

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

SERIE
ÉTUDES

**DOCUMENT
DE
TRAVAIL**

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

Brigitte DORMONT et Anne-Laure SAMSON

n° 75 – Janvier 2008

MINISTÈRE DU TRAVAIL, DES RELATIONS SOCIALES ET DE LA SOLIDARITÉ
MINISTÈRE DE LA SANTÉ, DE LA JEUNESSE ET DES SPORTS
MINISTÈRE DU BUDGET, DES COMPTES PUBLICS ET DE LA FONCTION PUBLIQUE

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^{èmes} journées Louis-André Gérard-Varet (Marseille, Juin 2007), du 56^{ème} congrès de l'AFSE (Paris, septembre 2007) et ceux du 16th Workshop on Health Economics and Econometrics (Bergen, septembre 2007).

Cette publication n'engage que ses auteurs

Sommaire

Introduction	5
1. La régulation de l'offre en médecine ambulatoire en France : état des lieux et enjeux	7
2. Une évolution très heurtée de la démographie médicale	10
3. ...qui se traduit par des différences importantes d'honoraires entre cohortes	15
4. Analyse économétrique des carrières des médecins généralistes	16
5. Comparaison des distributions d'honoraires par cohorte	31
Conclusion	35
Bibliographie	36

Annexe méthodologique : Choix des contraintes pour l'identification des effets fixes, année, cohorte, ancienneté (*en cours de finalisation, à paraître au 1er trimestre 2008*)

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 totale¹. Pour les médecins, la liberté d'installation est entière : les mesures visant à améliorer la répartition géographique de l'offre de soins ambulatoires ont pour l'instant 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 les différentes instances administratives concernées (Cours des Comptes, 2007), l'organisation du système en soi 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 a diminué jusqu'à atteindre en 1993 un plancher de 3 500 places. La timidité des restrictions initiales, jointe à la durée des études médicales, a tout d'abord permis une augmentation spectaculaire du nombre de médecins libéraux, lequel a pratiquement doublé depuis trente ans (HCAM, 2007). Un impact manifeste du *numerus clausus* n'a pu être observé qu'au début des années 2000, avec l'amorce d'une diminution de la densité médicale (Bessière *et al.*, 2004). Le spectre d'une pénurie de médecins est maintenant régulièrement agité pour obtenir des augmentations du *numerus clausus*. Pour 2007, celui-ci est relevé à 7 100 places. Cette mesure ignore que la densité de généralistes est en France l'une des plus élevées des pays de l'OCDE, se situant au deuxième rang après la Suisse (HCAM, 2007). Elle masque que le vrai problème en matière d'accès aux soins n'est pas lié au nombre de médecins, mais à 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 où sont en place une assurance universelle et 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'attente (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^{ème} 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 émanant de l'*AMA*, recommande une uniformisation de la formation ainsi qu'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 on la compare à la position relative de leurs collègues dans les autres pays de

¹ 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. Les contraintes introduites par ce dispositif sont très légères car le patient peut réviser son choix sans limite.

l'OCDE². 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 bénéficiaires 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 terme 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.

² 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*. Celui-ci a connu de larges fluctuations : de 8 588 places à sa création jusqu'à 3 500 places en 1993 et maintenant 7 100 places. Un dispositif transitoire d'incitation à la retraite anticipée³ a aussi été instauré entre 1988 et 2003, alors que le discours dominant ne dénonçait pas la pénurie mais la pléthore de médecins.

Jusqu'à une période très récente, la politique concernant la localisation des médecins était 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 (Cours 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. Il conviendrait de mieux identifier les déterminants qui gouvernent les choix de localisation.

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. Ainsi 77,1 % des médecins et 90,1 % des omnipraticiens sont exclusivement libéraux. 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 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. Elle est en revanche particulièrement aigüe pour les spécialistes, qui sont très nombreux en secteur 2 (près de la moitié) avec un taux de dépassement moyen qui atteint 51 %.

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. Nous avons vu qu'ils sont très majoritairement en secteur 1. Les tarifs étant fixés dans ce secteur, le système de paiement à l'acte se traduit par une liaison étroite entre les honoraires de ces médecins 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 dysfonctionnements 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 (Bourgueil *et al.*, 2006). Cependant, une mauvaise

³ 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 (Cours des Comptes, 2007).

répartition géographique des médecins entraîne des inégalités dans l'accès aux soins et la possibilité d'un rationnement des patients au niveau local⁴.

- 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, 2005b).

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. Cet objectif se rapporte au niveau des revenus des médecins, mais aussi aux inégalités intergénérationnelles potentielles, lesquelles peuvent influencer les négociations sur les tarifs conventionnels. Enfin, compte tenu du système de paiement à l'acte, 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 générés par un niveau trop élevé de densité médicale.

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 qui semble 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.

⁴ Le risque de pénuries locales semble toutefois 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).

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 : environ 10 % des étudiants passent en deuxième année, 17 % avec le récent relèvement du *numerus clausus*. 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 fait ressortir que la sélection est féroce en France avec des études quasi gratuites, alors qu'aux États-Unis les études médicales sont extrêmement coûteuses avec une sélection est beaucoup 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. On peut ainsi penser que les premiers médecins touchés par l'instauration du *numerus clausus* en 1971 se sont installés 9 ans plus tard, en 1980 (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.

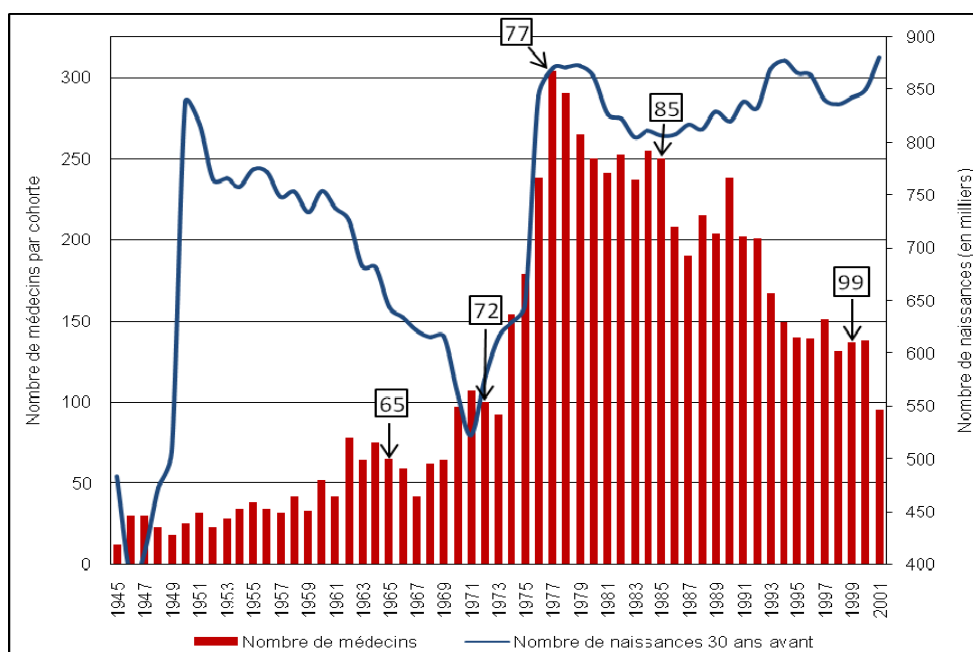
2. Une évolution très heurtée de la démographie médicale ...

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, en définissant la cohorte par l'année d'installation en libéral. Sur le modèle de la pyramide des âges, nous avons construit la « pyramide des cohortes » des médecins. 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 la pyramide des cohortes avec le nombre de naissances observé trente ans avant la date d'installation (graphique 1) et avec la valeur du *numerus clausus* 9 et 10 ans auparavant (graphique 2).

