi imposer l'absence de tendance sur les effets concernant - au choix - l'ancienneté, la date, ou la cohorte. On peut encore considérer des effets fixes relatifs à des groupes (d'ancienneté, de date, ou de cohorte). Dans ce cas cependant, il faut être conscient qu'on impose plus de contraintes qu'il n'est nécessaire : une seule contrainte linéaire additionnelle permet l'identification du modèle. L'expérience montre que le choix de la contrainte identifiante influence beaucoup les résultats. Il convient donc de justifier rigoureusement le choix effectué. En pratique, la littérature empirique se concentre sur le choix entre les deux contraintes additionnelles suivantes :

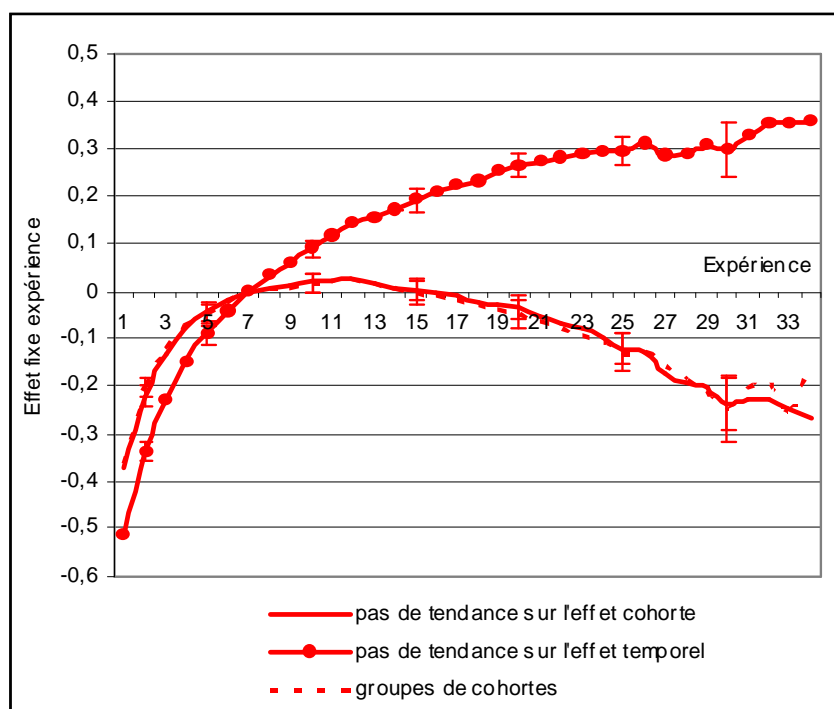
- l'absence de tendance sur l'effet cohorte :  $\sum_c c * \gamma_c = 0$  (3)

- ou l'absence de tendance sur l'effet temporel :  $\sum_t t * \delta_t = 0$  (4)

En se référant à des travaux réalisés sur données françaises, on trouve les exemples de Lollivier et Payen (1990) qui adoptent (3) et de Bourdallé et Cases (1996), qui retiennent plutôt (4). Dans les deux cas, l'espace de projection est le même : il n'y a pas de fondement théorique à choisir une contrainte plutôt qu'une autre.

Montrons tout d'abord que les résultats sont très sensibles au choix de la contrainte. Pour ne pas multiplier les résultats, nous nous concentrons sur l'effet de l'expérience et sur le choix entre les contraintes (3) et (4). Le graphique A représente les effets de l'expérience estimés avec les trois contraintes envisagées pour l'identification : « pas de tendance sur l'effet cohorte » (3), « pas de tendance sur l'effet temporel » (4) et « groupes de cohortes ».

Graphique A : Estimation des effets spécifiques expérience avec trois contraintes différentes

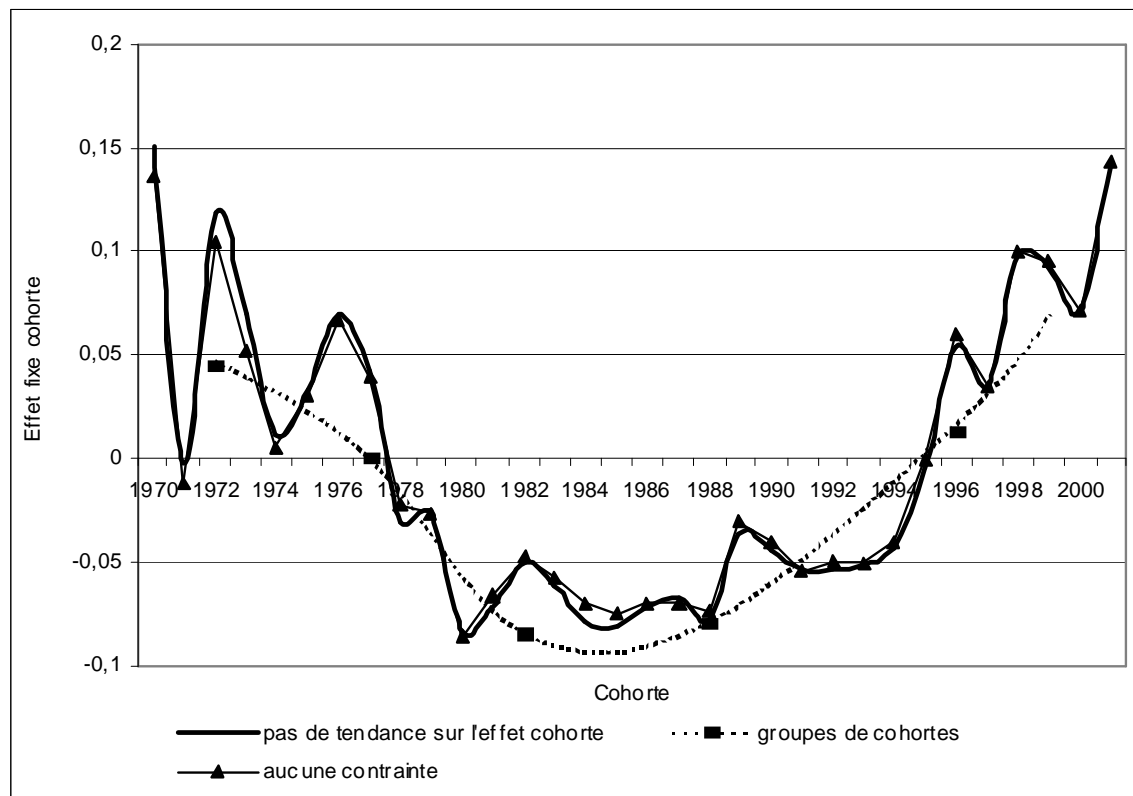


Source : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004

Le profil estimé dépend très fortement du choix entre les contraintes (3) et (4). L'influence des contraintes est facile à interpréter : si on adopte la contrainte (4), qui exclut toute tendance sur l'effet temporel, les revalorisations tarifaires qui ont fait progresser les honoraires des médecins sur la période sont saisies par l'effet de l'expérience. La courbe qui en résulte est fonction croissante de l'expérience car la proportion de médecins avec un haut niveau d'expérience croît avec le temps dans la population médicale comme dans notre échantillon : les médecins avec plus de vingt ans d'expérience représentent 7,5 % de l'échantillon en 1993, 25 % en 1998 et 41 % en 2004. C'est ce type de résultat qui est obtenu par Audric (2006), laquelle adopte la contrainte (4). On obtiendrait aussi un profil des honoraires fonction croissante de l'expérience avec une analyse descriptive de l'évolution des honoraires par cohorte en fonction de l'expérience : de nature univariée, ce type d'analyse ne contrôle pas l'effet temporel. De ce fait, expérience incorpore tout l'effet des revalorisations tarifaires, ce qui peut donner lieu à des erreurs d'interprétation (voir par exemple Lucas-Gabrielli et Sourty-Le Guellec, 2004).

Pour adopter la contrainte (3), il faut trouver un ou plusieurs résultats empiriques accréditant l'hypothèse d'absence de tendance sur l'effet cohorte. Dans notre cas, le problème est assez simple, puisqu'il nous est possible d'estimer le modèle sans contrainte additionnelle. En effet, les sorties transitoires de l'échantillon font que 6 % des observations sont telles que  $t > c+e$  : le modèle est identifiable stricto sensu. Les résultats obtenus par le modèle sans contrainte (autres que (2)) sont satisfaisants. Certes, la forte corrélation entre  $t$  et  $c+e$  entraîne une perte de précision, les écart-types estimés des coefficients doublant ou triplant selon les cas. Mais les coefficients restent significatifs. On a représenté dans le graphique B les effets cohorte estimés selon trois stratégies possible pour l'identification.

Graphique B : Estimation des effets spécifiques cohorte avec trois méthodes d'estimation



Source : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004

Les effets cohorte estimés avec le modèle sans contrainte additionnelle sont très proches de ceux estimés avec la contrainte (3) : les courbes sont quasiment confondues. Il est naturel dans ce cadre de procéder à un test de Fisher. Celui-ci permet de ne pas rejeter la validité de la contrainte (3), avec un risque de première espèce  $p = 0,84$ . En revanche, le test de la contrainte (4) conduit à un rejet sans appel ( $p < 0,0001$ ). Ces résultats suffisent à justifier l'estimation du modèle en appliquant la contrainte (3) : celle-ci est validée par le test de Fisher et elle permet de gagner en précision.

Par ailleurs, nous avons considéré un modèle spécifiant des effets fixes pour des groupes de cohortes  $g$ . Agréger les cohortes par groupes constitue un ensemble de contraintes identifiantes car  $t \neq (\text{groupes de } c) + e$ . Comme nous l'avons précisé ci-dessus, un tel modèle est toutefois trop contraignant : une seule contrainte additionnelle est nécessaire. Imposer plus de contraintes augmente les risques de biais. L'estimation des effets cohorte obtenus par la spécification en termes de groupes de cohortes figure aussi dans le graphique B : on obtient une courbe d'allure similaire avec ce qui est obtenu lorsque l'on applique la contrainte (3).

En retournant aux effets de l'expérience (graphique A), on constate que les effets estimés avec la contrainte (3) ne sont pas significativement différents de ceux estimés avec la spécification en termes de groupes de cohortes. Nous n'avons pas représenté les effets de l'expérience estimés par le modèle sans contrainte additionnelle. En effet, leurs estimations sont confondues avec celles des effets estimés sous la contrainte (3).

Cette analyse empirique permet de conclure à l'absence de tendance sur l'effet cohorte. Au-delà de la démarche économétrique, ce résultat est cohérent avec notre connaissance historique de la période étudiée : les tarifs ont été régulièrement relevés par les accords conventionnels entre 1983 et 2004, ce qui disqualifie l'hypothèse d'absence de tendance sur l'effet temporel ; le baby-boom et l'introduction du numerus clausus ont entraîné de grandes fluctuations dans la démographie médicale, ce qui est compatible avec l'absence de tendance sur l'effet cohorte.

#### Séparabilité des effets fixes

Une hypothèse implicite du modèle estimé est celle de séparabilité (ou d'additivité) des effets spécifiques. Autrement dit, nous supposons qu'il n'y a pas d'effet croisé expérience-cohorte : le profil de l'expérience est supposé identique pour toutes les cohortes.

Les cohortes de l'échantillon ne recouvrent pas toutes la même plage d'expérience (tableau 1). Nous avons pu toutefois réaliser quelques estimations à caractère exploratoire sur des paires de cohortes pour examiner le caractère contraignant de cette hypothèse d'absence d'effet croisé. Sur les cohortes 1972 et 1977 la plage de variation de l'expérience est 11 - 27 ans : les effets croisés ne sont pas significatifs ( $F = 1,13$  ;  $p = 0,323$ ). Pour les cohortes 1977 et 1985 la plage de variation de l'expérience est 6 - 19 ans : les effets croisés sont significatifs ( $F = 6,10$  ;  $p < 0,0001$ ). Enfin, pour les cohortes 1972 et 1985 la plage de variation de l'expérience est 11 à 19 ans : les effets croisés sont significatifs ( $F = 2,65$  ;  $p = 0,007$ ). On peut donc conclure que pour certaines cohortes l'estimation de la spécification supposant une séparabilité des effets est biaisée. Les effets croisés obtenus sont positifs :

les médecins des cohortes défavorables compensent leur mauvaise situation moyenne en ralentissant moins leur activité avec l'expérience. En revanche, ce profil plus plat va de pair avec une constante spécifique à la cohorte encore plus défavorable que celle estimée dans le modèle avec séparabilité, qui semble sous-estimer les écarts entre cohortes.

