



Les revenus des médecins généralistes - trois études microéconométriques

Anne-Laure Samson

► To cite this version:

Anne-Laure Samson. Les revenus des médecins généralistes - trois études microéconométriques. Economies et finances. Université de Nanterre - Paris X, 2008. Français. ⟨NNT : ⟩. ⟨tel-00351794⟩

HAL Id: tel-00351794

<https://theses.hal.science/tel-00351794v1>

Submitted on 11 Jan 2009

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



HAL Authorization

UNIVERSITÉ PARIS OUEST - NANTERRE LA DEFENSE

T H È S E

pour obtenir le grade de

DOCTEUR DE L'UNIVERSITÉ

DE PARIS OUEST - NANTERRE LA DEFENSE

Discipline : Sciences Économiques

présentée et soutenue publiquement par

Anne-Laure SAMSON

Le Mercredi 03 décembre 2008

LES REVENUS DES MEDECINS GENERALISTES

Trois études microéconométriques

JURY

Directeur de recherche :

Mme Brigitte Dormont, Professeur à l'Université Paris Dauphine

Rapporteurs :

Mme Agnès Gramain, Professeur à l'Université de Nancy II
M. Alberto Holly, Professeur à l'Université de Lausanne

Examineurs :

Mme Eve Caroli, Professeur à l'Université de Paris Ouest-Nanterre La Défense
Mme Mireille Elbaum, Professeur au CNAM
M. Pierre-Yves Geoffard, Directeur de recherche au CNRS à PSE
M. Alain Trannoy, Directeur d'études à l'EHESS

L'UNIVERSITE de PARIS OUEST – NANTERRE LA DEFENSE n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans les thèses ; ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

Remerciements

Mes remerciements les plus chaleureux vont tout d’abord à Brigitte Dormont qui a accepté de diriger ma thèse, qui m’a témoigné sa confiance et un soutien sans faille tout au long de ce travail. Elle a su me faire découvrir le monde de la recherche et me faire partager sa passion. Je lui en suis très reconnaissante et suis heureuse de pouvoir prolonger notre collaboration à travers nos articles en projet.

Je remercie également Madame Agnès Gramain et Monsieur Alberto Holly qui ont accepté de rapporter mon manuscrit ainsi que Mesdames Eve Caroli et Mireille Elbaum et Messieurs Pierre-Yves Geoffard et Alain Trannoy pour avoir accepté d’examiner ce travail.

Mes recherches ont été réalisées au sein des laboratoires THEMA puis EconomiX de l’Université de Nanterre. J’y ai trouvé une ambiance constructive, stimulante et amicale et je tiens ici à remercier tous les doctorants du laboratoire qui y ont activement contribué. Je pense en particulier à Véro pour son grand soutien lors de notre été parisien consacré à la rédaction...à Marie-Laure, Pascale, Hélène et Sophie.

J’ai effectué des séjours réguliers à la DREES pour exploiter les données utilisées dans cette thèse. C’est à ce titre que je remercie à nouveau Mireille Elbaum mais également Anne-Marie Brocas, directrices successives de la DREES, ainsi que Chantal Casès et Lucile Olier pour m’y avoir accueillie et m’avoir permis de travailler dans des conditions optimales. J’ai eu la chance de travailler avec l’équipe du bureau des

professions de santé, dirigée par François Guillaumat-Tailliet et Ketty Attal-Toubert. J'ai apprécié son dynamisme, son accueil chaleureux...et ses pauses thé! Une pensée spéciale pour Rémy, Dorothée, Marie, Mélanie, Marc et Carine. J'ai été ravie de pouvoir travailler à leur côté et de profiter de leurs conseils et de leur bonne humeur.

Un grand merci à mes amis d'Albi, de Paris et d'ailleurs pour leurs nombreux encouragements. Une mention spéciale pour Vanessa, Hélène et Cédric.

Mes derniers remerciements vont à ma famille. Merci à Manou, Philippe, Mathieu et Alexandre pour le soutien qu'ils m'ont apporté lors des derniers moments. Merci surtout à mes parents pour toute l'aide et la confiance au cours de cette longue aventure.

Table des matières

Remerciements	ii
Introduction générale	1
1 Régulation de la démographie médicale et carrières des médecins généralistes : les inégalités entre générations	11
1.1 Introduction	11
1.2 La régulation de l'offre en médecine ambulatoire : état des lieux et enjeux	15
1.3 Les données	19
1.3.1 Un panel représentatif des omnipraticiens libéraux français . . .	19
1.3.2 Construction des revenus des omnipraticiens à partir de données fiscales	22
1.4 Les cohortes	24
1.4.1 La pyramide des cohortes	24
1.4.2 Une analyse descriptive des différences d'honoraires entre cohortes de médecins	27
1.5 Analyse économétrique des carrières des médecins généralistes	30
1.5.1 Spécification et estimation d'une fonction de gains pour les médecins	32
1.5.2 Résultats des estimations	38
1.5.3 Retour sur le choix de contraintes pour l'identification du modèle	53
1.6 Comprendre l'effet cohorte	58

1.6.1	Le contexte démographique de début de carrière	58
1.6.2	Les variations du taux de selection	61
1.6.3	Séparabilité des effets fixes	62
1.7	Comparaison des distributions d'honoraires par cohorte	63
1.7.1	Critères de dominance stochastique	64
1.7.2	L'hétérogénéité individuelle ne compense pas le handicap d'une cohorte défavorable	65
1.8	Conclusion	68
1.9	Annexe au Chapitre 1 : Les études médicales	70
2	Médecins généralistes à faibles revenus : une préférence pour le loisir ?	72
2.1	Introduction	72
2.2	La dispersion des revenus des médecins généralistes	75
2.3	Existe t-il un "type" de médecin à faibles revenus ?	78
2.3.1	Les données : un panel représentatif des médecins généralistes sur la période 1993-2004	78
2.3.2	Caractéristiques des médecins à faibles revenus	81
2.4	Les médecins à faibles revenus choisissent-ils de travailler moins ? . . .	96
2.4.1	Spécification économétrique	96
2.4.2	Résultats	106
2.4.3	Robustesse des résultats	109
2.4.4	Discussion	112
2.5	Conclusion	114
2.6	Annexes au chapitre 2	116
2.6.1	Construction des revenus	116
2.6.2	Tests de validité des estimations	118
2.6.3	Résultats supplémentaires	119

3	Carrières comparées des médecins et des cadres supérieurs	120
3.1	Introduction	120
3.2	Données et problématique	124
3.2.1	Le panel d'omnipraticiens	124
3.2.2	Le panel des Déclarations annuelles des données sociales (DADS)	125
3.2.3	Configurer l'échantillon pour une comparaison pertinente	126
3.3	Analyse descriptive des débuts de carrière et des revenus	134
3.3.1	Démographie comparée des cadres et des médecins	134
3.3.2	L'âge et les circonstances des débuts de carrière	140
3.3.3	Comparaison des revenus des cadres et des médecins	144
3.4	Comparaison des valeurs des carrières	147
3.4.1	Construction des mesures des valeurs de carrières	147
3.4.2	Distribution des valeurs des carrières	153
3.5	Retour à l'estimation des fonctions de gains	160
3.5.1	Spécification économétrique	160
3.5.2	Résultats	163
3.6	Conclusion	169
3.7	Annexes au chapitre 3	171
3.7.1	Le panel des DADS	171
3.7.2	Résultats supplémentaires de l'estimation des fonctions de gains	178
	Conclusion générale	181
	Bibliographie	184

Introduction générale

Le 6 décembre 1928 a eu lieu l'assemblée constitutive de la CSMF (Confédération des Syndicats Médicaux Français). Cinq principes de "défense de la médecine libérale" y ont été édictés (Hassenteufel, 1997). L'un d'entre eux a aujourd'hui disparu : l'entente directe. Selon ce principe, les médecins pouvaient librement fixer le tarif de leurs actes, en fonction de leur notoriété et de la fortune du patient. La création de la Sécurité Sociale en 1945 conduit à un accroissement de la population couverte par l'Assurance Maladie, et pose le principe d'un remboursement de 80% du coût des honoraires. Dès 1960, c'est le début du système conventionnel avec l'instauration de tarifs conventionnels qui ne devront pas dépasser des plafonds fixés par arrêté ministériel. Il voit définitivement le jour en octobre 1971 avec la signature de la première convention médicale nationale. C'est aussi le premier accord national sur le tarif de la consultation, fixé à treize francs. A partir de cette date, la profession de médecin fait figure d'exception au sein de l'ensemble des professions libérales. Certes, le médecin a le statut d'un libéral, mais ses revenus sont assurés par l'ensemble de la collectivité, laquelle exerce un droit de regard sur ses honoraires. Parce qu'elle implique également l'Etat et les patients, la rémunération des médecins est devenue un enjeu de politique économique considérable.

A cause du rôle crucial des médecins en matière de santé publique, les pouvoirs publics doivent d'abord inciter les étudiants à choisir de faire des études de médecine

mais surtout, encourager les médecins en activité à continuer d'exercer en maintenant l'attractivité de la profession. Pour cela, le principal facteur demeure probablement le niveau de la rémunération des médecins. Les trente-deux vagues de revalorisations du tarif des consultations intervenues entre 1970 et 2004 sont un indicateur de la sensibilité des pouvoirs publics à la question du maintien des revenus des médecins. Autre outil, la création, en 1971, du *numerus clausus* qui fixe le nombre d'étudiants admis à s'inscrire en deuxième année de médecine. Sa forte diminution à partir de la fin des années 1970 fut notamment utilisée par les pouvoirs publics afin de maintenir le niveau des revenus des médecins, menacé par la très forte augmentation de leur nombre (Déplaudé, 2007).

La problématique de la rémunération des médecins est liée à celle de l'accès aux soins de la population. L'Assurance Maladie ne rembourse qu'une partie des dépenses de soins et biens médicaux : plus de 20% restent à la charge des patients (Kambia-Chopin *et al.*, 2008). L'accès à la couverture complémentaire permet de financer une partie de ces sommes, mais environ un français sur dix n'y a pas accès.

Les revenus des médecins peuvent être augmentés de deux manières : en revalorisant les tarifs conventionnels et en laissant se développer le secteur 2 et la pratique des dépassements d'honoraires. Augmenter le tarif des consultations pèse lourdement sur les dépenses de l'Assurance Maladie. Par ailleurs, les dépassements d'honoraires nuisent à la couverture des soins et creusent encore plus les inégalités dans l'accès aux soins.

Cette thèse s'intéresse à la rémunération des médecins généralistes français. On étudie les généralistes libéraux, qui représentent, en 2006, 53% de l'ensemble des médecins libéraux français (Eco-santé, 2008). Avec la mise en place du "médecin traitant", ces médecins sont aujourd'hui au cœur du dispositif de soins. En termes de revenus, ils se positionnent pourtant dans le bas de la distribution des revenus de l'ensemble des spécialités, au troisième rang devant les dermatologues, les pédiatres et les psychiatres (Fréchou et Guillaumat-Tailliet, 2008). En 2005, le revenu mensuel net d'un médecin

généraliste s'élevait en moyenne à 5 400€, contre 8 600€ pour l'ensemble des spécialités. Ce constat n'est pas spécifique à la France : dans tous les pays, les revenus des médecins généralistes sont inférieurs à ceux des spécialistes (Eco-Santé, 2008). A titre d'exemple, en 2004, les médecins généralistes britanniques gagnaient en moyenne 121 000\$ par an, soit 26% de moins que les médecins spécialistes (revenu annuel de 153 000\$) et les médecins généralistes canadiens gagnaient 106 000\$ par an, soit 33% de moins que leurs collègues spécialistes (159 000\$). Les écarts sont cependant de moindre ampleur qu'en France : bien que la rémunération des médecins spécialistes se situe à la moyenne des autres pays de l'OCDE, la France est un des pays où la rémunération des médecins généralistes est la plus faible.

Dans la littérature, peu d'attention est accordée à l'étude même des revenus des médecins généralistes. Les travaux en économie de la santé se concentrent essentiellement sur les décisions d'offre de travail des médecins généralistes. On peut citer par exemple Rochaix (1993) pour le Québec ou Rizzo et Blumenthal (1994), Showalter et Thurston (1997) et Thornton et Eakin (1997) pour les Etats-Unis. Ils s'intéressent également à l'impact des systèmes de paiement sur les comportements d'offre de soins des médecins. Parmi des études récentes, on peut citer Whynes et Baines (1998) et Croxson *et al* (2001) pour le Royaume-Uni ou Gritten et Sorensen (2007) pour la Norvège. Récemment, le développement des systèmes de "Pay For Performance" (P4P), initiés au Royaume-Uni et aux Etats-Unis, a engendré un grand nombre d'études mesurant l'impact de ces nouveaux modes de financement sur la qualité des soins fournis par les généralistes (voir par exemple Scott *et al*, 2008 pour l'Australie ou Gravelle *et al.*, 2008 pour le Royaume-Uni). Concernant la Grande-Bretagne, les études montrent que les objectifs fixés en termes de qualité des soins étaient probablement trop faciles à atteindre. De plus, leur réalisation était auto-déclarée. Cependant, la majorité des médecins généralistes a atteint des objectifs supérieurs au niveau nécessaire pour percevoir le surcroît de rémunération.

La littérature sur les revenus des médecins est rare et souvent abordée sous l'angle des dispersions : entre hommes et femmes ou entre médecins et autres professionnels.

La plupart des travaux portent sur les écarts de rémunération entre hommes et femmes médecins. Dans tous les pays, le constat est le même : les femmes médecins travaillent moins de jours par semaine et leurs consultations sont plus longues (voir par exemple Fivaz et Le Laidier (2001) pour la France ainsi que Deveugele *et al* (2002) pour une comparaison de six pays européens). Les écarts de revenus entre hommes et femmes, après prise en compte des différences dans les caractéristiques observables des médecins, sont généralement compris entre 15 et 25% (Kehrer (1976), Langwell (1982), Culler et Oshfeldt (1986), Sasser (2005), Rizzo et Zeckhauser (2007)). Ces études recherchent les raisons à de tels écarts. Beaucoup concluent qu'ils reflètent des différences de préférences entre hommes et femmes médecins.

Quelques études comparent les revenus des médecins à ceux d'autres professions, médicales ou non. Une des premières en ce domaine est celle de Friedman et Kuznets (1945). Ils montrent que les revenus des médecins sont plus dispersés mais deux à trois fois plus élevés que ceux des salariés et ceci, même en tenant compte du coût lié à des études plus longues et d'un début de carrière plus tardif pour les médecins. Principale explication à cela : la sélection à l'entrée de la profession de médecin (qui n'existe pas pour les salariés) conduit à ce que seuls les individus ayant les capacités intrinsèques les plus élevées exercent en libéral. Mennemeyer (1975) procède à un calcul intertemporel pour calculer la valeur cumulée des revenus perçue au cours de la vie professionnelle pour les médecins généralistes. Il la compare à celle d'autres professions (dentistes, avocats, cadres et professeurs d'université). Il montre que les revenus des médecins sont bien supérieurs à ceux de toutes les autres professions. En contrôlant par le nombre d'heures travaillées, leurs revenus sont proches de ceux des avocats et dentistes mais demeurent bien supérieurs à ceux des cadres. Ils aboutissent à la même conclusion que Friedman et Kuznets : les revenus supérieurs des médecins sont la conséquence des barrières à

l'entrée de la profession. Ces deux études précédentes ne distinguent pas les médecins généralistes des médecins spécialistes, ce que font Weeks *et al.* (1994). Ces derniers mesurent les taux de rendements internes de l'éducation pour cinq professions : médecins généralistes, spécialistes, dentistes, avocats et diplômés des écoles de commerce. Ils sont compris entre 20 et 25% pour toutes les professions, sauf pour les médecins généralistes pour qui ils sont les plus faibles (15%). Mais ces résultats sont obtenus à partir de données agrégées.

Ces différentes études produisent des résultats intéressants mais qui méritent d'être confirmés. En effet, ils sont obtenus à partir de données en coupe, sur des échantillons anciens et de petite taille. La littérature disponible sur la question des revenus des médecins généralistes est limitée à cause du manque de données. Cette thèse exploite des sources d'information particulièrement riches : nous disposons de données longitudinales sur longue période pour des médecins et des salariés et le panel de médecins offre une information fiable sur leur rémunération. Par rapport aux études précédentes, il nous est possible de suivre l'évolution des revenus des médecins sur longue période : nous pouvons donc travailler sur les carrières des médecins généralistes, ce qui n'a jamais été fait. La dispersion des revenus entre médecins généralistes peut être abordée sous des angles différents de celles des écarts de rémunération entre hommes et femmes médecins. Enfin, nous sommes en mesure de fournir des éléments chiffrés sur l'avantage financier à être médecin plutôt que cadre.

Au-delà des problématiques inhérentes à l'économie de la santé, cette thèse soulève des questionnements relatifs à l'économie du travail. Elle apporte des résultats originaux sur les revenus d'une profession libérale. Très peu d'études existent sur les revenus des professionnels libéraux. Une des toutes premières est celle de Friedman et Kuznets (1945). Sur données en coupe également, Lazear et Moore (1984) comparent les profils de carrière des professionnels salariés et libéraux. Sur le plan théorique, ils prédisent

que les profils de carrière des professionnels libéraux devraient être plus plats que ceux des salariés. En effet, Lazear (1981) a établi que le profil de carrière des salariés pouvait être défini par l'employeur en vue d'instaurer un système de paiement incitatif sur le cycle d'activité. Le professionnel libéral, qui n'est pas inséré dans une hiérarchie et qui est son propre employeur définit lui-même ses propres incitations et module son activité, comme il le souhaite, au cours de sa vie professionnelle. Leur prédiction est vérifiée sur des données. Mais ces données sont en coupe et l'évolution des salaires avec l'expérience incorpore à la fois des effets d'expérience et des effets de cohorte. Plus récemment, Parker (1997) se concentre sur l'explication de la progression des inégalités de revenus au sein des professionnels libéraux britanniques et Ajayi-Obe et Parker (2005), sur données longitudinales anglaises, comparent les revenus des professionnels libéraux et salariés, mais sans étudier les profils de carrière. A notre connaissance, personne n'a encore étudié les profils de carrière de professionnels libéraux à partir de données longitudinales. Le manque de données est la cause principale du manque d'information sur les revenus des professionnels libéraux. Il s'agit souvent d'échantillons de petite taille, où les revenus sont auto-déclarés.

*
* *

L'objet de cette thèse est l'analyse de la rémunération des médecins généralistes français. Nous utilisons une démarche micro-économétrique et articulons cette thèse autour de trois thèmes : le lien entre les revenus des médecins et la régulation de la démographie médicale, les caractéristiques des médecins à faibles revenus, la comparaison des carrières des médecins à celles des cadres supérieurs. La thèse comporte trois chapitres correspondant chacun à une étude distincte.

Le chapitre 1 étudie l'impact de la régulation de la démographie médicale sur les carrières des médecins généralistes du secteur 1. Une analyse économétrique permet

d'estimer des fonctions de "gains" visant à expliquer les honoraires des médecins. Ces fonctions permettent d'identifier différents effets. L'effet date mesure l'effet de chocs temporels affectant tous les médecins de façon identique une année donnée. L'effet expérience est lié à l'évolution, dans le temps, de l'activité du médecin depuis son installation. Enfin, l'effet cohorte saisit les différences d'honoraires observables entre générations de médecins, toutes choses égales par ailleurs. L'estimation de l'effet 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. Les résultats économétriques sont complétés par une analyse en termes de dominance stochastique. Cette approche permet de dépasser l'évaluation des différences de niveaux moyens d'honoraires entre cohortes en procédant à une comparaison des distributions. Nous montrons que les conditions d'installation des médecins, qui sont liées au *numerus clausus*, affectent leurs honoraires de manière substantielle et durable. L'analyse en termes de dominance stochastique montre par ailleurs que les écarts liés aux hétérogénéités individuelles ne permettent pas de compenser les différences considérables repérées en moyenne pour les cohortes. L'analyse montre que la régulation de la démographie influence fortement les honoraires des médecins. Le *numerus clausus* a contribué à améliorer la situation financière des médecins généralistes des cohortes récentes.

Le chapitre 2 s'intéresse à un phénomène remarquable dans la population des médecins généralistes : l'existence d'une importante minorité de médecins à faibles revenus. En effet, on observe que 5 à 7% de l'ensemble des médecins généralistes ont des revenus nets mensuels inférieurs à 1,5 SMIC. Comme ils sont cités régulièrement par les syndicats de médecins à l'appui d'une prétendue dégradation du statut de médecin généraliste, il nous a semblé important d'étudier cette sous-population : est-ce une phase transitoire ou une situation durable ? Nous montrons que leurs faibles revenus persistent sur une grande partie de leur carrière. Ces médecins sont plus fréquemment des femmes

et des médecins exerçant dans des départements où la densité médicale est forte mais où la qualité de vie est également meilleure. Nous évaluons dans quelle mesure les revenus plus faibles de ces médecins résultent de leur plus grande préférence pour le loisir. Une analyse économétrique permet de tester s'ils travaillent peu par choix ou parce qu'ils y sont contraints. Nous estimons un modèle en taux de croissance qui permet d'étudier leur réaction (en termes de niveau d'activité) à un choc de demande. Nous montrons qu'ils ne réagissent jamais à une variation positive de la demande, alors que cela pourrait contribuer à augmenter le niveau de leurs revenus. Leur activité n'est sensible qu'à des variations négatives de la demande. Ils diminuent leur activité lorsqu'ils y sont contraints (diminution de la demande de soins ou augmentation de la densité médicale). Nous en concluons que les médecins à faibles revenus sont des médecins qui choisissent de travailler peu : répondre à la hausse de la demande de soins en augmentant leur activité réduirait leur utilité. Cette très faible activité n'est pas le signe d'une dégradation du statut de médecin. Elle reflète plutôt un avantage de la profession de médecin libéral : les médecins peuvent choisir de travailler peu.

Le chapitre 3 évalue le positionnement des médecins généralistes en comparant leurs revenus à ceux de salariés situés dans le haut de la hiérarchie salariale : les cadres supérieurs. Les syndicats de médecins évoquent régulièrement la durée des études de médecine, les responsabilités exercées par le praticien et la durée de son travail pour justifier un revenu plus élevé. Les revenus des médecins généralistes sont-ils vraiment insuffisants ? Pour répondre à cette question, nous comparons la valeur des carrières des médecins et des cadres et mesurons l'avantage relatif à être médecin. La problématique de notre recherche impose un repérage des débuts de carrière, à la fois pour les cadres et les médecins : les carrières des deux professions sont comparées à partir de la première année d'expérience du cadre. Les études durent plus longtemps pour les médecins et ils débutent leur carrière plus tardivement que les cadres. Le manque à gagner des médecins en début de carrière est-il compensé par leur supplément de revenus au cours de leur

carrière ? L'analyse montre qu'il existe un très net avantage financier à être médecin généraliste et que cet avantage s'est accru au cours du temps. L'existence d'une rente pour les médecins résulte du concours à l'entrée des études de médecine. Cette rente a évolué positivement avec les restrictions sur le *numerus clausus*.

Cette thèse a été réalisée en partie au sein de la DREES¹, dans le cadre d'une convention de recherche qui a facilité l'accès à des données d'une grande richesse. Leur exploitation a nécessité un travail conséquent. Trois bases de données ont été mobilisées.

D'une part, le panel d'omnipraticiens libéraux, fourni par la Caisse Nationale d'Assurance Maladie des Travailleurs Salariés (CNAMTS). Il s'agit d'un panel représentatif des omnipraticiens² libéraux français en exercice sur la période 1983-2004, puisqu'il est obtenu par tirage dans les données administratives exhaustives de tous les médecins nés au mois de mai. Il fournit des informations fiables sur les honoraires et l'activité des médecins généralistes. Ce panel est utilisé dans les trois chapitres de cette thèse.

Ensuite, les déclarations des bénéfices non commerciaux (DGI/INSEE/DREES). Il s'agit de données fiscales exhaustives, disponibles sous forme individuelle pour les années 1993 à 2004. Ce sont des données administratives, qui ne comportent aucune information autre que celles relatives à la rémunération des médecins. Ces données sont utilisées pour construire une variable de revenu individuel dans le panel d'omnipraticiens. Cette variable est essentielle pour évaluer le positionnement des médecins dans l'échelle des revenus des cadres ou par rapport à la valeur du SMIC.

Nous utilisons également le panel des Déclarations Annuelle des Données Sociales, DADS (INSEE). Il s'agit d'un panel couvrant la période 1976-2005, représentatif de l'ensemble des salariés du secteur privé : tous les salariés nés en octobre d'une année

¹Direction de la Recherche, des Études, de l'Évaluation et des Statistiques, Ministère de la Santé, de la Jeunesse, des Sports et de la Vie Associative.

²Le terme d'omnipraticiens regroupe les médecins généralistes et les médecins généralistes ayant un "mode d'exercice particulier" tel que l'acupuncture, l'homéopathie,...

paire sont présents. Chaque année, sont renseignées les caractéristiques du salarié ainsi que des informations sur l'emploi occupé et l'entreprise employeur. Nous l'utilisons dans le chapitre 3 pour comparer les carrières des médecins et des cadres supérieurs. Cette comparaison repose entièrement sur la possibilité de repérer les dates de début de carrière des cadres, initialement non observées dans le panel. Ceci est rendu possible grâce au caractère exhaustif du panel.

Chapitre 1

Régulation de la démographie médicale et carrières des médecins généralistes : les inégalités entre générations

Ce chapitre a fait l'objet d'une publication en commun avec Brigitte Dormont dans la revue *Health Economics* (2008, vol. 17, p. 1037-1055) sous le titre "Medical Demography and Intergenerational inequalities in GPs' earnings"

1.1 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

¹Du 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 médecins, la liberté d'installation est entière : les mesures visant à améliorer la répartition géographique de l'offre de soins ambulatoires ont toujours privilégié l'approche incitative. A cela s'ajoute un système de paiement à l'acte, qui relie étroitement les revenus du médecin au nombre d'actes délivrés.

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

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

La régulation quantitative de l'offre de médecins n'est pas une spécificité française.

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

²En 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).

niveau de leur revenu, celui des dépenses de soins.

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

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

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

1.2 La régulation de l'offre en médecine ambulatoire : état des lieux et enjeux

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

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

Les restrictions sur le *numerus clausus* sont restées sévères jusqu'en 1993, lorsque son niveau le plus bas est atteint avec 3 500 places. Un dispositif transitoire d'incitation à la retraite anticipée³ est instauré entre 1988 et 2003 pour renforcer cette politique de réduction du nombre de médecins en activité. Le départ prévisible des générations nombreuses de médecins issus du baby-boom conduit à un renversement de perspectives à partir des années 2000. Le discours dominant ne dénonce plus la pléthore mais la pénurie de médecins. Le gouvernement redresse alors progressivement le *numerus*

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

clausus : avec 7 300 places en 2008, celui-ci se rapproche de son niveau initial.

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

Pour les soins ambulatoires, l'exercice libéral de la médecine avec un paiement à l'acte et des tarifs fixés dans le secteur 1 domine très largement le paysage national. Certains médecins libéraux peuvent percevoir des compléments salariaux, mais ils sont minoritaires, surtout chez les *omnipraticiens* : parmi les médecins ayant une activité libérale, 77,1% sont exclusivement libéraux ; chez les *omnipraticiens* cette proportion atteint 90,1% (HCAAM, 2007). Deux secteurs sont définis pour la tarification des actes : dans le secteur 1, les tarifs sont fixés par des conventions nationales et servent de référence pour les remboursements effectués par la sécurité sociale et les contrats d'assurances complémentaires. Un secteur 2 a été ouvert en 1980 pour autoriser des dépassements. Ces derniers ne sont pas pris en charge par la sécurité sociale, mais par certaines complémentaires (40% des assurés sociaux n'ont toutefois pas de couverture pour les dépassements). L'accès au secteur 2 a été fermé en 1990, sauf pour les médecins qui s'installent pour la première fois après une expérience professionnelle de chef de clinique ou d'assistant des hôpitaux. En pratique, la question des dépassements se pose peu pour les *omnipraticiens*, dont seulement 13% appartiennent au secteur 2 en 2005

(ECOSANTE, 2007). Elle est en revanche particulièrement aiguë pour les spécialistes, qui sont très nombreux en secteur 2 (près de la moitié) avec un taux de dépassement moyen qui atteint 51% en 2005 (Cour des Comptes, 2007).