Le faible nombre de médecins figurant dans les cohortes antérieures à 1970 est dû aux départs en retraites : 95 à 100 % des médecins de ces cohortes sont partis à la retraite sur la période 1983-2004. En tout état de cause, il s'agit de cohortes initialement peu nombreuses au regard de la situation démographique actuelle : le nombre d'omnipraticiens exerçant en libéral a été multiplié par 2,5 environ entre 1968 et 2004, passant de 25 236 à 60 832 (alors que la population française n'a augmenté que de 20 % sur la même période).

La montée vertigineuse des effectifs des cohortes des années 1974-1978 (graphique 1) est due aux générations nombreuses du baby-boom. En l'absence de *numerus clausus*, celles-ci se traduisent directement par un saut dans les effectifs des étudiants en médecine. Instauré à la rentrée 1971, le *numerus clausus* a un impact sur le nombre de médecins installés 9 ans plus tard (encadré 1), donc en 1980. À partir de cette date, on observe une déconnexion entre la courbe plutôt croissante décrivant le nombre des naissances trente ans auparavant et le profil déclinant des effectifs des médecins nouvellement installés (graphique 1).

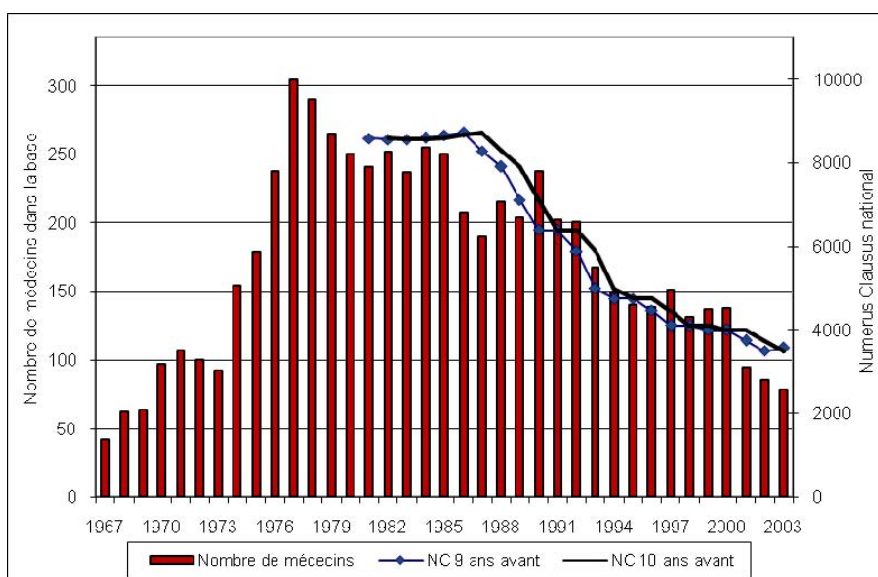
Graphique 1 : Pyramide des cohortes (nombre de médecins par année d'installation) et nombre de naissances 30 ans auparavant



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

Note de 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



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

Note : 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 représentée sur le graphique pour plus de lisibilité).

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, l'homéopathie ou la médecine physique. 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 (acupuncture, 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	81,691	6,016	1983-2004	1-34

(1) L'expérience est définie comme l'année d'observation – l'année de début d'activité

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 gommant 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, ainsi que 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 les 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 de taux 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 correspondent à un taux nul. 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 *montant* des débours et rétrocessions par une fonction quadratique des honoraires bruts. La prédiction du taux de débours et rétrocessions 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.

Le tableau 2 ci-dessous utilise le revenu construit avec pour les taux de charge l'estimation d'un polynôme d'ordre 3 des honoraires nets. 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 (base 100 en 2004)

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

Source : 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. Nous considérons des variations relatives dans la partie haute du tableau (niveaux) et des variations absolues dans la partie basse (dispersions).

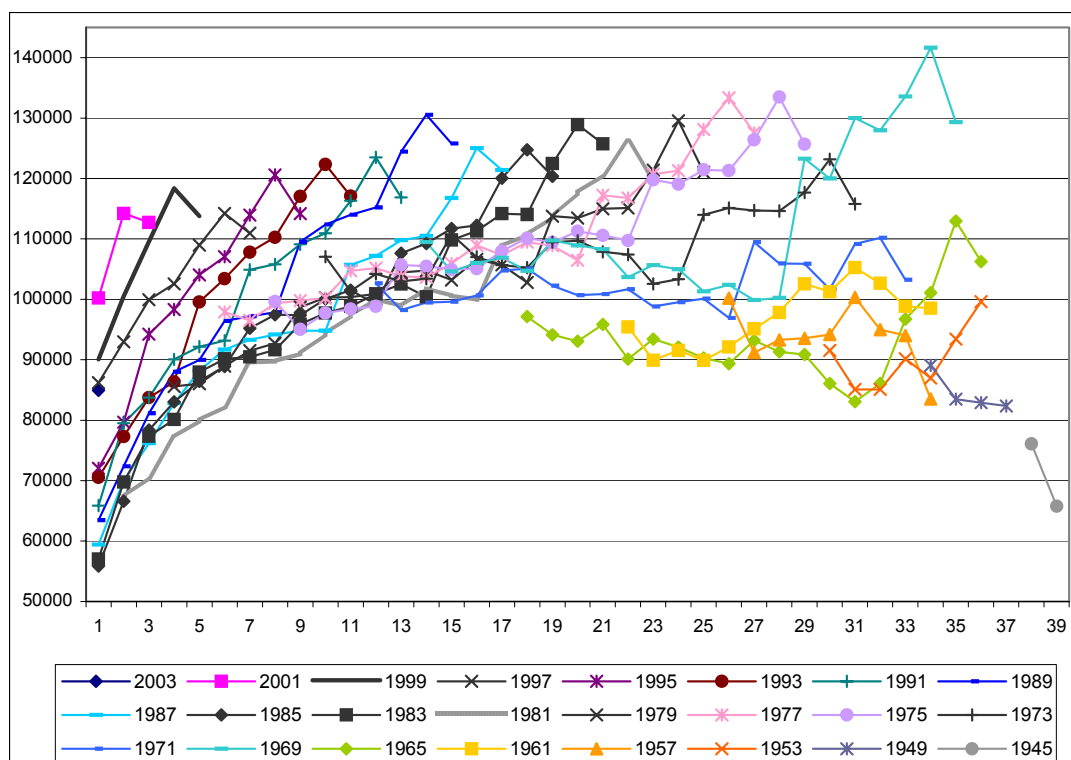
3. ...qui se traduit par des différences importantes d'honoraires entre cohortes

Le graphique 3 représente les honoraires moyens, en euros constants, 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 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.

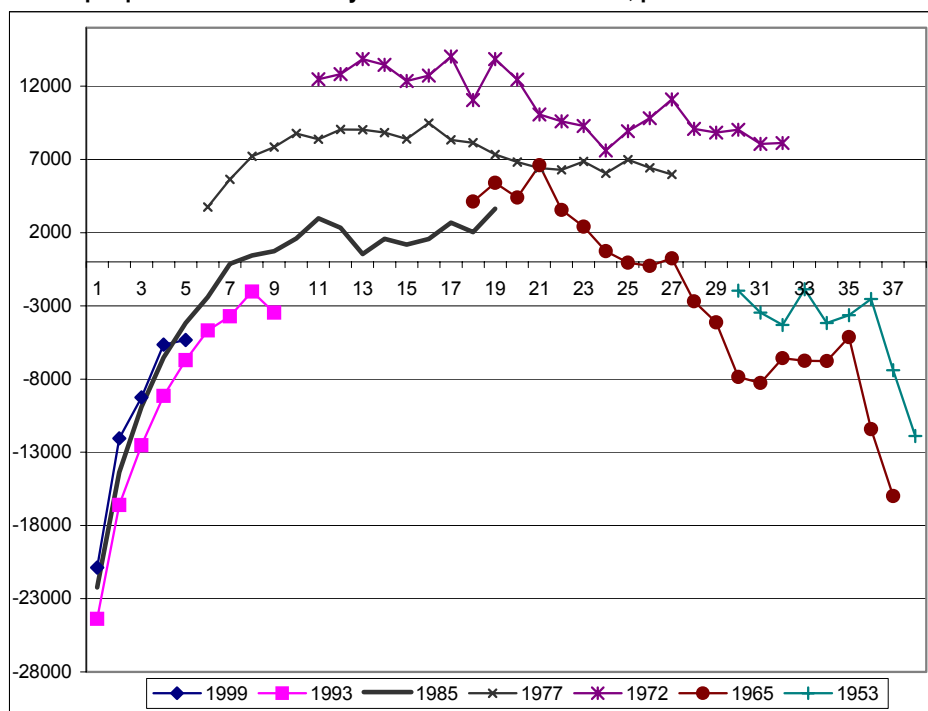
Ces résultats suggèrent une inégalité entre les générations de médecins. Toutefois les différences entre générations semblent d'une ampleur plus limitée que les différences dues à la variation de l'ancienneté. L'analyse économétrique qui suit va permettre d'estimer plus précisément les effets de l'ancienneté, de la cohorte et de la date, afin d'évaluer leur importance respective.