Un résultat important de notre étude est le profil obtenu pour l'expérience : les médecins diminuent fortement leur activité après 12 ans d'expérience et ceci peut être interprété comme l'expression d'une préférence pour le loisir. Nos résultats sur les effets croisés sont très partiels, plutôt instables et difficiles à interpréter. Ils suggèrent toutefois que cette latitude serait plus limitée pour les médecins des cohortes défavorables : ceux-ci auraient perçu trop peu d'honoraires en début de carrière pour pouvoir alléger leur activité après 12 ans autant que leurs collègues plus favorisés.

## 5. Comprendre l'effet cohorte

L'effet cohorte mesure les différences moyennes d'honoraires entre médecins ayant débuté leur activité à des dates différentes. Les médecins d'une même cohorte ont des caractéristiques communes : ils appartiennent à la même « génération », avec probablement des préférences similaires concernant le loisir et le « style de pratique » ; ils ont connu le même *numerus clausus* et donc le même taux de sélection en fin de première année. Enfin, ils ont débuté leur carrière la même année, partageant un même contexte démographique (modulé par leur choix de localisation).

### *Le contexte démographique du début de carrière*

Pour interpréter l'effet cohorte, nous avons remplacé celui-ci dans la spécification (1) par une fonction linéaire-quadratique de trois variables caractérisant la démographie médicale à la date d'installation : la valeur du *numerus clausus* régional 9 ans avant l'installation, la valeur de la densité médicale départementale au moment de l'installation et enfin la variation du nombre de médecins à la date d'installation (le solde des entrants et des sortants). L'estimation de cette fonction linéaire-quadratique de trois variables démographiques est représentée sur le graphique 12, sur lequel figure également l'effet cohorte initial. Les deux courbes ont des allures similaires : leur coefficient de corrélation est de 0,79. L'effet cohorte apparaît donc très lié au contexte démographique du début de la carrière.

Ces résultats permettent d'interpréter l'effet cohorte obtenu par l'estimation du modèle (1). Les cohortes 1979 à 1988 ont subi le choc du baby-boom et les effets d'un *numerus clausus* encore élevé. Elles ont des honoraires plus faibles que les cohortes installées au début des années 1970. L'impact de la diminution du *numerus clausus* intervenue à partir de 1978 se manifeste, neuf à dix ans plus tard, pour les cohortes installées à partir de la fin des années 1980. Celles-ci ont également profité d'une diminution des effectifs médicaux accélérée par le mécanisme d'incitation à la cessation d'activité (MICA). Toutes choses égales par ailleurs, leurs honoraires sont bien supérieurs à ceux des cohortes installées auparavant.

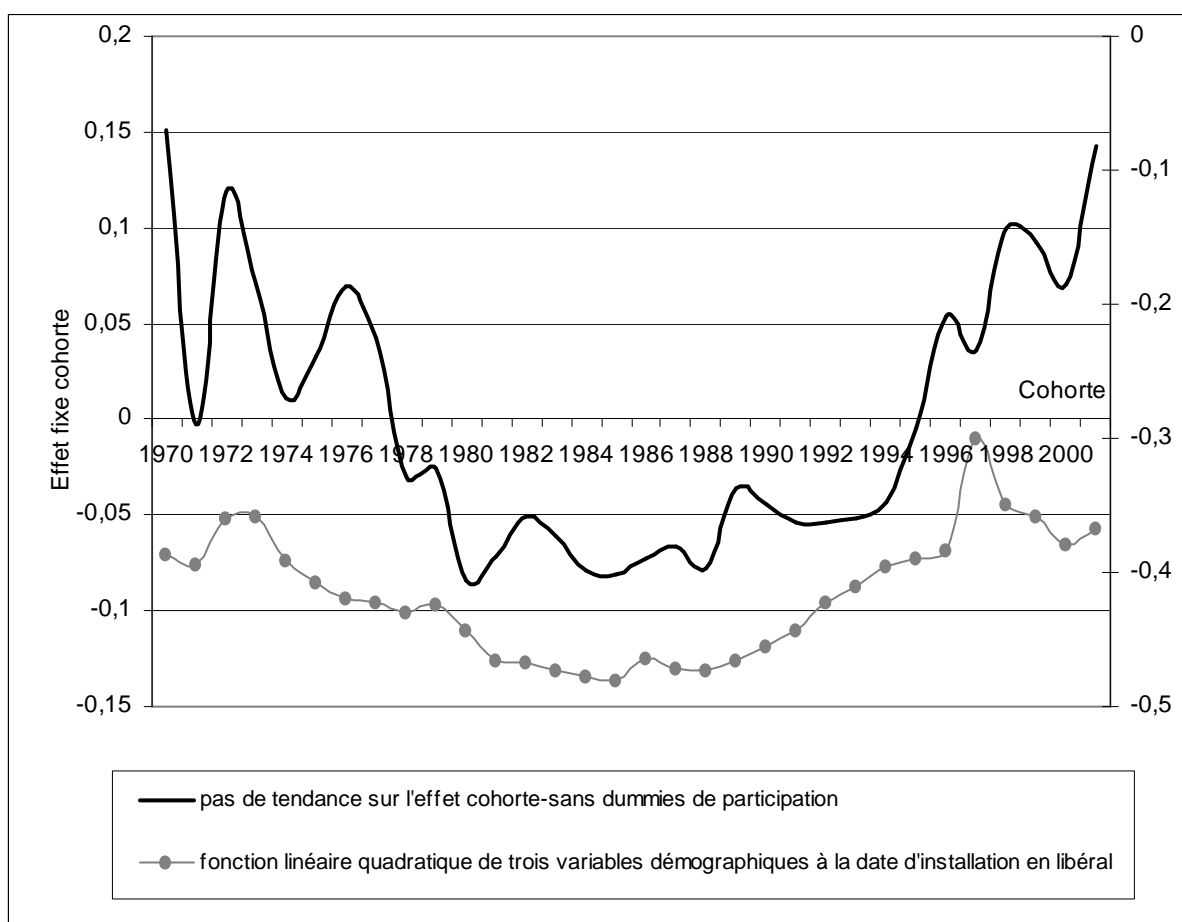
Comment expliquer le rôle décisif du contexte démographique au moment de l'installation ? L'intensité de la concurrence entre médecins est pourtant déjà prise en compte dans le modèle, avec la densité d'omnipraticiens. Mais cette variable ne mesure pas l'intensité de la concurrence au moment de l'installation. Or cette circonstance apparaît cruciale. Lorsqu'il débute sa carrière, un médecin généraliste peut racheter la clientèle d'un médecin partant à la retraite ou constituer lui-même sa clientèle. Si beaucoup de débutants cherchent à s'installer en même temps dans une zone caractérisée par des départs en retraite peu nombreux, leur démarrage de carrière sera entravé par leur concurrence pour attirer des patients.

Nos résultats montrent que les modalités de début de carrière d'un médecin influencent les honoraires de façon permanente. S'il ne parvient pas à constituer rapidement une clientèle suffisante, un médecin aura des revenus durablement plus faibles que ceux de ses collègues

installés dans des conditions plus favorables. Pourquoi un démarrage insatisfaisant se transforme-t-il en handicap durable ? Les explications restent à trouver. On peut penser que la taille de la clientèle d'un médecin non débutant influence la demande qui s'adresse à lui à travers un mécanisme de réputation. Une faible clientèle serait un mauvais signal pour un médecin non débutant : « ce médecin doit avoir un défaut, pour avoir si peu de patients » ; « même s'il était compétent au départ, il a dû perdre la main »...

Ce scénario explicatif impose un retour sur le profil de carrière estimé par les effets fixes ancienneté. La concentration de l'activité sur les 12 premières années est peut-être un exercice imposé pour une profession libérale comme les médecins, qui doivent se constituer rapidement une clientèle et une réputation. Leur profil de carrière ne révèle peut-être pas une préférence en matière de répartition de l'effort de travail dans le cycle de vie, mais la contrainte de ne pas rater son début de carrière<sup>17</sup>.

**Graphique 12 : Interprétation des effets cohorte**



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004.

On rapproche les résultats obtenus grâce à deux types d'estimations :

- estimation du modèle (1) avec la contrainte identifiante « pas de tendance sur l'effet cohorte »

- Remplacement de l'effet cohorte dans le modèle (1) par une fonction linéaire-quadratique de trois variables caractérisant la démographie médicale à la date d'installation.

Le coefficient de corrélation entre les séries correspondant aux deux courbes est égal à 0,79.

<sup>17</sup> Il serait intéressant de pouvoir tester cette hypothèse avec des données concernant un type de profession libérale comme les taxis, dont l'activité ne dépend pas de la fidélisation d'une clientèle.

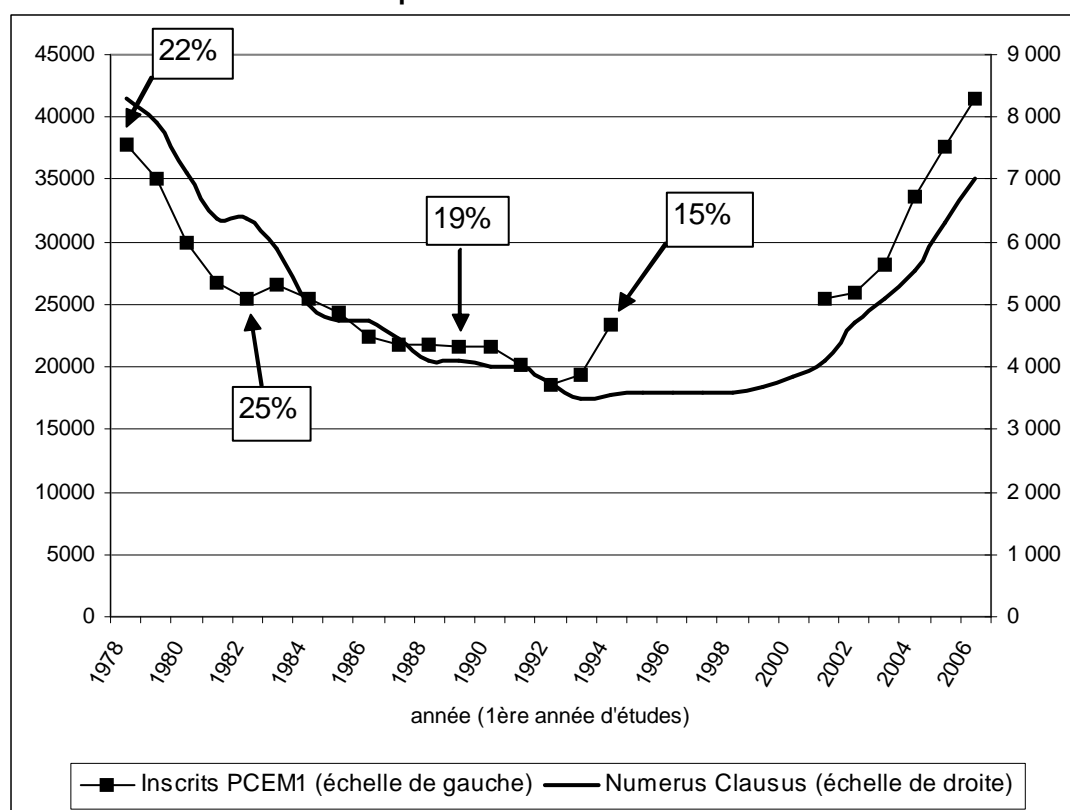


## Les variations du taux de sélection

L'évolution du *numerus clausus* introduit des taux de sélection variables en fin de première année (PCEM1). Le graphique 13 révèle un double effet de sélection. Non seulement, la sélection au concours est plus sévère lorsque le *numerus clausus* diminue. Mais elle est renforcée par un comportement d'auto sélection : le nombre d'inscriptions en première année de médecine décroît avec le *numerus clausus*.