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

Un rapide état des lieux de la médecine ambulatoire en France ne permet pas de repérer de 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. Cependant, une mauvaise répartition géographique des médecins entraîne des inégalités dans l'accès aux soins et la possibilité d'un rationnement des patients au niveau local⁴.
- L'introduction des épreuves classantes nationales (annexe 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

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

consultation. Ces comportements sont plus marqués dans les départements où la densité est élevée (Delattre et Dormont, 2003, 2005).

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

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

Ces principes sont énoncés dans l'hypothèse où le système de paiement à l'acte ne serait pas remis en cause dans un futur proche, hypothèse raisonnable dans le contexte français. Par revenu suffisant, nous entendons un revenu d'un niveau comparable à celui d'une autre profession de niveau de formation et de responsabilité équivalent à ceux de la profession de médecin. Le chapitre 3 permet de donner un contenu empirique à ce concept.

1.3 Les données

1.3.1 Un panel représentatif des omnipraticiens libéraux français

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

Le panel d'omnipraticiens libéraux fourni par la CNAMTS reprend les statistiques relevées en date de remboursement par le Système national inter régimes (SNIR). Sont renseignés le montant des honoraires des omnipraticiens (honoraires annuels, dépassements présentés au remboursement et frais de déplacement), la mesure de leur activité annuelle et sa décomposition en consultations, visites et actes cotés), l'année de thèse et la date d'installation en libéral, la région et le département d'exercice, le secteur conventionnel, le mode d'exercice (libéral à temps plein ou à temps partiel), la présence ou non d'un mode d'exercice particulier (acupuncteur, homéopathe, etc.), ainsi que des caractéristiques démographiques comme le sexe et l'année de naissance. Obtenu par tirage dans les données administratives exhaustives de tous les médecins nés au mois de mai, ce panel est représentatif de la population des omnipraticiens en exercice sur les années 1979-2004. Les médecins partant à la retraite sortent chaque année de l'échantillon, lequel est complété par un tirage dans la population des nouveaux installés.

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 6 016 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.

Le tableau 1.1 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 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 1.1 : 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	Il y a entre 12 et 85 médecins par cohorte, ce qui n'est pas suffisant pour mener une analyse économétrique robuste			
2002-2003				
Total (2)	81,691	6,016	1983-2004	1-34

Notes : (1) L'expérience est définie comme : l'année d'observation - l'année de début d'activité - la durée de l'interruption de carrière, s'il y a lieu. (2) Ces chiffres sont calculés à partir de l'échantillon utilisé pour l'analyse économétrique : seules les cohortes 1970 à 2001 sont conservées.

1.3.2 Construction des revenus des omnipraticiens à partir de données fiscales

Evaluer 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. Répertoriées 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 gommement 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 :

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

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

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

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

Dans le tableau 1.2, le revenu est construit en utilisant un polynôme d'ordre 3 des honoraires nets pour estimer le montant des charges. Ce revenu construit sera appelé par la suite "revenu estimé". La valeur moyenne du revenu publié par la Drees s'élève en

2004 à 61 805€. Nous obtenons 61 360€. Le tableau 1.2 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 1.2 : Evolution de la distribution des honoraires et des revenus estimés
(base 100 en 2004)

	Honoraires			Revenus		
	1983	2004	Évolution 1983-2004	1993	2004	Évolution 1993-2004
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

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

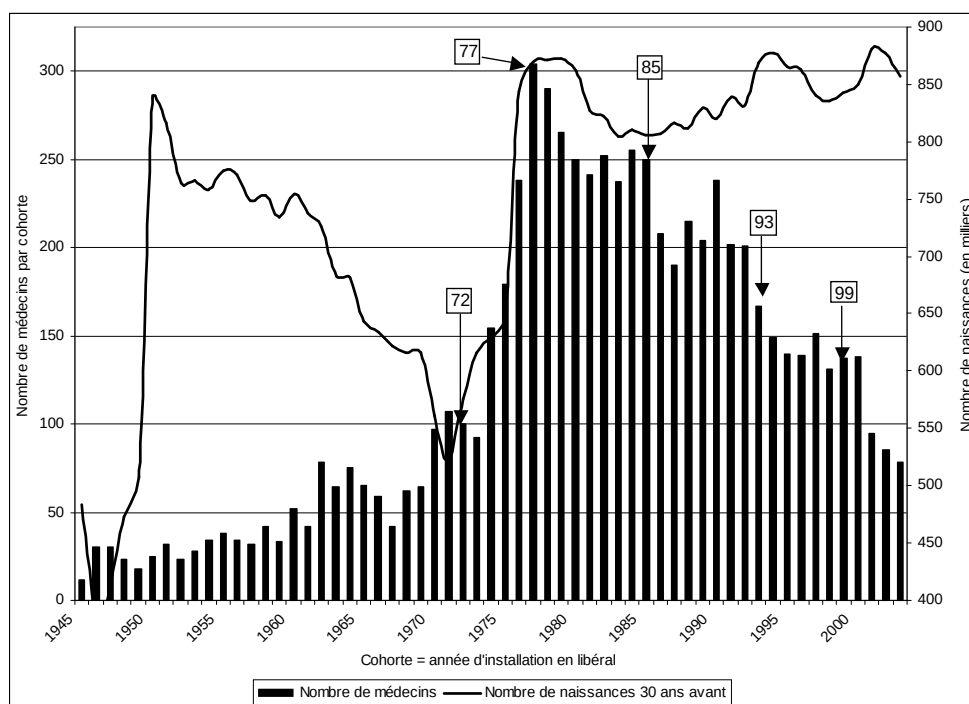
1.4 Les cohortes

1.4.1 La pyramide des cohortes

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 pour les

cohortes 1945 à 2003 (la cohorte est définie par l'année d'installation en libéral). Sur le modèle de la pyramide des âges, nous avons construit la « pyramide des cohortes » des médecins (graphique 1.1). L'allure de cette pyramide ne correspond pas du tout à l'idéal théorique qui résulterait de l'application d'un niveau de densité médicale optimal (et constant) à une population en croissance. Afin de permettre l'interprétation de sa forme accidentée, nous avons représenté cette pyramide avec le nombre de naissances observées trente ans avant la date d'installation (graphique 1.1) et avec la valeur du *numerus clausus* 9 et 10 ans auparavant (graphique 1.2).

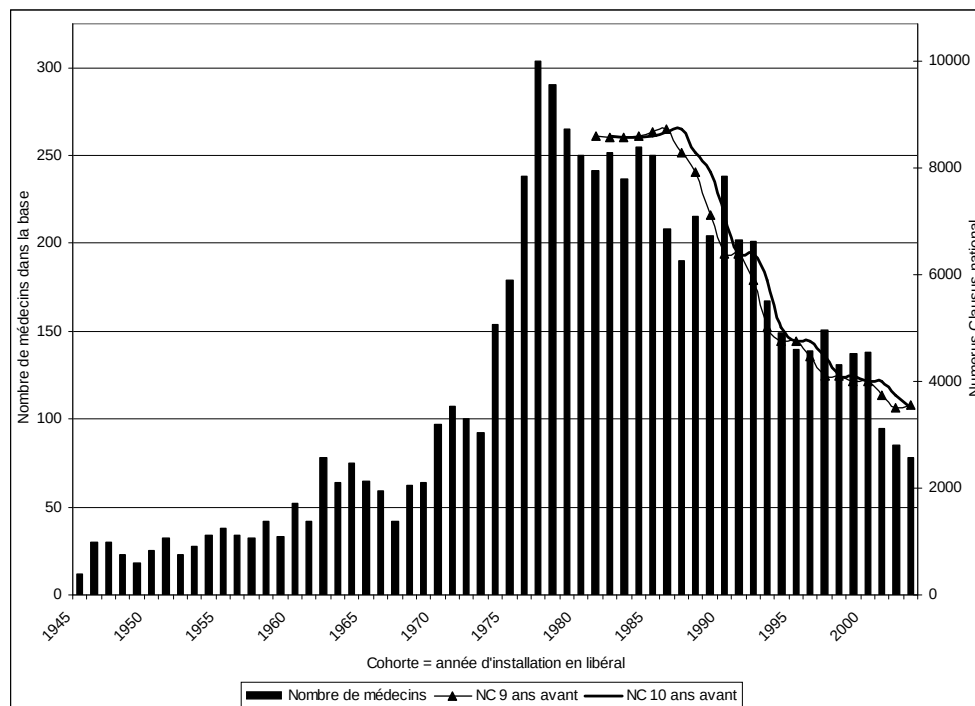
GRAPHIQUE 1.1 : Pyramide des cohortes (nombre de médecins par année d'installation) et nombre de naissances 30 ans auparavant



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

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 : 7216.

GRAPHIQUE 1.2 : 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

Lecture : Le nombre de médecins installés entre 1980 et 1988-1989 est influencé par la valeur du numerus clausus 9 ans auparavant (annexe 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 augmentée 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).

Le graphique 1.1 montre l'augmentation vertigineuse des effectifs des cohortes des années 1974-1978 résultant des générations nombreuses du baby-boom. En l'absence de numerus clausus, celles-ci se traduisent par un saut dans les effectifs des étudiants en médecine. Instauré à la rentrée 1971, le numerus clausus introduit une déconnection entre la courbe plutôt croissante décrivant le nombre des naissances trente ans auparavant et le profil déclinant des effectifs des médecins nouvellement installés (partie droite

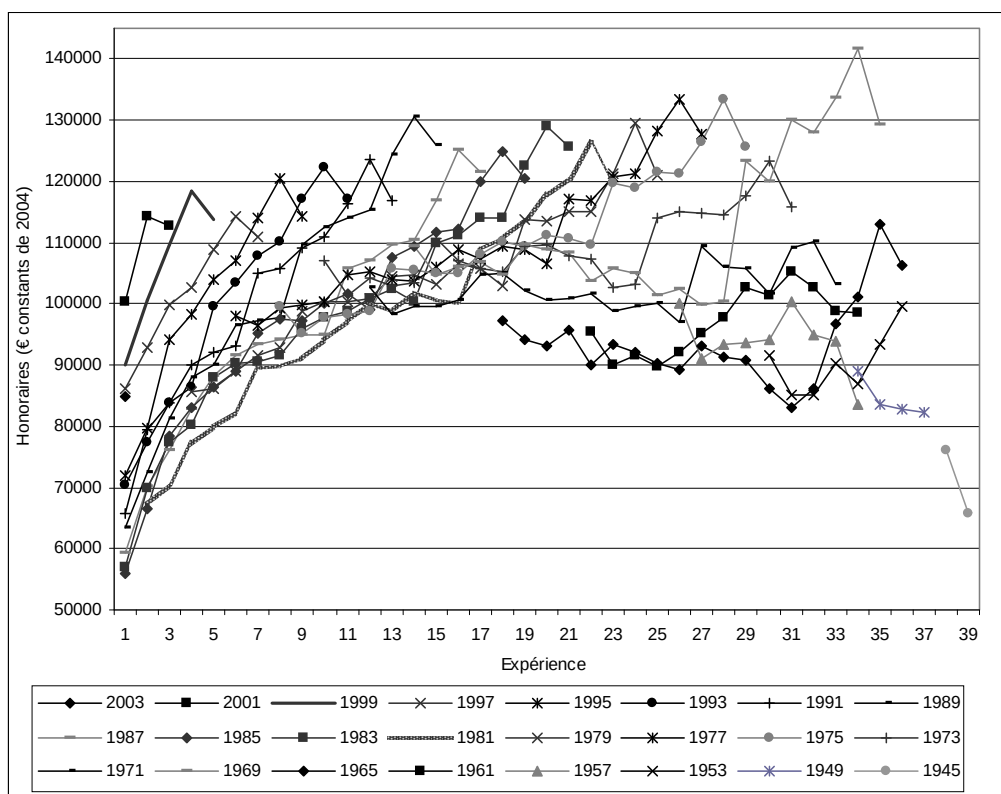
du graphique 1.1). L'impact du *numerus clausus* apparaît clairement sur le graphique 1.2. Après avoir été constant pendant plusieurs années, le *numerus clausus* décroît à partir de la fin des années soixante-dix. La durée des études médicales décale son influence de 9 à 10 années : ce n'est qu'à partir de la fin des années quatre-vingt que les effectifs des nouveaux médecins décroissent fortement et continûment.

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

1.4.2 Une analyse descriptive des différences d'honoraires entre cohortes de médecins

Le graphique 1.3 représente les honoraires moyens, en euros constants de 2004 (déflatés par l'indice des prix à la consommation), par cohorte et expérience. On observe une allure générale en U renversé, caractéristique des effets de l'expérience. Mais ce graphique est difficilement interprétable : les cohortes étant observées en différents points du temps, leurs positionnements respectifs sont affectés par les revalorisations tarifaires.

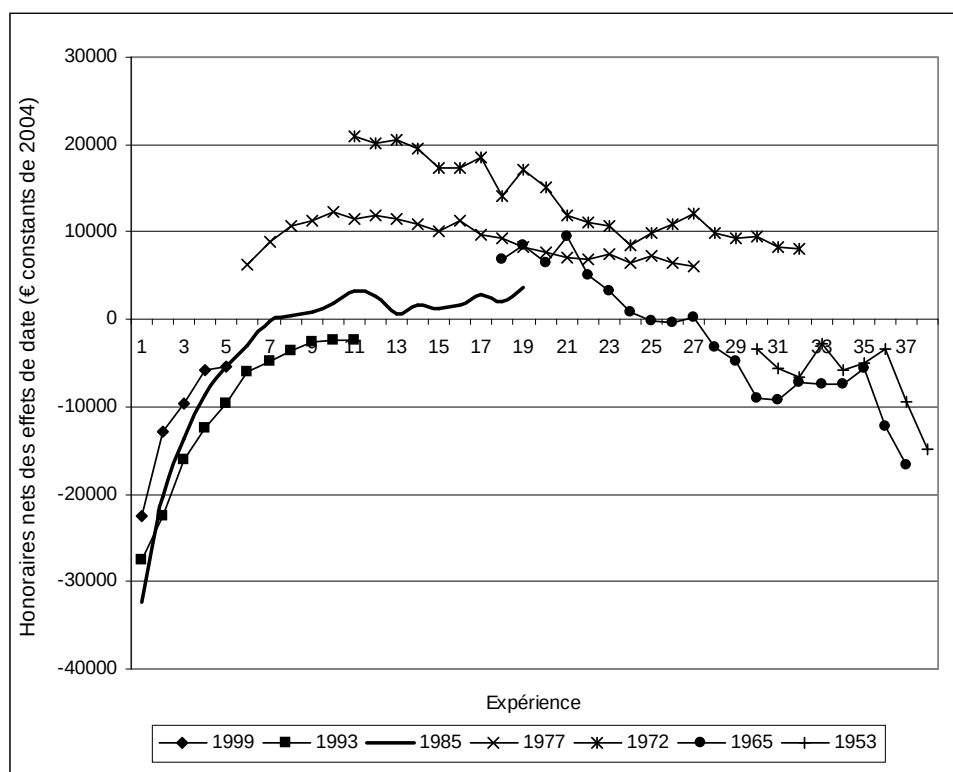
GRAPHIQUE 1.3 : Honoraires moyens, en euros constants de 2004, par cohorte et expérience



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

Une approche plus pertinente consiste à représenter les honoraires moyens par cohorte et expérience, 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 1.4 représente les valeurs de $hono_{.ct} - hono_{.t}$, où $hono_{.ct}$ désigne la moyenne des honoraires par cohorte et année et $hono_{.t}$ la moyenne des honoraires par année. Afin d'améliorer la lisibilité du graphique, nous n'avons considéré que les cohortes correspondant aux années 1965, 1972, 1977, 1985, 1993 et 1999, lesquelles sont signalées explicitement sur la pyramide des cohortes (graphique 1.1). A expérience 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.

GRAPHIQUE 1.4 : Honoraires moyens, en euros constants de 2004, nets de l'effet de date, par cohorte et expérience



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

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

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

1.5 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'expérience 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 expérience. 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.

La spécification estimée vise à décrire le niveau d'honoraires du médecin déterminé par l'équilibre entre l'offre et la demande de soins sur le marché de la médecine

ambulatoire. Il est traditionnel de supposer que les médecins sont en concurrence monopolistique (McGuire, 2000) : leurs services ne sont pas parfaitement substituables aux yeux des patients à cause de différences dans leur localisation (distance pour accéder au médecin) et dans la qualité des soins. Chaque médecin maximise son utilité pour déterminer son offre de soins, sous la double contrainte de la demande qui s'adresse à lui et de la fonction de production de soins. La production de soins dépend positivement du temps de travail et négativement de la durée de la consultation (en France, sur la période étudiée, les tarifs ne sont pas différenciés en fonction de cette durée). La concurrence est plus intense lorsque le nombre de médecins augmente : la demande qui s'adresse à chaque médecin dépend négativement du nombre de médecins exerçant dans le même département et positivement de la durée de la consultation, laquelle est supposée améliorer la qualité des soins. Comme les tarifs sont fixés et identiques dans le secteur 1, l'équilibre offre-demande est obtenu dans cette formalisation par les ajustements sur la durée de la consultation.

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

1.5.1 Spécification et estimation d'une fonction de gains pour les médecins

Modèle estimé

Soit y_{ict} le logarithme des honoraires⁵ (ou de l'activité ou des revenus) du médecin i appartenant à la cohorte c et observé en t . Les estimations sont réalisées pour les cohortes 1970 à 2001, observées sur les années 1983 à 2004, avec des niveaux d'expérience allant de 1 à 34 ans. On considère la spécification suivante :

$$y_{ict} = a + D'_{ict}b + Z'_{ic}d + \eta_r + \alpha_e + \delta_t + \gamma_c + \varepsilon_{ict} \quad (1.1)$$

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

Le vecteur D'_{ict} comprend des variables explicatives qui varient dans le temps : la densité médicale des omnipraticiens et la densité des spécialistes dans le département d'exercice du médecin i . Z'_{ic} inclut des variables explicatives propres au médecin i appartenant à la cohorte c et constantes dans la dimension temporelle, telles que le sexe, la durée entre l'année de thèse et l'année d'installation en libéral, le type d'activité en libéral (à temps complet ou non), la présence ou non d'un mode d'exercice particulier, le type d'aire urbaine. α_e est un effet fixe 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). δ_t est un effet fixe spécifique à l'année t . γ_c est un effet fixe spécifique à la cohorte, définie par l'année de l'installation en libéral. Enfin, η_r est un effet spécifique à la région d'exercice du médecin ($r = \text{Ile de France, Centre, Nord, Picardie, etc.}$).

Contrairement à l'approche standard, l'effet de l'expérience n'est pas spécifié par une forme polynomiale. On choisit de conserver une grande flexibilité en utilisant des

⁵Dans tout le chapitre, les honoraires et les revenus (estimés) sont déflatés par l'indice des prix à la consommation.

effets fixes pour spécifier les effets temporels, d'expérience et de cohorte. Une telle spécification n'est pas identifiable sans l'ajout de contraintes sur les effets. Nous avons adopté les contraintes suivantes :

$$\sum_r \eta_r = 0, \sum_e \alpha_e = 0, \sum_t \delta_t = 0 \text{ et } \sum_c \gamma_c = 0 \quad (1.2)$$

$$\sum_c c * \gamma_c = 0 \quad (1.3)$$

La contrainte (1.2) est sans contenu. Elle revient à définir une modalité de référence pour chacun des quatre effets, lesquels sont alors interprétables comme des contrastes à la constante.

La contrainte (1.3) est liée à l'existence d'une colinéarité entre les variables de date, de cohorte et d'expérience. Pour un médecin i , on a en général $t = c + e$. Par exemple, en 1985, les médecins de la cohorte 1970 ont 15 ans d'expérience. Ceci n'est pas vrai pour tous les médecins de l'échantillon, car certains connaissent des interruptions de carrière. Pour ces derniers, l'expérience est calculée comme la différence entre l'année d'observation t et l'année d'installation c , moins la durée de l'interruption. Ce cas de figure concerne 6 % des observations : t reste fortement corrélé avec $c + e$.

La contrainte (1.3) permet l'identification du modèle en imposant une absence de tendance sur l'effet cohorte. Lollivier et Payen (1990) adoptent cette contrainte pour étudier les salaires dans le cadre d'un modèle de carrière avec des effets fixes. En revanche, Audric (2006) retient une autre contrainte identifiante en imposant une absence de tendance sur les effets temporels. Dans le cas des médecins, ce choix ne nous semble pas pertinent. C'est ce que nous expliquons dans le paragraphe 1.4.3, en justifiant notre choix de la contrainte (1.3).

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'expérience. Trois versions du modèle ont été estimées, lesquelles diffèrent par la variable expliquée : le logarithme des honoraires, le logarithme de l'activité et enfin le logarithme des revenus (estimés). L'activité est définie comme le nombre annuel de rencontres du médecin avec ses patients, en comptant chaque rencontre pour une, qu'elle soit cotée en C (consultation), en V (visite), en K (actes de chirurgie) ou en Z (actes de radiologie). Comme les tarifs sont fixés, les différences observées entre honoraires et activité sont dues au contenu moyen en actes de chaque rencontre. Comme on le voit dans Delattre et Dormont (2005), même chez des généralistes du secteur 1 dont 64% à 74% de l'activité est composée de consultations, la structure de l'activité joue un rôle significatif sur les honoraires : en médiane, on trouve que les honoraires sont majorés de 6% par rapport à une activité qui serait exclusivement composée de consultations au cabinet. Très quantitatif, l'indicateur « activité » se focalise sur le nombre de rencontres, captant principalement l'information sur la durée du travail du médecin et la taille de sa clientèle.

Le modèle est estimé par les moindres carrés ordinaires sous contrainte. Les résultats obtenus pour le logarithme des honoraires sont présentés dans le tableau 1.4, à l'exception des estimations des effets fixes, présentées dans les graphiques 1.6 à 1.8. Les graphiques 1.9 à 1.11 permettent de comparer les estimations obtenues sur les honoraires et les revenus.

Exogénéité des variables explicatives

Le modèle (1.1) est estimé par les moindres carrés ordinaires, ce qui revient à supposer que les variables explicatives sont exogènes. Or, Bolduc et al. (1996) ont montré dans le cas du Québec que les choix de localisation des médecins sont influencés par le niveau de revenu qu'ils peuvent espérer en exerçant dans une région plutôt qu'une autre. Les variables décrivant la localisation géographique des médecins peuvent donc être non

exogènes. Trois variables de ce type figurent dans notre modèle : la densité médicale, le type de localisation (pôle urbain, couronnes périurbaines, communes multipolarisées, espace à dominante rurale) et la région d'exercice.

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

Pour examiner l'exogénéité des variables de localisation nous avons mis en œuvre des tests d'Hausman, mais de façon limitée à cause du faible nombre d'instruments disponibles. Un instrument pertinent est une variable exogène (hypothèse validée par un test de Sargan), qui doit expliquer significativement la variable dont on veut tester l'exogénéité, et qui ne doit pas figurer de façon significative dans le modèle principal (le modèle (1.1)).

Il a été possible de réaliser un test d'Hausman pour tester l'exogénéité de la densité d'omnipraticiens. Les variables expliquant la demande de soins dans le département peuvent constituer de bons instruments. Deux variables seulement ont un impact significatif sur la densité d'omnipraticiens et sont exclues de la régression principale, c'est-à-dire non significatives dans le modèle (1.1) : la proportion de femmes dans le département d'exercice du médecin i et le logarithme du revenu moyen des ménages vivant dans le département. Mené avec ces deux instruments, le test d'Hausman ne permet pas de rejeter l'exogénéité de la densité d'omnipraticiens ($p = 0,90$). Par ailleurs, le test de Sargan valide l'exogénéité de ces instruments ($p = 0,22$). Un instrument supplémentaire peut être obtenu en considérant la densité de spécialistes, qui n'est pas significative dans l'équation principale. Ce nouvel instrument, joint à la proportion de

femmes et au revenu des ménages, permet alors de tester, non seulement l'exogénéité de la densité de médecins généralistes mais aussi celle du type de localisation (agréé en trois catégories : zone urbaine, zone rurale et couronnes). L'exogénéité de ces variables ($p = 0,26$) est validée par ce nouveau test d'Hausman (avec un test de Sargan qui confirme la validité des instruments). La régression de première étape montre que la densité de spécialistes a une influence positive sur la densité de médecins généralistes, suggérant une complémentarité entre l'activité de ces deux catégories de médecins.

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

Biais de sélection

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

On observe que les sorties de l'échantillon peuvent être définitives (9% des observations, 17% des médecins) ou provisoires (6% observations, 6% des médecins). Les raisons de la sortie sont connues de manière très partielle : le passage en secteur 2 concerne

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

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

Le modèle (1.1) a été estimé sous les contraintes d'identification, en ajoutant 5 dummies signalant l'existence d'une interruption pour passage en secteur 2 (Int_s2), pour déménagement (Int_dém), pour une autre raison (Int_aut), ou d'une sortie définitive pour passage en secteur 2 (sor_s2) ou pour une autre raison (sor_aut). Ces variables sont significatives (la statistique de Fisher est telle que $p < 0,0001$), et les coefficients

estimés attestent que les médecins qui sortent sont bien ceux qui ont des honoraires plus bas, toutes choses égales par ailleurs (voir tableau 1.3). 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 1.6 à 1.8, 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).

TABLEAU 1.3 : Coefficients estimés des indicatrices utilisées pour tester l'existence du biais de sélection

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

1.5.2 Résultats des estimations

Les femmes 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 1.4). 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 hommes⁶. Pour les médecins, on trouve ainsi un écart de rémunération

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

hommes femmes supérieur à l'écart moyen observé au niveau global pour les salariés. Le contexte est cependant différent puisque, dans le secteur 1, les femmes médecins ne peuvent subir de discrimination sur le tarif de la consultation : toute la différence est due à une moindre activité. Ce résultat confirme des analyses plus descriptives effectuées par Fivaz et Le Laidier (2001) sur les généralistes français : en moyenne, les femmes médecins s'absentent un jour de plus par semaine que les hommes et réalisent moins d'actes par jour.

Cette moindre activité des femmes reste à analyser : exprime-t-elle une "préférence" plus marquée des femmes en faveur du loisir ? Ou bien les femmes souffrent-elles d'une discrimination de la part des patients ? Ou encore leur durée de consultation est-elle plus longue ? Rizzo et Zeckhauser (2007) ont étudié ces questions à l'aide de données américaines (Etats-Unis) concernant de jeunes médecins. Ils obtiennent le même écart de revenu hommes femmes : 33% en 1990. Le contexte institutionnel américain est assez différent, car les tarifs y sont souvent déterminés par le médecin, ce qui peut contribuer à accentuer l'impact d'éventuels comportements discriminatoires. Explorant les causes possibles d'un tel "gender gap", ces auteurs trouvent que l'écart est presque entièrement expliqué par des différences dans les préférences. Les femmes médecins ont un revenu de référence⁷ inférieur de 26% au revenu de référence de leurs collègues masculins. En outre, ces derniers réagissent activement lorsque leur revenu passe en dessous de leur niveau de référence : sans augmenter leur durée totale de travail, ils raccourcissent la durée de consultation et modifient la structure des soins fournis en faveur d'une plus grande proportion de procédures plus rémunératrices.

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

TABLEAU 1.4 : Estimation de la fonction de gain pour les omnipraticiens du secteur 1

Variable	Coefficient	Ecart-type
Sexe (ref : homme)	-0,3429 (***)	0,0041
Mode d'exercice particulier (MEP)	-0,0650 (***)	0,0069
Durée (en année) entre l'année de thèse et l'installation en libéral	-0,0244 (***)	0,0007
Exercice libéral à temps plein (ref : à temps partiel)	-0,0524 (***)	0,0045
Exercice libéral avec temps partiel hospitalier (ref : à temps partiel)	0,0019	0,0024
Couronnes périurbaines (ref : pôle urbain)	0,0903 (***)	0,0041
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 : Ile de France)		
Rhône-Alpes	-0,1113 (***)	0,0077
Picardie	0,2091 (***)	0,0105
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	0,0128
Basse Normandie	0,0673 (***)	0,0124
Poitou Charentes	0,0607 (***)	0,0118
Centre	0,0464 (***)	0,0099
Limousin	0,0172	0,0149
Corse	-0,2328 (***)	0,0243
Bourgogne	0,0466 (***)	0,0111
Bretagne	-0,0394 (***)	0,0095
Aquitaine	0,0519 (***)	0,0103
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	0,0102
R ²	0,2755	
Fisher	269,56 (p<0,0001)	
Taille de l'échantillon	81 691	

Notes : Variable expliquée : logarithme des honoraires ; Méthode d'estimation : moindres carrés ordinaires sous les contraintes (1.2) et (1.3) ; Les effets expérience, date et cohorte sont représentés sur les graphiques 1.6 à 1.8 ; *** : 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 (Ile de France), les médecins de la région Rhône-Alpes ont, toutes choses égales par ailleurs, des honoraires inférieurs de 11,1%.