Graphique 3 : Honoraires moyens, en euros constants (base 100 en 2004), par cohorte et ancienneté



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

Graphique 4 : Honoraires moyens nets de l'effet de date, par cohorte et ancienneté



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

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 y_{ict} du médecin i appartenant à la cohorte c et observé en t par la densité médicale des omnipraticiens et des spécialistes, des variables décrivant le médecin et son type d'activité et des variables indicatrices de la région d'installation. Nous nous écartons 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. 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 pour une chaque rencontre, 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 quantitatif, l'indicateur « activité » se focalise sur le nombre de rencontres, capturant essentiellement l'information ayant trait à la durée du travail du médecin et à 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 hommes⁵. On obtient ainsi, pour les médecins, un écart de rémunération homme femme comparable, sinon supérieur, à l'écart moyen observé au niveau global pour les salariés, mais dans un contexte fort différent, puisqu'ici 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 constats plus descriptifs effectués 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 : s'agit-il de l'expression d'une « préférence » en faveur d'une moindre durée du travail, ou bien les femmes souffrent-elles d'une discrimination de la part des patients ? Cette plus faible activité des femmes médecins est aussi observée sur données américaines, se traduisant par un écart de revenu de 22 %. Le contexte institutionnel américain est certes différent, car les tarifs y sont souvent définis par le médecin. Dans ce cadre, la différence de revenu observée peut découler d'une moindre productivité des femmes, d'une discrimination de la part des patients et des autres médecins ou d'une différence de préférences sur la durée du travail (nombre de jours travaillés, nombre d'heures de travail quotidien, interruptions de carrière). D'après Rizzo et Zeckhauser (2006), c'est ce dernier facteur qui explique l'essentiel de la différence.

⁵ Pour alléger la présentation, nous ne publions pas ici le détail des résultats obtenus lors de l'estimation des spécifications expliquant le logarithme de l'activité et celui des revenus.

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.

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 un simple mécanisme quantitatif : quand la densité augmente, des médecins en plus grand nombre se partagent la même quantité de patients⁶. Si la demande de soins n'est pas rationnée au préalable, ceci entraîne une baisse d'activité pour chaque médecin. 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 %⁷. Le coefficient ici obtenu traduit toutefois un impact non négligeable, d'autant plus qu'il s'agit d'un effet différentiel⁸ qui s'ajoute à la constante régionale, laquelle incorpore aussi un effet négatif de la densité.

L'effet de la densité qui transite par l'effet spécifique régional est analysé grâce au graphique 5. Les points représentés ont pour ordonnée l'effet fixe régional estimé (qui s'interprète comme un écart relatif par rapport à la région de référence, l'Île de France) et pour abscisse la densité moyenne de la région concernée. On observe une relation clairement 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 14,7 %).

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 (+14,6 %).

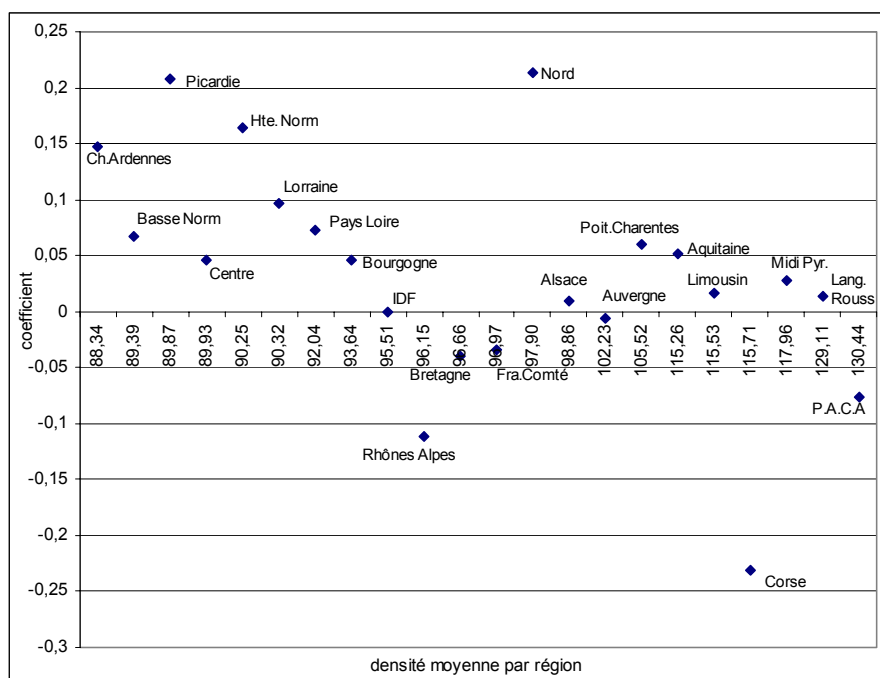
Nous l'avons vu, le contexte actuel est marqué par le développement de mesures financières encourageant l'installation dans les zones déficitaires en médecins. Ces différents résultats sont obtenus sur des années non concernées par les majorations de tarifs ni par les exonérations fiscales. Ils montrent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

⁶ La densité de spécialistes n'a pas d'effet significatif : ce partage des patients s'effectue « entre omnipraticiens ».

⁷ C'est une des modalités de la demande induite en France (Delattre et Dormont, 2003).

⁸ 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 ».

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



Source : 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 %.

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

Variable	Coefficient	Écart-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 ²	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 %.

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, toutes choses égales par ailleurs, c'est-à-dire en contrôlant par 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. Puis, à partir de 12 années d'expérience, l'activité et les honoraires décroissent jusqu'à la cessation d'activité.

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

- Une montée plus forte en début de carrière. Entre la première année et l'expérience de référence (7 ans⁹), il y a un décalage de 37 %. Cette forte 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 rapide après le maximum obtenu avec 12 ans d'expérience. À 25 ans d'expérience le décalage est de - 13 % par rapport à la référence (7 ans). Il atteint - 24 % à 30 ans d'expérience.

Par comparaison, les profils de carrière obtenus pour les salariés sont beaucoup plus plats (Koubi, 2003b). Tout se passe donc comme si les médecins, compte tenu de la latitude dont ils disposent grâce à l'exercice d'une profession libérale, modulaient plus leur activité au cours de leur vie professionnelle que les salariés. En particulier, ils amorceraient très tôt, dès la 13^{ème} année d'expérience dans la profession, une phase de décroissance continue de leur activité.

Les différences ici relevées méritent d'être confirmées par une étude sur les salariés avec des méthodes identiques aux nôtres. 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. En revanche, l'hypothèse d'un épuisement professionnel des médecins n'est pas exclue¹⁰.