L'effet de la sélection à l'entrée dans une profession a été étudié pour la fonction publique française par Fougère et Pouget (2003). Les médecins ayant subi un taux de sélection plus sévère peuvent être en moyenne plus qualifiés pour l'exercice de la profession : on pourrait chercher à expliquer ainsi le relèvement de l'effet cohorte pour les médecins installés à partir du milieu des années 1990. Malheureusement, les données sur le nombre d'inscrits en première année de médecine ne sont pas disponibles pour les années antérieures à 1978 (et donc pour les cohortes installées avant 1987). Les données existantes sur cette question sont trop partielles pour permettre une analyse empirique complète.

**Graphique 13 : Numerus clausus et évolution du taux de sélection à la fin de la première année de médecine**



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004 et données SISE (Système d'information sur le suivi de l'étudiant) de la DEPP (ministère de l'Éducation nationale).

Le graphique représente la valeur du *numerus clausus* national et le nombre d'inscrits en première année de médecine (PCEM1). Pour cette variable, l'information n'est pas disponible de 1995 à 2000 ce qui explique la rupture de la courbe. Les étiquettes (par exemple 19 % en 1989) donnent le pourcentage de reçus au concours de fin de première année.

## 6. Comparaison des distributions d'honoraires par cohorte

Les différences d'honoraires entre cohorte sont elles systématiques ? L'analyse réalisée jusqu'à présent revient à comparer les honoraires moyens entre cohortes, en contrôlant par d'autres facteurs explicatifs. Or, l'hétérogénéité non expliquée par le modèle (1) est assez importante : le  $R^2$  s'élève à 27,55 % seulement. Des différences interindividuelles entre praticiens sont possibles, qui permettraient à certains, plus dynamiques, de réussir malgré l'appartenance à une cohorte défavorable<sup>18</sup>.

Une approche en termes de dominance stochastique permet de compléter l'analyse en considérant l'ensemble de la distribution des honoraires. Dans ce cadre, l'hétérogénéité non observée des médecins généralistes est intégrée à l'analyse et non négligée en tant que perturbation. Il s'agit ici d'examiner si le classement des cohortes obtenu précédemment est maintenu lorsque l'on considère les distributions.

### *Critères de dominance stochastique*

Ces critères permettent de classer des distributions. Soit  $F$  et  $G$  les fonctions de répartition des honoraires pour les cohortes  $C$  et  $C'$ . Soit  $x \geq 0$  un montant d'honoraires considéré.  $F(x)$  et  $G(x)$  définissent la proportion de médecins des cohortes  $C$  et  $C'$  qui ont des honoraires inférieurs ou égaux à  $x$ . La distribution  $F$  domine à l'ordre 1 la distribution  $G$  si, quel que soit le montant  $x$  d'honoraires considéré, la probabilité d'avoir un niveau d'honoraires supérieur à  $x$  est supérieure avec  $F$  qu'avec  $G$ .

On note  $F \succeq_{DS1} G$ . Dans ce cas, la courbe représentative de la fonction de répartition  $F(x)$  se situe toujours au-dessous de celle de  $G(x)$ .

Supposons que l'on propose à un médecin de choisir entre deux distributions, en situation d'ignorance *a priori* sur son niveau d'honoraires  $x$ . Tout individu dont l'utilité est fonction croissante des honoraires préférera la distribution dominante  $F$  à la distribution dominée  $G$ . Avec  $F$  en effet, la probabilité d'être riche est supérieure, quel que soit le niveau de richesse considéré.

Très intuitif, le critère de dominance stochastique d'ordre 1 n'est pas toujours opératoire car les fonctions de répartition peuvent se croiser. Dans ce cas, on utilise le critère de dominance stochastique d'ordre 2, qui compare les montants de pauvreté moyens associés aux deux distributions. Pour chaque niveau d'honoraires  $x$ , on appelle montant de pauvreté moyen associé à la distribution  $F$  le transfert moyen dont il faut faire bénéficier les individus d'honoraires inférieurs à  $x$  pour les amener au niveau  $x$ . Si le montant de pauvreté moyen

---

<sup>18</sup> Par ailleurs, des effets de rattrapage sont envisageables, avec une hétérogénéité de l'effet de l'expérience selon les cohortes, qui permettrait aux médecins installés dans un contexte difficile de rattraper leur handicap au fil du temps. Ce point est étudié à la fin de l'encadré 3.

associé à la distribution  $F$  est toujours inférieur au montant de pauvreté moyen associé à la distribution  $G$ , alors  $F$  domine  $G$  à l'ordre 2.

Des procédures permettent de tester la dominance stochastique d'ordre 1 (notée DS1) ou 2 (DS2) et l'égalité des distributions. Nous adoptons la méthodologie suivie par Lefranc, Pistolesi et Trannoy (2004) et Pistolesi (2006).

### ***L'hétérogénéité individuelle ne compense pas le handicap d'une cohorte défavorable***

Nous avons tout d'abord considéré les fonctions de répartition des honoraires observés par cohorte. Pour clarifier l'analyse, nous nous focalisons sur cinq cohortes intéressantes : 1972, 1977, 1985, 1993 et 1999. Ces cohortes sont désignées par des étiquettes dans le graphique 1. Les tests de dominance stochastique sont réalisés avec un risque de première espèce de 5 %. Ils conduisent à des résultats cohérents avec ceux obtenus dans l'analyse économétrique :

- la cohorte 1972 domine à l'ordre 1 les cohortes 1985, 1993 et 1999 ;
- la cohorte 1985 est dominée à l'ordre 1 par les cohortes 1972 et 1999 et est égale à 1993 ;
- la cohorte 1993 est dominée à l'ordre 1 par les cohortes 1972 et 1999 et est égale à 1985 ;
- la cohorte 1999 est dominée à l'ordre 1 par la cohorte 1972 et à l'ordre 2 par la cohorte 1977. Elle domine à l'ordre 1 les cohortes 1985 et 1993.

Ces comparaisons sont toutefois d'une portée limitée car elles sont effectuées sur les distributions d'honoraires bruts. Certes, l'hétérogénéité non observée des médecins est prise en compte. Mais les distributions d'honoraires sont ici comparées pour des dates et des niveaux d'ancienneté différents. Or les estimations des effets fixes ont montré l'importance de ces variables sur la détermination des honoraires.

Pour comparer les cohortes entre elles, il est plus pertinent d'éliminer de la variance des honoraires ce qui est dû aux autres facteurs que la cohorte et l'hétérogénéité non observée. L'estimation réalisée précédemment peut être exploitée pour combiner l'approche en termes de dominance stochastique avec une microsimulation. Nous pouvons simuler les honoraires qu'auraient perçus les médecins de l'échantillon s'ils avaient eu, hormis leur cohorte et leur hétérogénéité non observée, des caractéristiques semblables : la même ancienneté (10 ans), le même sexe (masculin), la même date d'observation (1995), des niveaux de densité correspondant aux moyennes observées, etc<sup>19</sup>. On obtient pour ces honoraires simulés des fonctions de répartition (graphique 14) qui peuvent être comparées selon les critères de la dominance stochastique.

---

<sup>19</sup> Plus exactement, les honoraires simulés sont définis à partir de l'estimation du modèle (1) par :

$\tilde{y}_{ict} = \hat{a} + \bar{D}\hat{b} + \bar{Z}\hat{d} + \hat{\eta}_{idF} + \hat{\alpha}_{10} + \hat{\delta}_{1995} + \hat{\gamma}_c + \hat{\varepsilon}_{ict}$ , où  $\bar{D}$  correspond aux niveaux de densité moyens et où  $\bar{Z}$  est le vecteur des indicatrices correspondant à un homme installé à Paris en Ile de France comme libéral à temps plein, sans MEP.

**Tableau 4 : Tests de dominance stochastique entre les distributions par cohorte des honoraires simulés**

	1972	1977	1985	1993	1999
1972	-	> (SD1)	> (SD1)	> (SD1)	=
1977	-	-	> (SD1)	> (SD1)	< (SD1)
1985	-	-	-	< (SD1)	< (SD1)
1993	-	-	-	-	< (SD1)

Lecture : la distribution des honoraires simulés de la cohorte 1972 domine à l'ordre 1 (> (SD1)) la distribution des honoraires simulés de la cohorte 1977.

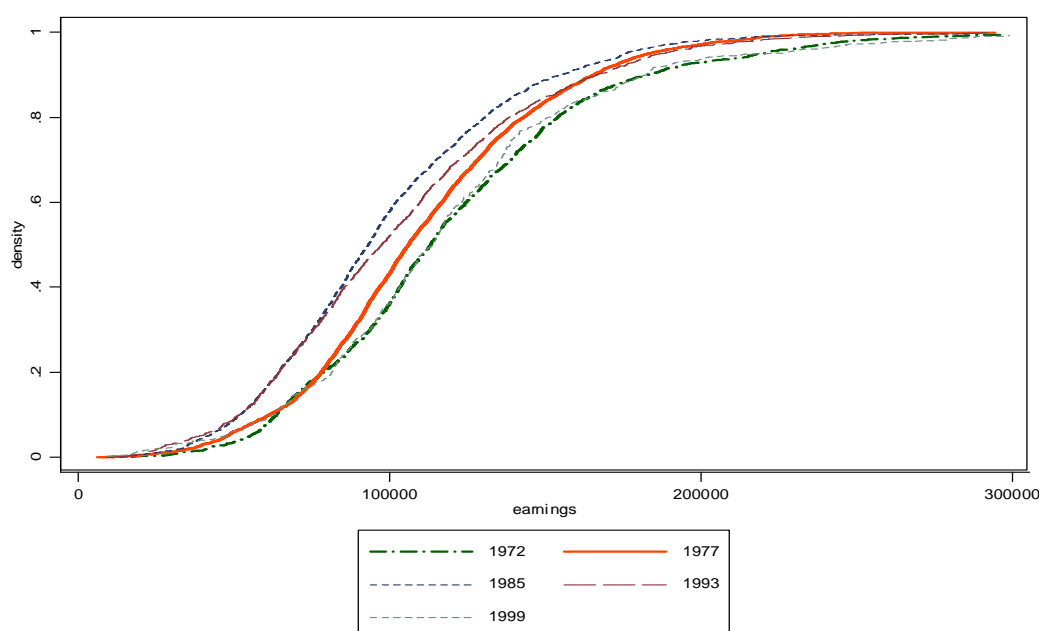
La distribution des honoraires simulés de la cohorte 1985 est dominée à l'ordre 1 (< (SD1)) par la distribution des honoraires simulés de la cohorte 1993.

La distribution des honoraires simulés de la cohorte 1972 est égale (=) à la distribution des honoraires simulés de la cohorte 1999 (hypothèse acceptée au seuil de 10 %).

Le classement précédent est modifié par l'utilisation des honoraires simulés. Les différences d'honoraires entre les cohortes sont plus marquées : toutes les cohortes peuvent maintenant être classées en utilisant le critère de dominance stochastique d'ordre 1. Les cohortes 1993 et 1999, qui étaient désavantagées par un faible niveau d'ancienneté observée, obtiennent un meilleur positionnement. La cohorte 1985 est maintenant dominée à l'ordre 1 par toutes les cohortes, et en particulier par 1993. Les distributions d'honoraires des cohortes 1972 et 1999 sont maintenant égales (au sens du test) : à caractéristiques observables identiques, les cohortes les plus récentes ont la même distribution d'honoraires que les cohortes anciennes les plus favorisées, ce qui confirme le redressement de la situation financière des cohortes les plus récentes.

Au total, l'analyse en termes de dominance stochastique confirme les conclusions de l'approche économétrique. Appartenir à une « mauvaise » cohorte est déterminant pour l'ensemble de la carrière d'un médecin généraliste ; les écarts liés à l'hétérogénéité individuelle non observée ne permettent pas de compenser les différences considérables repérées, en moyenne, pour les cohortes.

**Graphique 14: Fonctions de répartition des honoraires simulés pour cinq cohortes**



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004.

Honoraires simulés : homogénéité d'ancienneté, de sexe et de date et de toute autre variable hormis la cohorte et l'hétérogénéité non observée.

## Conclusion

Nos résultats montrent que les honoraires des médecins généralistes sont très affectés par la situation de la démographie médicale qui prévaut lors de leur installation. Les écarts entre générations sont considérables : l'ampleur des différences entre cohortes peut atteindre 20 %, écart comparable à l'effet pur des revalorisations des tarifs conventionnels sur la période 1983 – 2004. L'effet négatif de l'appartenance à une « mauvaise » cohorte sur les honoraires du médecin est systématique : l'analyse en termes de dominance stochastique montre que les écarts liés à l'hétérogénéité non observée ne permettent pas de compenser les différences considérables repérées en moyenne pour les cohortes.