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 une baisse de la demande qui s'adresse à chaque médecin quand des médecins en plus grand nombre se partagent la même quantité de patients. Dans le secteur 1, cette baisse d'activité se répercute à l'identique sur les honoraires, à moins d'une augmentation du contenu moyen en actes de chaque rencontre. Celle-ci apparaît clairement dans le fait que le choc sur les honoraires est atténué : $-2,5\%$ au lieu de $-3,5\%$ ⁸. Le coefficient ici obtenu traduit toutefois un impact non négligeable, d'autant plus qu'il s'agit d'un effet différentiel qui s'ajoute à la constante régionale⁹, laquelle incorpore aussi un effet négatif de la densité. En revanche, la densité de spécialistes n'a pas d'effet significatif : le partage des patients s'effectue "entre omnipraticiens".

La relation entre la densité d'omnipraticiens et l'effet spécifique régional apparaît dans le graphique 1.5. Les points représentés ont pour ordonnée l'effet fixe régional

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

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

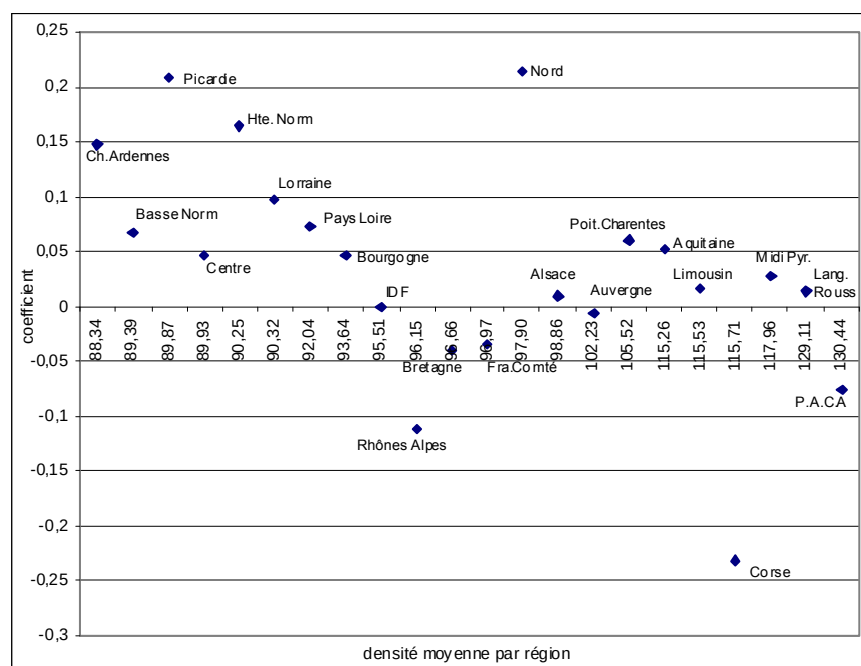
estimé (qui s'interprète comme un écart relatif à la région de référence, l'Ile de France) et pour abscisse la densité moyenne de la région concernée. On observe une relation négative entre densité et honoraires, surtout pour les régions de densité inférieure à 97. De façon intéressante, le "malus" associé au fait d'être dans une région à densité très élevée (comme en PACA, où il s'élève à $-7,6\%$) est nettement inférieur au "bonus" lié au fait d'être dans une région à faible densité (comme en Picardie ou dans le Nord, où il s'élève à $+21\%$ ou encore en Champagne Ardennes où il est de $14,6\%$).

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

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

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

GRAPHIQUE 1.5 : Densité moyenne par région et coefficient associé (référence : Ile de France)



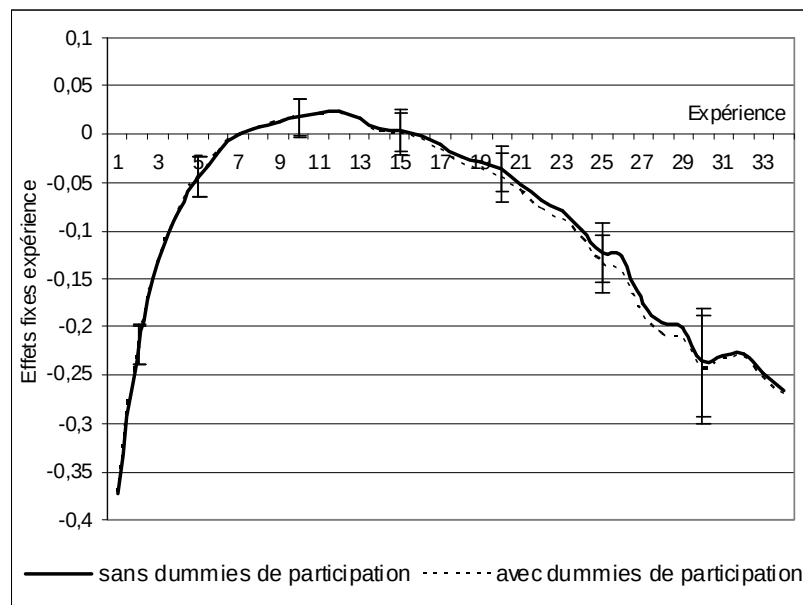
Source : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004 et estimations du tableau 1.4.

Lecture : Par rapport aux médecins de la région de référence (Ile 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 en contrôlant sa localisation régionale, la densité, son sexe, son mode d'exercice, l'année d'observation et sa cohorte (graphique 1.6). 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. A partir de 12 années d'expérience, l'activité et les honoraires décroissent lentement, puis plus rapidement après 20 ans d'expérience jusqu'à la cessation d'activité.

GRAPHIQUE 1.6 : Estimation des effets spécifiques expérience pour le logarithme des honoraires et de l'activité



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

Notes : modalité de référence : 7 ans ; I : intervalles de confiance à 95% associés à certains effets fixes.

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

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

- Une montée plus forte en début de carrière. Entre la première année et l'expérience de référence (7 ans¹⁰), il y a une augmentation des honoraires 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 après le maximum obtenu avec 12 ans d'expérience. A 25 ans d'expérience la baisse est de -12% par rapport à la référence (7 ans). Elle atteint -24% à 30 ans d'expérience.

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

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

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

Les différences ici relevées méritent d'être confirmées par une étude sur les salariés avec des méthodes identiques aux nôtres¹¹ ; ce sera en partie l'objet du chapitre 3. L'intérêt du profil obtenu pour les médecins réside dans l'expression des préférences qu'il révèle, alors que les salariés ont peu de latitude dans les choix d'allocation de leur temps de travail au cours de leur carrière. Il est possible que le médecin moyen travaille, au total, autant ou plus que le salarié moyen. Mais il apparaît qu'il préfère concentrer son effort sur les 12 premières années de son existence professionnelle, pour alléger ensuite progressivement sa charge de travail. Ce début de carrière peut aussi être associé à un effort d'investissement matériel et dans la constitution d'une réputation. La phase de décroissance observée par la suite est-elle choisie, et donc révélatrice d'une préférence pour le loisir ? Ou bien est-elle subie ? Une baisse de la demande adressée au médecin parce qu'il serait plus âgé est peu vraisemblable : avec 13 ans d'expérience, celui-ci aurait environ 43 ans. L'hypothèse d'un épuisement professionnel est évoquée par certaines associations de médecins¹².

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'expérience. En revanche, il peut être défini par l'employeur en vue d'instaurer un système de paiement incitatif sur le cycle d'activité (Lazear, 1981).

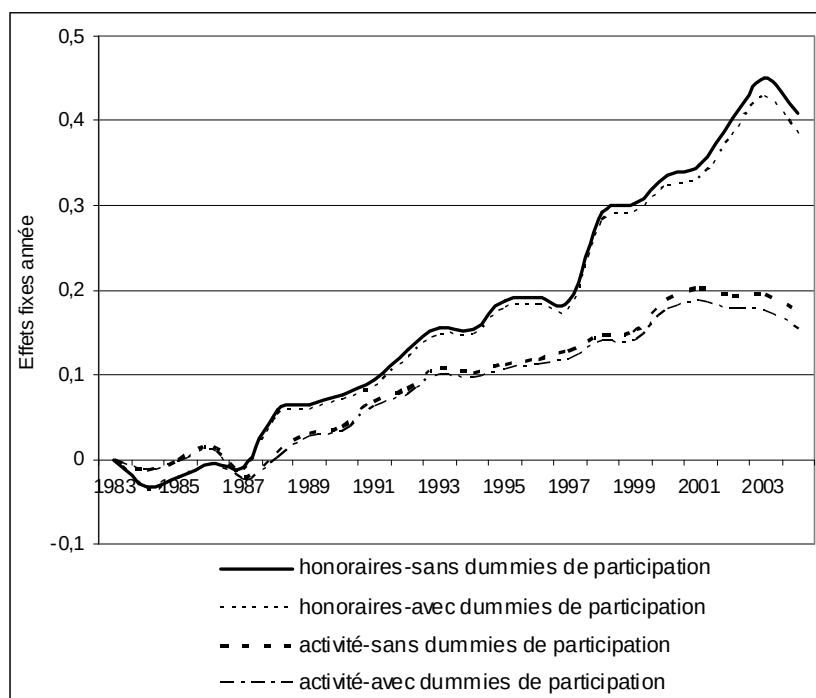
¹¹En effet les résultats obtenus sur les salariés par Koubi (2003b) découlent de spécifications différentes.

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

Les effets de date : le rôle des revalorisations tarifaires

Le graphique 1.7 représente les effets fixes année estimés sur l'équation expliquant les honoraires d'une part et l'équation expliquant l'activité du médecin, d'autre part. L'activité est définie par le nombre de rencontres médecin patient. L'année de référence est 1983, première année de la période.

GRAPHIQUE 1.7 : Estimation des effets spécifiques année pour le logarithme des honoraires et de l'activité



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

Notes : modalité de référence : 1983 ; I : intervalles de confiance à 95% associés à certains effets fixes.

Pour les honoraires, on observe une croissance forte et régulière des effets fixes, signalant une importante progression du pouvoir d'achat des honoraires des omnipraticiens du secteur 1 au cours de la période : ce sont en effet les honoraires déflatés de

l'indice des prix à la consommation qui sont considérés. En 2004, l'effet fixe s'élève à 0,408, ce qui équivaut sur les 21 années écoulées à un taux de croissance annuel moyen de 1,6%¹³. On observe que la croissance des honoraires résulte en partie d'une augmentation continue de l'activité au cours de la période, inséparable d'une charge de travail accrue : l'effet fixe temporel pour l'activité est égal à 0,176 en 2004, ce qui correspond à un taux de croissance annuel moyen de 0,8%.

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

Une rapide simulation¹⁴ montre que l'impact négatif du changement de structure est suffisamment important pour annuler en partie la progression due à la croissance de l'activité. Du coup la progression des honoraires est due pour l'essentiel à l'effet pur des revalorisations.

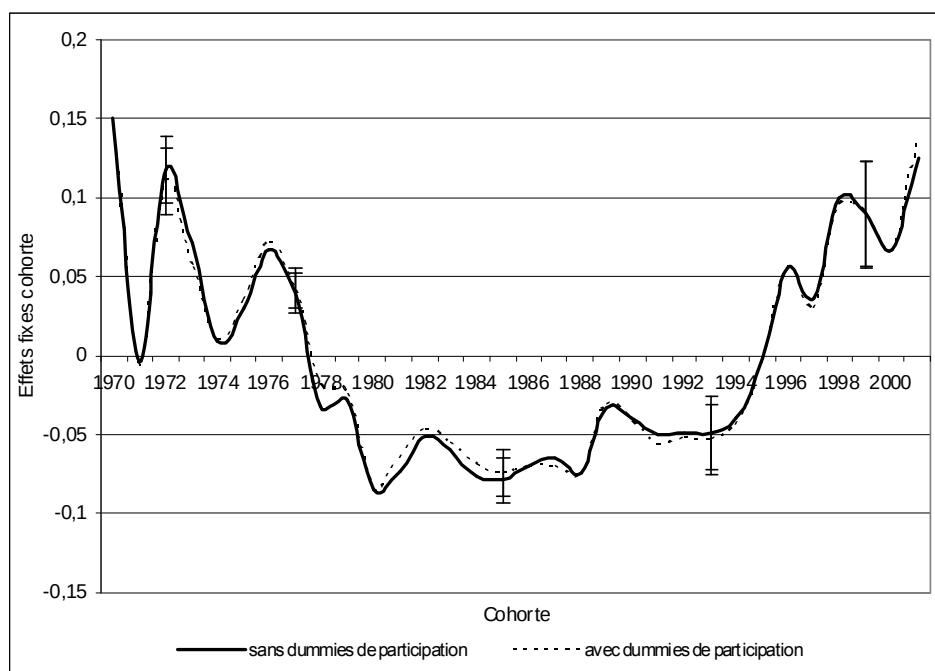
¹³A titre de comparaison, le salaire réel brut moyen aura progressé sur la même période de 0,6% par an. Cette comparaison est cependant d'une pertinence limitée, puisqu'il faudrait comparer les salaires super bruts d'une part, et les revenus réels des médecins, corrigés des exonérations de charges sociales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

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

Les effets de la cohorte : les écarts entre générations

Les effets de la cohorte sur les honoraires des médecins sont d'une ampleur considérable : leur plage de variation atteint 20 points (graphique 1.8)¹⁵.

GRAPHIQUE 1.8 : Estimation des effets spécifiques cohorte pour le logarithme des honoraires et de l'activité



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

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

L'effet cohorte est positif pour les cohortes antérieures à 1978, avant de diminuer fortement, puis de se redresser à la fin des années quatre-vingt. Le fond est atteint pour

¹⁵ L'effet cohorte connaît des fluctuations assez amples avant 1977. Ce résultat curieux est robuste : on obtient les mêmes effets en estimant le modèle avec les indicateurs de présence dans l'échantillon (voir la courbe en pointillés dans le graphique 1.8) ou en calculant la médiane, par cohorte, des résidus de l'estimation du modèle (1) sans les variables de cohorte.

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

Différentes variantes de l'estimation ont permis de vérifier sa robustesse : en définissant la cohorte par l'année de thèse et non la date d'installation en libéral¹⁶, on obtient un effet cohorte très corrélé avec l'effet initialement estimé (coefficient de corrélation égal à 0,92). En restreignant l'estimation aux médecins libéraux à temps complet, ou aux médecins qui n'ont pas de mode d'exercice particulier, on obtient encore un effet très proche (coefficients de corrélation égaux à 0,99). C'est à nouveau le cas en croisant l'effet cohorte avec la durée séparant la thèse de l'installation.

Des résultats similaires sur les honoraires et les revenus

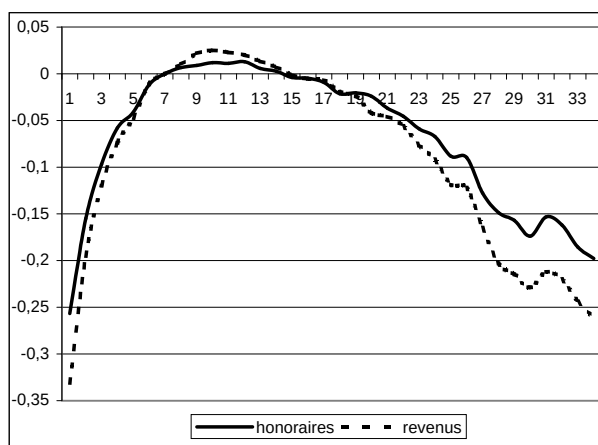
Les revenus n'ont pu être estimés que sur la période 1993-2004. Pour comparer les résultats obtenus sur les honoraires et les revenus, nous avons dû estimer à nouveau les différents modèles sur cette période plus restreinte.

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 1.9). 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

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

s'observe en début de carrière, avec la même interprétation : à niveau d'activité faible, taux de charge élevé.

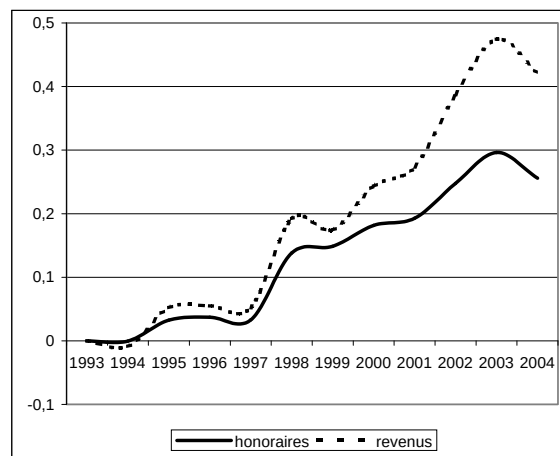
GRAPHIQUE 1.9 : Estimation des effets spécifiques expérience pour le logarithme des honoraires et des revenus



Source : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004 et BNC (DGI/INSEE/DREES) ; modalité de référence : 7 ans.

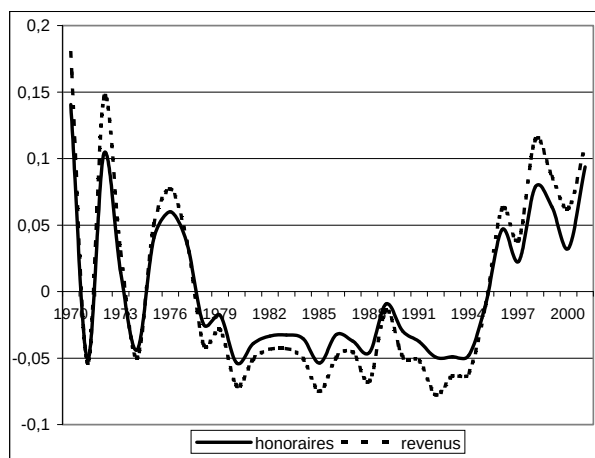
Les effets temporels montrent que les revenus progressent plus vite que les honoraires (graphique 1.10) : le rythme des revalorisations tarifaires dépasse nettement le rythme d'évolution des prix des biens et des services qui déterminent les charges. On retrouve ici le résultat mentionné ci-dessus : sur la période étudiée, la valeur des revenus des médecins, corrigée de l'inflation, a progressé plus rapidement que les revenus réels de l'ensemble des salariés. Par ailleurs, les effets de cohorte ne présentent pas de profils différents pour les honoraires et les revenus (graphique 1.11) : il n'y pas d'effet cohorte sur les taux de charges.

GRAPHIQUE 1.10 : Estimation des effets spécifiques année pour le logarithme des honoraires et des revenus



Source : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004 et BNC (DGI/INSEE/DREES) ; modalité de référence : 1983

GRAPHIQUE 1.11 : Estimation des effets spécifiques cohorte pour le logarithme des honoraires et des revenus



Source : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004 et BNC (DGI/INSEE/DREES) ; Il n'y a pas de cohorte de référence, mais la somme des effets cohorte est contrainte à être égale à 0.

1.5.3 Retour sur le choix de contraintes pour l'identification du modèle

L'identification d'effets d'expérience (ou d'âge), de date et de cohorte est un problème maintes fois rencontré dans les études sur données longitudinales. Kessler et Masson (1985), puis Deaton (1997) et Allain (1997) ont formalisé clairement le problème de façon à guider les choix empiriques. Sur des données concernant des individus qui ne connaissent pas d'interruption de carrière, une colinéarité stricte relie les effets de date, de cohorte et d'expérience : $t = c + e$. L'identification des différents effets n'est possible que si l'on ajoute une contrainte supplémentaire à l'ensemble de contraintes (1.2) (lesquelles permettent d'éviter une colinéarité avec la constante du modèle).

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

La contrainte additionnelle peut être spécifiée de façons très variées. Par exemple, on peut choisir d'annuler un deuxième effet spécifique pour - au choix - l'expérience, la date, ou la cohorte ; on peut aussi imposer l'absence de tendance sur les effets concernant - au choix - l'expérience, la date, ou la cohorte. On peut encore considérer des effets fixes relatifs à des groupes (d'expérience, de date, ou de cohorte). Dans ce cas cependant, il faut être conscient qu'on impose plus de contraintes qu'il n'est nécessaire : une seule contrainte linéaire additionnelle permet l'identification du modèle. L'expérience montre que le choix de la contrainte identifiante influence beaucoup les résultats. Il convient donc de justifier rigoureusement le choix effectué.

En pratique, la littérature empirique se concentre sur le choix entre les deux contraintes additionnelles suivantes :

- l'absence de tendance sur l'effet cohorte :

$$\sum_c c * \gamma_c = 0 \quad (1.4)$$

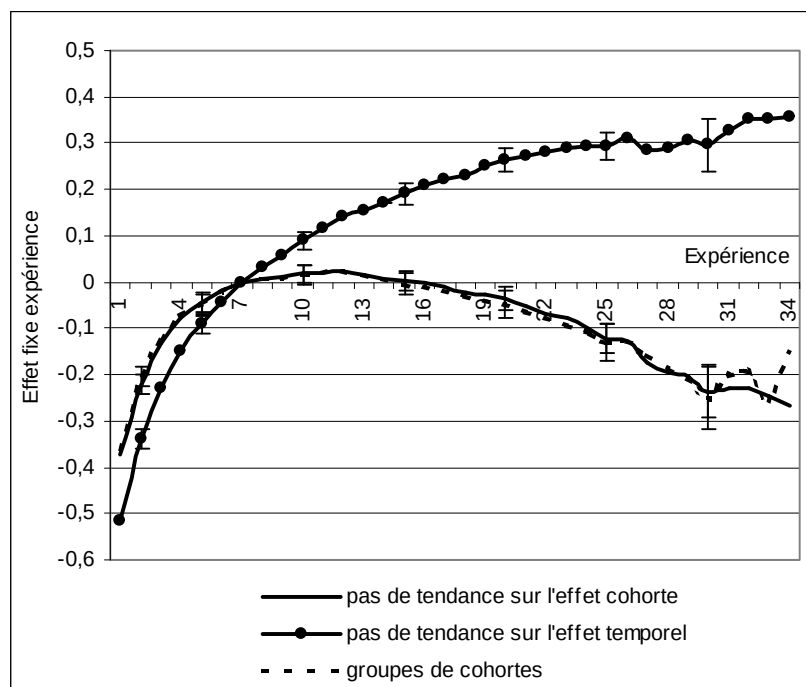
- l'absence de tendance sur l'effet temporel :

$$\sum_t t * \delta_t = 0 \quad (1.5)$$

En se référant à des travaux réalisés sur données françaises, on trouve les exemples de Lollivier et Payen (1990) qui adoptent (1.4) et de Bourdallé et Cases (1996), qui retiennent plutôt (1.5). Dans les deux cas, l'espace de projection est le même : il n'y a pas de fondement théorique à choisir une contrainte plutôt qu'une autre.

Montrons tout d'abord que les résultats sont très sensibles au choix de la contrainte. Pour ne pas multiplier les résultats, nous nous concentrons sur l'effet de l'expérience et sur le choix entre les contraintes (1.4) et (1.5). Le graphique 1.12 représente les effets de l'expérience estimés avec les trois contraintes envisagées pour l'identification : "pas de tendance sur l'effet cohorte" (1.4), "pas de tendance sur l'effet temporel" (1.5) et "groupes de cohortes".

GRAPHIQUE 1.12 : Estimation des effets spécifiques expérience avec trois contraintes différentes



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

Le profil estimé dépend très fortement du choix entre les contraintes (1.4) et (1.5). L'influence des contraintes est facile à interpréter : si on adopte la contrainte (1.5), qui exclut toute tendance sur l'effet temporel, les revalorisations tarifaires qui ont fait progresser les honoraires des médecins sur la période sont saisies par l'effet de l'expérience. La courbe qui en résulte est fonction croissante de l'expérience car la proportion de médecins avec un haut niveau d'expérience croît avec le temps dans la population médicale comme dans notre échantillon : les médecins avec plus de vingt ans d'expérience représentent 7,5% de l'échantillon en 1993, 25% en 1998 et 41% en 2004. C'est ce type de résultat qui est obtenu par Audric (2006), laquelle adopte la contrainte (1.5). On obtiendrait aussi un profil des honoraires fonction croissante de l'expérience avec une analyse descriptive de l'évolution des honoraires par cohorte en fonction de l'expérience : de nature univariée, ce type d'analyse ne contrôle pas l'effet temporel (voir par

exemple Lucas-Gabrielli et Sourty-Le Guellec, 2004). De ce fait, l'effet de l'expérience incorpore tout l'effet des revalorisations tarifaires, ce qui peut donner lieu à des erreurs d'interprétation

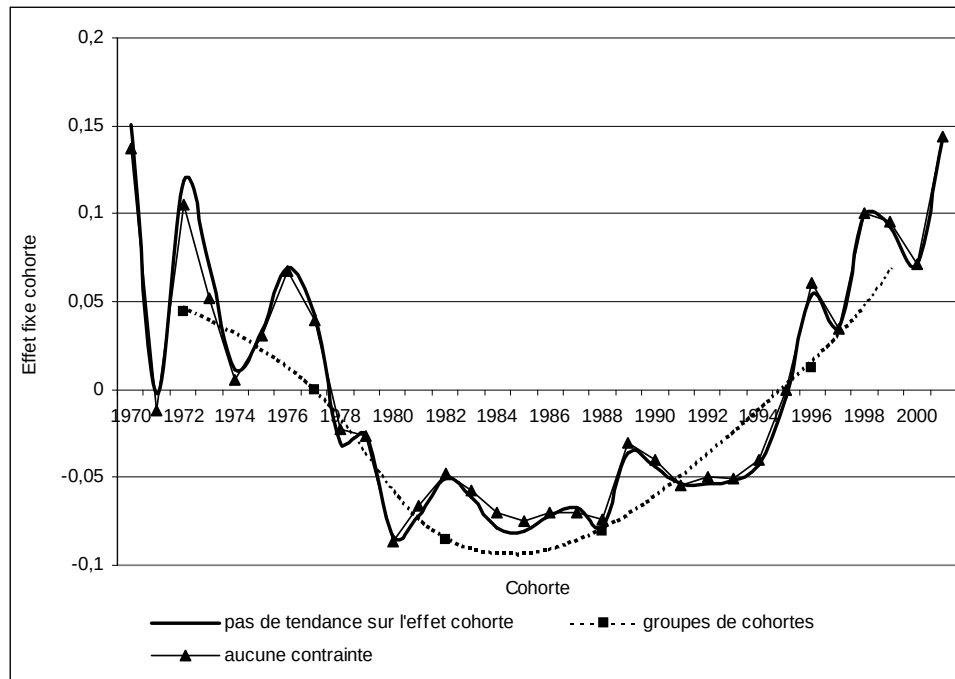
Pour adopter la contrainte (1.4), il faut trouver un ou plusieurs résultats empiriques accréditant l'hypothèse d'absence de tendance sur l'effet cohorte. Dans notre cas, le problème est assez simple, puisqu'il nous est possible d'estimer le modèle sans contrainte additionnelle. En effet, les sorties transitoires de l'échantillon font que 6% des observations sont telles que $t > c + e$: le modèle est identifiable stricto sensu. Les résultats obtenus par le modèle sans contrainte (autres que (1.2)) sont satisfaisants. Certes, la forte corrélation entre t et $c + e$ entraîne une perte de précision, les écart-types estimés des coefficients doublant ou triplant selon les cas. Mais les coefficients restent significatifs. On a représenté dans le graphique 1.13 les effets cohorte estimés selon trois stratégies possible pour l'identification.

Les effets cohorte estimés avec le modèle sans contrainte additionnelle sont très proches de ceux estimés avec la contrainte (1.4) : les courbes sont quasiment confondues. Il est naturel dans ce cadre de procéder à un test de Fisher. Celui-ci permet de ne pas rejeter la validité de la contrainte (1.4), avec un risque de première espèce $p = 0,84$. En revanche, le test de la contrainte (1.5) conduit à un rejet sans appel ($p < 0,0001$). Ces résultats suffisent à justifier l'estimation du modèle en appliquant la contrainte (1.4) : celle-ci est validée par le test de Fisher et elle permet de gagner en précision.

Par ailleurs, nous avons considéré un modèle spécifiant des effets fixes pour des groupes de cohortes g . Agréger les cohortes par groupes constitue un ensemble de contraintes identifiantes car . Comme nous l'avons précisé ci-dessus, un tel modèle est toutefois trop contraignant : une seule contrainte additionnelle est nécessaire. Imposer plus de contraintes augmente les risques de biais. L'estimation des effets cohorte obtenus par la spécification en termes de groupes de cohortes figure aussi dans le graphique 1.13 : on obtient une courbe d'allure similaire avec ce qui est obtenu lorsque l'on

applique la contrainte (1.4).