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, 1979). Sur la base d'un tel raisonnement, Lazear & Moore (1984) prédisent des profils plus

⁹ Des estimations préalables ont montré que c'est le nombre d'années nécessaires à un médecin pour constituer sa clientèle (Delattre et Dormont, 2003).

¹⁰ 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 de cette enquête ne gère aucun des biais de sélection potentiels. Il apparaît que 53 % des répondants sont concernés par le « burn out ». Les facteurs favorisants sont l'appartenance au secteur 1, la pratique de la médecine générale et un âge compris entre 45 et 50 ans (URML Île-de-France, 2007).

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'année de référence est 1983, la 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 de prix à la consommation qui sont considérés. En 2004, l'effet fixe s'élève à 0,417 ce qui équivaut sur les 21 années écoulées à un taux de croissance annuel moyen de 1,7 %¹¹. L'impact des revalorisations tarifaires correspond, dans le graphique 7, à l'écart entre la courbe relative aux effets fixes pour les honoraires et la courbe relative aux effets fixes pour l'activité. Les principales revalorisations sont intervenues en 1988, 1995, 1998, 2002 et 2003. Leur effet sur la croissance des honoraires est indéniable. On observe cependant que la croissance des honoraires résulte aussi d'une augmentation continue de l'activité des médecins au cours de la période, inséparable d'une charge de travail accrue. En corrigeant la croissance des honoraires de celle de l'activité on obtient l'effet pur des revalorisations, égal à 24,1 % sur la période, soit un taux annuel moyen de 1 %, hors inflation.

Les effets de la cohorte : les inégalités intergénérationnelles

Les effets de la cohorte sur les honoraires des médecins sont d'une ampleur considérable : leur plage de variation atteint 25 points (graphique 8). À titre de comparaison, ceci est équivalent à l'effet pur des revalorisations calculé ci-dessus.

L'effet cohorte est positif pour les cohortes antérieures à 1978¹², 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. La pyramide des cohortes (graphique 1), montre que ces générations sont les plus nombreuses dans la population des médecins. Elles subissent à la fois le choc du baby-boom et les effets d'un *numerus clausus* encore élevé.

L'impact de la diminution du *numerus clausus* se manifeste par la suite : la situation se redresse et les médecins installés dans les années quatre-vingt-dix perçoivent de meilleurs honoraires. Par exemple, les médecins installés en 1999 gagnent, toutes choses égales par ailleurs, 16,8 % de plus que ceux de la cohorte 1985. Ces cohortes ont également profité de la diminution des effectifs médicaux entraînés par le mécanisme d'incitation à la cessation d'activité (MICA).

D'autres professions sont affectées par les fluctuations démographiques et le baby-boom. L'étude des carrières salariales montre que les cohortes nombreuses souffrent d'un choc négatif sur les salaires initiaux (Welch, 1979). Toutefois, le cas des salariés n'est pas directement transposable aux médecins : Koubi (2003b) souligne que l'effet négatif observé pour les cohortes nombreuses peut résulter d'un moindre investissement en formation motivé par la « baisse du rendement apparent du diplôme ». Ici,

¹¹ 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.

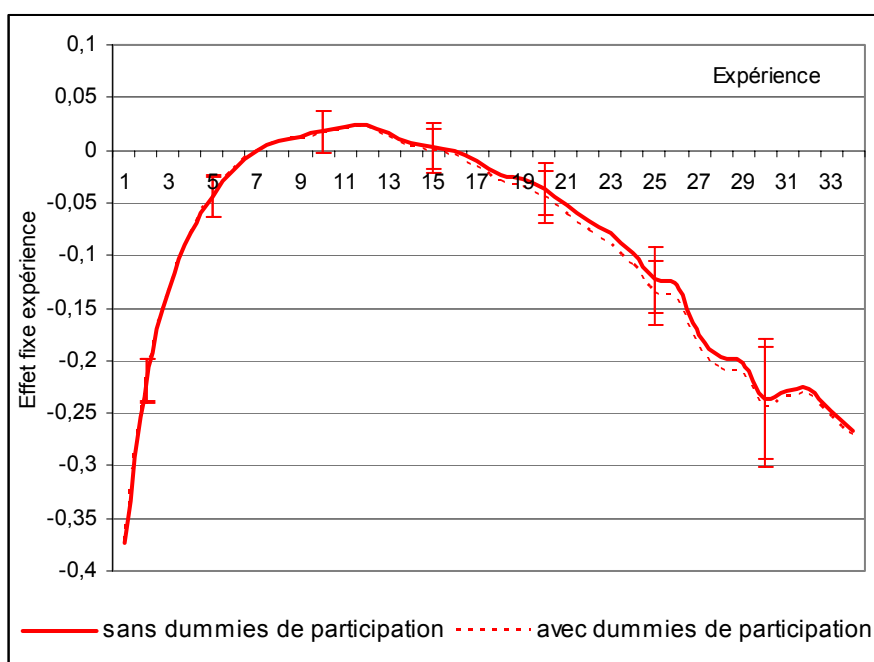
¹² L'effet cohorte connaît des fluctuations assez amples avant 1977. Ce résultat curieux est robuste : on obtient les mêmes effets en estimant le modèle avec les indicateurs de présence dans l'échantillon (voir les explications dans l'encadré 3 et la courbe en pointillés dans le graphique 8) ou en calculant la médiane, par cohorte, des résidus de l'estimation du modèle (1) sans les variables de cohorte.

les médecins généralistes ont tous la même formation : l'influence de la taille des cohortes sur les honoraires est directement liée à la concurrence entre offreurs de soins, qu'elle peut attiser ou adoucir.

La situation de la démographie médicale qui prévaut lors de l'installation du médecin affecte-t-elle ses honoraires ? Les résultats ici obtenus permettent de répondre par l'affirmative, du moins en ce qui concerne l'espérance du niveau des honoraires. La cohorte constitue-t-elle un destin irrémédiable ? Autrement dit, les différences d'honoraires sont-elles systématiques et permanentes ? L'hétérogénéité non expliquée par le modèle (1) est assez importante : le R^2 s'élève à 27 % seulement. Des différences interindividuelles entre praticiens sont possibles, qui permettraient à certains, plus dynamiques, de réussir malgré l'appartenance à une cohorte défavorable. 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.