Le phénomène étudié ne permet pas d'effectuer une réelle étude de causalité : aucun échantillon témoin ne peut être défini car tous les étudiants de médecine d'une même génération sont soumis à la même régulation démographique. Toutefois, nous avons pu mettre en évidence l'importance du lien entre l'effet de la cohorte et la régulation de la démographie médicale. Avec un délai de neuf à dix ans, le *numerus clausus* a des effets importants et durables pour l'ensemble de la carrière des médecins concernés. Conjointement à l'effet des incitations à la retraite anticipée, son bas niveau à la fin des années quatre-vingt a permis le redressement de la situation financière des médecins installés dans les années quatre-vingt-dix. En revanche les effets négatifs estimés pour les cohortes des années quatre-vingt, qui sont les plus nombreuses, amènent naturellement à s'interroger sur l'opportunité du relèvement actuel du *numerus clausus*. Les justifications généralement avancées se réfèrent à la diminution prévisible du nombre de médecins. Toutefois, la hausse du *numerus clausus* peut avoir un effet contraire à celui recherché, si elle contribue, par ses effets négatifs sur les revenus, à détériorer l'attractivité de l'exercice de la médecine générale.

Ces résultats révèlent l'existence d'une très grande disparité dans la situation des médecins généralistes selon leur cohorte d'appartenance. Certaines générations de médecins peuvent trouver leur compte dans le système actuel du paiement à l'acte, d'autres être plus ouvertes à d'autres modes de paiement. Les acteurs des négociations conventionnelles peuvent ainsi évoluer en fonction des situations relatives des différentes cohortes. La création en 1984 de MG France, premier syndicat de médecins généralistes, peut être mise en rapport avec la dégradation de la situation financière des cohortes installées dans les années 1980.

D'autres professions peuvent être affectées par les fluctuations démographiques et le baby-boom. L'étude des carrières salariales montre que les cohortes nombreuses souffrent aussi d'un choc négatif sur les salaires initiaux (Welch, 1979). Les estimations que nous avons obtenues pour les écarts entre cohortes de médecins sont similaires sur les honoraires et le revenu. Il est donc possible de se limiter aux honoraires pour les étudier. L'évaluation des revenus des médecins sera en revanche très utile, à l'avenir, pour comparer la situation financière et les profils de carrière des médecins avec ceux de salariés de niveau de formation équivalent.

## Bibliographie

- Allain O. (1997). « La décomposition des évolutions de salaire selon l'âge, la cohorte et la période », Communication pour les 4<sup>èmes</sup> journées d'étude sur les données longitudinales dans l'analyse du marché du travail (Céreq, Lasmas Idl, LES), Paris, 22-23 mai.
- Aubert P. et Crépon B. (2003). « La productivité des salariés âgés : une tentative d'estimation », *Économie et Statistiques*, n°368, avril.
- Audric S. (2006). « Analyse des carrières des médecins libéraux à partir des données de panel », document de travail DREES, série statistiques, n°96, mai.
- Bessière S., Breuil-Genier P. et Darriné S. (2004) « La démographie médicale à l'horizon 2025 : une actualisation des projections au niveau national », *Études et Résultats* n°352, DREES
- Billaut A. (2006). « Les affectations en troisième cycle des études médicales en 2005, suite aux épreuves classantes nationales », *Études et Résultats* n°474, DREES.
- Bolduc D., Fortin B. et Fournier M.-A. (1996). « The Effect of Incentive Policies on the Practice Location of Doctors: A Multinomial Probit Analysis », *Journal of Labour Economics*, vol. 14, pp. 703-732.
- Bourdallé G et Cases C. (1996). « Les taux d'activité des 25-60 ans : les effets de l'âge et de la génération », *Économie et Statistiques*, n°300, p. 83-93
- Bourgueil Y. (2007). « La démographie médicale : constats, enjeux et perspectives », *Regards*, n°31, pp. 34-46.
- Breuil-Genier P. (2003). « Honoraires et revenus des professions de santé en milieu rural ou urbain », *Études et Résultats* n°254, DREES.
- Cour des Comptes (2007). « Sécurité Sociale 2007 », <http://www.ccomptes.fr/CC/documents/RELFSS/07-securite-sociale.pdf>
- Deaton A. (1997). *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*. The Johns Hopkins University Press/World Bank: Baltimore
- Delattre E. et Dormont B. (2003). « Fixed Fees and Physician-Induced Demand : a Panel Data Study on French Physicians », *Health Economics*, vol. 12, pp. 741-754
- Delattre E. et Dormont B. (2005). « La régulation de la médecine ambulatoire en France : quel effet sur le comportement des médecins libéraux ? » *Solidarité Santé*, n°1, pp. 135-161, DREES.
- Déplaud M.-O. (2007). « L'emprise des quotas. Les médecins, l'Etat et la régulation démographique du corps médical (année 1960-années 2000) », Thèse pour le doctorat en science politique, Université Paris 1-Panthéon Sorbonne.
- ECOSANTE (2007). <http://www.ecosante.fr/>
- Fivaz C. et Le Laidier S. (2001). « Une semaine d'activité des généralistes libéraux », *Cnamts, Point Stat* n°33.
- Fougère D. et Pouget J. (2003). « Les déterminants économiques de l'entrée dans la fonction publique », *Économie et Statistiques*, n°369-370, juillet.
- HCAAM - Haut conseil pour l'avenir de l'assurance maladie (2007). « Avis sur les conditions d'exercice et de revenu des médecins libéraux », 24 mai 2007, [http://www.sante.gouv.fr/htm/dossiers/hcaam/avis\\_240507.pdf](http://www.sante.gouv.fr/htm/dossiers/hcaam/avis_240507.pdf)
- Heckman J. (1979). « Sample Selection Bias as a Specification Error », *Econometrica*, vol. 47, n°1, pp. 153-161
- Kessler D. et Masson A. (1985). « Petit guide pour décomposer l'évolution d'un phénomène en termes d'effet d'âge, de cohorte et de moment », in *Cycle de vie et générations*, Kessler D., Masson A. et Strauss-Kahn D., Economica, Paris
- Kirby J.L. (2002) « The Health of Canadians – The Federal Role » The Standing Senate Committee on Social Affairs, Science and Technology

- Koubi M. (2003a). « Les trajectoires professionnelles : une analyse par cohorte », *Économie et Statistiques*, n°369-370, juillet.
- Koubi M. (2003b). « Les carrières salariales par cohorte de 1967 à 2000 », *Économie et Statistiques*, n°369-370, juillet.
- Lazear E. (1981). « Agency, Earnings Profiles, Productivity and Hours Restrictions », *The American Economic Review*, vol. 71, pp. 606-620.
- Lazear E. and Moore R. (1984). « Incentives, Productivity and Labor Contracts », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 99, pp. 275-296
- Lefranc A., Pistolesi N. et Trannoy A. (2004). « Le revenu selon l'origine sociale », *Économie et Statistiques*, n°371, décembre.
- Legendre N. (2007) « Les revenus libéraux des médecins en 2004 et 2005 », *Études et Résultats* n°562, DREES.
- Lollivier S. et Payen F. (1990). « L'hétérogénéité des carrières individuelles mesurées sur données de panel », *Économie et Prévision*, n°92-93, pp.87-95
- Lucas-Gabrielli V. et Sourty-Le Guellec M.-J. (2004). « Evolution de la carrière libérale des médecins généralistes selon leur date d'installation (1979-2001) », *Questions d'Économie de la Santé*, IRDES, n°81
- McGuire T. (2000). "Physician Agency" in A. Culyer et J. Newhouse, *Handbook of health economics*, volume 1A, Elsevier Science, Amsterdam.
- Mincer J. (1974). « Schooling, Experience and Earnings », New York : National Bureau of Economic research
- OCDE (2006). « The supply of physician services in OECD countries », *OECD Health Working Papers* n°21, OECD Directorate for Employment, Labour and Social Affairs (DELSA/HEA/WD/HWP(2006)1)
- ONDPS (2005). « Rapport annuel », [www.sante.gouv.fr/ondps](http://www.sante.gouv.fr/ondps)
- Pistolesi N. (2006). « L'égalité des chances en France et aux États-Unis : le rôle de l'effort, des circonstances et de la responsabilité », Thèse pour le doctorat en science économique, Université de Cergy Pontoise.
- Rizzo J. et Zeckhauser R. (2007). « Pushing incomes to reference points : Why do male doctors earn more ? », *Journal of Economic Behavior and Organization*, vol. 63, n°3, pp. 514-536.
- Samson A.-L. (2006). « La dispersion des honoraires des omnipraticiens », *Études et Résultats* n°482, DREES.
- Sénat (2007). « Offre de soins : comment réduire la fracture territoriale ? » Rapport d'information n°14 de Jean-Marc Juilhard, sénateur du Puy-de-Dôme (<http://www.senat.fr/rap/r07-014/r07-0141.pdf>)
- URML Île de France (2007) « L'épuisement professionnel des médecins libéraux : témoignages, analyses et perspectives », dossier de presse, 27 juin 2007.
- Verbeek M. et Nijman T. (1992). « Testing for Selectivity Bias in Panel data Models », *International Economic Review*, Vol. 33, N°3, 681-703.
- Vanderschelden, M. (2007). « Les affectations des étudiants en médecine à l'issue des épreuves classantes nationales en 2006 », *Études et Résultats* n°571, DREES.
- Welch F. (1979). « Effects of cohort size on earnings : the baby-boom babies' financial bust », *Journal of Political Economy*, vol. 87, n°5, pp. S65-S97

## Annexe méthodologique

### Identification des effets fixes année, cohorte et expérience : Le choix des contraintes

Ce document s'inscrit dans le cadre de l'étude (Dormont et Samson, 2007) qui s'intéresse à l'impact de la régulation de la démographie médicale sur les carrières des médecins généralistes du secteur 1. Une partie des résultats de l'étude provient de l'estimation de fonctions de « gains », qui mettent notamment en évidence l'influence de trois effets sur le niveau des honoraires des médecins :

- celui de la date, qui correspond à un choc temporel affectant les honoraires de tous les médecins de façon identique (par exemple, les revalorisations tarifaires), quelle que soit leur expérience ou leur cohorte d'appartenance.
- celui de l'expérience, qui correspond à l'évolution dans le temps (au cours de la carrière) de l'activité et des honoraires du médecin depuis son installation
- celui de la cohorte, qui correspond aux différences d'honoraires qui affectent, de manière durable, les différentes générations<sup>20</sup> de médecins, *toutes choses égales par ailleurs*.

Cette annexe « méthodologique » a pour objet d'étudier précisément les problèmes rencontrés pour estimer une telle fonction de gains, les contraintes à ajouter au modèle afin de le rendre identifiable et l'interprétation des résultats de l'estimation.

#### ***1. Les honoraires des médecins généralistes : données brutes et analyses univariées***

Le graphique A représente les honoraires moyens, en euros constants, par cohorte et expérience. Ce graphique représente les données brutes qui constituent l'objet de notre analyse. Les courbes qui y figurent sont influencées conjointement par les effets de date, d'expérience et de cohorte.

Afin d'améliorer la lisibilité, nous pouvons limiter le nombre de cohortes représentées. Le graphique B considère ainsi les cohortes correspondant aux années 1965, 1972, 1977, 1985 et 1999, qui ont été étudiées plus en détail dans Dormont et Samson (2007).