GRAPHIQUE 1.13 : Estimation des effets spécifiques cohorte avec trois méthodes d'estimation



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

En retournant aux effets de l'expérience (graphique 1.12), on constate que les effets estimés avec la contrainte (1.4) ne sont pas significativement différents de ceux estimés avec la spécification en termes de groupes de cohortes. Nous n'avons pas représenté les effets de l'expérience estimés par le modèle sans contrainte additionnelle. En effet, leurs estimations sont confondues avec celles des effets estimés sous la contrainte (1.4).

Cette analyse empirique permet de conclure à l'absence de tendance sur l'effet cohorte. Au-delà de la démarche économétrique, ce résultat est cohérent avec notre connaissance historique de la période étudiée : les tarifs ont été régulièrement relevés par les accords conventionnels entre 1983 et 2004, ce qui disqualifie l'hypothèse

d'absence de tendance sur l'effet temporel ; le baby-boom et l'introduction du *numerus clausus* ont entraîné de grandes fluctuations dans la démographie médicale, ce qui est compatible avec l'absence de tendance sur l'effet cohorte.

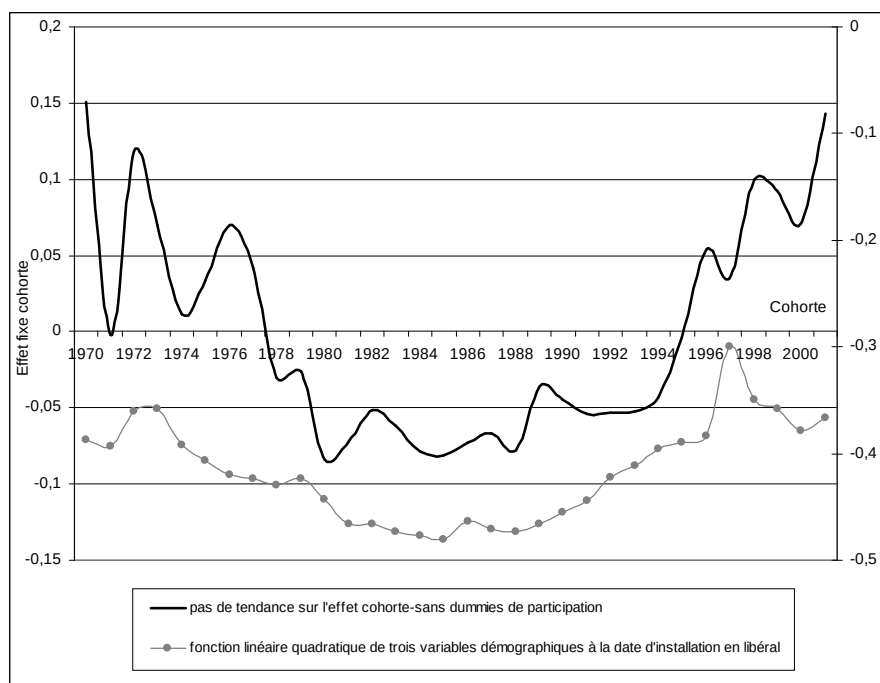
1.6 Comprendre l'effet cohorte

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

1.6.1 Le contexte démographique de début de carrière

Pour interpréter l'effet cohorte, nous avons remplacé celui-ci dans la spécification (1.1) par une fonction linéaire-quadratique de trois variables caractérisant la démographie médicale à la date d'installation : la valeur du *numerus clausus* régional 9 ans avant l'installation, la valeur de la densité médicale départementale au moment de l'installation et enfin la variation du nombre de médecins à la date d'installation (le solde des entrants et des sortants). L'estimation de cette fonction linéaire-quadratique de trois variables démographiques est représentée sur le graphique 1.14, sur lequel figure également l'effet cohorte initial. Les deux courbes ont des allures similaires : leur coefficient de corrélation est de 0,79. L'effet cohorte apparaît donc très lié au contexte démographique du début de la carrière.

GRAPHIQUE 1.14 : Interprétation des effets cohorte



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

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

- Estimation du modèle (1) avec la contrainte identifiante "pas de tendance sur l'effet cohorte"

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

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

Ces résultats permettent d'interpréter l'effet cohorte obtenu par l'estimation du modèle (1.1). Les cohortes 1979 à 1988 ont subi le choc du baby-boom et les effets d'un *numerus clausus* encore élevé. Elles ont des honoraires plus faibles que les cohortes installées au début des années 1970. L'impact de la diminution du *numerus clausus* intervenue à partir de 1978 se manifeste, neuf à dix ans plus tard, pour les cohortes installées à partir de la fin des années 1980. Celles-ci ont également profité d'une diminution des effectifs médicaux accélérée par le mécanisme d'incitation à la cessation d'activité (MICA). Toutes choses égales par ailleurs, leurs honoraires sont bien supérieurs à ceux des cohortes installées auparavant.

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

Nos résultats montrent que les modalités de début de carrière d'un médecin influencent les honoraires de façon permanente. S'il ne parvient pas à constituer rapidement une clientèle suffisante, un médecin aura des revenus durablement plus faibles que ceux de ses collègues installés dans des conditions plus favorables. Pourquoi un démarrage insatisfaisant se transforme-t-il en handicap durable ? Les explications restent à trouver. On peut penser que la taille de la clientèle d'un médecin non débutant influence la demande qui s'adresse à lui à travers un mécanisme de réputation. Une faible clientèle serait un mauvais signal pour un médecin non débutant : "ce médecin doit avoir un défaut, pour avoir si peu de patients"; "même s'il était compétent au départ, il a dû perdre la main"...

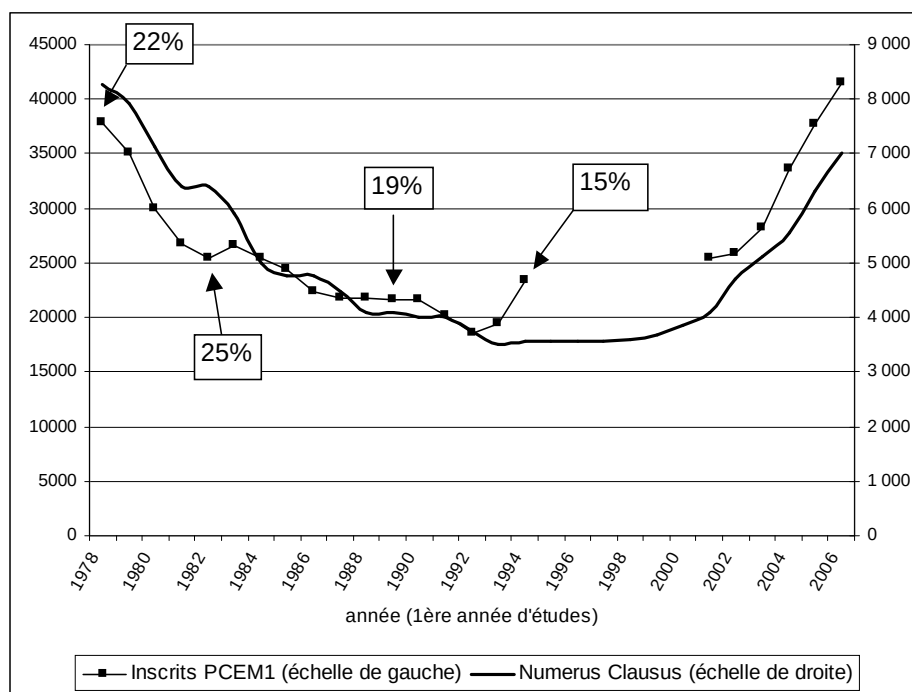
Ce scénario explicatif impose un retour sur le profil de carrière estimé par les effets fixes expérience. La concentration de l'activité sur les 12 premières années est peut-être un exercice imposé pour une profession libérale comme les médecins, qui doivent se constituer rapidement une clientèle et une réputation. Leur profil de carrière ne révèle peut-être pas une préférence en matière de répartition de l'effort de travail dans le cycle de vie, mais la contrainte de ne pas rater son début de carrière¹⁷.

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

1.6.2 Les variations du taux de sélection

L'évolution du numerus clausus introduit des taux de sélection variables en fin de première année (PCEM1). Le graphique 1.15 révèle un double effet de sélection. Non seulement, la sélection au concours est plus sévère lorsque le numerus clausus diminue. Mais elle est renforcée par un comportement d'auto sélection : le nombre d'inscriptions en première année de médecine décroît avec le numerus clausus.

GRAPHIQUE 1.15 : Numerus clausus et évolution du taux de sélection à la fin de la première année de médecine.



Source : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1983-2004 et données SISE (Système d'Information sur le Suivi de l'Etudiant) de la DEPP (Ministère de l'Education Nationale).

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

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

1.6.3 Séparabilité des effets fixes

Une hypothèse implicite du modèle estimé est celle de séparabilité (ou d'additivité) des effets spécifiques. Autrement dit, nous supposons qu'il n'y a pas d'effet croisé expérience-cohorte : le profil de l'expérience est supposé identique pour toutes les cohortes. Or, des effets de rattrapage sont-ils envisageables ? Une hétérogénéité de l'effet de l'expérience selon les cohortes permettrait de tester si les médecins installés dans un contexte difficile rattrapent leur handicap au fil du temps.

Les cohortes de l'échantillon ne recouvrent pas toutes la même plage d'expérience (tableau 1.1). 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. Par exemple, les écarts d'honoraires entre les cohortes 1977 et 1985 s'élèvent à -22% au lieu de -11,8% lors de l'estimation du modèle (1.1).

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 difficile 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 leur collègues plus favorisés.

1.7 Comparaison des distributions d'honoraires par cohorte

Les différences d'honoraires entre cohorte sont elles systématiques ? L'analyse réalisée jusqu'à présent revient à comparer les honoraires moyens entre cohortes, en contrôlant par d'autres facteurs explicatifs. Or, l'hétérogénéité non expliquée par le modèle (1.1) est assez importante : le R^2 s'élève à 27,55% seulement. Des différences interindividuelles entre praticiens sont possibles, qui permettraient à certains, plus dynamiques, de réussir malgré l'appartenance à une cohorte défavorable.

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

1.7.1 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 $F \geq_{DS_1} G$. 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 l'égalité des distributions. Nous adoptons la méthodologie suivie par Lefranc, Pistoletti et Trannoy (2004) et Pistoletti (2006).

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

Nous avons tout d'abord considéré les fonctions de répartition des honoraires observés par cohorte. Pour clarifier l'analyse, nous nous focalisons sur cinq cohortes intéressantes : 1972, 1977, 1985, 1993 et 1999. Ces cohortes sont désignées par des étiquettes dans le graphique 1.1. Les tests de dominance stochastique sont réalisés avec un risque de première espèce de 5%. Ils conduisent à des résultats cohérents avec ceux obtenus dans l'analyse économétrique :

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

Ces comparaisons sont toutefois d'une portée limitée car elles sont effectuées sur les distributions d'honoraires bruts. Certes, l'hétérogénéité non observée des médecins est

prise en compte. Mais les distributions d'honoraires sont ici comparées pour des dates et des niveaux d'expérience différents. Or les estimations des effets fixes ont montré l'importance de ces variables sur la détermination des honoraires.

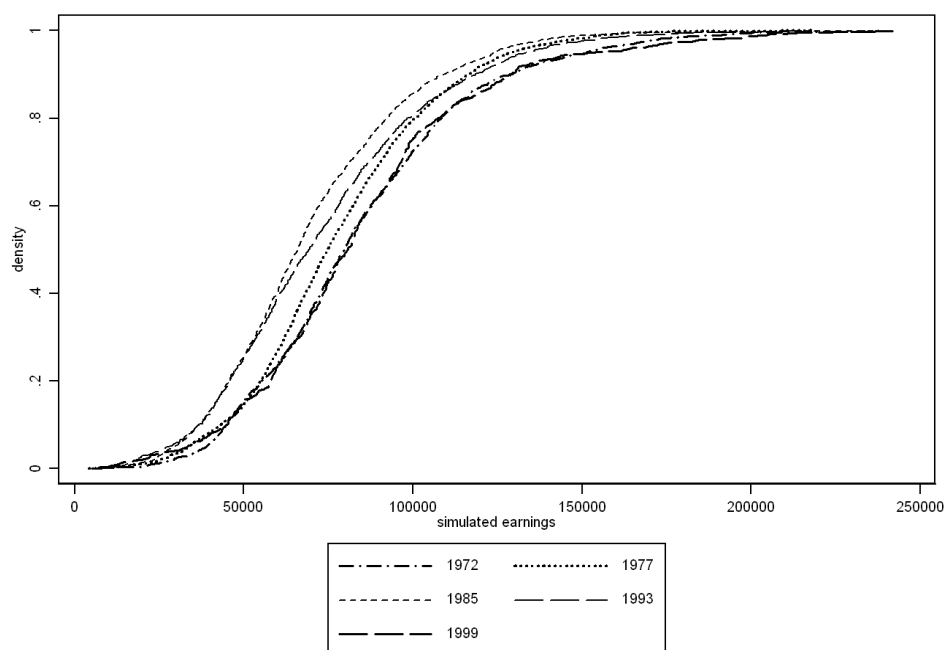
Pour comparer les cohortes entre elles, il est plus pertinent d'éliminer de la variance des honoraires ce qui est dû aux autres facteurs que la cohorte et l'hétérogénéité non observée. L'estimation réalisée précédemment peut être exploitée pour combiner l'approche en termes de dominance stochastique avec une microsimulation. Nous pouvons simuler les honoraires qu'auraient perçus les médecins de l'échantillon s'ils avaient eu, hormis leur cohorte et leur hétérogénéité non observée, des caractéristiques semblables : la même expérience (10 ans), le même sexe (masculin), la même date d'observation (1995), la même région d'exercice (Ile de France), des niveaux de densité correspondant aux moyennes observées, etc. Plus exactement, les honoraires simulés sont définis à partir de l'estimation du modèle (1.1) par :

$$\widetilde{y}_{ict} = \widehat{a} + \overline{D}\widehat{b} + \overline{Z}\widehat{d} + \widehat{\eta}_{IdF} + \widehat{\alpha}_{10} + \widehat{\delta}_{1995} + \widehat{\gamma}_c + \widehat{\varepsilon}_{ict} ,$$

où $\overline{D}$ correspond aux niveaux de densité moyens et où $\overline{Z}$ est le vecteur des indicatrices correspondant à un homme installé comme libéral à temps plein, sans MEP.

On obtient pour ces honoraires simulés des fonctions de répartition (graphique 1.16) qui peuvent être comparées selon les critères de la dominance stochastique.

GRAPHIQUE 1.16 : Fonctions de répartition des honoraires simulés pour cinq cohortes



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

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

TABLEAU 1.5 : Tests de dominance stochastique entre les distributions par cohorte des honoraires simulés

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

Lecture :

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

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

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

Le classement précédent est modifié par l'utilisation des honoraires simulés (tableau 1.5). Les différences d'honoraires entre les cohortes sont plus marquées : toutes les cohortes peuvent maintenant être classées en utilisant le critère de dominance stochastique d'ordre 1. Les cohortes 1993 et 1999, qui étaient désavantagées par un faible niveau d'expérience observée, obtiennent un meilleur positionnement. La cohorte 1985 est maintenant dominée à l'ordre 1 par toutes les cohortes, et en particulier par 1993. Les distributions d'honoraires des cohortes 1972 et 1999 sont maintenant égales (au sens du test) : à caractéristiques observables identiques, les cohortes les plus récentes ont la même distribution d'honoraires que les cohortes anciennes les plus favorisées, ce qui confirme le redressement de la situation financière des cohortes les plus récentes.

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

1.8 Conclusion

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

permettent pas de compenser les différences considérables repérées en moyenne pour les cohortes.

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

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

D'autres professions peuvent être affectées par les fluctuations démographiques et le baby-boom. L'étude des carrières salariales montre que les cohortes nombreuses souffrent aussi d'un choc négatif sur les salaires initiaux (Welch, 1979). Les estimations que nous avons obtenues pour les écarts entre cohortes de médecins sont similaires sur les honoraires et le revenu. Il est donc possible de se limiter aux honoraires pour les étudier. L'évaluation des revenus des médecins sera en revanche très utile, pour comparer la situation financière et les profils de carrière des médecins avec ceux de salariés de niveau de formation équivalent. C'est l'objet du chapitre 3.

1.9 Annexe au Chapitre 1 : Les études médicales

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

Une réforme des études médicales intervenue en 1984 établit la distinction entre *résidanat* pour être généraliste et *internat* pour être spécialiste. Elle augmente la durée du TCEM à deux ans dès 1988, soit une durée des études d'au moins 8 ans. La durée du *résidanat* sera portée à deux ans et demi en 1997 puis à trois ans en 2001. L'instauration des épreuves classantes nationales (ECN) en 2004 maintient la durée du TCEM à trois

ans, soit une durée minimale d'études de neuf ans pour être médecin généraliste. Enfin, l'installation en libéral s'effectue en général une année après la thèse.

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

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

Chapitre 2

Médecins généralistes à faibles revenus : une préférence pour le loisir ?

2.1 Introduction

Le comportement des médecins libéraux est-il dicté par l'existence d'un niveau de "revenu cible" ? Si c'était le cas, les médecins généralistes français, pour qui les tarifs sont fixés, moduleraient et ajusteraient leur activité dans le but de maintenir un niveau de revenu souhaité.

L'hypothèse de revenu cible a inspiré de nombreux travaux, à la fois en économie de la santé et en économie du travail. En économie du travail, cette question reçoit un intérêt tout particulier dans le cadre de l'estimation de l'élasticité de l'offre de travail au salaire. Les modèles standards supposent que les individus sont libres de fixer eux-mêmes leur temps de travail (Blundell et MaCurdy, 1999), ce qui est rarement le cas en pratique. Mais travailler sur des professionnels libéraux permet d'éluder cette critique.

Aux Etats-Unis, une profession a reçue une attention particulière : les chauffeurs de taxis. Camerer et al. (1997) montrent que les taxis new-yorkais peuvent maîtriser leur temps de travail et restituent leur taxi dès que leur objectif journalier en matière de recette est atteint. Ainsi, ils travaillent plus longtemps les jours où ils ont peu de clients, mais cessent leur activité plus tôt lorsqu'ils parviennent rapidement à avoir un nombre de courses élevé. L'élasticité du nombre d'heures travaillées au revenu est négative. Pour eux, ces résultats sont compatibles avec un modèle de revenu cible. Mais cette étude est soumise à des biais économétriques - non traités. Dans une étude plus récente, Farber (2005), sur d'autres données (concernant également les taxis) et une méthodologie différente, réfute cette conclusion.

Cette approche a été largement discréditée en économie de la santé, comme le montrent Folland et al. (1997). En particulier, McGuire et Pauly (1991) soulèvent plusieurs objections à l'hypothèse qu'un revenu cible dicterait les comportements des médecins. Pourquoi les médecins s'arrêteraient-ils dès qu'ils atteignent un certain niveau d'activité ? Comment les "cibles" sont-elles fixées ? Comment expliquer les différences de niveaux cibles entre les médecins ? Ces questions demeurent aujourd'hui encore sans réponse. McGuire et Pauly ont montré que les médecins dont les comportements sont dictés par l'existence d'un revenu cible ont un effet revenu très élevé. En pratique, peu d'études empiriques permettent de mettre en évidence l'existence d'un revenu cible chez les médecins et elles sont principalement américaines. Les études les plus récentes sont celles de Rizzo et Zeckhauser (2003, 2007) à partir d'un échantillon de jeunes médecins grâce auquel ils observent directement un "revenu de référence" (un revenu déclaratif : celui que les médecins considèrent comme approprié, étant donné leur niveau d'expérience). Rizzo et Zeckhauser (2003) montrent que le revenu de référence a un impact beaucoup plus faible sur logarithme des revenus annuels pour les médecins qui sont au-dessus (+0,13) que pour ceux qui sont en-dessous (+0,59) de leur revenu de référence. Dans un article plus récent, Rizzo et Zeckhauser (2007) montrent que l'impact

du revenu de référence diffère entre les hommes et les femmes médecins : les hommes réagissent fortement lorsque leur revenu passe en-dessous de leur revenu de référence (en raccourcissant la durée de la consultation et en se concentrant sur des actes plus rémunérateurs). En revanche, l'activité des femmes est insensible à ce revenu de référence.

Notre étude relance ce débat en révélant l'existence de fortes disparités de revenus au sein même des médecins généralistes. En France, les médecins sont payés à l'acte et les tarifs sont fixés. Leurs revenus sont donc directement liés au nombre d'actes qu'ils réalisent. En comparaison avec les autres systèmes de paiement (capitation, salariat, ou mode de rémunération mixte), ce type de rémunération incite fortement les médecins à multiplier les actes pour augmenter leurs revenus. Les revenus des médecins généralistes sont élevés : en moyenne, plus de 5000€ nets mensuels en 2004. Toutefois, ils sont également très dispersés et nous mettons en évidence l'existence d'une grosse minorité de médecins généralistes aux revenus très faibles. Selon les années, 5 à 7% d'entre eux gagnent moins de 1,5 SMIC net salarié. Cette proportion est très supérieure à ce qu'on observe pour les cadres, dont moins de 3% sont concernés par des niveaux de revenus aussi faibles. L'objet de ce chapitre est d'étudier ces médecins à revenus faibles. Par rapport à la littérature sur les revenus cibles, on se trouverait dans un cas assez particulier où la cible correspond à un niveau très élevé de loisir.

Les médecins à faibles revenus choisissent-ils de travailler peu ou subissent-ils cette situation ? Pour étudier cette question, nous utilisons la même source de données que celle du chapitre 1, le panel d'omnipraticiens libéraux de la CNAMTS. Par rapport au chapitre 1, il est cependant restreint à la période 1993-2004. Il s'agit de la période sur laquelle il est possible de reconstituer finement les revenus individuels des médecins, dont nous avons besoin pour cette étude, grâce à l'utilisation des déclarations des bénéfices non commerciaux.

Ce chapitre est organisé de la façon suivante. La première partie donne des éléments d'information sur les revenus des médecins généralistes. La deuxième partie décrit les données utilisées et les caractéristiques principales des médecins à faibles revenus. La troisième partie teste si les médecins à faibles revenus choisissent de travailler peu, en mesurant leur réaction à un choc de demande.

2.2 La dispersion des revenus des médecins généralistes

En France, 90% des médecins généralistes sont des médecins libéraux (HCAAM, 2007). Ils sont payés à l'acte et les tarifs sont fixés pour 87% d'entre eux, qui appartiennent au secteur 1 (Eco-Santé (SNIR), 2008). Leurs honoraires sont donc directement liés au nombre d'actes qu'ils délivrent. Pour augmenter le niveau de leur rémunération, il leur faut multiplier les actes. Pour cela, deux alternatives : travailler plus d'heures par jour ou réduire la durée consacrée à chaque consultation. Les honoraires sont avant tout un indicateur du niveau d'activité des médecins. Seuls les revenus, c'est à dire leurs honoraires nets des charges professionnelles (loyer, achat de matériel,...) permettent de raisonner en termes de niveau de vie (à ceci près qu'on n'observe pas la composition familiale).

Les revenus des médecins généralistes sont élevés : en 2004, ils gagnaient en moyenne plus de 5000€ nets mensuels (tableau 2.1). Pour évaluer le positionnement des médecins, il est possible de comparer leur rémunération à celle des cadres salariés, qui ont des caractéristiques proches en termes de nombre d'années d'études et de temps de travail hebdomadaire. Tels qu'ils sont construits, les revenus des médecins sont comparables aux salaires nets des cadres (nets des cotisations sociales salariales, de la CSG, de la

CRDS). Ces derniers, disponibles dans le panel des Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS), sont reportés dans le tableau 2.1. Les médecins se positionnent dans les déciles élevés de la distribution des salaires des cadres : en 1993, comme en 2004, la moyenne des revenus des médecins est proche du neuvième décile des salaires des cadres.

Les revenus des médecins sont beaucoup plus dispersés que les salaires des cadres. En 2004, le rapport inter-déciles D9/D1 était de 3,59 pour les médecins contre 2,98 pour les cadres. Cette plus forte dispersion des revenus des médecins provient d'une plus grande variance des revenus dans le bas de la distribution pour les médecins que pour les cadres : en 2004, le rapport D5/D1 était de 2,15 pour les médecins contre 1,55 pour les cadres. En raison du paiement à l'acte, si les médecins choisissent de travailler peu, ou s'ils y sont contraints, leurs revenus peuvent atteindre des niveaux très faibles.

TABLEAU 2.1 : Salaires et revenus mensuels nets (€ 2004) des médecins généralistes et des cadres et indicateurs de dispersion

	1993		2004	
	Cadres	Médecins généralistes	Cadres	Médecins généralistes
Revenu/Salaire net mensuel moyen	2 700 €	4 495 €	2 900 €	5 215 €
1^{er} decile	1 750 €	1 655 €	1 910 €	2 328 €
9^{ème} decile	4 520 €	7 409 €	5 700 €	8 377 €
D9/D1	2,58	4,47	2,98	3,59
D5/D1	1,54	2,64	1,55	2,15
D9/D5	1,67	1,69	1,93	1,67

Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1993-2004 (revenus des médecins) et panel DADS (INSEE), 1976-2005 (salaires des cadres).

Champ des cadres : salariés du secteur privé, à temps complet ou non.

Le tableau 2.2 montre qu'il existe donc une grosse minorité de médecins généralistes aux revenus très faibles. En 1993, 4,3% des médecins généralistes gagnaient moins

de 850€ nets mensuels (le SMIC net salarié de l'époque). Et pour 7,1%, les revenus n'excédaient pas 1,5 SMIC net. C'était encore le cas de 5% d'entre eux en 2004. En comparaison, seulement 1,4% de cadres gagnaient moins de 1,5 SMIC net en 2004. Un médecin généraliste a donc plus de trois fois plus de risque d'être dans une zone de revenus très faibles qu'un cadre.

TABLEAU 2.2 : Pourcentage de médecins et de cadres à faibles revenus

	1993	2004
Valeur du SMIC net mensuel	850 €	985 €
Valeur de 1,5 SMIC net mensuel	1 275 €	1 478 €
% de méd. généralistes avec des revenus:		
< SMIC net mensuel	4,3%	2,7%
< 1.5*SMIC net mensuel	7,1%	4,9%
% de salariés avec des salaires :		
< SMIC net mensuel	7,2%	14%
< 1.5*SMIC net mensuel	43%	56%
% de cadres avec des salaires :		
< SMIC net mensuel	0,9%	0,9%
< 1.5*SMIC net mensuel	2,8%	2,8%

Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1993-2004 (revenus des médecins) et panel DADS (INSEE), 1976-2005.

Champ des cadres : salariés du secteur privé, à temps complet ou non.

2.3 Existe t-il un "type" de médecin à faibles revenus ?

2.3.1 Les données : un panel représentatif des médecins généralistes sur la période 1993-2004

Cette étude exploite les données d'un panel représentatif des omnipraticiens libéraux français en exercice sur la période 1993-2004. Ce panel, 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 présents 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 (en libéral à temps plein ou à temps partiel), la présence ou non d'un mode d'exercice particulier (acupuncteur, homéopathe,...) ainsi que quelques caractéristiques démographiques comme le sexe ou l'année de naissance. Obtenu par tirage, dans des 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 à 2004. Les médecins partant à la retraite sortent chaque année de l'échantillon, lequel est complété par un tirage dans la population des nouveaux entrés.

Les tarifs des consultations et visites étant fixés, les honoraires sont surtout un indicateur du niveau d'activité des médecins. Afin d'évaluer le positionnement relatif des médecins dans l'échelle des salaires, il est nécessaire de disposer de leurs revenus, c'est à dire des honoraires nets des charges professionnelles. Selon l'année considérée, et surtout selon la localisation géographique du médecin et son niveau d'activité, les

charges représentent entre 35 et 50% de ses honoraires. Répertoriées 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 des médecins et de les intégrer dans les données du panel. Grâce à ce travail, 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. Quatre stratégies d'estimation ont été mises en oeuvre pour construire les revenus ; elles donnent des résultats proches mais ont la particularité d'évaluer chacune plus précisément une partie de la distribution des revenus. Pour cette étude, c'est la méthode permettant d'estimer le mieux le bas de la distribution des revenus des médecins qui a été conservée. Les résultats obtenus sont toutefois très peu sensibles au choix de la méthode (voir annexe).