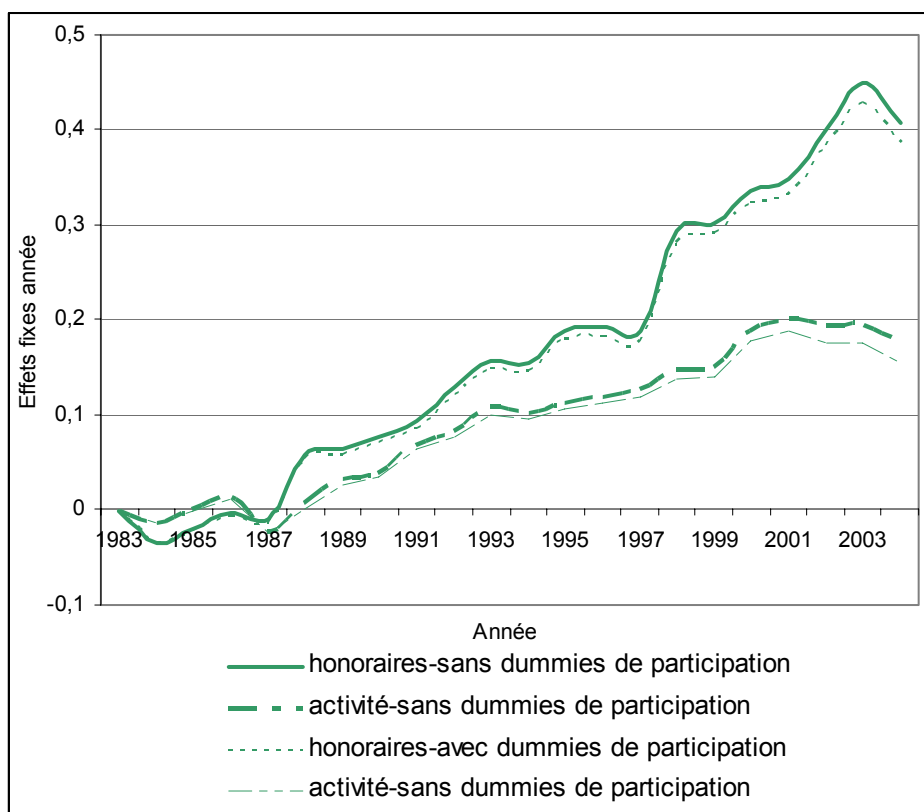
Cette hypothèse de « rattrapage » est difficile à étudier car elle nécessite l'estimation d'une spécification admettant une hétérogénéité des effets de l'expérience par cohorte. Par définition, toutes les cohortes de l'échantillon ne recouvrent pas la même plage d'expérience (tableau 1) : une telle spécification soulève de nouveaux problèmes d'identification qui ne peuvent être résolus sans restreindre considérablement la généralité des résultats obtenus. Quelques estimations à caractère exploratoire (encadré 3) réalisées sur des paires de cohortes ont montré que les effets croisés ne sont pas toujours significatifs. Quand ils le sont, l'estimation de la spécification supposant une séparabilité des effets est biaisée. Dans le cas des cohortes 1977 et 1985, par exemple, la position défavorable de la cohorte 1985 est sous-estimée : l'écart des effets fixes cohorte est de -22 % au lieu de -11,8 % estimé sur le modèle avec séparabilité. On observe que les médecins concernés compensent leur mauvaise situation moyenne en ralentissant moins leur activité avec l'expérience : les effets croisés cohorte – expérience sont tous positifs, confortant l'hypothèse d'un rattrapage. Comme nous ne pouvons estimer des effets croisés sur toutes les cohortes pour une valeur de l'expérience allant de 1 à 34 ans, nous maintenons le modèle avec séparabilité des effets. Les biais qui peuvent en résulter peuvent affecter les constantes spécifiques, ou bien se retrouver dans les résidus estimés. L'approche en termes de dominance stochastique qui est développée dans la suite intègre les résidus dans l'analyse des inégalités entre générations. Cette démarche permet d'interroger le caractère systématique des inégalités intergénérationnelles en tenant compte de l'effet de l'hétérogénéité individuelle non observée sur les distributions des honoraires.

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



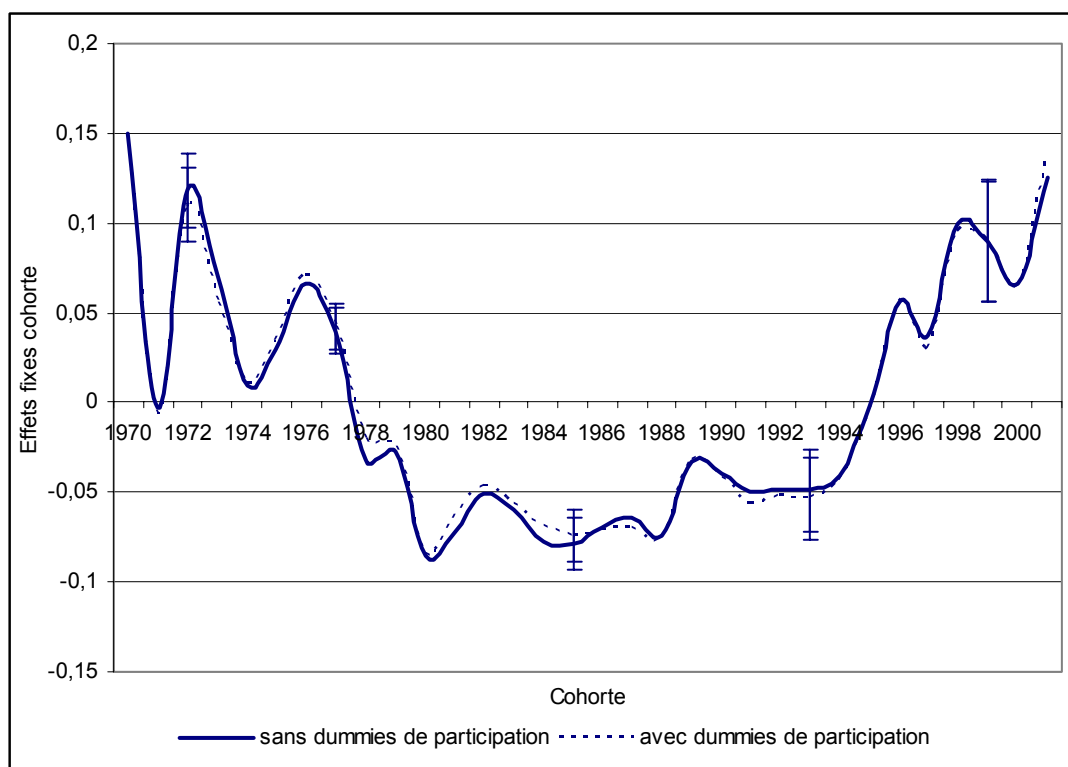
Source : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004. Référence : 7 ans.
Les segments verticaux représentent des intervalles de confiance à 95 % associés à certains effets fixes.

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



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

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



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

Les segments verticaux représentent des intervalles de confiance à 95 % associés à certains effets fixes. Nous ne créons pas de référence pour l'estimation des effets fixes cohorte. L'interprétation des résultats est réalisée en étudiant les contrastes entre cohortes considérées par paires.

Des résultats similaires sur les honoraires et les revenus

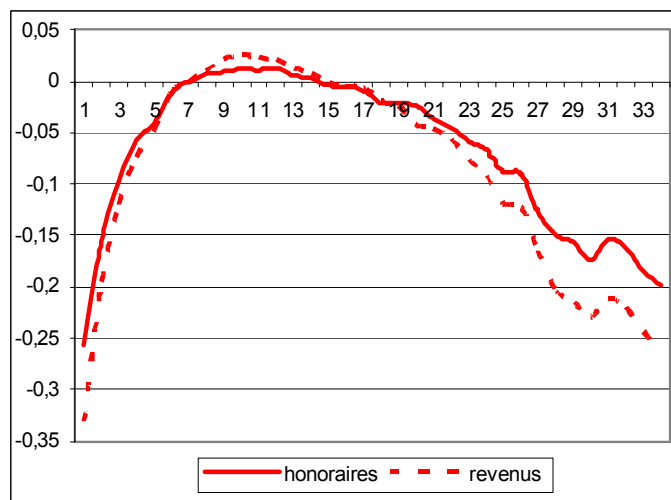
Les revenus n'ont pu être calculés que sur la période 1993-2004 (encadré 2). Pour comparer les résultats obtenus sur les honoraires et les revenus, nous avons dû estimer à nouveau les différents modèles sur cette période plus restreinte.

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 honoraires des médecins, corrigée de l'inflation, a progressé plus rapidement que les revenus réels de l'ensemble des salariés.