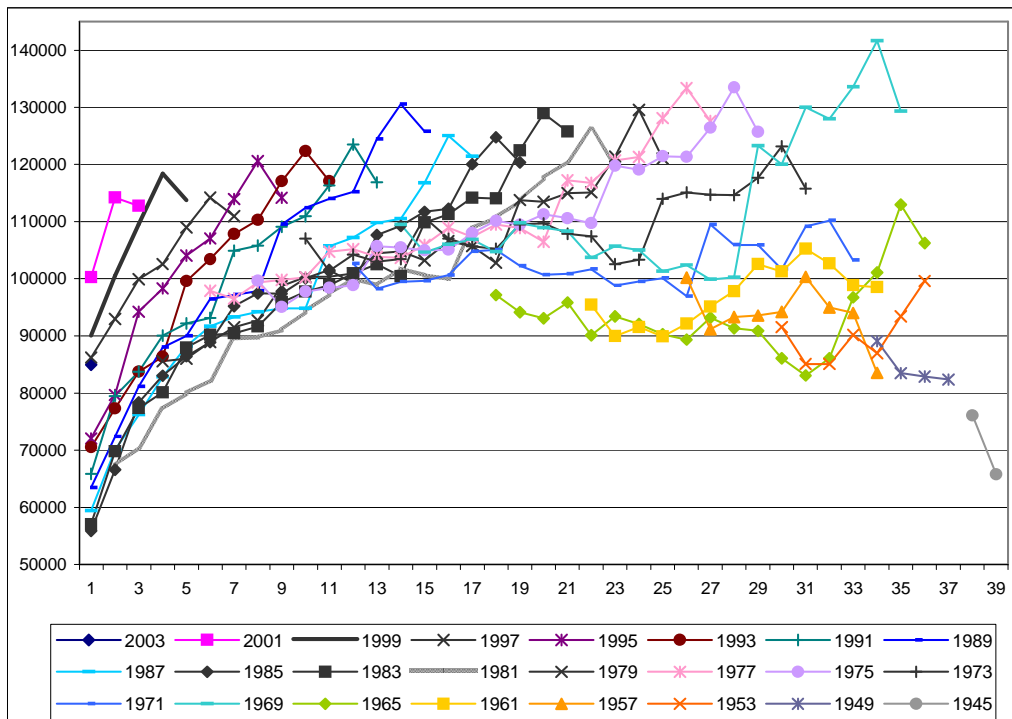
Ces graphiques sont difficilement interprétables car les cohortes sont observées en différents points du temps. De ce fait, les revalorisations tarifaires affectent leur positionnement respectif et il n'est pas possible d'y distinguer ce qui relève de chacun des trois effets.

---

<sup>20</sup> Une génération (ou cohorte) est définie par l'année d'installation en libéral du médecin.

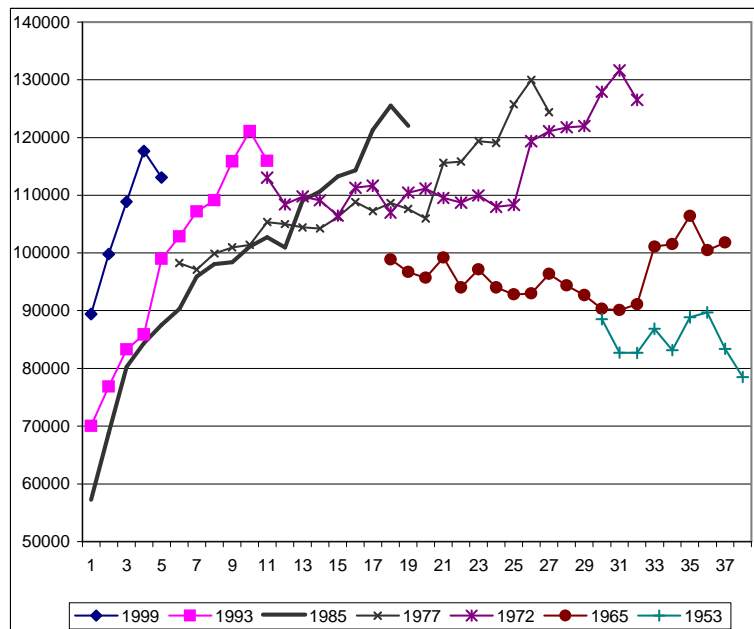


**Graphique A : Honoraires moyens, en euros constants (base 100 en 2004), par cohorte et expérience**



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004

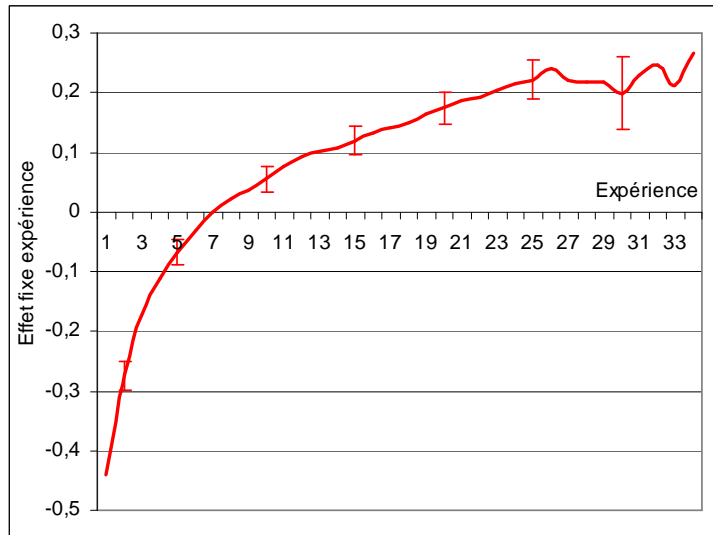
**Graphique B : Honoraires moyens, en euros constants (base 100 en 2004), par cohorte et expérience : sélection de quelques cohortes**



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004

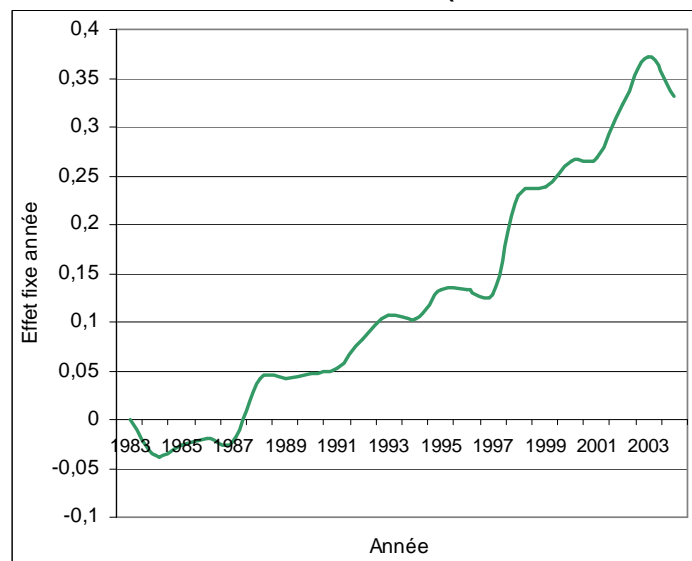
Une première approche peut consister à étudier les honoraires avec une analyse univariée : on étudie alors la moyenne des honoraires par niveau d'expérience (graphique C), par année (graphique D) et par cohorte (graphique E). On obtient ainsi les effets « bruts » de l'expérience, de la date et de la cohorte sur les honoraires.

**Graphique C : Effet brut de l'expérience sur les honoraires (honoraires en euros constants de 2004)**



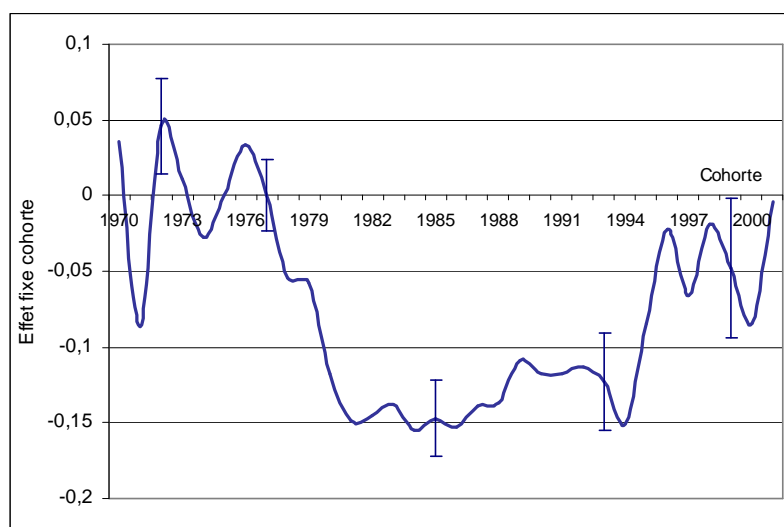
Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004. Référence : 7 ans.

**Graphique D : Effet brut de l'année sur les honoraires (honoraires en euros constants de 2004)**



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004. Référence : 1983.

**Graphique E : Effet brut de la cohorte sur les honoraires  
(honoraires en euros constants de 2004)**



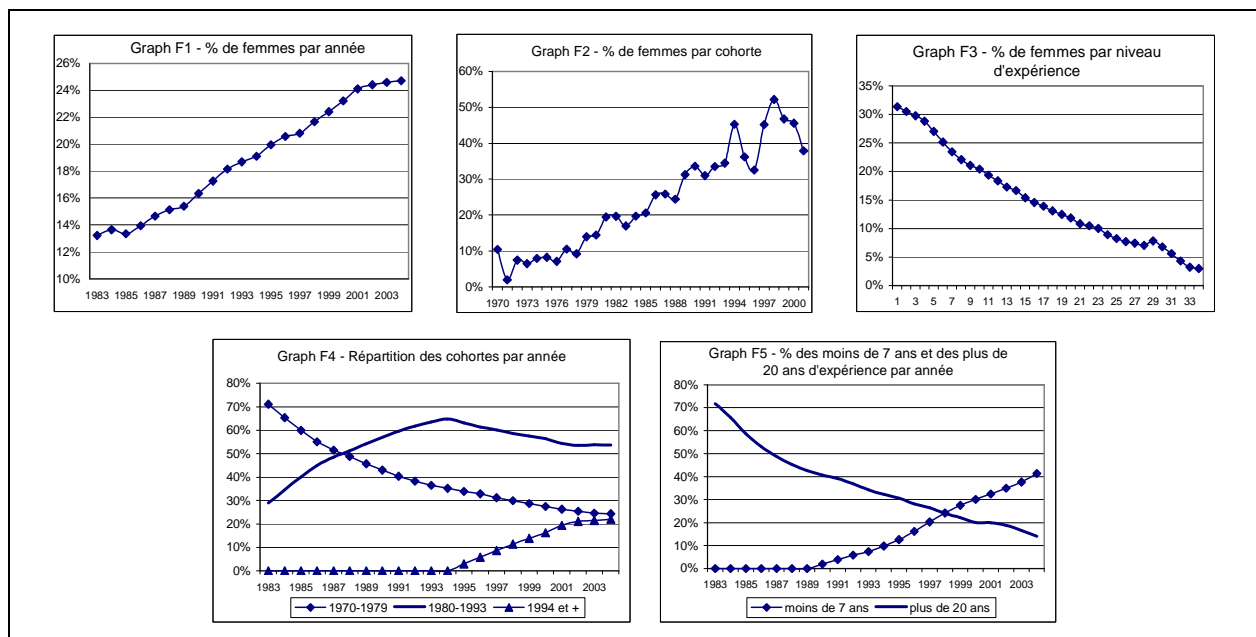
Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004.

Les effets bruts ici obtenus diffèrent radicalement des effets fixes spécifiés dans le modèle multivarié qui cherche à analyser les honoraires des médecins (Il s'agit du modèle (1) estimé dans Dormont et Samson (2007), et dont nous présentons les stratégies d'identification dans le paragraphe suivant). Dans l'approche univariée, les effets obtenus sont des moyennes fortement influencées par les variations de la composition de l'échantillon selon le niveau d'expérience (pour le graphique C), selon la date (pour le graphique D) et selon la cohorte (pour le graphique E).

Analysons par exemple l'effet brut de l'expérience. Le graphique C montre un profil toujours croissant, très différent de celui de l'effet fixe estimé dans l'approche multivariée, lequel présente une allure de U renversé (voir plus loin le graphique K). L'effet brut ici calculé est en fait la résultante des influences conjuguées de plusieurs variables qui sont contrôlées lors de l'analyse économétrique. L'interprétation des effets bruts peut se faire à l'aide des coefficients obtenus lors de l'estimation et de l'évolution de la composition de l'échantillon (graphiques F1 à F5). Plusieurs influences se conjuguent pour expliquer l'effet brut obtenu pour l'expérience :

- L'influence du genre : les femmes ont des honoraires plus faibles en moyenne que leurs homologues masculins et sont beaucoup plus présentes dans les niveaux d'expérience faibles que dans les niveaux d'expérience élevés (graphique F3).
- L'influence de la cohorte : les médecins installés dans les années 1970 ont des honoraires plus élevés et sont sur-représentés parmi les médecins ayant une expérience élevée. Dans le même sens, les médecins ayant débuté dans les années 1980 ont des honoraires plus bas que les autres cohortes et sont très présents parmi les médecins débutants de l'échantillon (entre 75 et 80 % des médecins de moins de 7 ans d'expérience).
- L'influence de la date : les revalorisations tarifaires ont fait progresser les honoraires sur la période 1983-2004. Or la proportion de médecins ayant un niveau d'expérience élevé croît dans le temps (graphique F5).