La reconstitution des revenus des médecins n'étant possible que sur la période 1993-2004, seules ces années sont conservées pour l'étude. Celle-ci porte uniquement sur les médecins généralistes libéraux à temps plein (soit 90% de l'ensemble des généralistes)¹. En effet, seuls les revenus issus de l'activité libérale sont observés dans les données. Les médecins ayant par ailleurs une activité salariée, leur permettant de compléter leurs revenus d'un montant non observé dans nos données, ne sont donc pas conservés dans l'analyse. Les observations correspondant aux débuts et aux fins de carrière ont été exclues : il s'agit d'années d'activité incomplètes qui sous-estiment les revenus. Pour des raisons de fiabilité de l'information disponible, les médecins exerçant dans les DOM sont éliminés de l'échantillon. Nous nous concentrons enfin sur les médecins généralistes du secteur 1, pour lesquels les tarifs sont fixés ; les médecins non conventionnés et les médecins du secteur "à honoraires libres" (secteur 2) ne sont pas pris en compte. En effet, ces derniers constituent une catégorie très hétérogène (plus de la moitié d'entre

¹Cette variable ne donne toutefois aucune indication sur le temps de travail des médecins. Les médecins "libéraux à temps complet" peuvent travailler 10, 20 ou 45 heures par semaine. La dénomination "à temps complet" signifie qu'ils n'ont pas d'activité rémunérée en dehors de leur activité libérale.

eux a un mode d'exercice particulier (homéopathe, acupuncteur,...)) et ils ont des comportements d'activité très différents de ceux des médecins du secteur 1 (différence dans la composition des actes et nombre d'actes annuels en moyenne plus faible). Certains médecins du secteur 1 (5%) ont également un mode d'exercice particulier : nous ne les conservons pas. Raisonner sur les médecins du secteur 1 permet par ailleurs de simplifier l'analyse : les tarifs étant fixés, seul le nombre d'actes influence le niveau des honoraires des médecins.

Notre échantillon comporte au total 45 604 observations relatives à 5 056 médecins généralistes. Il est représentatif de l'ensemble des médecins généralistes en exercice sur la période 1993-2004. Trois sous-échantillons sont construits à partir de cet échantillon final : ils sont décrits dans le tableau 2.3. L'analyse descriptive de la section 2, qui met en évidence les caractéristiques principales des médecins à faibles revenus, est réalisée à partir de l'échantillon 3, composé de médecins ayant des revenus faibles (inférieurs à 1,5 *SMIC*) une année donnée. L'analyse économétrique de la section 3 est réalisée à partir des échantillons 1 et 2 : les médecins n'ayant jamais connu de revenus faibles au cours de leur carrière (échantillon 1) sont comparés aux médecins qui ont eu, durant au moins une année, des revenus inférieurs à 1,5 *SMIC* (échantillon 2). 13% des médecins de notre échantillon (678 médecins) appartiennent à ce deuxième échantillon.

TABLEAU 2.3 : Description des différents échantillons de médecins utilisés

	Echantillon total	Echantillon 1	Echantillon 2	Echantillon 3
Champ	Ensemble des médecins	Médecins sans faibles revenus	Médecins à faibles revenus	Médecins à faibles revenus
Définition du champ	Ensemble des médecins	Médecins avec des revenus > 1,5 SMIC sur toute leur carrière observée	Médecins avec des revenus < 1,5 SMIC au moins une année au cours de leur carrière observée	Médecins avec des revenus < 1,5 SMIC
Nombre de médecins	5 056	4 373	678	678
Observations retenues	Toutes les observations	Toutes les observations	Toutes les observations	Années de faibles revenus uniquement
Nombre d'observations (en %)	45 604	40 133 (88%)	5 471 (12%)	2 480 (5,5%)

Source : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1993-2004

2.3.2 Caractéristiques des médecins à faibles revenus

Description des échantillons

Le tableau 2.4 compare les caractéristiques des médecins appartenant aux trois échantillons décrits ci-dessus. Si l'on suppose que les médecins généralistes travaillent environ 300 jours par an, cela signifie qu'ils reçoivent environ 19 patients par jour, pour un revenu mensuel d'environ 5200€ (échantillon 1). Dans la même hypothèse de 300 jours de travail par an, les femmes médecins travaillent moins que leurs collègues masculins : elles ne voient en moyenne que 15 patients par jour. Des études descriptives ont montré qu'elles travaillaient moins d'heures par jour, moins de jours par semaine et que leurs consultations étaient plus longues (Fivaz et Le Laidier, 2001).

TABLEAU 2.4 : Caractéristiques des médecins selon l'échantillon considéré

	Echantillon 1	Echantillon 2	Echantillon 3
caractéristiques	Moyenne sur l'ensemble de la carrière	Moyenne sur l'ensemble de la carrière	Moyenne sur les années de faibles revenus
Revenu mensuel (€ 2004)	5 203 €	1 849 €	725 €
Hommes/Femmes	5 427 € / 4 102 €	1 920 € / 1 764 €	705 € / 748 €
Nombre d'actes quotidiens	19	9,3	5
Hommes/Femmes	19,5 / 15,3	8,5 / 8	4,9 / 5,2
Part des femmes	16,8%	45,2%	46,7%
Ancienneté moyenne	15,3	13,3	13,7
Densité (Nombre de médecins pour 100 000 habitants)	104,8	108,2	110,8
Taux de charge moyen	44%	62%	74%

Source : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1993-2004

Les médecins à faibles revenus une année donnée (échantillon 3) ne voient en moyenne que 5 patients par jour pour un revenu mensuel moyen de 725€. Bien que leur niveau d'activité soit 4 fois inférieur à celui des médecins sans revenus faibles, leur revenu est 7 fois plus faible. Cette différence provient de la forte proportion des charges fixes dans le montant total des charges, qui pèse plus lourdement sur les médecins à faible niveau d'activité. Leur taux de charge est de 74% contre seulement 44% pour les médecins sans revenus faibles. Le rendement marginal d'une heure de travail est donc croissant avec le niveau d'activité des médecins. Alors qu'elles ne représentent que 17% de l'ensemble des médecins en exercice sur la période 1993-2004, les femmes sont sur-représentées au sein de la catégorie des médecins à faibles revenus (46,7% d'entre eux sont des femmes). Contrairement à l'intuition, les médecins à faibles revenus ne sont pas des médecins débutants, rencontrant des difficultés dans la constitution de leur clientèle. Ils ont en moyenne près de 14 ans d'ancienneté (niveau non significativement différent de celui observé dans l'échantillon 1).

Les médecins appartenant à l'échantillon 2 ont eu, au moins une fois au cours de leur carrière, des revenus faibles. Leur niveau d'activité est très inférieur à celui de l'ensemble des médecins (seulement 9 actes par jour) et bien que leur revenu moyen soit supérieur à 1,5 *SMIC*, il se situe aux alentours du premier décile des revenus de l'ensemble des médecins (voir tableau 2.1). Les sous-parties suivantes examinent plus en détail la durabilité de la période de faibles revenus et les caractéristiques de ces médecins.

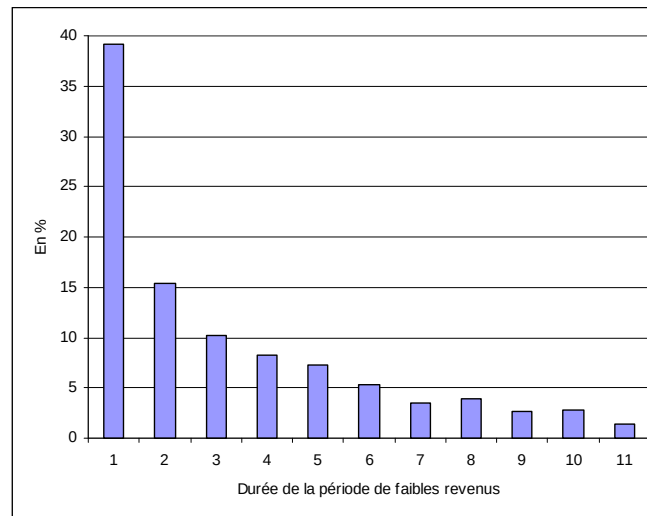
Médecin à faibles revenus : une situation durable

A partir de l'échantillon 2, composé de médecins ayant eu, au moins une fois sur leur carrière, des revenus inférieurs à 1,5 *SMIC*, on observe que la période de faibles revenus dure en moyenne 5,7 ans². Mais pour plus de 50% des médecins à faibles revenus, cette durée n'excède pas 2 années (graphique 2.1)³

²Les médecins sont observés dans le panel sur une durée maximale de douze ans.

³La durée maximale de la période de faibles revenus ne dépasse pas onze années car les médecins ayant toujours des revenus faibles en 2004 ne sont pas comptabilisés dans ce calcul (censure des observations).

GRAPHIQUE 2.1 : Durée de la période de faibles revenus

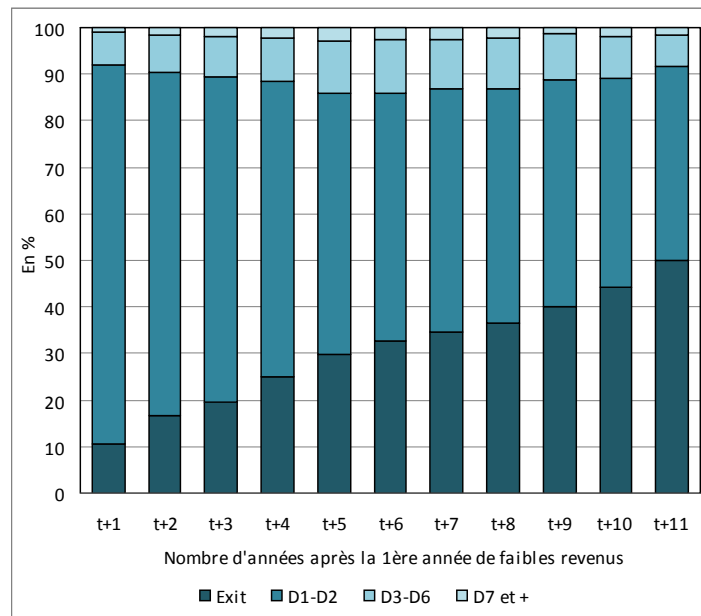


Source : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1993-2004

Bien que cette situation semble transitoire, le graphique 2.2 montre qu'une période de faibles revenus s'accompagne de revenus modérés sur toute la carrière d'un médecin. Trois cas de figure se présentent après une période de faibles revenus : i) les médecins quittent la médecine libérale (probablement pour partir à la retraite, se tourner vers l'exercice salarié de la médecine ou vers une autre activité); ii) ils conservent une activité libérale mais leurs revenus se maintiennent à un niveau très faible (au niveau du premier ou du deuxième décile de la distribution des revenus); iii) leurs revenus s'améliorent. Le graphique 2.2 montre que la mobilité vers les revenus supérieurs est très faible et les taux de départs sont très élevés. Cinq années après la première année de faibles revenus, ils sont 30% à avoir quitté l'exercice libéral de la médecine et 55% à conserver des revenus compris entre le premier et le deuxième décile de la distribution des revenus de l'ensemble des médecins. Après neuf années, ces proportions atteignent respectivement 40 et 50%. Autrement dit, les médecins qui sortent de la zone de faibles revenus sont très peu nombreux. Malgré cela, et alors qu'on pourrait s'attendre à ce

que tous ces médecins quittent la profession, la moitié d'entre eux choisit de rester dans la médecine.

GRAPHIQUE 2.2 : Mobilité après la première année de faibles revenus



Source : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1993-2004

Note : valeur du 1^{er} décile : 1 900€ nets mensuels ; valeur du 2^{ème} décile : 2 800€ nets mensuels ; valeur du 3^{ème} décile : 3 500€ nets mensuels.

Qui sont les médecins à faibles revenus ?

Certains médecins ont-ils des caractéristiques particulières qui les exposent à une situation de faibles revenus ?

Nous estimons un modèle probit, où la variable expliquée Y_{it} vaut 1 si le médecin a des revenus faibles l'année t (inférieurs à 1,5 *SMIC*) et 0 sinon. Cette variable binaire est déterminée par le signe d'une variable latente (non observable) Y_{it}^* , dont l'espérance est une combinaison linéaire des caractéristiques de l'individu i à la date t , X_{it} .

Le modèle s'écrit :

$$\begin{aligned} Y_{it}^* &= X_{it}\beta + u_{it} \\ Y_{it} &= \begin{cases} 1 & \text{si } Y_{it}^* \geq 0 \\ 0 & \text{si } Y_{it}^* < 0 \end{cases} \end{aligned} \quad (2.1)$$

X'_{it} regroupe les variables explicatives (qualitatives) suivantes :

- Des variables de localisation géographique : des effets fixes régionaux (référence : Ile de France), des effets fixes relatifs à la zone d'exercice (commune rurale, petite ville, grande ville ou très grande ville (référence)), deux catégories d'effets fixes relatifs à la densité de médecins généralistes et de médecins spécialistes (faible densité, densité moyenne, élevée ou très élevée (références : densités très élevées)⁴.
- Des variables relatives au médecin et à son activité : son niveau d'ancienneté (moins de 7 ans, de 8 à 15 ans (référence), de 16 à 21 ans ou plus de 22 ans), son sexe (référence : homme), des dummies temporelles.
- Des variables relatives à son installation et son début de carrière : l'âge auquel il a obtenu sa thèse (après 30 ans ou non (référence)), la durée entre l'année de thèse et l'année d'installation en libéral (installation immédiate (référence) ou d'une durée supérieure ou égale à 1 an), des dummies liées à la date de son installation en libéral (avant 1974, entre 1975 et 1979, entre 1980 et 1984 (référence), entre 1985 et 1993, après 1994).

Deux méthodes d'estimation sont utilisées : i) un modèle probit simple sur données empilées ; ii) un modèle probit à effets aléatoires.

Dans le cas (i), tous les individus sont mélangés. On ignore le fait qu'on travaille sur des données répétées et le terme d'erreur est supposé *iid* : $u_{it} \sim N(0, 1)$.

⁴Le cas de l'Ile de France est assez particulier. Malgré une faible densité moyenne de médecins généralistes (89 médecins pour 100 000 habitants), c'est une des régions où la densité est la plus dispersée. Son niveau passe de 130 à Paris à 80 en Seine Saint Denis.

Le modèle (ii) permet de prendre en compte l'hétérogénéité individuelle non observée. On suppose que $u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$, où α_i est un effet spécifique à l'individu. Les α_i sont supposés non corrélés aux variables X'_{it} . On a :

$$\begin{pmatrix} \alpha_i \\ \varepsilon_{it} \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_\alpha^2 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \right)$$

En raison de la présence des effets individuels, le modèle (ii) permet de tenir compte de la corrélation entre les résidus u_{it} , pour un même individu i , à des dates différentes.

On a :

$$\text{corr}(u_{it}, u_{is}) = \rho = \frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2} \quad \forall t \neq s$$

La possible corrélation entre l'effet individuel et les variables explicatives du modèle peut être contrôlée en estimant un modèle logit à effets fixes, puisque la forme particulière de la fonction logistique permet de reformuler le modèle en éliminant les effets individuels. Néanmoins, la structure de notre échantillon rend impossible l'estimation d'un tel modèle. En effet, les individus dont le statut (faibles revenus ou non) est constant sur l'ensemble de la période ne contribuent pas à la vraisemblance. Dans notre cas, cela reviendrait à utiliser seulement 9% du total de nos observations, ce qui ne permet pas de mener une analyse économétrique robuste.

Les variables potentiellement endogènes de notre modèle sont les variables relatives à la localisation géographique du médecin, qui résultent d'un choix au moment de l'installation (dummies régionales, dummies relatives au type de commune dans laquelle le médecin exerce et variables de densité). Si α_i est corrélé à la région d'exercice du médecin, les coefficients associés à cette variable refléteront l'influence de l'effet régional, biaisée par l'effet des caractéristiques inobservables qui ont conduit les médecins à s'installer dans cette région. Faute d'instruments, nous ne pouvons cependant pas

résoudre ce problème d'endogénéité⁵.

Une analyse de la corrélation entre la variable à expliquer et chacune des variables explicatives du modèle montre tout d'abord que les variables constantes dans la dimension temporelle influencent le plus la probabilité qu'un médecin ait des revenus faibles⁶. Ainsi, le V de Cramer est de 0,16 pour la variable sexe, de 0,11 pour les variables régionales, de 0,8 et 0,10 pour les variables de densité de médecins généralistes et de densité de médecins spécialistes. En revanche, il n'est que de 0,05 pour la variable d'ancienneté. Ce rapide constat est en cohérence avec notre observation précédente : avoir des revenus faibles, même durant une courte période, s'accompagne de revenus modérés sur l'ensemble de la carrière.

Le tableau 2.5 présente les résultats de l'estimation des deux modèles (probit simple et probit à effets aléatoires). Le tableau 2.6 présente ces mêmes estimations, effectuées séparément pour les hommes et les femmes médecins.

L'estimation du modèle probit à effets aléatoires montre que la part de la variance

⁵Instrumenter l'ensemble des variables de localisation nécessiterait un nombre important d'instruments, dont nous ne disposons pas. Comme dans le chapitre 1, il est cependant possible de tester l'exogénéité de la densité de médecins généralistes. Nous suivons la procédure de Rivers et Vuong (1988), décrite par Wooldridge (2002, chapitre 15) : a) dans une première étape, on régresse chacune des variables de densité de médecins généralistes (densité faible, moyenne ou forte) sur les variables exogènes du modèle et les instruments exclus (variables non significatives dans le modèle (2.1)) : densité de médecins spécialistes, part des individus de plus de 60 ans, part des femmes et logarithme du revenu moyen des habitants du département d'exercice du médecin. De façon intéressante, les instruments exclus sont des variables relatives aux caractéristiques de patients : ces dernières n'influencent donc pas la probabilité qu'un médecin ait des revenus faibles ; b) on ré-estime le modèle (2.1) en incluant les résidus des régressions de première étape. Le test de significativité jointe de ces résidus estimés conduit à ne pas rejeter l'hypothèse nulle d'exogénéité des variables de densité ($p=0,531$). Cependant, comme dans le chapitre 1, les autres variables de localisation (dummies régionales, type de commune) sont utilisées comme instruments alors qu'elles sont potentiellement non exogènes.

⁶Nous utilisons pour cela un indicateur de corrélation entre deux variables qualitatives. Le χ^2 présente l'inconvénient d'être croissant avec le nombre de modalités des variables. Ce n'est pas le cas du V de Cramer, que nous retenons. Il est défini ainsi : $V = \sqrt{\frac{\chi^2/n}{\inf(r-1, c-1)}}$, où r est le nombre de modalités de la variable X et c est le nombre de modalités de la variable y . Il est compris entre -1 et +1 et vaudra 0 si les deux variables sont indépendantes (voir par exemple Sautory (1995)).

individuelle dans la variance totale de la perturbation est très élevée : l'effet individuel explique en moyenne 76% de la variance totale de la perturbation, 75% chez les hommes et 81% chez les femmes. La part du comportement non expliquée par les variables explicatives du modèle est donc majoritairement due à des différences entre individus plutôt qu'à des causes accidentelles. Ce résultat, qui s'ajoute à l'analyse précédente des corrélations, confirme la permanence des revenus faibles : relativement aux différences inter-individuelles, il y a une forte inertie temporelle.

La comparaison des résultats entre le modèle probit simple et le modèle probit à effets aléatoires ne montre pas de grandes différences. Les coefficients du modèle probit à effets aléatoires sont corrigés pour les rendre comparables à ceux obtenus avec le modèle probit simple⁷. Les disparités (par exemple entre les différents niveaux d'ancienneté, de densité ou de régions) paraissent atténuées dans le modèle qui fait l'hypothèse d'une hétérogénéité inobservable, probablement en raison de la meilleure spécification du modèle (avec prise en compte de la corrélation entre les aléas pour un même individu). Nous commentons plus en détail les résultats de l'estimation du modèle probit simple, qui présente des facilités pour le calcul des probabilités prédites. Nous déterminons comment la probabilité qu'un individu de référence ait des revenus faibles évolue lorsqu'on modifie ses caractéristiques. Le médecin de référence est un homme, habitant Paris (région Ile de France, très grande ville, densité de médecins généralistes et de médecins spécialistes très élevée), en milieu de carrière (entre 8 et 15 ans d'ancienneté), exerçant en 1993, ayant débuté son activité dans les années 1980. Il a obtenu sa thèse avant 30 ans et s'est installé immédiatement après. La probabilité que ce médecin ait des revenus faibles (inférieurs à 1,5 SMIC) est de 5%.

⁷Dans le cas du modèle probit simple, on obtient des estimations de β/σ_u et on a imposé $V(u_i) = 1$. Dans le cas du modèle probit à effets aléatoires, $V(u_i) = 1 + \sigma_\alpha^2$. Les coefficients des deux modèles ne seront comparables que si $\sigma_\alpha^2 = 0$. Pour les comparer, il faut donc corriger les coefficients par les écarts-types des résidus (voir par exemple Sevestre, 2002). Cela revient à diviser les coefficients du modèle à effets aléatoires (ainsi que leurs écarts-types) par $\sqrt{(1 + \sigma_\alpha^2)}$.

L'ancienneté a un effet modeste sur la probabilité d'avoir des revenus faibles. La probabilité d'avoir des revenus inférieurs à 1,5 *SMIC* passe à 6,1% lorsque l'individu de référence est en début de carrière (moins de sept ans d'ancienneté), à 5,9% lorsqu'il a entre 16 et 21 ans d'ancienneté et à 8,4% lorsqu'il a plus de 22 ans d'ancienneté. Les différences de probabilité en fonction du niveau d'ancienneté sont de faible ampleur. Par rapport à la conception qu'on a des trajectoires des médecins, ce résultat peut paraître surprenant : on s'attendrait à ce que les médecins à faibles revenus soient essentiellement des médecins en début de carrière, dont les revenus progressent dès qu'ils parviennent à constituer leur clientèle. Ce n'est pas le cas.

Les femmes médecins représentent seulement 1/5^{ème} des médecins généralistes en activité sur la période 1993-2004. Cependant, la probabilité d'avoir des revenus faibles passe de 5% pour le médecin de référence à 16,4% si ce même médecin est une femme. En outre, alors que pour un homme exerçant en zone rurale, le risque d'avoir des revenus faibles n'est plus que de 2,6%, les femmes ont autant de risque d'avoir des revenus faibles en grande ville qu'en commune rurale (16,4%). Ces résultats sont sujets à différentes interprétations. Signifient-ils que certaines femmes médecins sont victimes de discrimination ? Cette sur-représentation des femmes dans la population des médecins à faibles revenus pourrait être la traduction d'une moindre demande s'adressant à elles de la part de patients peu habitués à consulter des femmes (patients âgés, résidant dans les communes rurales). Signifient-ils au contraire que les femmes médecins ont une plus grande préférence pour le loisir que leurs collègues masculins et qu'elles choisissent de travailler moins ? Les régressions effectuées séparément sur les hommes et les femmes (tableau 2.6) révèlent qu'à l'inverse des hommes, peu de variables explicatives sont significatives pour les femmes. Autrement dit, peu de facteurs objectifs observables permettent d'expliquer réellement la probabilité qu'elles aient des revenus faibles, ce qui semble soutenir cette hypothèse de préférence.

TABLEAU 2.5 : Estimation du modèle (2.1) – modèle probit simple et modèle probit à effets aléatoires (coefficients estimés et coefficients normalisés)

	MODELE PROBIT SIMPLE	MODELE PROBIT A EFFETS ALEATOIRES	MODELE PROBIT A EFFETS ALEATOIRES (Coefficients normalisés)
Commune rurale (ref : très grande ville)	-0,294 *** (0,035)	-0,621 *** (0,112)	-0,303 ***
Petite ville (ref : très grande ville)	-0,447 *** (0,034)	-0,906 *** (0,107)	-0,442 ***
Grande ville (ref : très grande ville)	-0,158 *** (0,031)	-0,252 *** (0,102)	-0,123 ***
Densité faible (ref : très forte densité)	-0,281 *** (0,055)	-0,431 *** (0,156)	-0,210 ***
Densité moyenne (ref : très forte densité)	-0,246 *** (0,055)	-0,412 *** (0,144)	-0,201 ***
Densité élevée (ref : très forte densité)	-0,240 *** (0,049)	-0,347 *** (0,124)	-0,169 ***
Densité spec. faible (ref : très élevée)	-0,002 (0,053)	-0,060 (0,151)	-0,029
Densité spec. moyenne (ref : très élevée)	-0,068 (0,046)	-0,164 (0,125)	-0,080
Densité spec. élevée (ref : très élevée)	-0,030 (0,036)	-0,017 (0,106)	-0,0008
Anc 2-7 (ref : anc 8-15)	0,100 *** (0,036)	0,421 *** (0,074)	-0,205 ***
Anc 16-21 (ref : anc 8-15)	0,083 ** (0,041)	0,099 (0,082)	0,048
Anc 22 et + (ref : anc 8-15)	0,262 *** (0,063)	0,557 (0,130)	0,272
Durée entre thèse et installation > 1 an (ref : install immédiate)	0,209 *** (0,022)	0,314 *** (0,074)	0,153 ***
Age de la thèse (ref : > 30 ans)	0,221 *** (0,022)	0,406 *** (0,075)	0,198 ***
Install avant 1974 (ref : entre 80 et 84)	0,070 (0,059)	-0,007 (0,161)	-0,0003
Install entre 75 et 79 (ref : entre 80 et 84)	0,057 (0,042)	0,109 (0,127)	0,053
Install entre 85 et 93 (ref : entre 80 et 84)	0,051 (0,039)	0,117 (0,116)	0,057
Install après 1994 (ref : entre 80 et 84)	-0,038 (0,065)	-0,213 (0,173)	-0,104
Sexe (ref : homme)	0,666 *** (0,023)	1,261 *** (0,084)	0,616 ***
Constante	-1,644 *** (0,069)	-3,373 *** (0,199)	-1,647
σ^2_α	-	1,78	
ρ	-	0,76	
N	45 604	45 604	
Log Vraisemblance	- 8607	- 4579	

Source : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1993-2004

Note : Les écarts-types figurent entre parenthèses sous les coefficients estimés ; *** coefficients significatifs au seuil de 1% ; ** coefficients significatifs au seuil de 5% ; * coefficients significatifs au seuil de 10%.

TABLEAU 2.6 : Estimation du modèle (2.1) pour les hommes et les femmes – modèle probit simple et modèle probit à effets aléatoires

	HOMMES		FEMMES	
	MODELE PROBIT SIMPLE	MODELE PROBIT A EFFETS ALEATOIRES	MODELE PROBIT SIMPLE	MODELE PROBIT A EFFETS ALEATOIRES
Commune rurale (ref : très grande ville)	-0,509 *** (0,048)	-0,856 *** (0,141)	-0,031 (0,056)	-0,256 (0,213)
Petite ville (ref : très grande ville)	-0,546 *** (0,044)	-0,968 *** (0,130)	-0,365 *** (0,058)	-0,911 *** (0,210)
Grande ville (ref : très grande ville)	-0,208 *** (0,039)	-0,328 *** (0,121)	-0,176 *** (0,056)	-0,121 (0,216)
Densité faible (ref : très forte densité)	-0,396 *** (0,072)	-0,424 *** (0,201)	-0,147 * (0,089)	-0,411 (0,281)
Densité moyenne (ref : très forte densité)	-0,282 *** (0,071)	-0,337 * (0,188)	-0,282 *** (0,089)	-0,386 (0,248)
Densité élevée (ref : très forte densité)	-0,366 *** (0,066)	-0,374 *** (0,166)	-0,063 (0,078)	-0,233 (0,204)
Densité spec. faible (ref : très élevée)	0,022 (0,068)	-0,173 (0,188)	0,013 (0,089)	0,366 (0,285)
Densité spec. moyenne (ref : très élevée)	0,008 (0,058)	-0,203 (0,156)	-0,158 *** (0,076)	0,023 (0,233)
Densité spec. élevée (ref : très élevée)	0,035 (0,046)	0,064 (0,132)	-0,143 *** (0,058)	-0,078 (0,199)
Anc 2-7 (ref : anc 8-15)	0,140 *** (0,049)	0,528 *** (0,100)	-0,031 (0,056)	0,158 (0,118)
Anc 16-21 (ref : anc 8-15)	0,077 (0,051)	0,071 (0,103)	-0,365 *** (0,058)	0,248 * (0,143)
Anc 22 et + (ref : anc 8-15)	0,247 *** (0,076)	0,405 *** (0,158)	-0,176 *** (0,056)	0,576 *** (0,265)
Durée entre thèse et installation > 1 an (ref : install immédiate)	0,196 *** (0,028)	0,297 *** (0,087)	-0,147 * (0,089)	0,416 *** (0,160)
Age de la thèse (ref : > 30 ans)	0,295 *** (0,028)	0,535 *** (0,090)	-0,282 *** (0,089)	0,149 *** (0,160)
Install avant 1974 (ref : entre 80 et 84)	0,147 (0,069)	0,250 (0,182)	-0,063 (0,078)	-0,316 (0,478)
Install entre 75 et 79 (ref : entre 80 et 84)	0,094 (0,050)	0,202 (0,143)	0,013 (0,089)	-0,067 (0,348)
Install entre 85 et 93 (ref : entre 80 et 84)	0,050 (0,049)	0,071 (0,140)	-0,158 *** (0,076)	0,227 (0,239)
Install après 1994 (ref : entre 80 et 84)	-0,045 (0,087)	-0,354 (0,222)	-0,143 *** (0,058)	0,163 (0,313)
Constante	-1,693 *** (0,087)	-1,944 *** (0,388)	-0,887 *** (0,115)	-3,575 *** (0,244)
σ^2_α	-	1,746	-	2,07
ρ	-	0,753	-	0,811
N	36 369		9 235	
Log Vraisemblance	- 5244	- 2705	- 3221	- 1792

Source : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1993-2004

Note : Les écarts-types figurent entre parenthèses sous les coefficients estimés ; *** coefficients significatifs au seuil de 1% ; ** coefficients significatifs au seuil de 5% ; * coefficients significatifs au seuil de 10%.