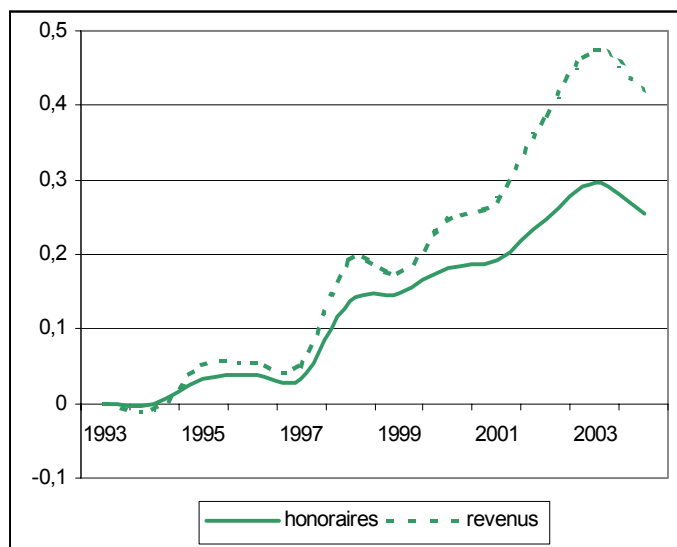
Les effets de cohorte ne présentent pas de profils différents pour les honoraires et les revenus (graphique 11) : il n'y pas d'effet cohorte sur les taux de charges.

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



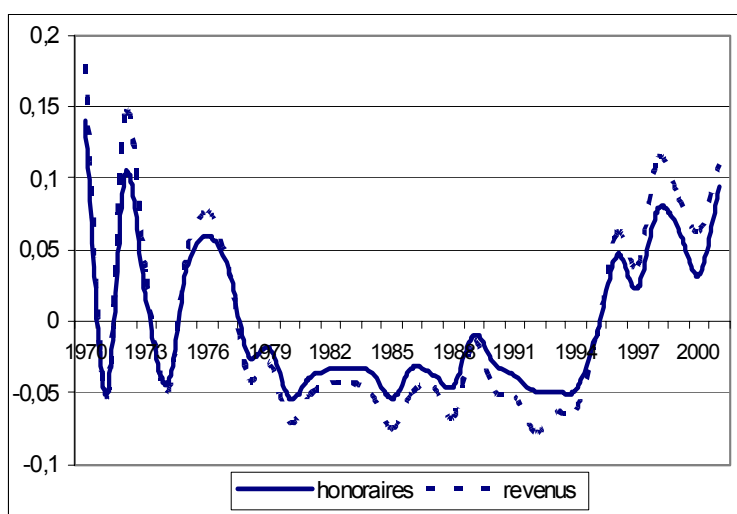
Source : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS) et BNC (DGI/INSEE/DREES), 1993-2004. Référence : 7 ans.

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



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

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



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

Encadré 3 : 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 :

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

$$i = 1, \dots, N, c = 1, \dots, C, t = 1, \dots, T \text{ et } e = 1, \dots, E$$

où :

- X'_{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 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, région d'exercice, 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.

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 :

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

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

La contrainte (2) est sans contenu. Elle revient à définir une modalité de référence pour chacun des trois effets, lesquels sont alors interprétables comme des contrastes à la constante. La même contrainte est d'ailleurs adoptée pour les autres variables indicatrices figurant

dans le modèle, par exemple sexe, région d'exercice, etc.

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 effet $t = c + e$. Par exemple, en 1985, les médecins de la cohorte 1970 ont 15 ans d'expérience¹³. La contrainte (3) permet l'identification du modèle en imposant une absence de tendance sur l'effet cohorte. Pour étudier les salaires dans le cadre d'un modèle de carrière avec des effets fixes, Lollivier et Payen (1990) adoptent une autre contrainte identifiante en imposant une absence de tendance sur les effets temporels. C'est ce même choix qu'effectue Audric (2006) pour étudier les honoraires des médecins. Dans le cas des médecins, ce choix ne nous semble pas pertinent. C'est ce que nous expliquons brièvement ci-dessous, et de façon plus détaillée dans Dormont et Samson (2007). Le modèle est estimé par les moindres carrés ordinaires sous contrainte. Ce faisant, nous ne tenons pas compte de l'endogénéité de variables explicatives comme les densités médicales de généralistes ou de spécialistes, liées au choix de localisation du médecin. De fait, nous ne disposons pas d'instruments permettant d'identifier les déterminants de ce choix, indépendamment des variables figurant déjà dans le modèle. De plus, étudier les comportements de localisation nécessiterait un échantillon comportant suffisamment de médecins débutants, ce qui imposerait un tirage particulier (par ailleurs, seulement 4,3 % des médecins de l'échantillon changent de département au cours de leur carrière). L'hétérogénéité non observée figurant dans la perturbation et susceptible d'être corrélée avec la densité pourrait, certes, être éliminée en transformant le modèle par les différences premières. 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.

Choix de contrainte pour l'identification du modèle

Deux contraintes additionnelles peuvent être envisagées pour permettre une identification : l'absence de tendance sur l'effet cohorte

($\sum_c c * \gamma_c = 0$, (3)), ou l'absence de tendance sur les effets temporels :

$$\sum_t t * \delta_t = 0 \quad (4)$$

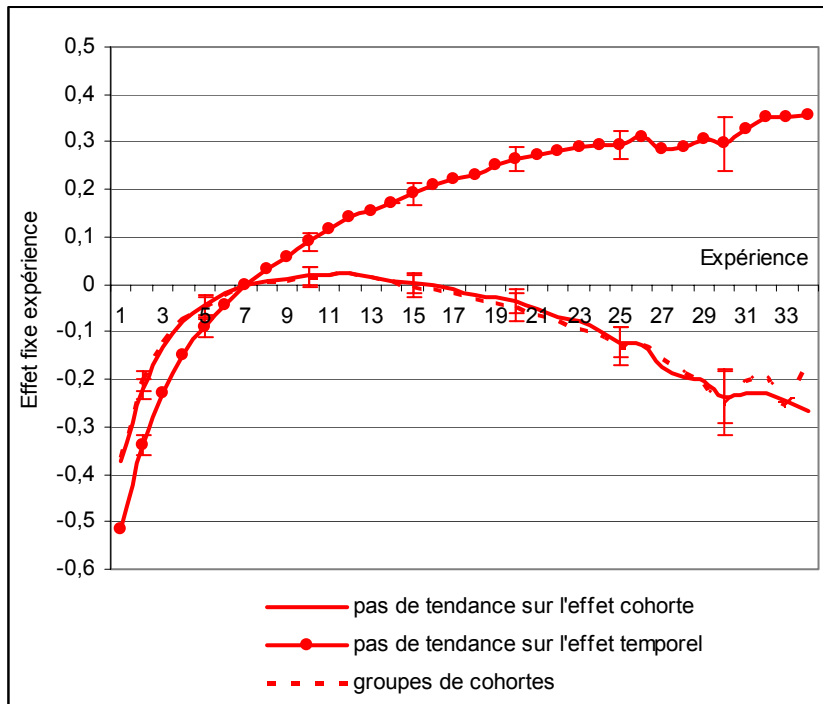
Dans les deux cas, l'espace de projection est le même : il n'y a pas de fondement théorique à choisir une contrainte plutôt qu'une autre. Pour justifier l'adoption de la contrainte (3), nous devons trouver un résultat empirique accréditant l'hypothèse d'absence de tendance sur l'effet cohorte. Dans ce but, nous avons utilisé une autre stratégie pour éliminer la colinéarité, en considérant un modèle spécifiant des effets pour des groupes de cohortes g . Ce modèle peut être estimé directement puisque $t \neq (\text{groupes de } c) + e$. Le fait d'agréger les cohortes par groupes constitue une autre contrainte identifiante.

Le graphique A représente les effets de l'expérience estimés avec les trois contraintes envisagées pour l'identification : « pas de tendance sur les cohortes » (3), « pas de tendance sur l'effet temporel » (4) et « groupes de cohorte ».

Le profil estimé dépend très fortement du choix entre les contraintes (3) et (4). Cet effet des contraintes 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.