## Graphiques F : Composition de l'échantillon



L'approche multivariée permet de raisonner « toutes choses égales par ailleurs » et de contrôler l'influence de la composition de l'échantillon sur les différents profils estimés. La spécification sous la forme d'effets fixes pose cependant des problèmes d'identification que nous étudions dans ce qui suit.

## 2. Spécification de la fonction de gains et problèmes d'identification

La spécification considérée cherche à expliquer  $y_{ict}$  le logarithme des honoraires (de l'activité ou des revenus) du médecin  $i$  appartenant à la cohorte  $c$  et observé en  $t$ . Les estimations sont réalisées pour les cohortes 1970 à 2001, observées sur les années 1983 à 2004, avec des niveaux d'expérience allant de 1 à 34 ans. Le modèle est le suivant :

$$y_{ict} = a + D'_{ict} b + Z'_{ic} d + \eta_r + \alpha_e + \delta_t + \gamma_c + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

où :

- $D'_{ict}$  regroupe les variables de densité d'omnipraticiens et de densité de spécialistes dans le département d'exercice du médecin  $i$ .
- $Z'_{ic}$  regroupe des variables constantes dans la dimension temporelle : sexe, durée entre année de thèse et année d'installation en libéral, type d'activité en libéral (à temps complet ou non), présence ou non d'un mode d'exercice particulier, type d'aire urbaine.
- $\alpha_e$ ,  $e = 1, \dots, 34$  : effet fixe (paramètre) spécifique à l'expérience, définie par le nombre d'années écoulées depuis l'installation en libéral (moins les interruptions de carrière, s'il y a lieu)
- $\delta_t$ ,  $t = 1983, \dots, 2004$  : effet fixe (paramètre) spécifique à l'année  $t$ .
- $\gamma_c$ ,  $c = 1970, \dots, 2001$  : effet fixe (paramètre) spécifique à la cohorte  $c$ , définie par l'année d'installation en libéral.

$-\eta_r$  : effet spécifique à la région d'exercice du médecin ( $r =$  Ile de France, Centre, Nord, Picardie, etc.)

*Contrairement à l'approche standard, l'effet de l'expérience n'est pas spécifié par une forme polynomiale. On choisit de conserver une grande flexibilité en utilisant des effets fixes pour spécifier les effets temporels, d'expérience et de cohorte. Une telle spécification n'est pas identifiable sans l'ajout de contraintes sur les effets. Nous avons adopté les contraintes suivantes :*

$$\sum_r \eta_r = 0, \sum_e \alpha_e = 0, \sum_t \delta_t = 0 \text{ et } \sum_c \gamma_c = 0 \quad (2)$$

$$\sum_c c * \gamma_c = 0 \quad (3)$$

*La contrainte (2) est sans contenu. Elle revient à définir une modalité de référence pour chacun des quatre effets, lesquels sont alors interprétables comme des contrastes à la constante.*

La contrainte (3) est liée à l'existence d'une colinéarité entre les variables de date, de cohorte et d'expérience. Pour un médecin  $i$ , on a en général  $t = c + e$ . Par exemple, en 1985, les médecins de la cohorte 1970 ont 15 ans d'expérience.

Cette contrainte permet l'identification du modèle en imposant une absence de tendance sur l'effet cohorte. Lollivier et Payen (1990) adoptent cette contrainte pour étudier les salaires dans le cadre d'un modèle de carrière avec des effets fixes. En revanche, Audric (2006) retient une autre contrainte identifiante en imposant une absence de tendance sur les effets temporels. Dans le cas des médecins, ce choix ne nous semble pas pertinent : nous l'expliquons dans le paragraphe suivant.

L'identification d'effets d'expérience (ou d'âge), de date et de cohorte est un problème maintes fois rencontré dans les études sur données longitudinales. Kessler et Masson (1985), puis Deaton (1997) et Allain (1997) ont formalisé clairement le problème de façon à guider les choix empiriques. Sur des données concernant des individus qui ne connaissent pas d'interruption de carrière, une colinéarité stricte relie les effets de date, de cohorte et d'expérience :  $t = c + e$ . L'identification des différents effets n'est possible que si l'on ajoute une contrainte supplémentaire à l'ensemble de contraintes (2) (lesquelles permettent d'éviter une colinéarité avec la constante du modèle).

Dans notre cas, nous ne sommes pas véritablement confrontées à une colinéarité stricte  $t = c + e$ . En effet, 6 % des observations concernent des médecins ayant connu des interruptions de carrière. Pour ceux-ci, l'expérience est calculée comme la différence entre l'année d'observation  $t$  et l'année d'installation  $c$  moins la durée de l'interruption. Pour ces médecins, on a  $t > c + e$ . Le modèle est donc identifiable sans l'ajout d'une contrainte additionnelle, même si  $t$  reste fortement corrélé avec  $c + e$ . Cependant, il nous a paru important d'étudier la validité de la contrainte (3) afin que nos résultats ne reposent pas sur une identification fondée sur les observations minoritaires.

La contrainte additionnelle peut être spécifiée de façons très variées. Par exemple, on peut choisir d'annuler un deuxième effet spécifique pour - au choix - l'expérience, la date, ou la cohorte ; on peut aussi imposer l'absence de tendance sur les effets concernant - au choix - l'expérience, la date, ou la cohorte. On peut encore considérer des effets fixes relatifs à des groupes (d'expérience, de date, ou de cohorte). Dans ce cas cependant, il faut être

conscient qu'on impose plus de contraintes qu'il n'est nécessaire : une seule contrainte linéaire additionnelle permet l'identification du modèle.

L'expérience montre que le choix de la contrainte identifiante influence beaucoup les résultats. Il convient donc de justifier rigoureusement le choix effectué. En pratique, la littérature empirique se concentre sur le choix entre les deux contraintes additionnelles suivantes :

- l'absence de tendance sur l'effet cohorte :  $\sum_c c * \gamma_c = 0$  (3)

- ou l'absence de tendance sur l'effet temporel :  $\sum_t t * \delta_t = 0$  (4)

En se référant à des travaux réalisés sur données françaises, on trouve les exemples de Lollivier et Payen (1990) qui adoptent (3) et de Bourdallé et Cases (1996) ou Audric (2006) qui retiennent (4). Dans les deux cas, l'espace de projection est le même : il n'y a pas de fondement théorique à choisir une contrainte plutôt qu'une autre.

### ***3. Justification de la contrainte d'identification***

#### ***Les résultats sont très sensibles au choix de la contrainte***

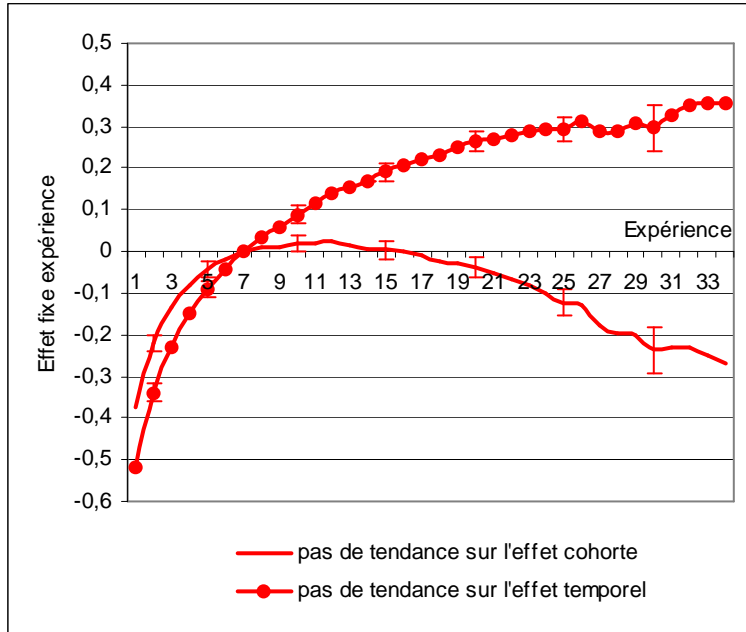
Les graphiques G, H et I représentent les effets de l'expérience, de la date et de la cohorte estimés alternativement avec la contrainte : « pas de tendance sur l'effet cohorte » (3) ou « pas de tendance sur l'effet temporel » (4).

Le profil estimé des trois effets fixes dépend très fortement du choix entre les contraintes (3) et (4). Pour l'effet expérience par exemple, on obtient des honoraires croissants avec l'expérience si on impose l'absence de tendance sur l'effet temporel ; les honoraires sont en revanche croissants puis décroissants à partir de 12 ans d'expérience lorsque la contrainte est sur l'effet cohorte. L'influence du choix des contraintes sur le profil est facile à interpréter.

Si la contrainte adoptée exclut toute tendance sur l'effet temporel, les revalorisations tarifaires qui ont fait progresser les honoraires des médecins sur la période sont saisies par l'effet de l'expérience. La courbe qui en résulte est fonction croissante de l'expérience car la proportion de médecins avec un haut niveau d'expérience croît avec le temps dans la population médicale comme dans notre échantillon : les médecins avec plus de vingt ans d'expérience représentent 7,5 % de l'échantillon en 1993, 25 % en 1998 et 41 % en 2004 (graphique F5). Comme la contrainte (4) neutralise toute tendance sur l'effet temporel, le résultat obtenu est proche d'un effet brut qui ne contrôle pas l'effet temporel (graphique C). C'est ce type de résultat qui est obtenu par Audric (2006) avec la contrainte (4). Dans ce cas, l'expérience incorpore tout l'effet des revalorisations tarifaires, ce qui peut donner lieu à des erreurs d'interprétation.

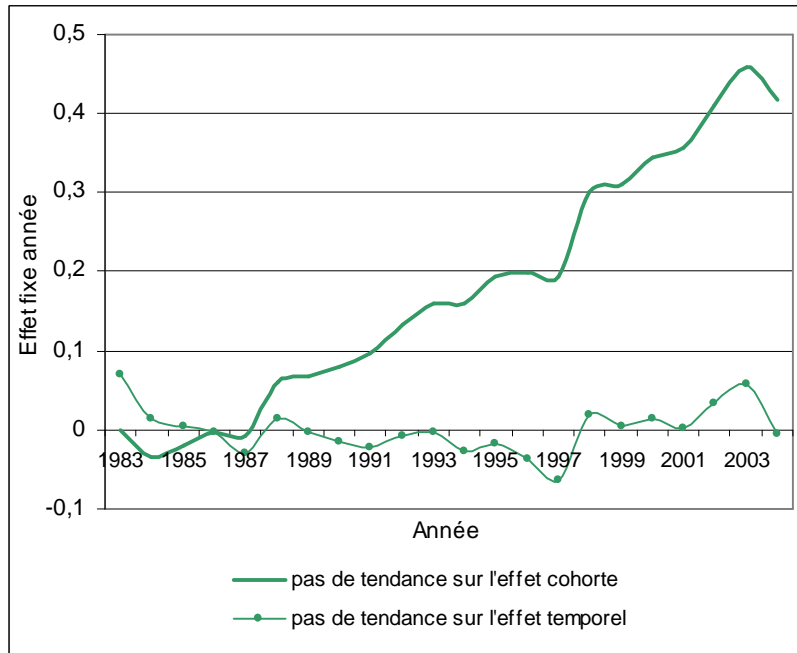
Les deux autres effets sont également très influencés par le choix de la contrainte. Ainsi, lorsqu'on impose que les effets temporels n'aient pas de tendance, c'est l'effet cohorte qui prend en compte l'effet temporel (et la croissance des honoraires sur la période 1983-2004) : l'effet cohorte est toujours croissant.