Les variables relatives à la localisation géographique des médecins influencent fortement leurs revenus. Par rapport au médecin de référence qui exerce dans un département où la densité de médecins généralistes est très élevée (par exemple Paris), la probabilité d'avoir des revenus faibles passe de 5% à 2,7% pour un médecin exerçant dans un département où la densité est faible (Seine Saint Denis). De façon intuitive, il est plus difficile pour un médecin de constituer et conserver sa clientèle lorsque la concurrence est élevée. Le niveau de la densité de médecins spécialistes n'est pas significatif : médecins généralistes et spécialistes semblent plus complémentaires que substituts ; ils répondent à des demandes de soins différentes.

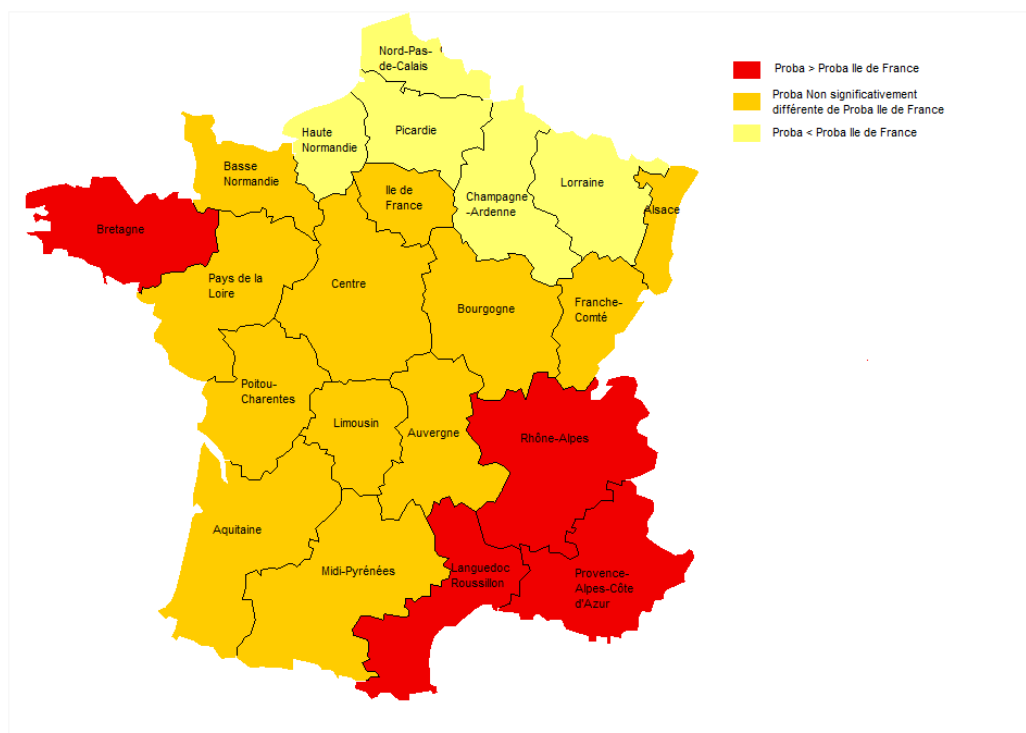
A ces effets de la densité s'ajoutent des effets fixes régionaux. Les effets régionaux capturent l'impact des caractéristiques régionales : les "aménités", le niveau moyen de densité et la demande de soins. L'estimation des effets fixes régionaux est présentée sur le graphique 2.3. Les médecins à faibles revenus sont concentrés dans le sud de la France, ainsi qu'en Bretagne ; il n'y en a pas dans le Nord de la France. Ce graphique est à rapprocher du graphique 1.5 présenté au chapitre 1 : les médecins à faibles revenus sont sur-représentés dans les régions du graphique 1.5 où les honoraires moyens sont les plus faibles.

Les effets régions du graphique 2.3 traduisent donc de nouveau l'impact de la densité de médecins généralistes. Elle est très élevée dans le sud de la France, pouvant expliquer qu'il y ait une plus forte proportion de médecins à faibles niveaux de revenus. Mais bien qu'elle soit encore assez élevée dans le Nord de la France⁸, cette région ne compte pas de médecins à faibles revenus. Un facteur autre que le niveau de la concurrence entre médecins explique donc ces disparités entre régions : le choix de la qualité de vie. Au moment de leur installation, les médecins la privilégient largement en s'installant dans

⁸A titre de comparaison, en 2004, la densité de médecins généralistes en PACA était de 125 médecins pour 100 000 habitants contre 103 dans le Nord et 89 en Ile de France. La moyenne nationale était à 100.

leur région d'origine ou dans des régions où la qualité de vie est réputée agréable⁹. Deux interprétations permettent donc d'expliquer la concentration des médecins à faibles revenus dans le Sud de la France : i) la compétition plus intense entre médecins augmente les risques de faibles revenus ; ii) les médecins qui veulent travailler peu s'installent dans ces régions où la qualité de vie est bonne (quand le loisir est important, la qualité de vie compte plus).

GRAPHIQUE 2.3 : Localisation géographique des médecins à faibles niveaux de revenus (résultat des estimations du modèle (2.1) - référence : région Ile de France)



Source : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1993-2004

⁹75% des médecins choisissent de s'installer à proximité du lieu de leurs études. Ceci n'est pas spécifique aux médecins français : Eisenberg et Cantwell (1976) font le même constat pour les médecins américains. Les 25% restant choisissent de s'installer dans le sud ou le sud ouest de la France. Ces résultats sont non significativement différents pour les hommes et les femmes.

Enfin, deux autres variables ont une influence très significative sur la probabilité d'avoir des revenus faibles. Cette dernière passe de 5 à 7,7% quand le médecin a obtenu sa thèse après l'âge de trente ans, i.e. probablement après plusieurs redoublements lors de sa scolarité. La difficulté à accomplir ses études dans le terme moyen pourrait révéler un manque de motivation du futur médecin, qui se traduirait, dans l'exercice de la médecine, par une plus grande difficulté à attirer sa clientèle et, par conséquent, par des revenus plus faibles.

Pareillement, la probabilité d'avoir des revenus faibles passe de 5 à 7,5% quand le médecin a attendu plus d'un an après sa thèse avant de s'installer en libéral. Les médecins à faibles revenus font des remplacements en moyenne pendant deux années avant de s'installer à leur compte (pour les autres médecins, cette durée est en moyenne de 1 an, et l'installation est immédiate après la thèse pour 50% d'entre eux). Or, être médecin remplaçant signifie beaucoup plus de flexibilité dans l'aménagement des horaires et du nombre de jours travaillés. Les médecins à faibles revenus seraient donc probablement des médecins ayant cette préférence pour une plus grande flexibilité et cherchant à la conserver, une fois installés en libéral¹⁰.

Les coefficients des variables de cohorte ne sont jamais significatifs. En particulier, les médecins à faibles revenus ne sont pas les médecins appartenant aux cohortes "désavantagées" décrites dans le chapitre 1 (installés entre les années 1980 et le début des années 1990).

Ces résultats conduisent à une question essentielle : les médecins à faibles revenus sont-ils des médecins contraints par une plus faible demande (discrimination à l'égard des femmes de la part de certains patients, forte densité dans certains départements) ou choisissent-ils de travailler peu ? En d'autres termes, ont-ils un niveau d'activité optimal

¹⁰Il est important de noter que tous les médecins à faibles revenus de l'échantillon sont des médecins installés à leur compte ; ce ne sont plus des médecins remplaçants.

différent de celui des autres médecins ?¹¹

2.4 Les médecins à faibles revenus choisissent-ils de travailler moins ?

2.4.1 Spécification économétrique

Cadre d'analyse

Le prix des actes étant fixé, on se situe dans le cadre d'un modèle d'équilibre à prix fixes. En s'inspirant du modèle élaboré par Bolduc et al. (1996), qui étudient les choix de localisation des médecins, on suppose que, pour déterminer son offre de soins, chaque médecin maximise son utilité $U(l, c, x)$. l représente son temps de loisir, c sa consommation et x un vecteur de caractéristiques individuelles. Soit U une fonction continue, deux fois dérivable et concave, avec $\frac{\delta U}{\delta l} > 0$, $\frac{\delta U}{\delta x} > 0$, $\frac{\delta^2 U}{\delta l^2} < 0$ et $\frac{\delta^2 U}{\delta x^2} < 0$. Les résultats de la section précédente nous conduisent à tester l'hypothèse selon laquelle les préférences des médecins à faibles revenus diffèrent de celles des autres médecins. On suppose donc qu'il existe deux types de fonction d'utilité :

$$U_{ij} = U_j(l_{ij}, c_{ij}, x_{ij}), \quad i = 1, \dots, N \text{ et } j = 1, 2 \quad (2.2)$$

où $j = 1$ pour les médecins i sans revenus faibles et $j = 2$ pour les médecins i à faibles revenus.

Chaque médecin est supposé maximiser son utilité pour définir son niveau d'activité optimal A_{ij}^* sous une double contrainte : sa fonction de production de soins et la

¹¹Nous laissons de côté l'hypothèse selon laquelle ces médecins souffriraient de discrimination. En effet, le seul test économétrique que nous pouvons mettre en oeuvre est en différences premières et une telle contrainte se formaliserait en niveau.

demande qui s'adresse à lui.

La contrainte budgétaire du médecin i de type j est

$$p_c * c_{ij} = \bar{p} * A_{ij}, \quad i = 1, \dots, N \text{ et } j = 1, 2 \quad (2.3)$$

où A_{ij} est le niveau d'activité du médecin i de type j (nombre de consultations, de visites et d'actes cotés). $A_{ij} = T - l_{ij}$ où T est le temps total disponible et l_{ij} le temps de loisir. $\bar{p}$ est le prix des actes. Il s'agit du tarif conventionnel qui est fixé de façon exogène pour le médecin du secteur 1. Ce prix est le même pour tous les médecins du secteur 1.

On suppose que la demande d_{ij} qui s'adresse à chaque médecin ne dépend pas du prix de la consultation. En revanche, elle dépend de l'état de santé de la population mesuré au niveau départemental (s_d), du nombre de médecins exerçant dans le même département (la demande potentielle s'adressant à chaque médecin), d_d , ainsi que d'une variable v_{ij} , spécifique au médecin¹². Elle est définie par :

$$\begin{aligned} d_{ij, (i \in d)} &= \bar{D}_d + v_{ij} \\ \text{où } \bar{D}_d &= f(s_d, d_d) \end{aligned}$$

Le terme v_{ij} permet d'introduire, à l'intérieur de chaque département, de la variance dans la demande qui s'adresse au médecin. Elle représente la part de marché du médecin, en liaison avec ses qualités pour attirer et fidéliser sa clientèle. Elle peut aussi mesurer d'éventuels comportements discriminatoires, à l'encontre des femmes médecin par exemple.

¹²La demande qui s'adresse à chaque médecin pourrait également dépendre de la densité de médecins spécialistes mais les résultats du chapitre 1 ont montré que ces deux professions sont complémentaires : la densité de spécialistes n'influence pas le niveau d'activité des médecins généralistes.

Comme le prix de la consultation est fixe, il ne peut être ajusté pour équilibrer l'offre et la demande qui s'adresse au médecin, comme on pourrait le supposer dans le cadre d'un modèle de concurrence monopolistique. On a donc :

$$A_{ij} \leq d_{ij} \quad (2.4)$$

Pareillement, on ne retient pas l'hypothèse d'un équilibre obtenu par un ajustement sur la qualité des soins. Cela reviendrait à supposer un niveau de qualité minimal de la consultation extrêmement bas qui nous semble irréaliste. En outre, cela reviendrait à présupposer que la qualité des soins fournie par un médecin à faibles revenus est particulièrement basse, ce qui est loin d'être avéré.

Dans cette spécification, les médecins à faibles revenus ne se distinguent des autres médecins que par leurs préférences différentes dans l'arbitrage travail-loisir. Le niveau optimal d'activité du médecin i de type j , $A_{ij}^*(\bar{p})$, est obtenu en maximisant la fonction d'utilité (2.2) sous les contraintes (2.3) et (2.4).

Principe du test

Pour tester si les médecins à faibles revenus choisissent ou sont contraints de travailler peu, nous mesurons leur réaction à un choc de demande.

Considérons un médecin i à faibles revenus ($i \in j = 2$) dont le niveau d'activité optimal est A_i^* . Son niveau d'activité effectif est A_i . La demande qui s'adresse à lui est $d_i = \bar{D}_d + v_i$. En théorie, un choc de demande Δd_i peut influencer de deux manières le niveau d'activité des médecins :

Si les médecins à faibles revenus travaillent peu car ils sont contraints par la demande, leur niveau d'activité optimal A_i^* est supérieur à la demande d_i qui s'adresse à

eux. La contrainte (2.4) est saturée. Leur niveau d'activité effectif est $A_i = d_i < A_i^*$. On se situe dans la zone I du graphique 2.4. Un choc positif de demande $\Delta d_i > 0$ conduit à une augmentation du niveau d'activité du médecin : il lui permet de se rapprocher de son niveau d'activité optimal. Un choc négatif de demande $\Delta d_i < 0$ conduira à une diminution de l'activité :

$$\begin{cases} \Delta d_i > 0 \Rightarrow \Delta A_i > 0 \\ \Delta d_i < 0 \Rightarrow \Delta A_i < 0 \end{cases}$$

Notons β^+ l'élasticité de l'activité des médecins à un choc positif de demande et β^- l'élasticité de l'activité des médecins à un choc négatif de demande. Si les médecins à faibles revenus ont un niveau d'activité faible car ils sont contraints par la demande, on a :

$$\boxed{\beta^+ > 0 \text{ et } \beta^- > 0}$$

Si les médecins à faibles revenus travaillent peu par choix, ils ne sont pas contraints par la demande : leur niveau d'activité optimal est inférieur à la demande qui s'adresse à eux. Leur niveau d'activité effectif est $A_i = A_i^* \leq d_i$. On se situe dans la zone II du graphique 2.4. Ces médecins refusent des patients. Un choc positif de demande $\Delta d_i > 0$ n'aura aucune influence sur leur niveau d'activité car ils ont déjà atteint leur niveau d'activité optimal : une augmentation du niveau de leur activité réduirait leur utilité. Un choc négatif de demande $\Delta d_i < 0$ conduira à une diminution de l'activité si la variation de la demande est telle qu'on passe dans la zone I ou n'aura aucun effet sur cette dernière si on reste dans la zone II :

$$\begin{cases} \Delta d_i > 0 \Rightarrow \Delta A_i = 0 \\ \Delta d_i < 0 \Rightarrow \Delta A_i \leq 0 \end{cases}$$

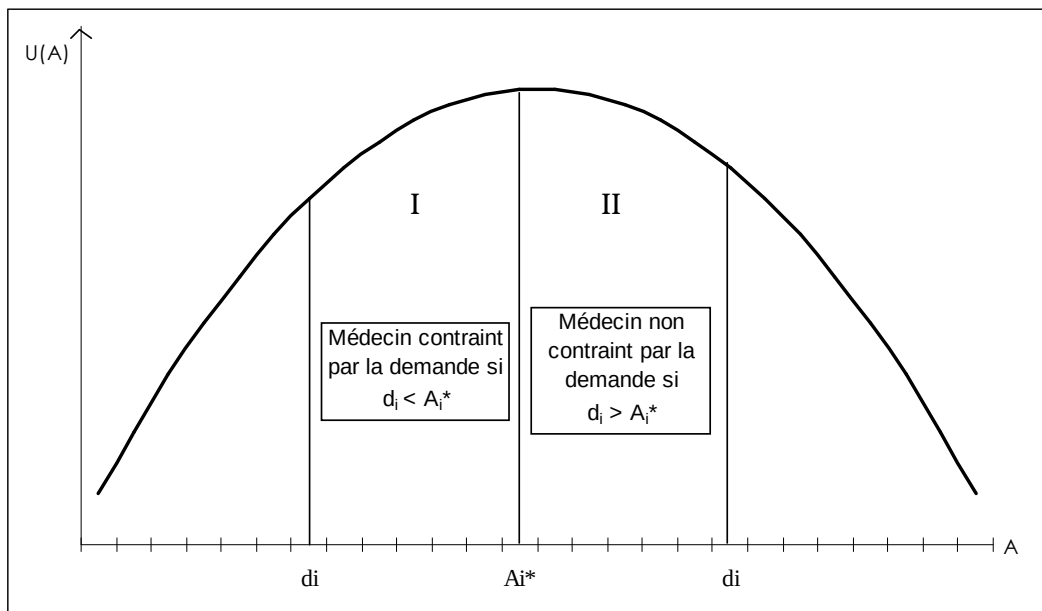
Si les médecins à faibles revenus travaillent peu par choix, on a :

$$\boxed{\beta^+ = 0 \text{ et } \beta^- \geq 0}$$

Pour résumer, seule la réponse des médecins à faibles revenus à un choc *positif* de demande permet de discriminer les deux hypothèses initiales. Si les médecins à faibles revenus travaillent peu par choix, un choc positif de demande n'aura aucun impact sur leur niveau d'activité. La spécification économétrique de la partie suivante consiste donc à tester l'hypothèse nulle :

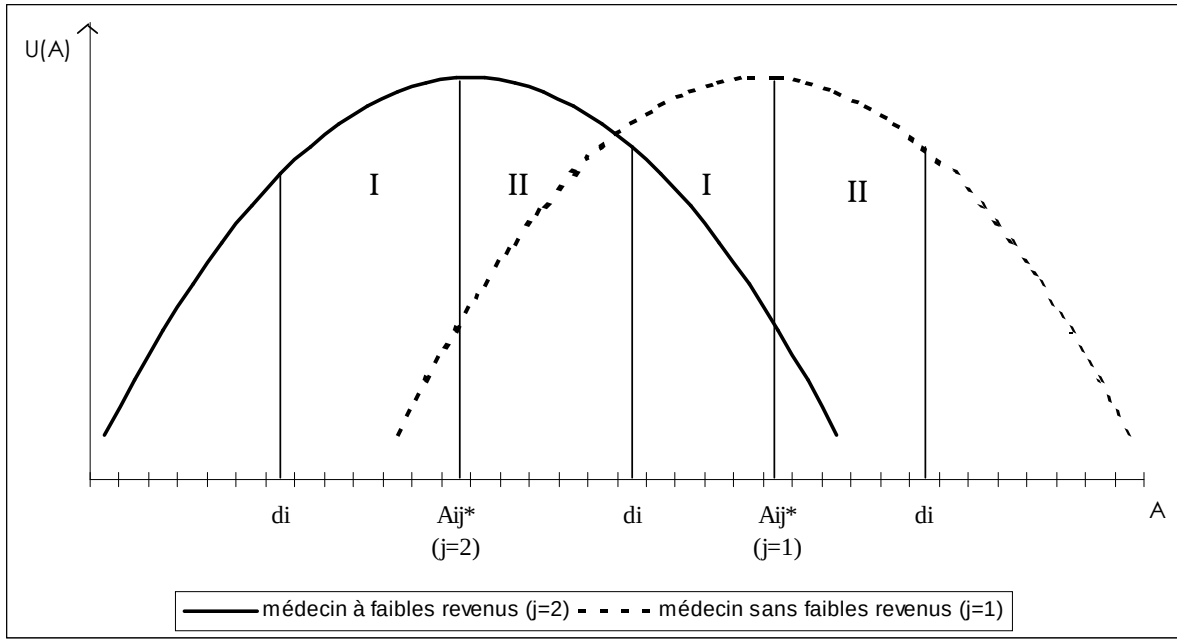
$$H0 : \beta^+ = 0 \quad (2.5)$$

GRAPHIQUE 2.4 : Fonction d'Utilité $U(A)$ d'un médecin à faibles revenus, en fonction du niveau d'activité A .



Compte tenu de cette formalisation, on peut caractériser les médecins sans revenus faibles de la même façon, à ceci près qu'ils ont un niveau d'activité optimal A_i^* plus élevé. Le graphique 2.5 fournit une illustration. Les médecins sans revenus faibles peuvent être dans la zone I ou dans la zone II, selon qu'ils sont, ou non, contraints par la demande. Les résultats économétriques de la section suivante permettront de trancher.

GRAPHIQUE 2.5 : Fonctions d'Utilité $U(A)$ de médecins à faibles revenus et sans faibles revenus



Méthodes d'estimation

On considère la spécification suivante. Le logarithme du niveau d'activité d'un médecin i exerçant dans le département d à la date t , noté $\log(act_{idt})$, est défini par :

$$\log(act_{idt}) = \alpha + \beta \log(dem_{dt}) + \gamma X_{it} + \delta_t + \eta_d + \mu_i + \varepsilon_{idt}$$

X_{it} est un vecteur de caractéristiques propres au médecin i , δ_t sont des effets spécifiques temporels, η_d des effets spécifiques département et μ_i des effets spécifiques au médecin. Ils incluent sa capacité à attirer et conserver sa clientèle, mais aussi son goût pour le loisir dans l'arbitrage travail-loisir. $\log(dem_{dt})$ est le niveau de la demande qui s'adresse aux médecins exerçant dans le département d à la date t . Il inclut les deux variables

définies précédemment :

$$\log(dem_{dt}) = \log \left(\frac{\text{dépenses de santé}_{dt}}{\text{densité}_{dt}} \right)$$

La variable *dépenses de santé* est le montant total (en euros et pour 100 000 habitants) dépensé en soins de santé par les habitants du département d à la date t . Il comporte à la fois les dépenses pharmaceutiques et les dépenses en actes médicaux (consultations chez les médecins généralistes et spécialistes)¹³.

Nous n'avons pas les moyens de calculer le niveau du revenu cible. Notre test (2.5) est donc fondé sur une réaction des médecins à une variation positive de la demande, ce qui s'effectue à partir d'un modèle en différences premières. Ceci conduit à faire disparaître tous les termes d'hétérogénéité non observée, notamment celui ayant trait aux qualités du médecin et aux éventuels phénomènes discriminatoires v_i . Les effets fixes η_d et μ_i disparaissent, tout comme les variables X propres au médecin qui sont principalement constantes dans la dimension temporelle¹⁴. On a donc :

$$\dot{act}_{idt} = \beta \dot{dem}_{dt} + \delta_t + \varepsilon_{idt} \quad (2.6)$$

où $\dot{act}_{idt}$ est le taux de croissance de l'activité du médecin i dans le département d à la date t et $\dot{dem}_{dt}$ est le taux de croissance de la demande adressée aux médecins exerçant dans le département d à la date t . Le coefficient β mesure l'élasticité de l'activité des médecins à un choc de demande. Cette spécification s'inspire de Delattre et Dormont (2003) qui testent l'existence de demande induite en modélisant la réaction des médecins (en terme de niveau d'activité et d'intensité des soins) à une variation de la densité médicale.

¹³Cette variable est disponible dans la base de données Eco-Santé (2008).

¹⁴A l'exception du niveau d'ancienneté, mais qui augmente de 1 chaque année.

Le choc de demande dem_{dt} combine les effets d'un choc de demande positif et négatif que la procédure de test définie ci-dessus impose de distinguer. Le modèle s'écrit alors :

$$act_{idt} = \beta^+ dem_{dt}^{>0} + \beta^- dem_{dt}^{<0} + \delta_t + \varepsilon_{idt} \quad (2.7)$$

β^+ mesure l'élasticité de l'activité des médecins à une variation positive de la demande et β^- mesure l'élasticité de l'activité des médecins à une variation négative de la demande. Afin de tester la réaction des médecins à faibles niveaux de revenus (et de la comparer à celle des autres médecins), le modèle (2.7) est estimé séparément pour les médecins à faibles revenus et les autres. Les estimations sont menées à partir des échantillons 1 et 2 décrits dans le tableau 2.3.

Le modèle est estimé sur les médecins de plus de sept ans d'ancienneté¹⁵. Le chapitre 1 a montré que la carrière des médecins généralistes se caractérisait par trois phases, dont une phase de très forte montée en charge de l'activité en début de carrière. La restriction du champ aux médecins de plus de sept ans d'ancienneté permet aux coefficients estimés de ne pas être influencés par cette forte croissance de l'activité des médecins débutants. Delattre et Dormont (2000) ont montré que c'est la durée nécessaire à la constitution de la clientèle d'un médecin : au-delà de sept années, le taux de croissance de l'activité des médecins se stabilise. Pour vérifier la robustesse de nos résultats, nous avons estimé le même modèle sur l'ensemble des médecins. Les résultats sont présentés en annexe (tableau 2.F) ; les coefficients β^+ et β^- (ainsi que les indicatrices temporelles) sont peu modifiés par la sélection de ce champ.

La variable de demande de soins est non exogène, puisqu'elle est définie par la consommation, laquelle inclut les consultations et visites effectuées chez les médecins

¹⁵ 84% des médecins sans faibles revenus ont une ancienneté supérieure à sept ans. C'est le cas de 80% des médecins à faibles revenus.

généralistes. De ce fait, l'estimation en différences premières (modèle (2.7)) par la méthode des moindres carrés ordinaires est non convergente. Le modèle (2.7) est donc également estimé par la méthode des variables instrumentales et celle des moments généralisés pour obtenir des estimations convergentes.

Pour l'estimation par la méthode des variables instrumentales, la variation positive et la variation négative de la demande sont chacune instrumentées à l'aide de seize instruments. Nous disposons du nombre de cas de grippe et de gastro-entérite par région sur la période 1993-2004 (Réseau Sentinelles - INSERM, 2008). Ces variables sont non significatives quand on les utilise comme régresseurs dans l'estimation du modèle (2.7) mais elles peuvent expliquer bien la demande de soins et donc constituer de bons instruments. Nous utilisons le logarithme de leurs valeurs en t , $t-1$ et $t-2$. Par ailleurs, nous utilisons les valeurs en t , $t-1$ et $t-2$ du logarithme de la part des habitants de plus de 60 ans dans le département d'exercice du médecin, du logarithme du revenu des habitants du département du médecin et du logarithme de la densité de médecins généralistes, définie au niveau départemental également. Nous incluons également le logarithme de l'activité du médecin en $t-2$. Ces instruments doivent être exogènes (test de Sargan), suffisamment corrélés à $dem_{dt}^{>0}$ et $dem_{dt}^{<0}$ (test d'instruments faibles) et ne doivent pas être significatifs dans le modèle (2.7). L'exogénéité des variables $dem_{dt}^{>0}$ et $dem_{dt}^{<0}$ est testée à l'aide du test d'Hausman. Les résultats de ces tests sont présentés dans le tableau 2.B de l'annexe.