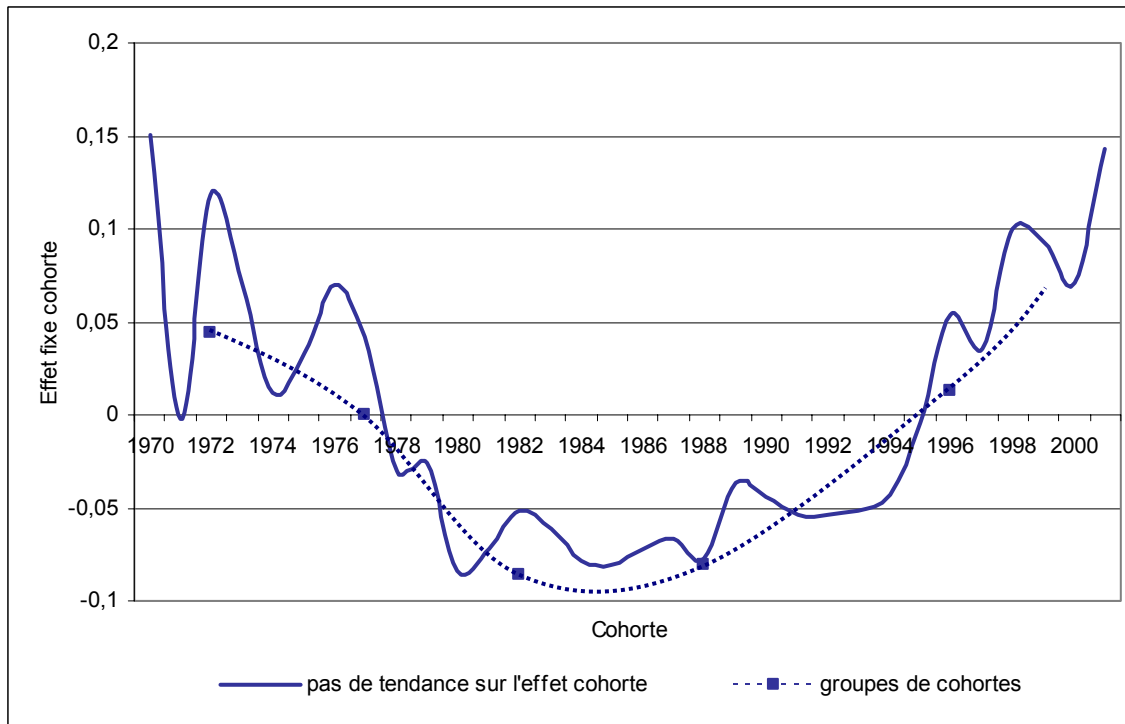
¹³ Ceci n'est pas vrai pour tous les médecins de l'échantillon, car certains connaissent des interruptions de carrière. Pour ceux-ci, l'expérience est calculée comme la différence entre l'année d'observation t et l'année d'installation c , moins la durée de l'interruption. Ce cas de figure ne concerne cependant que 6 % des observations : t est fortement corrélé avec $c+e$.

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



Pourquoi préférer la contrainte (3) ? Les courbes figurant dans le graphique B suggèrent qu'il n'y a pas de tendance sur l'effet cohorte. En effet, on trouve des courbes d'allures similaires avec des contraintes identifiantes très différentes, la contrainte (3) et la spécialisation en termes de groupes de cohortes.

Graphique B : estimation des effets fixes cohorte avec deux contraintes différentes



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. Cette analyse empirique permet de conclure à l'absence de tendance sur l'effet cohorte. 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.

Biais de sélection

Notre échantillon est non cylindré car il est représentatif des nouvelles installations en cours de période et des départs en retraite. Mais des médecins quittent l'échantillon parce qu'ils sortent du champ d'étude - la médecine libérale en secteur 1 - pour d'autres raisons. 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 par ailleurs que la proportion de sorties et d'interruptions est plus élevée pour les cohortes 1978 à 1985. Enfin, 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), et ce 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. 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_dém	-0,172	$p < 0,0001$
Int_aut	-0,082	$p < 0,0001$
Sor_s2	-0,033	$p = 0,009$
Sor_aut	-0,213	$p < 0,0001$

Séparabilité des effets fixes

Une autre 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. Comparaison des distributions d'honoraires par cohorte

L'analyse réalisée dans la section précédente revient à comparer des moyennes selon différents critères. Elle a montré que la situation démographique qui prévaut lors de l'installation du médecin affecte fortement ses honoraires et revenus moyens.

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. Dans cette nouvelle approche, le caractère *systematique* des différences entre cohortes est questionné : des différences interindividuelles non repérées par les variables explicatives du modèle sont possibles, qui permettraient à certains praticiens de bien s'en sortir malgré l'appartenance à une cohorte défavorable. Il s'agit ici d'examiner si le classement des cohortes obtenu précédemment perdure 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 $F \geq_{DS1} G$. 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 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, si ces tests ne sont pas concluants, 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 bruts par cohorte (graphique 12). Par honoraires bruts, on entend les honoraires observés. Pour clarifier la présentation, l'analyse est restreinte à cinq cohortes typiques (que le lecteur peut visualiser sur la pyramide des cohortes en début d'article, 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 précédente : 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'expurger la variance des honoraires de ce qui est dû aux autres facteurs que la cohorte et l'hétérogénéité non observée. Les estimations de la section précédente peuvent être exploitées pour combiner l'approche en termes de dominance stochastique avec des microsimulations. Plus précisément, 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, etc¹⁴. On obtient pour ces honoraires simulés des fonctions de répartition (graphique 13) qui peuvent être comparées selon les critères de la dominance stochastique.

Tableau 4 : Tests de dominance stochastique entre les cohortes pour les honoraires simulés (homogénéité d'ancienneté, de sexe et de date et de toute autre variable hormis la cohorte et l'hétérogénéité non observée)

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

< (SD1) : la cohorte inscrite en ligne est dominée à l'ordre 1 par la cohorte inscrite en colonne

> (SD1) : la cohorte inscrite en ligne domine à l'ordre 1 la cohorte inscrite en colonne

= : égalité des deux distributions (hypothèse acceptée au seuil de 10 %)

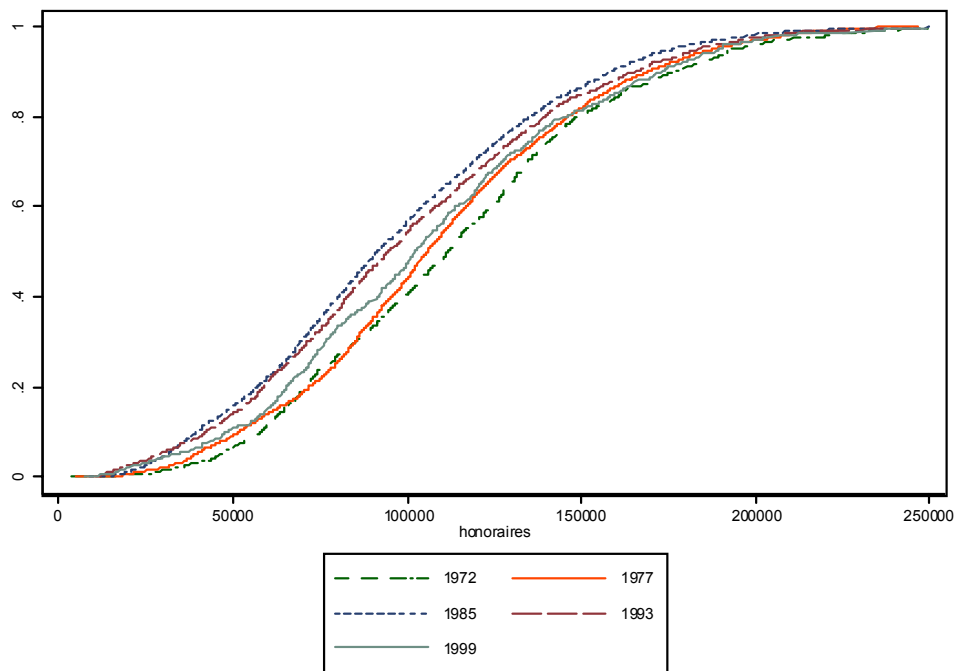
Le classement précédent est modifié par l'utilisation des honoraires simulés. Toutes les cohortes peuvent maintenant être classées en utilisant le critère de dominance stochastique d'ordre 1. Les différences d'honoraires entre les cohortes sont donc plus marquées. Les cohortes 1993 et 1999, qui étaient désavantagées par un faible niveau d'ancienneté observée, obtiennent un meilleur

¹⁴ Plus exactement, les honoraires simulés sont définis à partir de l'estimation du modèle (1) par : $\tilde{y}_{ict} = \hat{a} + \overline{D}\hat{b} + \overline{Z}\hat{d} + \hat{\alpha}_{10} + \hat{\delta}_{1995} + \hat{\gamma}_c + \hat{\varepsilon}_{ict}$, où \overline{X} correspond aux niveaux de densité moyens et où \overline{Z} est le vecteur des indicatrices correspondant à un homme installé à Paris en Ile de France comme libéral à temps plein, sans MEP.