**Graphique G : Estimation des effets spécifiques expérience sous les contraintes (3) et (4)**



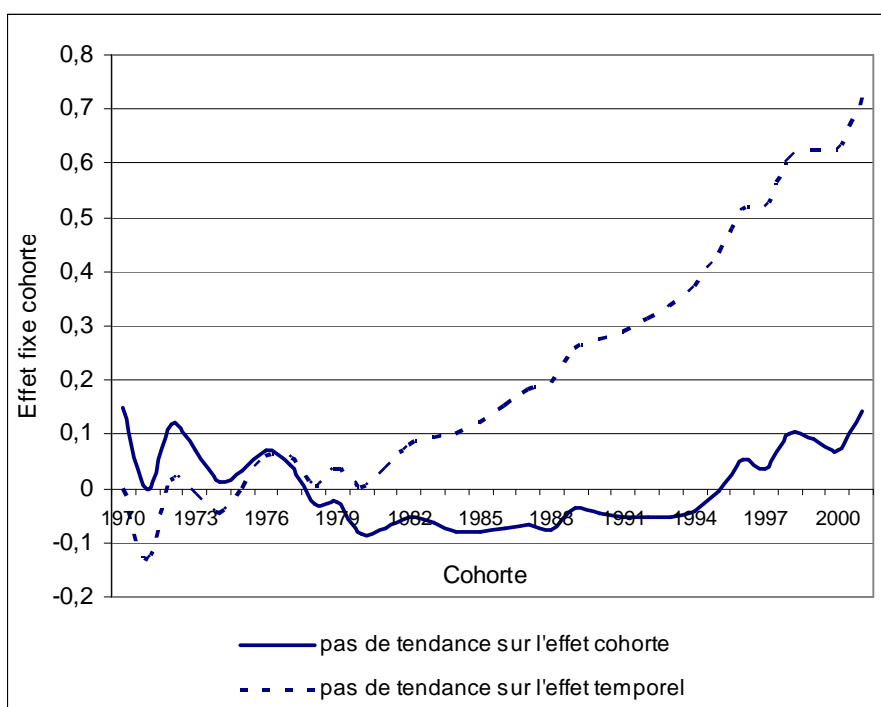
Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004. Référence : 7 ans

**Graphique H : Estimation des effets spécifiques année sous les contraintes (3) et (4)**



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004. Référence : 1983

**Graphique I : Estimation des effets spécifiques cohorte sous les contraintes (3) et (4)**



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004.

Quelle contrainte retenir ?

La connaissance historique de la période étudiée suggère le choix de la contrainte (3). En effet, les tarifs ont été régulièrement relevés par les accords conventionnels entre 1983 et 2004, ce qui disqualifie l'hypothèse d'absence de tendance sur l'effet temporel. Par ailleurs; le baby-boom, l'introduction du numerus clausus et ses évolutions ultérieures ont entraîné de grandes fluctuations dans la démographie médicale, ce qui est compatible avec l'absence de tendance sur l'effet cohorte.

Plus rigoureusement, la contrainte (3) peut être adoptée si des résultats empiriques permettent d'accréditer l'hypothèse d'absence de tendance sur l'effet cohorte. Nous avons considéré trois approches :

- (i) Estimation sans autre contrainte identifiante que les contraintes (2). Cette estimation est possible car les sorties transitoires de l'échantillon élimine la colinéarité stricte.
- (ii) Agrégation des cohortes en groupes de cohortes.
- (iii) Modélisation de l'effet de la cohorte par une fonction linéaire quadratique de variables caractérisant la situation démographique au moment de l'installation du médecin. On remplace alors les effets fixes cohorte par une fonction d'autres variables.

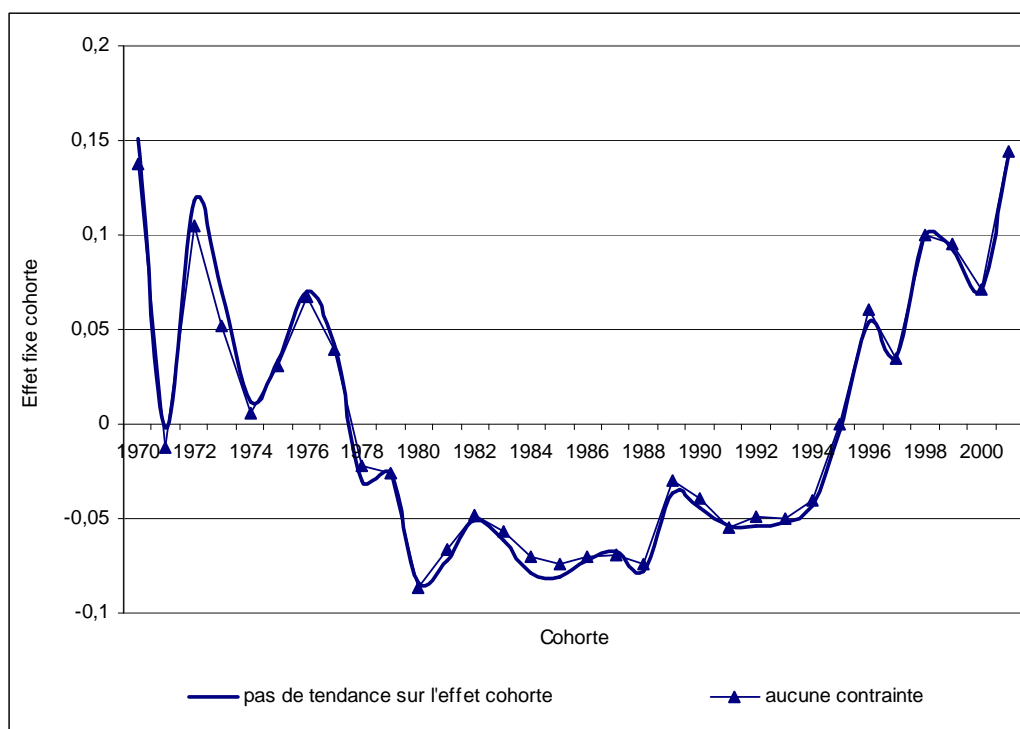
Les effets cohorte, date et expérience estimés avec chacune de ces approches sont comparés à ceux obtenus avec la contrainte (3).

(i) Estimer le modèle sans contrainte additionnelle est possible dans notre cas puisque 6 % des observations sont telles que  $t > c+e$  : le modèle est identifiable stricto sensu. Les résultats obtenus par le modèle sans contrainte (autres que (2)) sont satisfaisants. Certes, la forte corrélation entre  $t$  et  $c+e$  entraîne une perte de précision, les écart-types estimés des



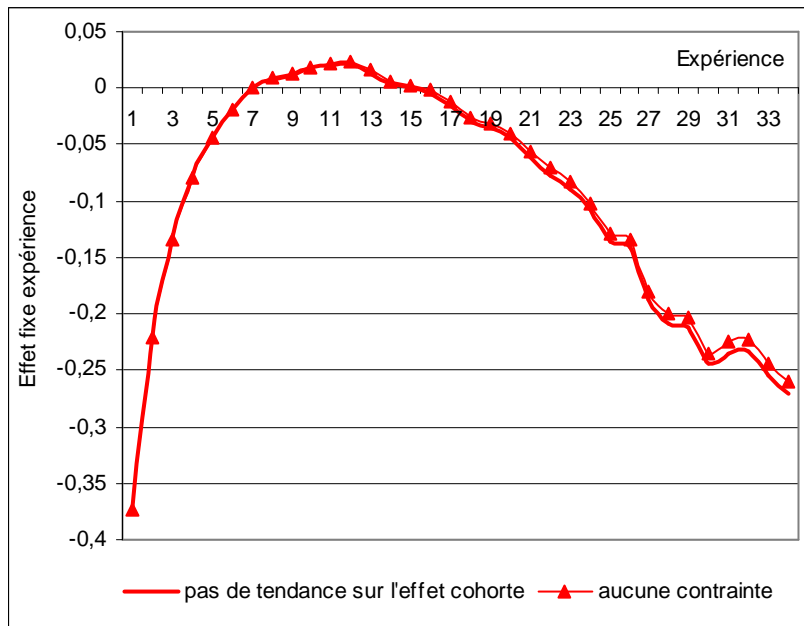
coefficients doublant ou triplant selon les cas. Mais les coefficients restent significatifs. On a représenté dans les graphiques J, K et L les effets fixes estimés avec la contrainte (3) ou sans contrainte autre que (2). Les effets cohorte estimés avec le modèle sans contrainte additionnelle sont très proches de ceux estimés avec la contrainte (3) : les courbes sont quasiment confondues. Il est naturel dans ce cadre de procéder à un test de Fisher. Celui-ci permet de ne pas rejeter la validité de la contrainte (3), avec un risque de première espèce  $p = 0,84$ . En revanche, le test de la contrainte (4) conduit à un rejet sans appel ( $p < 0,0001$ ). Ces résultats suffisent à justifier l'estimation du modèle en appliquant la contrainte (3) : celle-ci est validée par le test de Fisher et elle permet de gagner en précision.

**Graphique J : Estimation des effets spécifiques cohorte sous la contrainte (3) et sans aucune contrainte identifiante**



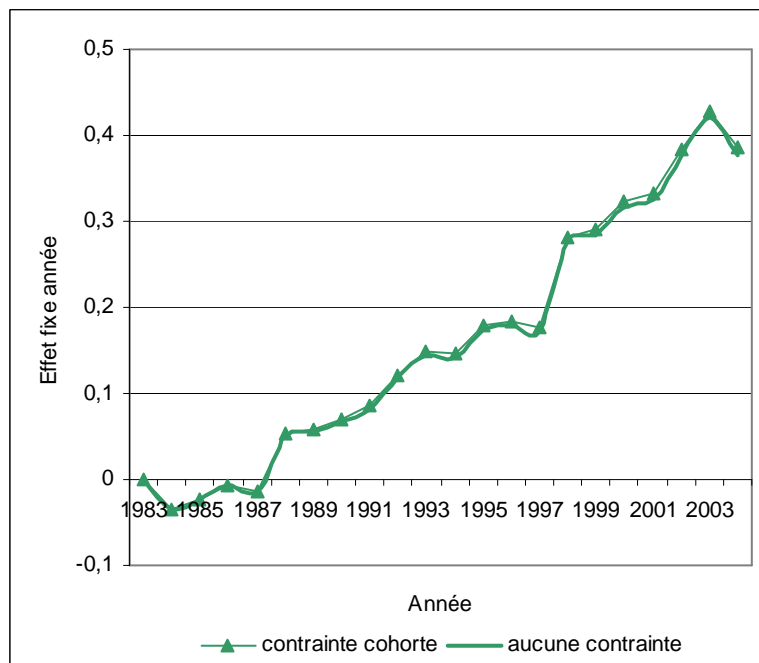
Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004.

**Graphique K : Estimation des effets spécifiques ancienneté sous la contrainte (3) et sans aucune contrainte identifiante**



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004. Référence : 7 ans.

**Graphique L : Estimation des effets spécifiques année sous la contrainte (3) et sans aucune contrainte identifiante**



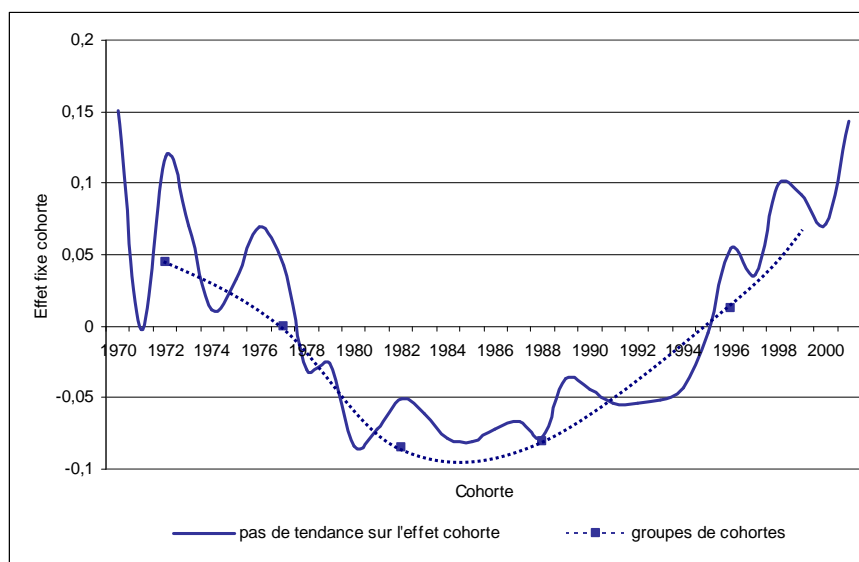
Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004. Référence : 1983.