Le modèle est également estimé par la méthode des moments généralisés, selon la méthode d'Arellano et Bond (1991). Cette méthode permet d'obtenir des estimations convergentes et asymptotiquement efficaces, sous réserve que le test de Sargan valide l'exogénéité des instruments. Cette méthode utilise généralement comme instruments les valeurs passées des variables en niveau du modèle, sous l'hypothèse que ces variables passées ne sont pas corrélées à ε_{idt} . Mais cette liste d'instruments n'a pas été validée par

le test de Sargan. Nous avons donc préféré utiliser comme instruments les valeurs retardées z_{it-s} des instruments utilisés pour l'estimation à variables instrumentales, qui ne sont pas des variables présentes dans la régression principale. On utilise les retards $s \geq 0$ de toutes les variables, sauf du logarithme de l'activité des médecins ($s \geq 2$). Les écarts-types présentés ici sont les écarts-types de deuxième étape, corrigés par la correction de Windmeijer (2005). La première étape de l'estimation par la méthode des moments généralisés est une estimation par double moindres carrés, sous l'hypothèse que ε_{it} est *iid* $(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Les résidus de cette première étape sont utilisés pour construire une estimation convergente de la matrice de variance-covariance des perturbations (2^{ème} étape) (voir Cameron et Trivedi, 2005, chapitre 22). La correction de Windmeijer consiste à corriger cette matrice de variance-covariance de deuxième étape, et notamment la potentielle sous-estimation des écarts-types de deuxième étape.

Les estimations à variables instrumentales et par la méthode des moments généralisés utilisent les mêmes types d'instruments, mais la matrice des instruments n'est pas construite de la même façon. L'estimateur à variables instrumentales utilise les retards t , $t - 1$ et $t - 2$ quelle que soit l'année considérée. La méthode des moments généralisés utilise tous les retards des variables et le nombre d'instruments utilisés augmente avec la profondeur temporelle de l'observation. Par exemple, quand $t = 1994$, $dem_{dt}^{>0}$ est instrumentée par la valeur des instruments en 1993 et 1994 (en t et $t - 1$) mais quand $t = 1998$, c'est la valeur des instruments de 1993 à 1998 qui est utilisée (de t à $t - 5$). Si les deux méthodes produisent des estimations convergentes, l'estimateur des moments généralisés est, sous réserve de validation de l'exogénéité des instruments, plus efficace car il utilise un nombre bien supérieur d'instruments¹⁶ et une plus grande part de l'information disponible en tenant compte de la structure de la covariance des perturbations.

¹⁶ Améliorer la précision de l'estimation à variables instrumentales nécessiterait de rajouter des instruments ou des retards supplémentaires aux instruments déjà utilisés. Cette dernière solution réduirait cependant considérablement la taille de l'échantillon sur lequel les estimations sont effectuées.

2.4.2 Résultats

Le tableau 2.7 présente les résultats de l'estimation du modèle (2.7) pour les médecins qui n'ont jamais connu de revenus faibles au cours de leur carrière (colonnes 1 à 3) et pour les médecins à faibles revenus (colonnes 4 à 6). Les estimations concernant le premier groupe de médecins sont réalisées à partir de l'échantillon 1 décrit dans le tableau 2.3 et celles pour le second groupe, à partir de l'échantillon 2.

Commentons tout d'abord les résultats relatifs aux médecins n'ayant jamais connu de revenus faibles.

L'estimation du modèle en différences premières par moindres carrés ordinaires (colonne 1) montre qu'un choc positif de demande a un impact positif sur le niveau de leur activité ($\beta^+ = 0,366$) et qu'un choc négatif diminue le niveau de leur niveau d'activité ($\beta^- = 0,403$). Ces deux réactions sont d'une ampleur non significativement différente.

Les coefficients de ce modèle étant non convergents, nous le ré-estimons en instrumentant les variables non exogènes $\dot{dem}_{dt}^{>0}$ et $\dot{dem}_{dt}^{<0}$ par les 16 instruments exclus décrits précédemment et des dummies temporelles. La valeur de β^+ est proche de celle obtenue précédemment ($\beta^+ = 0,303$) mais les médecins réagissent beaucoup plus fortement à une variation négative de la demande ($\beta^- = 1,101$). En outre, les écart-types sont multipliés par plus de 4¹⁷. Néanmoins, les coefficients restent significatifs. Le test de Sargan (voir tableau 2.B de l'annexe) valide l'exogénéité des instruments ($p = 0,99$). Par ailleurs, les instruments sont suffisamment corrélés aux variables explicatives : la valeur de la statistique de Fisher est de 19,5 dans le cas de l'instrumentation de $\dot{dem}_{dt}^{>0}$ et de 11,3 pour $\dot{dem}_{dt}^{<0}$. Conformément à Bound, Jaeger et Baker (1995), le biais lié à l'utilisation des variables instrumentales est compris entre 1 et 8% du biais lié à l'utilisation

¹⁷Cette faible précision est due à la perte de variance engendrée par la projection de $\dot{dem}_{dt}^{<0}$ et $\dot{dem}_{dt}^{>0}$ sur l'ensemble des instruments. Le R^2 de la régression de 1^{ère} étape montre notamment que 80% de la variance de $\dot{dem}_{dt}^{<0}$ est perdue, contre seulement 15% pour $\dot{dem}_{dt}^{>0}$. Pour améliorer la précision de l'estimation à variables instrumentales, il faudrait utiliser des instruments supplémentaires, dont nous ne disposons pas.

des moindres carrés ordinaires. Les instruments ne sont pas des instruments faibles. Enfin, le test d'Hausman rejette l'exogénéité des variables $dem_{dt}^{>0}$ et $dem_{dt}^{<0}$ ($p = 0,000$).

L'estimation par la méthode des moments généralisés conduit à des estimations comparables à celles observées par les deux autres méthodes ($\beta^+ = 0,285$ et $\beta^- = 0,768$). Le test d'absence d'autocorrélation à l'ordre 2 de ε_{dt} est validé pour les deux catégories de médecins : cela justifie l'utilisation des valeurs retardées $t-s$ du logarithme de l'activité des médecins à partir de $s \geq 2$ (car $E(act_{it-2}, \varepsilon_{dt}) = 0$). Mais le test de Sargan ne valide pas l'exogénéité des instruments utilisés (tableau 2.C de l'annexe)¹⁸.

Les médecins à faibles revenus ne réagissent pas à une variation positive de la demande. Quelle que soit la méthode d'estimation, $\beta^+ = 0$. Ils ne réagissent qu'à un choc de demande négatif : leur activité diminue lorsqu'ils y sont contraints (moindre demande ou augmentation de la densité de médecins généralistes). Leur réaction à un choc négatif est de même ampleur que les médecins sans revenus faibles : les coefficients sont non significativement différents¹⁹. Les médecins sont donc tous soumis aux mêmes contraintes de demande. Les deux types de médecins ne se distinguent que par leur réaction à un choc positif. L'absence de réaction des médecins à faibles revenus à un choc positif de demande suggère qu'ils sont à leur niveau optimal d'activité. L'hypothèse testée serait donc validée : si les médecins à faibles revenus travaillent peu, c'est qu'ils le choisissent.

¹⁸Réduire le nombre de retards inclus dans les estimations (en prenant par exemple $s \geq 6$) diminue la valeur du Sargan, mais le test de validité des instruments est toujours rejeté. Les valeurs estimées de β^+ et β^- sont toutefois très peu sensibles au nombre de retards utilisés.

¹⁹Ce test est effectué en regroupant les échantillons 1 et 2. Le modèle (2.7) est ré-estimé en incluant des variables $dem_{dt}^{>0}$ et $dem_{dt}^{<0}$ spécifiques pour les médecins à faibles revenus et pour les autres.

TABLEAU 2.7 : Estimation du modèle (2.7) en différences premières par moindres carrés ordinaires (colonnes 1 et 4), en différences premières par la méthode des variables instrumentales (colonnes 2 et 5) et par la méthode des moments généralisés (colonnes 3 et 6).

	Médecins sans faibles revenus			Médecins à faibles revenus		
	Diff. Prem	Diff. Prem - Var. Instr	Moments Généralisés	Diff. Prem	Diff. Prem - Var. Instr	Moments Généralisés
$\dot{dem}_{it}^{>0}$	0,366 *** (0,041)	0,303 *** (0,181)	0,285 *** (0,057)	-0,022 (0,217)	-0,269 (0,649)	-0,077 (0,426)
$\dot{dem}_{it}^{<0}$	0,403 *** (0,144)	1,101 *** (0,664)	0,768 *** (0,215)	0,455 * (0,271)	1,178 *** (0,527)	0,757 ** (0,395)

Notes :

- (i) Source : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1993-2004 ;
- (ii) Champ : médecins généralistes du secteur 1, de plus de sept ans d'ancienneté ;
- (iii) Chaque modèle comporte des dummies temporelles ($t_{95}...t_{04}$) ;
- (iv) Les écarts-types figurent entre parenthèses sous les coefficients estimés. Pour l'estimation en différences premières par les moindres carrés ordinaires et les variables instrumentales, il s'agit d'écarts-types robustes à l'hétéroscedasticité et à l'autocorrélation des perturbations. Pour la méthode des moments généralisés, il s'agit des écarts-types de seconde étape, corrigés de la correction de Windmeijer (2005) ;
- (v) *** coefficients significatifs au seuil de 1% ; ** coefficients significatifs au seuil de 5% ; * coefficients significatifs au seuil de 10% ;
- (vi) Les estimations par la méthode des moments généralisés sont réalisées avec le logiciel STATA, grâce à la commande "xtbond2" (Roodman, 2006) ;
- (vii) $\dot{dem}_{it}^{>0}$ et $\dot{dem}_{it}^{<0}$ sont chacune instrumentées - 16 instruments sont utilisés dans le cas de l'estimation à variables instrumentales : les valeurs en $t, t-1$ et $t-2$ du logarithme du nombre de cas de grippe, du nombre de cas de gastro-entérites, de la part des habitants de plus de 60 ans, du revenu des habitants du département du médecin et de la densité de médecins généralistes ainsi que la valeur en $t-2$ du logarithme de l'activité du médecin ;
- (viii) L'estimation par la méthode des moments généralisés utilise les valeurs retardées en $t-s$ de ces mêmes instruments, $s \geq 2$ pour le logarithme de l'activité des médecins et $s \geq 0$ pour les autres variables - Nombre total d'instruments : 438 ;
- (ix) Pour l'estimation en différences premières à variables instrumentales, les résultats des tests d'Hausman, d'instruments faibles et de Sargan sont présentés dans le tableau 2.B de l'annexe. Pour l'estimation par la méthode des moments généralisés, les résultats des tests de Sargan et de les tests d'autocorrélation à l'ordre 1 et 2 de ε_{dt} sont présentés dans le tableau 2.C.

Ce résultat est cependant à prendre avec précaution et il constitue plus un indice qu'une véritable preuve. En effet, le test de Sargan de validité des instruments n'est pas validé lors de l'estimation par la méthode des moments généralisés. Par ailleurs, l'estimation en différences premières par la méthode des variables instrumentales peut être biaisée : bien que les instruments soient exogènes, la valeur de la statistique de Fisher (5,2 dans le cas de l'instrumentation de $dem_{dt}^{>0}$ et de 2,5 pour $dem_{dt}^{<0}$, tableau 2.B de l'annexe) montre qu'ils sont probablement faibles. Le biais lié à l'utilisation des variables instrumentales est compris entre 8 et 19% du biais lié à l'utilisation des moindres carrés ordinaires.

2.4.3 Robustesse des résultats

Ces résultats sont maintenus lorsqu'on distingue les médecins à faibles revenus en fonction de leur sexe et de leur type de commune d'exercice (tableau 2.G). Une augmentation de la demande n'a par exemple aucun impact sur l'activité des médecins à faibles revenus lorsqu'ils exercent dans les villes, alors même que la densité de médecins généralistes y est très élevée et la demande potentielle qui s'adresse à chaque médecin est initialement faible.

Estimation d'un modèle dynamique

La prise en compte d'une éventuelle inertie à l'aide d'un modèle dynamique ne modifie pas les conclusions de l'analyse précédente. Le modèle (2.8) mesure la réaction des médecins aux chocs de demande en contrôlant par rapport à la variation de l'activité entre $t - 1$ et $t - 2$.

$$act_{idt} = \beta^+ dem_{dt}^{>0} + \beta^- dem_{dt}^{<0} + \gamma^+ act_{dt-1}^{dem_{dt}^{>0}} + \gamma^- act_{dt-1}^{dem_{dt}^{<0}} \delta_t + \eta_{idt} \quad (2.8)$$

$\dot{act}_{dt-1}$ est incluse de telle sorte qu'on distingue l'impact de l'activité lorsque le médecin a connu une variation positive de la demande ($\dot{act}_{dt-1}^{dem_{dt}^{>0}}$) de son impact lorsque le médecin a connu une variation négative de la demande ($\dot{act}_{dt-1}^{dem_{dt}^{<0}}$).

Seuls les résultats de l'estimation du modèle (2.8) par la méthode des moments généralisés sont présentés (les résultats des tests sont présentés dans le tableau 2.D de l'annexe). En effet, l'estimation du modèle par la méthode des moindres carrés ordinaires est non convergente en raison de la non exogénéité de la variable de demande et de l'inclusion de la variable endogène retardée, décomposée en deux vecteurs. Par ailleurs, faute d'instruments pour la variable endogène retardée, nous ne pouvons estimer le modèle (2.8) en différences premières par la méthode des variables instrumentales.

Intégrer de la dynamique dans le modèle ne modifie pas les principales conclusions : alors que les médecins sans revenus faibles réagissent fortement à une variation positive de la demande, les médecins à faibles revenus n'y réagissent jamais. Leur activité n'est sensible qu'à des variations négatives de la demande.

TABLEAU 2.8 : Estimation du modèle (2.8) par la méthode des moments généralisés.

	Médecins sans faibles revenus	Médecins à faibles revenus
$\dot{dem}_{it}^{>0}$	0,327 *** (0,057)	-0,032 (0,355)
$\dot{dem}_{it}^{<0}$	0,427 *** (0,219)	0,914 ** (0,321)
$\dot{act}_{dt}^{dem_{dt}^{>0}}$	0,262 *** (0,092)	0,245 *** (0,066)
$\dot{act}_{dt}^{dem_{dt}^{<0}}$	0,299 * (0,181)	0,291 *** (0,113)

Source : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1993-2004

Notes : Les notes du tableau 2.7 s'appliquent.

Biais de sélection

Le modèle (2.7) estimé sur les médecins à faibles revenus peut souffrir d'un biais de sélection. En effet, le graphique 2.2 montre que cinq années après la première année de faibles revenus, 30% des médecins généralistes décident de quitter la médecine libérale, probablement pour augmenter le niveau de leur rémunération. Cette proportion diffère fortement entre les hommes et les femmes médecins puisque c'est le cas de 33% des hommes contre seulement 17% des femmes à faibles revenus. On peut imaginer que les médecins qui restent dans l'échantillon et donc dans la médecine libérale, malgré leurs revenus faibles, sont des médecins qui se satisfont de ce niveau de revenus. En conséquence, il est possible que les estimations soient biaisées : les caractéristiques inobservables des médecins à faibles revenus qui choisissent, malgré leurs revenus faibles, de rester dans la médecine libérale (goût pour le loisir notamment) influencent probablement leur degré de réponse aux chocs de demande.

Pour tester l'existence de ce biais de sélection, nous nous inspirons du traitement de l'attrition décrit par Wooldridge (2002, chapitre 17), basé sur la procédure d'Heckman. L'équation de participation estime la probabilité que le médecin exerce toujours en libéral cinq années après sa période de faibles revenus, en utilisant comme variables explicatives des variables caractérisant le médecin : son sexe, sa région d'exercice, la densité moyenne de médecins généralistes dans son département d'exercice au cours de sa carrière, son ancienneté au début de la période de faibles revenus, son âge au moment de la thèse et la durée entre sa thèse et son installation en libéral. On approxime ainsi la probabilité que le médecin soit satisfait du niveau relativement faible de ses revenus. L'équation de deuxième étape est le modèle (2.7) estimé uniquement pour les médecins qui conservent un mode d'exercice libéral, dans lequel l'inverse du ratio de mills est introduit comme régresseur supplémentaire. Cette procédure est également effectuée sur les hommes et les femmes séparément.

L'équation de participation sur l'ensemble des médecins à faibles niveaux de revenus

montre que, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité de rester dans la médecine libérale est un peu plus élevée pour les femmes que pour les hommes, pour les médecins pour qui la période de faibles revenus commence dans les cinq premières années de la carrière, pour les médecins exerçant dans les communes rurales plutôt que dans les grandes villes et pour les médecins qui tardent avant de s'installer en libéral. Le ratio de Mills est non significatif ($t = 0,62$), ce qui valide les résultats du tableau 2.7.

Lorsqu'on distingue les hommes des femmes, il reste non significatif pour les hommes ($t = -0,77$) mais devient significatif pour les femmes ($t = 3,04$). Les coefficients du modèle (2.7) estimé pour les femmes à faibles revenus sont donc potentiellement biaisés. Toutefois, en comparant les estimations du modèle (2.7) sur les femmes qui choisissent de rester, avec ou sans le ratio de mills, on constate que le résultat principal n'est pas modifié : le coefficient β^+ est nul, confirmant l'hypothèse d'une préférence pour une faible activité et le faible revenu qui en découle.

2.4.4 Discussion

L'ensemble de ces résultats suggère que les médecins à faibles revenus choisissent de travailler peu. Ils ne réagissent pas à un choc positif de demande ; leur faible niveau d'activité résulterait donc d'un choix.

Deux constats vont dans le sens de ces résultats. D'une part, une forte proportion de médecins quitte la médecine libérale prématurément à la suite d'une période de faibles revenus (voir graphique 2.2). Mais ce n'est pas le cas de tous les médecins à faibles revenus. Ceux qui choisissent de conserver un mode d'exercice en libéral, même synonyme de revenus faibles, sont donc probablement des médecins qui se satisfont du niveau de leurs revenus.

Par ailleurs, la probabilité de connaître des revenus faibles est très directement liée à la localisation géographique des médecins. Pour augmenter leur activité et leurs revenus,

les médecins pourraient choisir de déménager pour exercer là où la densité est plus faible (communes rurales par exemple). Or, sur la période observée, aucun médecin à faibles revenus de notre échantillon ne fait ce choix²⁰.

Ces résultats semblent montrer que le comportement des médecins à faibles revenus est fortement influencé par l'existence d'une cible de revenus : ces médecins refusent des patients supplémentaires lorsqu'ils ont atteint le niveau d'activité souhaité. Travailler plus réduirait le niveau de leur utilité ; ils ont une forte préférence pour le loisir.

Notons que nous ne disposons d'aucune information sur le temps de travail des médecins à faibles revenus, et notamment la répartition de leur temps de travail au cours de la semaine. Or cette information serait cruciale pour valider l'hypothèse selon laquelle les médecins à faibles revenus choisissent de travailler peu. Par ailleurs, comment cette cible de revenu est-elle fixée ? Nos données ne nous permettent pas de prendre en compte des éléments essentiels qui entrent probablement en compte dans sa constitution : on ne connaît pas la situation familiale du médecin ni le montant de ses revenus totaux.

Quelle autre interprétation justifierait l'absence de réaction des médecins à faibles revenus à un choc positif de demande ? Seule l'hypothèse d'une discrimination de la part des patients à l'égard des médecins à faibles revenus peut être avancée : le supplément de demande ne s'adresserait qu'aux médecins dont le niveau d'activité est déjà élevé. Nos données ne permettent pas non plus de tester cette hypothèse. Toutefois, à partir de 1998, notre échantillon comporte des informations sur quelques caractéristiques de la clientèle des médecins (répartition par âge, nombre d'actes gratuits, nombre de patients CMU). Les caractéristiques des patients des médecins à faibles revenus sont non significativement différentes de celles des autres médecins. A titre d'exemple, la clientèle des médecins à faibles revenus est constituée à 21% de patients de plus de

²⁰Plus généralement, pour l'ensemble des médecins, on observe très peu de déménagements sur la période 1993-2004. Les médecins à faibles revenus ne déménagent pas plus que les autres.

75 ans, contre 22% pour les autres médecins. Ces chiffres s'élèvent respectivement à 22,6% et 23% pour les femmes exerçant en zone rurale. Par ailleurs, dans l'estimation du modèle (2.1), les variables relatives aux caractéristiques des patients habitant dans le département d'exercice du médecin ne sont pas significatives²¹. L'hypothèse selon laquelle les médecins à faibles revenus seraient des médecins victimes de discrimination de la part de certains patients est donc peu probable.

2.5 Conclusion

Avec un revenu mensuel net de 5000€, les médecins généralistes du secteur 1 se positionnent dans les déciles élevés de la distribution des salaires de l'ensemble des salariés. Mais leurs revenus sont également très dispersés, notamment dans le bas de la distribution : selon les années, entre 5 et 7% d'entre eux gagnent moins que l'équivalent de 1,5 SMIC. Cette situation persiste sur une grande partie de leur carrière. Les médecins à faibles revenus ont les caractéristiques suivantes : il s'agit plus fréquemment de femmes médecins et de médecins exerçant dans des départements où la densité médicale est forte mais où la qualité de vie est également meilleure. Cette étude évalue dans quelle mesure les revenus plus faibles de ces médecins résultent de leur plus grande préférence pour le loisir. En d'autres termes, choisissent-ils de travailler moins ou y sont-ils contraints ?

Pour répondre à cette question, nous étudions leur réaction à un choc de demande. Nous montrons que leur activité n'est sensible qu'à des variations négatives de la demande. Ils ne réagissent pas à une variation positive de la demande, alors que cela pourrait contribuer à augmenter le niveau de leurs revenus. Les médecins à faibles revenus choisissent donc de travailler peu : répondre à la hausse de la demande de soins en augmentant leur activité réduirait leur utilité.

²¹C'est d'ailleurs pour cette raison qu'elles sont incluses comme instruments pour les variables relatives à la densité de médecins généralistes.

Ces résultats suggèrent donc que la forte dispersion des revenus des médecins observée dans le tableau 2.1, et notamment la forte dispersion dans le bas de la distribution des revenus, est plus un effet d'offre qu'un effet de demande.

Quelles sont les implications de cette étude en matière de politique économique ? L'existence d'une grosse minorité de médecins généralistes qui choisit de travailler peu peut poser des problèmes de planification à long terme de l'offre de soins. Par ailleurs, on voit ici les potentiels effets pervers des revalorisations tarifaires. Une augmentation des tarifs devrait conduire à une diminution de l'activité des médecins à faibles revenus, leur revenu cible pouvant être atteint en travaillant moins. Il conviendrait de tester cette hypothèse de façon rigoureuse en évaluant l'impact, sur le niveau d'activité des médecins à faibles revenus, des revalorisations tarifaires intervenues sur la période 1993-2004. Enfin, l'existence de médecins à faibles revenus conduit à réfléchir aux propriétés des différents systèmes de paiements. Même si les médecins salariés peuvent choisir de travailler à temps plein ou à temps partiel, il ne peut pas y avoir, a priori, tant de dispersion (et notamment dans le bas de la distribution) dans leurs revenus. L'existence même de médecins à faibles revenus semble liée au système de paiement à l'acte qui existe en France. C'est probablement pour cette raison qu'il n'existe, à notre connaissance, aucune étude sur les médecins à faibles revenus dans la littérature en économie de la santé.

Nombre de points abordés dans cette étude auraient nécessité une étude plus approfondie, que nous ne pouvons mener, faute de données adéquates. Nous ne pouvons notamment pas tester la possibilité que les médecins à faibles revenus puissent subir de discrimination de la part de certains patients, notamment les femmes médecins et plus particulièrement les femmes exerçant en milieu rural.

2.6 Annexes au chapitre 2

2.6.1 Construction des revenus

Pour construire les revenus, on estime, pour chaque année entre 1993 et 2003, la relation entre les charges individuelles des médecins et le niveau de leurs honoraires à partir des déclarations des bénéfices non commerciaux (BNC) (se référer à l'annexe du chapitre 1 pour plus de détails). Quatre méthodes d'estimation sont utilisées : la régression médiane, l'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 prédictions sont ensuite appliquées au honoraires du panel pour obtenir le niveau des revenus individuels des médecins. Nous conservons la méthode qui estime le niveau des charges par moindres carrés ordinaires à l'aide d'un polynôme d'ordre 2 des honoraires nets. Le tableau 2.A montre que cette méthode (méthode 2) conduit, en comparaison des autres méthodes, à sous-estimer les revenus du bas de la distribution (5^{ème} centile et 1^{er} décile) et donc à sur-estimer la proportion de médecins à faibles revenus (13,7% de médecins ont connu une période de faibles revenus contre 11,9% des médecins, avec la méthode 3). Toutefois, dans les déclarations des bénéfices non commerciaux, différents indicateurs de proximité entre les revenus estimés par les différentes méthodes et les revenus observés montrent que c'est la deuxième méthode qui estime le mieux le bas de la distribution des revenus. C'est donc celle que nous conservons pour l'étude. Le choix du revenu n'a toutefois aucune influence sur les résultats présentés dans cette étude.

Le graphique 2.A compare la proportion de médecins à faibles revenus observée, chaque année, dans les BNC et dans le panel. Elle est plus élevée dans les BNC (7 à 8% selon les années contre 4 à 6,5% dans le panel). Cet écart vient du fait que ces proportions ne sont pas calculées sur des champs parfaitement identiques. Il n'est pas possible, dans les BNC, de distinguer les médecins en exercice libéral à temps plein ou les médecins en secteur 2. Par ailleurs, près de 2% des médecins présents dans les

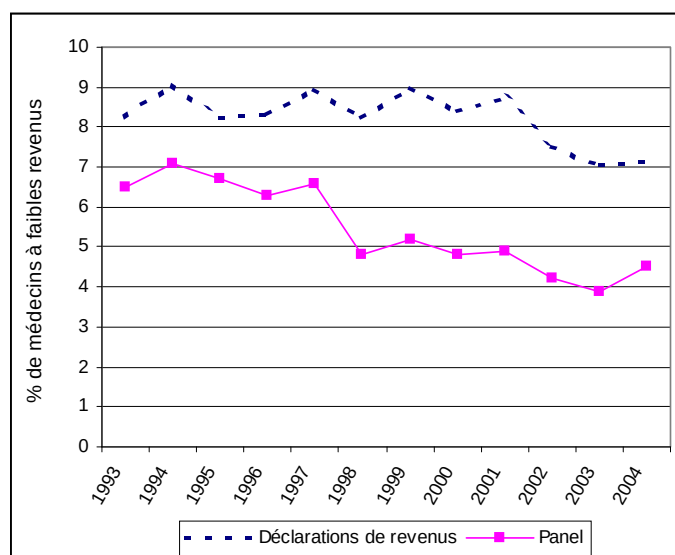
BNC possèdent des revenus quasi nuls, ce qui n'est pas le cas dans le panel. Toutefois, l'évolution de la part de médecins à faibles revenus au cours des années suit une tendance similaire dans les deux sources de données.

TABLEAU 2.A : Comparaison des méthodes d'estimation des revenus

	Méthode 1 : MCO-polynôme d'ordre 3 des honoraires	Méthode 2 : MCO-polynôme d'ordre 2 des honoraires	Méthode 3 : Régression médiane	Méthode 4 : MCO-fonction linéaire par morceaux des honoraires
% de médecins à faibles revenus	12,9%	13,7%	11,9%	12,6%
% de médecins à faibles revenus une année donnée	5%	5,4%	4,5%	4,8%
<i>Revenus mensuels en 2004 (€) :</i>				
5 ^{ème} centile	1 636	1 598	1 731	1 646
1 ^{er} décile	2 342	2 328	2 416	2 326
médiane	4 994	5 017	5 080	4 972
9 ^{ème} décile	8 382	8 377	8 608	8 430
95 ^{ème} centile	9 433	9 411	9 710	9 442

Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1993-2004 - estimations réalisées à partir des déclarations des bénéfices non commerciaux (BNC 2035), 1993-2004 (DGI / INSEE / DREES)

GRAPHIQUE 2.A : Comparaison de la proportion de médecins à faibles revenus, par année, selon les sources de données



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1993-2004 et déclarations des bénéfices non commerciaux (BNC 2035), 1993-2004 (DGI / INSEE / DREES)

2.6.2 Tests de validité des estimations

TABLEAU 2.B : Estimation du modèle (2.7) par la méthode des variables instrumentales (médecins de plus de sept ans d'ancienneté) - Résultats des tests de Sargan d'exogénéité des instruments et d'Hausman d'exogénéité des variables de demande et statistiques de Fisher f du test de nullité jointe de tous les instruments exclus (instruments faibles).

	Médecins sans faibles revenus		Médecins à faibles revenus	
Test de Sargan p-value	$S = 4,75$ $p = 0,996$		$S = 6,24$ $p = 0,985$	
f (inst. faibles) biais $\frac{\hat{b}_{vi}-b}{\hat{b}_{MCO}-b}$	$dem_{dt}^{>0} : f = 19,5$ [0,01 – 0,08]	$dem_{dt}^{<0} : f = 11,3$ [0,01 – 0,08]	$dem_{dt}^{>0} : f = 5,2$ [0,08 – 0,019]	$dem_{dt}^{<0} : f = 2,5$ [0,08 – 0,019]
Test d'Hausman p-value	87,2 $p = 0,000$		3,68 $p = 0,055$	

TABLEAU 2.C : Estimation du modèle (2.7) par la méthode des moments généralisés (médecins de plus de sept ans d'ancienneté) - Résultats des tests de Sargan, et d'autocorrélation de ε_{idt} à l'ordre 1 et à l'ordre 2.