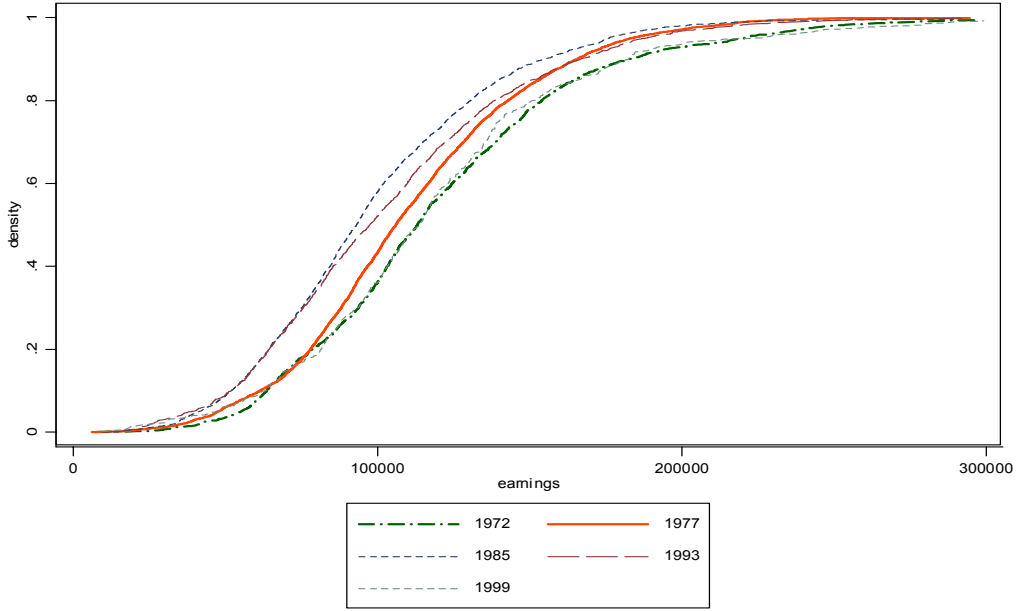
positionnement. La cohorte 1985 est maintenant dominée à l'ordre 1 par toutes les cohortes, et en particulier par 1993. Les distributions d'honoraires des cohortes 1972 et 1999 sont maintenant semblables. Cela signifie que, à caractéristiques observables identiques, les cohortes les plus récentes ont la même distribution d'honoraires que les cohortes anciennes les plus avantagées financièrement, ce qui confirme le redressement de la situation financière des cohortes les plus récentes.

Au total, l'analyse en terme 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 aux différences individuelles ne permettent pas de compenser les différences considérables repérées, en moyenne pour les cohortes.

Graphique 12 : Fonctions de répartition des honoraires par cohorte d'installation - Honoraires observés en euros constants de 2004



Graphique 13 : Fonctions de répartition des honoraires par cohorte d'installation - Honoraires simulés (homogénéité l'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 inégalités intergénérationnelles sont considérables : l'ampleur des différences entre cohortes peut atteindre 25 %, écart comparable à l'effet pur des revalorisations des tarifs conventionnels sur la période 1983 – 2004, lesquelles ont conduit à une augmentation des honoraires de 24,1 %.

L'effet négatif de l'appartenance à une « mauvaise » cohorte sur les honoraires du médecin n'est pas seulement important ; il est durable : 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.

Nos résultats mettent en évidence l'importance de l'effet de la cohorte et son lien avec la régulation de la démographie médicale. Outil de régulation du nombre de médecins, le *numerus clausus* agit avec un délai de neuf à dix ans et a des effets durables sur l'ensemble de la carrière des médecins concernés. Son bas niveau à la fin des années quatre-vingt a permis le redressement de la situation financière des médecins des cohortes les plus récentes. En revanche, les effets négatifs estimés pour les cohortes les plus nombreuses amènent naturellement à s'interroger sur l'opportunité de son relèvement actuel. 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 grande hétérogénéité 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 aussi évoluer en fonction des situations relatives des différentes cohortes. Par exemple, 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.

Les estimations obtenues pour les écarts entre cohortes 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 la carrière des médecins avec celles de salariés de niveau de formation équivalent.

Nos données sur les médecins offrent une information originale et fiable sur les honoraires d'une profession libérale. À ce titre, notre étude présente un intérêt particulier pour l'économie du travail car nous analysons la carrière d'individus soumis à des contraintes différentes de celles auxquelles sont assujettis les salariés. Les médecins libéraux ont une grande latitude de choix dans l'allocation du temps consacré à leur activité professionnelle, alors que les salariés sont plus contraints sur leur durée du travail. Nous trouvons que les profils de carrière des médecins sont très différents des profils beaucoup plus plats généralement obtenus pour les salariés. La progression des honoraires est fulgurante en début de carrière pour les médecins. Puis, dès la treizième année d'expérience, ceux-ci réduisent fortement leur activité. La diminution est très marquée : après 30 ans d'expérience, les honoraires sont inférieurs de 24 % au niveau observé pour 7 ans d'expérience (niveau de référence). Une interprétation possible de cette phase de décroissance serait l'existence d'une préférence pour le loisir, laquelle pourrait se manifester chez une profession libérale moins contrainte que les salariés sur les modalités de l'arbitrage loisir travail. Ces résultats méritent d'être confirmés par une comparaison plus rigoureuse des médecins et des salariés, réalisée sur la base des mêmes spécifications.

Bibliographie

- 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.
- Bourgueil Y. *et al.* (2006). « Améliorer la répartition géographique des professionnels de santé : les enseignements de la littérature », *Questions d'Économie de la Santé*, IRDES, n° 116.
- 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.
- Cours des Comptes (2007). « Sécurité Sociale 2007 », <http://www.ccomptes.fr/CC/documents/RELFSS/07-securite-sociale.pdf>
- 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.
- Dormont B. et Samson A.-L. (2007). « Les carrières des médecins généralistes : impact de la régulation de la démographie médicale ; stratégie pour l'identification d'un modèle de carrière avec des effets fixes », Document de travail DREES, à paraître.
- Fivaz C. et Le Laidier S. (2001). « Une semaine d'activité des généralistes libéraux », *Cnamts, Point Stat* n° 33.
- HCAM - 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/hm/dossiers/hcaam/avis_240507.pdf
- Heckman J. (1979). « Sample Selection Bias as a Specification Error », *Econometrica*, vol. 47, n° 1, pp. 153-161
- 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. (1979). « Why is there mandatory retirement? », *Journal of Political Economy*, vol. 87, n° 6, pp. 1261-1284
- 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
- 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

- OECD (2006). « The supply of physician services in OECD countries », OECD Health Working Papers n°21 (DELSA/HEA/WD/HWP(2006)1)
- ONDPS (2005). « Rapport annuel », 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. (2006). « 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.
- Shorrocks A.F. (1983). « Ranking Income Distributions », *Economica*, vol. 50, pp. 3-17
- 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