(ii) Par ailleurs, nous avons considéré un modèle spécifiant des effets fixes pour des groupes de cohortes  $g$ . Agréger les cohortes par groupes constitue un ensemble de contraintes identifiantes car  $t \neq (\text{groupes de } c) + e$ . Comme nous l'avons précisé ci-dessus, un tel modèle est toutefois trop contraignant : une seule contrainte additionnelle est nécessaire. Imposer

plus de contraintes augmente les risques de biais. L'estimation des effets cohorte obtenus par la spécification en termes de groupes de cohortes figure dans le graphique M : on obtient une courbe d'allure similaire avec ce qui est obtenu lorsque l'on applique la contrainte (3). Par ailleurs, les estimations des effets fixes expérience et années sont identiques, que l'on adopte la spécification en groupes de cohortes ou la contrainte (3) (graphiques N et O).

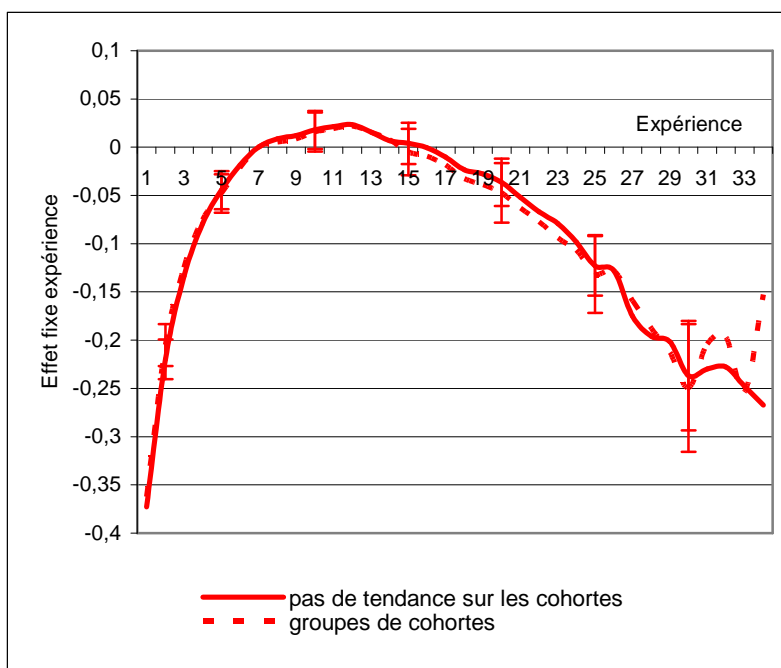
Remarque : une intuition infondée peut conduire à considérer qu'agrèger les effets en groupes revient à supposer une constance locale des effets et donc à appliquer une contrainte équivalente à l'absence de tendance sur l'effet cohorte. Il n'est pas exact que prendre des groupes soit équivalent à supposer une absence de tendance sur l'effet correspondant. Le graphique P illustre ce que nous obtenons pour une estimation avec des groupes de dates. Il apparaît très clairement que le trend n'est pas écrasé par ce type de spécification.

**Graphique M : Estimation des effets spécifiques année sous la contrainte (3) et avec la contrainte « groupes de cohortes »**



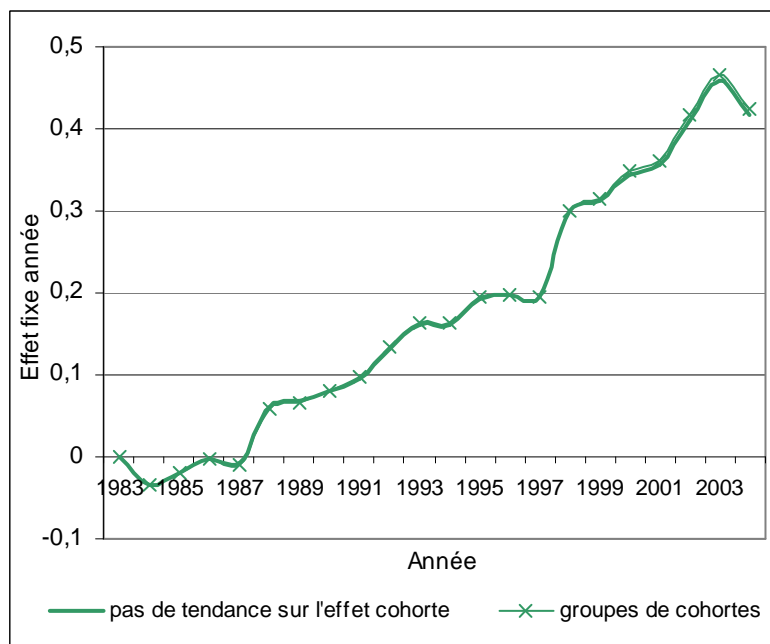
Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004.

**Graphique N : Estimation des effets spécifiques ancienneté sous la contrainte (3) et avec la contrainte « groupes de cohortes »**



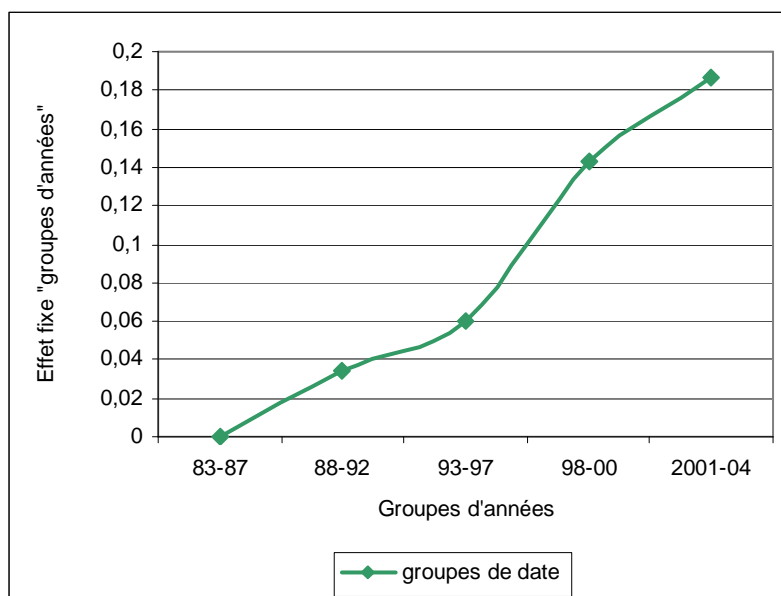
Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004. Référence : 7 ans.

**Graphique O : Estimation des effets spécifiques année sous la contrainte (3) et avec la contrainte « groupes de cohortes »**



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004. Référence : 1983.

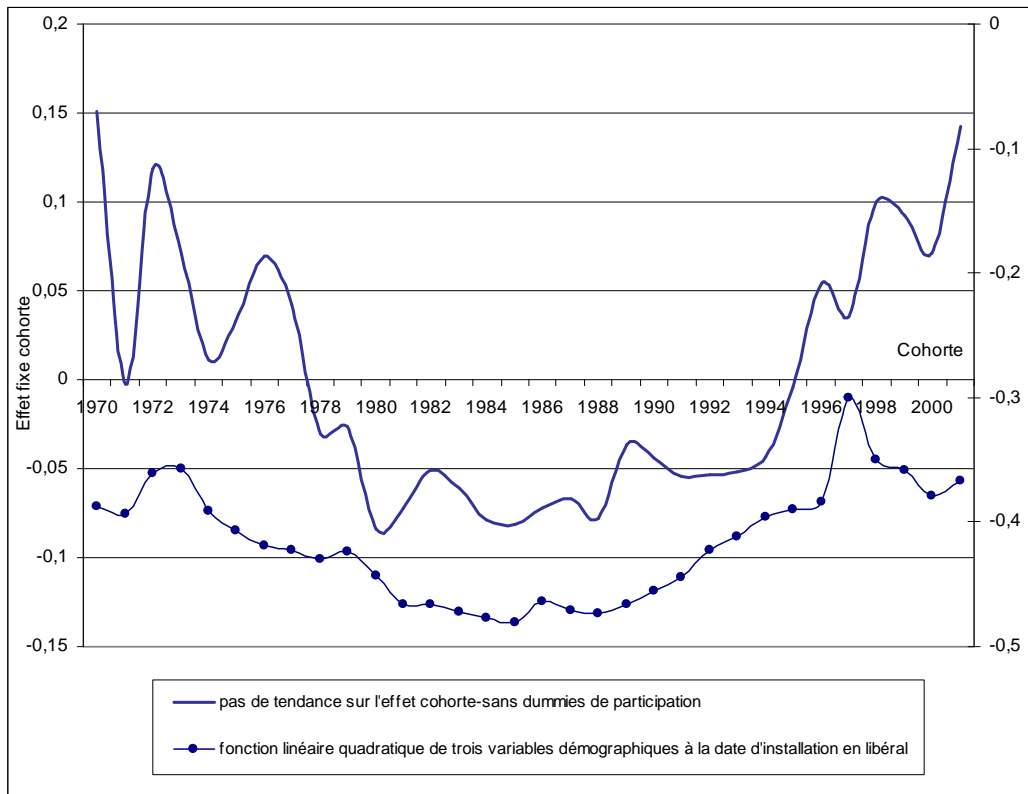
**Graphique P : Estimation avec groupes de dates**



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004. Référence : 1983.

(iii) Une troisième approche consiste à éliminer la colinéarité en remplaçant les effets fixes par une fonction d'autres variables. L'effet de la cohorte est modélisé par une fonction linéaire quadratique de variables caractérisant la situation démographique au moment de l'installation du médecin. Plus exactement, nous avons remplacé dans la spécification (1), l'effet cohorte par une fonction linéaire-quadratique de trois variables caractérisant la démographie médicale à la date d'installation : la valeur du numerus clausus régional 9 ans avant l'installation, la valeur de la densité médicale départementale au moment de l'installation et enfin la variation du nombre de médecins à la date d'installation (le solde des entrants et des sortants). L'estimation obtenue pour cette fonction linéaire-quadratique de variables démographiques est représentée sur le graphique Q, sur lequel figure également l'effet cohorte estimé avec la contrainte (3). Les deux courbes ont des allures similaires : leur coefficient de corrélation est de 0,79. Ce résultat montre que l'effet cohorte est très lié au contexte démographique du début de la carrière. Par ailleurs, il justifie la contrainte d'absence de tendance sur l'effet cohorte : la fonction estimée est élevée pour les cohortes des années 1970, puis décroissante pour les cohortes des années 1980 et croissante de nouveau pour les cohortes installées à partir des années 1990.

**Graphique Q : Interprétation des effets cohorte**



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004.

## Bibliographie

- Allain, O. (1997). « La décomposition des évolutions de salaire selon l'âge, la cohorte et la période », Communication pour les 4<sup>èmes</sup> journées d'étude sur les données longitudinales dans l'analyse du marché du travail (Céreq, Lasmas Idl, LES), Paris, 22-23 mai.
- Audric, S. (2006). « Analyse des carrières des médecins libéraux à partir des données de panel », Document de travail DREES, série statistiques, n°96.
- Bourdallé, G. et Cases, C. (1996). « Les taux d'activité des 25-60 ans : les effets de l'âge et de la génération », Économie et Statistiques, n°300, pp. 83-93.
- Deaton, A. (1997). The Analysis of Household Survey. A Microeconomic Approach to Development Policy, The Johns Hopkins University Press
- Kessler, D. et Masson, A. (1985). « Petit guide pour décomposer l'évolution d'un phénomène en termes d'effet d'âge, de cohorte et de moment », in Cycle de vie et générations, Kessler, D., Masson, A. et Strauss-Kahn, D., Economica, Paris.
- Lollivier, S. et Payen, F. (1990). « L'hétérogénéité des carrières individuelles mesurées sur données de panel », Économie et Prévision, n°92-93, pp. 87-95