	Médecins sans faibles revenus	Médecins à faibles revenus
Test de Sargan p-value	$S = 1837$ $p = 0,000$	$S = 1010$ $p = 0,000$
AR(1) : z p-value	-5,44 $p = 0,000$	-5,28 $p = 0,000$
AR(2) : z p-value	1,83 $p = 0,07$	0,14 $p = 0,89$

TABLEAU 2.D : Estimation du modèle (2.8) par la méthode des moments généralisés (médecins de plus de sept ans d'ancienneté) - Résultats des tests de Sargan, et d'autocorrélation de ε_{idt} à l'ordre 1 et à l'ordre 2.

	Médecins sans faibles revenus	Médecins à faibles revenus
Test de Sargan p-value	$S = 2159,5$ $p = 0,000$	$S = 849,7$ $p = 0,000$
AR(1) : z p-value	-4,52 $p = 0,000$	-4,58 $p = 0,000$
AR(2) : z p-value	3,12 $p = 0,002$	1,11 $p = 0,269$

2.6.3 Résultats supplémentaires

TABLEAU 2.E : Estimation du modèle (2.6) (médecins de plus de sept ans d'ancienneté)

	Médecins sans faibles revenus			Médecins à faibles revenus		
	Diff. Prem	Diff. Prem - Var. Instr	Moments Généralisés	Diff. Prem	Diff. Prem - Var. Instr	Moments Généralisés
$\dot{dem}_{it}$	0,373 *** (0,039)	0,445 *** (0,094)	0,337 *** (0,053)	-0,172 (0,173)	0,697 ** (0,336)	0,300 (0,298)

Source : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1993-2004

Notes : Les notes du tableau 2.7 s'appliquent.

TABLEAU 2.F : Estimation du modèle (2.7) pour l'ensemble des médecins

	Médecins sans faibles revenus			Médecins à faibles revenus		
	Diff. Prem	Diff. Prem - Var. Instr	Moments Généralisés	Diff. Prem	Diff. Prem - Var. Instr	Moments Généralisés
$\dot{dem}_{it}^{>0}$	0,412 *** (0,039)	0,333 ** (0,179)	0,395 *** (0,055)	-0,022 (0,208)	-0,339 (0,692)	0,333 (0,438)
$\dot{dem}_{it}^{<0}$	0,406 *** (0,137)	1,119 * (0,678)	0,408 * (0,211)	0,455 * (0,264)	1,041 ** (0,466)	1,181 *** (0,422)

Source : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1993-2004

Notes : Les notes du tableau 2.7 s'appliquent.

TABLEAU 2.G : Estimation du modèle (2.7) pour les médecins à faibles revenus, en fonction de leurs caractéristiques

Médecins à faibles revenus								
	Femmes		Hommes		Ville		Campagne	
	Diff. Prem	GMM	Diff. Prem	GMM	Diff. Prem	GMM	Diff. Prem	GMM
$\dot{dem}_{it}^{>0}$	0,049 (0,303)	-0,001 (0,371)	-0,059 (0,294)	0,148 (0,487)	-0,036 (0,321)	-0,643 (0,548)	-0,219 (0,546)	0,399 (0,657)
$\dot{dem}_{it}^{<0}$	0,548 (0,727)	1,398 *** (0,061)	0,422 (0,266)	0,615 * (0,352)	0,854 * (0,511)	1,115 (0,752)	0,128 (0,196)	0,394 (0,587)

Source : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1993-2004

Notes : Les notes du tableau 2.7 s'appliquent.

Chapitre 3

Carrières comparées des médecins et des cadres supérieurs

3.1 Introduction

Les revenus des médecins sont une variable clé de la régulation de notre système de santé : la valeur du tarif conventionnel de la consultation influence très directement les dépenses de la sécurité sociale et donc l'équilibre des comptes. En même temps, les dépassements de tarifs, s'ils se généralisent, menacent la garantie de couverture des soins. Le corps médical, et principalement les généralistes qui sont très majoritairement en secteur 1, réclame en permanence une réévaluation des tarifs conventionnels. Quant aux spécialistes, ils pratiquent des dépassements de tarifs dans des proportions toujours croissantes, ce qui a conduit plusieurs rapports administratifs à évoquer ces pratiques comme un des problèmes préoccupant pour l'avenir de l'assurance maladie (HCAAM, 2007). Les syndicats de médecins évoquent continuellement la durée des études médicales, les responsabilités exercées par le praticien et la durée de son travail pour justifier un revenu plus élevé.

Les revenus des médecins sont-ils insuffisants ? Est-il exact qu'il faudrait les réévaluer ? Ce chapitre vise à utiliser nos données sur les généralistes du secteur 1 pour

examiner cette question. Les généralistes du secteur 1 sont les médecins libéraux dont les revenus sont les plus bas. En 2005, le revenu mensuel net d'un médecin généraliste s'élevait en moyenne à 5 400€, contre 8 600€ pour l'ensemble des spécialités (Fréchou et Guillaumat-Tailliet, 2008). Les médecins généralistes se positionnent dans le bas de la distribution des revenus de l'ensemble des spécialités. En utilisant des données des Déclarations Annuelles des Données Sociales (DADS) permettant d'exploiter des observations longitudinales sur les carrières de salariés, nous comparons les revenus des médecins aux revenus de salariés situés en haut de la hiérarchie salariale : les cadres supérieurs.

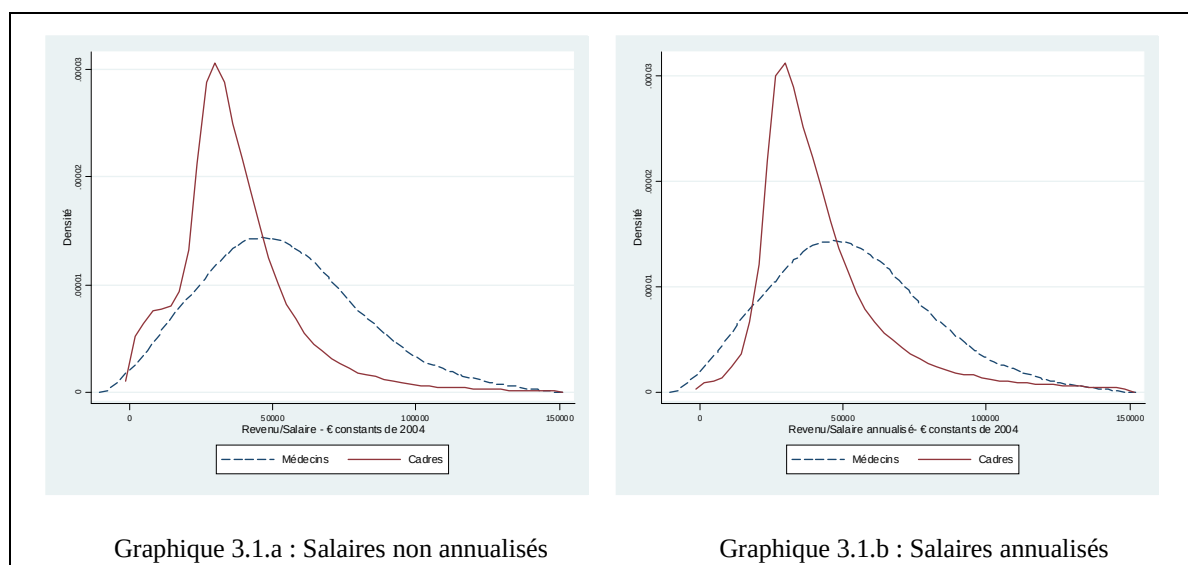
Il est important de souligner que ce chapitre est une première phase dans une étude en cours de développement. Pour des raisons indépendantes de notre volonté, les DADS n'ont été mises à notre disposition que très récemment, en Avril 2008. Cette base de données est très complexe à utiliser et difficile d'accès pour quiconque ne travaille dans le giron de l'organisme gérant cette base. Nous y avons eu accès grâce à la convention passée avec la DREES, que nous remercions. Nous remercions aussi les correspondants de l'Insee et Sébastien Roux pour leur disponibilité pour répondre aux différentes questions que nous avons soulevées au fil de notre prise de contact avec cette base. Un des intérêts de notre travail est d'avoir configuré l'échantillon de travail finalement retenu en accord avec la problématique. La parcimonie de l'exposé ici délivré et du descriptif réalisé en annexe ne doit pas faire oublier l'étendue du travail d'investigation qui a été réalisé sur les données.

A première vue, les revenus des médecins sont-ils supérieurs aux salaires des cadres ? C'est ce qui apparaît dans le graphique 3.1, où figurent les distributions des revenus des médecins et des cadres¹. La proportion de médecins aux revenus élevés (supérieurs à

¹Dans tout l'article, on considère des revenus nets définis de façon à être comparables entre médecins et cadres. Nous détaillons ce point plus loin.

50000€ annuels) est bien supérieure à celle des cadres. Parallèlement, une part importante de médecins a des revenus très faibles² : il s'agit des médecins à faibles revenus examinés dans le chapitre 2. En moyenne, les revenus des médecins sont supérieurs aux salaires des cadres (tableau 3.1). En 2004, un médecin gagnait en moyenne plus de 5000€ nets mensuels contre 3500€ pour un cadre. Quelle que soit l'année, le revenu moyen des médecins est proche du neuvième décile des salaires des cadres.

GRAPHIQUE 3.1 : Comparaison de la distribution des revenus des médecins et de la distribution des salaires des cadres.



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1984-2004 et panel DADS (INSEE) 1984-2004.

Champ des cadres : Individus dont le début de carrière est situé entre 1980 et 2003, qui sont cadres lors de leur entrée sur le marché du travail et cadres au moins une fois sur la période 1993-2004, secteur privé, à temps complet ou non, salaires non annualisés (graphique 3.1.a) ou annualisés (graphique 3.1.b).

Champ des médecins : Médecins du secteur 1, dont le début de carrière est situé entre 1980 et 2003.

²Certains médecins ont même des revenus négatifs. Ce cas se produit lorsque le montant des charges est supérieur au montant des honoraires. Il s'agit dans la majorité des cas de médecins en début de carrière : leurs honoraires ne permettent pas encore de couvrir le montant des investissements à rembourser (consentis lors de l'installation).

Mais comparer de telle sorte les distributions de revenus de ces deux professions n'est pas légitime. En effet, les statistiques sont calculées sur des populations aux caractéristiques très différentes. Les cadres sont plus jeunes que les médecins : en 1984, 50% des cadres de notre échantillon n'avaient que 1 ou 2 ans d'expérience sur le marché du travail, contre 3 ans pour les médecins (tableau 3.1). L'écart est encore plus marqué en 2004 : la médiane du niveau d'expérience des cadres est de 8 ans, contre 14 ans pour les médecins. Nos échantillons sont représentatifs : ces différences de niveau d'expérience entre cadres et médecins reflètent les différences observées entre populations. Les médecins vieillissent plus que les cadres car le Numerus Clausus a conduit à une baisse des effectifs des générations récentes. C'est l'inverse qui se produit pour les cadres : la hausse du nombre de diplômés à Bac + 5 conduit à une hausse importante des effectifs des générations récentes.

On observe un écart tout aussi frappant quand on compare les âges moyens et médians des cadres et des médecins. Autrement dit, les écarts dans les distributions brutes des rémunérations représentées dans le graphique 3.1 n'ont pas beaucoup de sens. Dans quelle mesure ne reflètent-ils pas seulement des différences dans la structure par âge et expérience des deux professions ? Comparer la rémunération des cadres et des médecins nécessite de raisonner à niveau d'expérience identique.

TABLEAU 3.1 : Distributions des revenus des médecins et des salaires des cadres et caractéristiques principales des deux populations.

	1984		2004	
	cadres	médecins	cadres	médecins
Salaires (cadres) et revenus (médecins) nets mensuels, € 2004				
1 ^{er} décile	1 177	1 216	1 364	2 204
1 ^{er} quartile	1 777	1 954	2 160	3 402
Médiane	2 320	2 886	2 916	4 864
Moyenne	2 405	3 087	3 511	5 100
3 ^{ème} quartile	2 819	4 027	4 074	6 603
9 ^{ème} décile	3 554	5 134	5 759	8 280
Caractéristiques				
% de femmes	19,8%	19,7%	27,3%	29,7%
Expérience moyenne (médiane)	2,7 (2)	3,1 (3)	9,2 (8)	14,3 (14)
Age moyen (médian)	28,6 (28)	32,8 (32)	34,8 (34)	46,1 (46)

Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1984-2004 et panel DADS (INSEE) 1984-2004.

Champ des cadres : Individus dont le début de carrière est situé entre 1980 et 2003, qui sont cadres lors de leur entrée sur le marché du travail et cadres au moins une fois sur la période 1993-2004, secteur privé, à temps complet ou non, salaires non annualisés.

Champ des médecins : Médecins du secteur 1, dont le début de carrière est situé entre 1980 et 2003.

3.2 Données et problématique

Cette étude utilise deux sources de données : le panel d'omnipraticiens libéraux, déjà mobilisé dans les chapitres 1 et 2, et le panel des Déclarations Annuelles des Données Sociales (DADS). La problématique de notre recherche impose un repérage des débuts de carrière des cadres et des médecins qui a conduit à une certaine mise en configuration des données.

3.2.1 Le panel d'omnipraticiens

Comparer les rémunérations des médecins et des cadres nécessite de mobiliser les informations sur les revenus des médecins. En effet, seuls les revenus des médecins per-

mettent d'évaluer leur pouvoir d'achat et donc le positionnement de leur rémunération par rapport à d'autres professions. Nous utilisons donc le panel enrichi des revenus individuels des médecins, reconstitués finement sur la période 1993-2004 grâce à l'utilisation des déclarations des Bénéfices Non Commerciaux (BNC). La méthode utilisée est décrite en détail dans le paragraphe 1.3.2 du chapitre 1. Pour utiliser l'information disponible dans le panel sur une plus longue période, nous reconstituons également les revenus sur la période 1983-1992, ce qui n'est possible que de manière plus grossière, les BNC n'étant disponibles que pour les années 1993-2004. Dans ce cas, nous utilisons la méthode de reconstitution des revenus des médecins habituellement employée par la DREES : un taux de charges moyen, identique pour tous les médecins, est appliqué aux honoraires. Nous appliquons celui de l'année 1993 (46%) aux honoraires des années 1983 à 1992³.

3.2.2 Le panel des Déclarations annuelles des données sociales (DADS)

Pour les informations sur les salaires des cadres, nous utilisons les données du panel issu des déclarations annuelle de données sociales (DADS). Ces données administratives résultent d'une déclaration obligatoire pour toute entreprise employant des salariés. Elle concerne les effectifs employés et les rémunérations salariales individuelles et est transmise, par les employeurs, aux organismes de Sécurité Sociale et à l'administration fiscale (Koubi et Roux, 2004). Les DADS suivent les salariés du secteur privé et semi-public et excluent les travailleurs indépendants et les agents de l'Etat.

Chaque année depuis 1967, l'INSEE effectue un tirage au 1/25^{ème} des DADS en

³Aucune source de données ne permet de connaître la valeur du taux de charges moyen des médecins avant l'année 1993, date de la première exploitation des BNC. Nous appliquons donc, de façon arbitraire, le taux de l'année 1993.

conservant les données de l'ensemble des salariés nés en octobre d'une année paire⁴. Les années 1981, 1983 et 1990 n'ont pas été exploitées en raison des recensements de la population de 1982 et 1990. A l'exception de ces trois années manquantes, le panel DADS couvre, à ce jour, la période 1967-2005. Toutefois, ce n'est qu'à partir de 1976 que le numéro Siren (identifiant l'entreprise) est introduit dans les DADS. Cet identifiant de l'entreprise, qui s'ajoute à l'identifiant individuel, permet de suivre les individus et les différents emplois qu'ils ont occupés au cours de leur carrière. Le panel que nous utilisons couvre donc la période 1976-2005. A l'année t , chaque observation correspond à l'emploi d'un salarié i au sein d'une entreprise j . Sont renseignées quelques caractéristiques socio-démographiques du salarié (sexe, année et mois de naissance, région de résidence) ainsi que des informations sur l'emploi occupé (rémunération annuelle brute et nette, nombre de jours travaillés dans l'année, jour de début et de fin de rémunération, catégorie socio-professionnelle, condition d'emploi) et sur l'entreprise employeur (secteur d'activité, taille de l'entreprise, région d'implantation, date de début et de fin d'emploi dans l'entreprise). Le panel d'omnipraticiens n'étant disponible que sur la période 1983-2004, nous sélectionnons un champ identique pour le panel DADS : puisque l'année 1983 n'est pas observée dans les DADS, le champ final couvre les années 1984-2004 pour les médecins et les cadres.

3.2.3 Configurer l'échantillon pour une comparaison pertinente

Tout en restant très descriptive dans cette première version, notre approche s'inspire d'une problématique proche des modèles de décision d'éducation (Willis et Rosen, 1979). Les approches les plus récentes en matière de modélisation et d'estimation des trajectoires de formation ont été synthétisées par Belzil (2007). Nous considérons des jeunes gens ou jeunes filles ayant pour projet de faire des études pour avoir une pro-

⁴Comme indiqué dans Guillotin et Sevestre (1994), le mois d'octobre représente un peu moins de 8% des naissances annuelles.

fession les situant en haut de la hiérarchie sociale. Ceci implique d'atteindre un niveau d'étude au moins égal à Bac +5. On suppose que deux possibilités s'offrent à eux : devenir cadre supérieur ou médecin.

Dans les années situées après le Bac, le début de trajectoire typique d'un aspirant cadre est décrit dans le tableau suivant :

Année	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	...
Revenu cadre	0	0	0	0	0	0	$W_{1,c}$	$W_{2,c}$	$W_{3,c}$	$W_{4,c}$	$W_{5,c}$	$W_{6,c}$	...
Revenu médecin	0	0	0	0	0	0	0	I_1	I_2	R_1	R_2	$W_{1,m}$	...

L'année 0 correspond au Bac. L'aspirant cadre doit ensuite effectuer 5 années d'études, avant de commencer sa carrière de cadre la sixième année, avec un revenu $W_{1,c}$, où 1 signale qu'il s'agit de sa première année d'expérience et c qu'il est cadre. Dans la réalité, les débuts de carrière des cadres peuvent être plus chaotiques : notre aspirant peut redoubler une année, échouer à des concours pour se réorienter. Il peut aussi ne pas trouver immédiatement un emploi, mais passer une année en stage, etc. Au total, nous trouvons dans nos données que le premier salaire de cadre ($W_{1,c}$) est perçu à un âge moyen de 26 ans, ce qui implique sept ans passés en études ou stages après un Bac qui aurait été obtenu à 18 ans.

Supposons maintenant que notre jeune homme ou jeune fille décide d'étudier la médecine. Sa trajectoire est la suivante : après 5 années d'études au cours desquelles le revenu est nul comme pour un aspirant cadre, notre étudiant(e) a encore une année d'étude avec un revenu nul, puis deux années d'internat rémunérées assez faiblement (I_1 et I_2), puis une, ou même deux années de remplacements chez des collègues avant installation dans son propre cabinet (R_1 et R_2). Enfin, notre médecin s'installe et perçoit ses honoraires $W_{1,m}$. Dans l'exemple que nous avons pris, il connaît sa première année d'expérience lors de la onzième année après son Bac.

C'est cette différence dans la longueur des études qui est invoquée par les médecins pour revendiquer une place exceptionnelle dans l'échelle des revenus. D'autres arguments sont utilisés, comme une durée hebdomadaire de travail particulièrement longue⁵ et un niveau de responsabilité parfois lourd à porter. On peut ajouter le concours en PCEM1, qui ajoute à la pénibilité des études à leur début. Du point de vue des cadres, on peut invoquer le risque de chômage qui affecte la chronique des revenus d'une incertitude. Au total, on peut comparer les carrières des cadres et des médecins à partir de la sixième année après le Bac, qui est la première année d'expérience du cadre. En adoptant une formalisation discrète du temps, on peut formaliser la valeur de la carrière des cadres de la façon suivante :

$$V_c = \sum_{t=1}^T \frac{1}{(1+r)^t} Inc_{c,t} \quad , \quad (3.1)$$

où la série des revenus $Inc_{c,t}$, $t = 1, \dots, T$ est définie par la chronique des $W_{t,c}$ tels qu'ils apparaissent dans le tableau ci-dessus.

La valeur de la carrière d'un médecin peut être écrite de la façon suivante :

$$V_m = \sum_{t=1}^T \frac{1}{(1+r)^t} (Inc_{m,t} - \gamma_t) \quad , \quad (3.2)$$

où la série des revenus $Inc_{m,t}$, $t = 1, \dots, T$ est définie par la chronique 0, I_1 , I_2 , R_1 , R_2 et $W_{t,m}$ et telle qu'elle apparaît dans le tableau ci-dessus. Les termes γ_t formalisent la désutilité associée à l'exercice de la médecine (durée du travail, responsabilité, etc.). Plus exactement, ils représentent la résultante de ses avantages et inconvénients. Nous avons détaillé ces derniers. En ce qui concerne les avantages, on

⁵Des enquêtes conduisent à une durée hebdomadaire de travail de plus de 50 heures en moyenne. Mais cette information résulte d'une auto-déclaration non vérifiée et impliquerait, quand on la rapproche du nombre de consultations connu par la CNAMTS, une durée de la consultation supérieure à ce que nous connaissons d'expérience. Par ailleurs, il faudrait avoir une connaissance de la durée hebdomadaire de travail effective des cadres.

peut penser au prestige social, à l'absence de hiérarchie et à la maîtrise de son temps de travail.

Dans un modèle de choix de carrière, il faudrait modéliser le risque associé au flux de revenu, surtout pour les cadres. Le choix résulterait de la maximisation de la valeur de la carrière, définie comme la somme actualisée des utilités espérées associées aux flux de revenus. Dans ce chapitre, nous nous bornons à analyser ex post les différentiels de carrières en supposant que les choix effectués par nos jeunes sont réalisés en anticipations parfaites.

Dans cette perspective, en l'absence de concours en PCEM1, on doit obtenir à l'équilibre : $V_m - V_c = 0$. Ceci implique que le différentiel de la valeur actualisée de la chronique des revenus des cadres et des médecins doit refléter la valeur actualisée de la désutilité associée à l'exercice de la médecine. On a :

$$\sum_{t=1}^T \frac{1}{(1+r)^t} \gamma_t = \sum_{t=1}^T \frac{1}{(1+r)^t} Inc_{m,t} - \sum_{t=1}^T \frac{1}{(1+r)^t} Inc_{c,t} \quad (3.3)$$

En principe, la désutilité associée à l'exercice de la médecine ne doit pas beaucoup évoluer dans le temps. Le différentiel observé ne devrait donc pas beaucoup bouger entre générations de médecins et de cadres. Cependant l'existence du concours entraîne la constitution d'une rente ($V_m - V_c > 0$) qui peut évoluer positivement avec la sévérité du concours.

Répérer les débuts de carrière

Une caractéristique de notre approche tient au fait que nous cherchons à repérer les débuts de carrières. Les développements précédents montrent qu'il faut tenir compte du temps supplémentaire passé par les médecins en études pour comparer les valeurs

de leurs carrières avec celles des cadres. Par ailleurs, l'analyse comparative des revenus nécessite un contrôle par le niveau de l'expérience.

Nous connaissons la date de début de carrière des médecins, définie par la date de leur installation en libéral. Mais le panel DADS ne comporte aucune information relative à la date d'entrée sur le marché du travail des salariés, et à donc à leur niveau d'expérience.

Notre approche diffère de celle habituellement employée dans les travaux réalisés à partir du panel DADS. Dans ces derniers, c'est l'âge du salarié qui est utilisé pour décrire l'évolution des carrières salariales (voir par exemple, Lollivier et Payen (1990), Bourdallé et Casès (1996) ou Koubi (2003)).

Utiliser l'âge présente l'inconvénient d'entraîner des problèmes d'identification lors de l'estimation des fonctions de gains puisque seuls les salariés nés une année paire sont observés dans les DADS. De ce fait, seuls les salariés ayant un âge pair sont observés lors des années paires, et inversement pour les âges impairs, ce qui crée des multicollinéarités strictes dans le modèle. On peut toutefois résoudre assez facilement cette difficulté en formalisant l'effet de l'âge par une fonction linéaire par morceaux (Lollivier et Payen, 1990).

Dans notre cas, se référer à l'âge reviendrait à ne pas tenir compte d'une différence essentielle entre les deux professions. Comparer les cadres et les médecins libéraux en fonction de leur âge revient en effet à négliger le fait que les médecins débutent leur carrière en moyenne cinq années plus tard que les cadres. Il est donc essentiel pour nous de distinguer âge et début de carrière et donc de repérer le début de carrière des cadres dans les DADS. Ceci nous permet de construire une mesure pertinente de l'expérience.

La méthode retenue pour repérer le début de carrière des cadres est décrite en détail en annexe. Le principe retenu est qu'un individu commence sa carrière lorsqu'il apparaît pour la première fois dans le panel, à condition que son salaire soit suffisant pour ne pas

correspondre à un travail d'appoint. Le panel initial couvrant la période 1976-2005, les débuts de carrière ne peuvent être reconstitués que pour les salariés qui apparaissent pour la première fois en 1977. Cette date d'entrée sur le marché du travail ainsi repérée peut toutefois ne pas correspondre au véritable début de carrière des individus. En effet, les "petits boulots" pendant les études, les jobs d'été ou les stages sont répertoriés dans le panel. Il s'agit de les identifier, afin de ne comptabiliser l'expérience des individus qu'à partir de l'année où ils débute véritablement leur carrière.

Les débuts de carrière sont alors repérés par la date correspondante. Les "cohortes" sont comprises entre 1977 et 2003. L'expérience, définie comme la différence entre la date d'observation et la date de début de carrière, est comprise entre 1 et 28 ans.

A quels cadres peut-on comparer les médecins ?

Compte tenu du modèle de choix de carrière auquel nous nous référons, nous ne souhaitons pas comparer les médecins à l'ensemble des cadres mais aux individus qui sont cadres dès le début de leur carrière. De nombreux individus deviennent cadres par promotion au cours de leur vie professionnelle. Mais cette catégorie ne correspond pas à l'hypothèse d'un niveau d'étude initial à Bac + 5.

Plusieurs possibilités s'offrent à nous :

- Imposer que l'individu soit cadre sur l'ensemble de sa carrière. Adopter cette définition réduit considérablement la taille de l'échantillon disponible car les salariés observés ont très rarement la même catégorie socio-professionnelle sur toute leur carrière. Deux raisons à cela : d'une part, lorsqu'elles remplissent la DADS, les entreprises ne remplissent pas la catégorie socio-professionnelle de leurs salariés mais le libellé de l'emploi. La CS est ensuite réinterprétée à partir de ce libellé, ce qui peut conduire à des incohérences ainsi que des fluctuations non expliquées d'une année sur l'autre. Par ailleurs, le changement de nomenclature des PCS intervenu en 1982 (effectif à compter de 1984 dans les DADS) a pu avoir des conséquences

importantes sur la définition de la catégorie socio-professionnelle "cadre".

- Imposer que les salariés soient cadres lors de leur première année d'exercice et au moins une fois sur la période 1993-2004. Il s'agit de cadres du secteur privé, c'est à dire des cadres administratifs et commerciaux d'entreprise (catégorie 37) et des ingénieurs et cadres techniques d'entreprise (catégorie 38).

C'est cette dernière définition qui est retenue pour l'étude⁶. Dans cet échantillon de cadres, 70% sont cadres sur toute la période d'observation 1984-2004⁷.

Champ conservé

Médecins et cadres sont observés sur la période 1984-2003.

Les trajectoires professionnelles peuvent être reconstituées pour les cadres entrés sur le marché du travail à partir de 1977. Les carrières des cadres et des médecins sont donc comparées pour les individus ayant débuté leur carrière entre 1977 et 2004. Seuls les individus présents au moins deux années dans le panel sont conservés. Par ailleurs, la méthode de reconstitution des débuts de carrière est difficile pour les cadres des cohortes anciennes⁸. Au total nous conservons uniquement des cadres installés entre 1980 et 2003.

⁶Imposer que les individus soient cadres sur leurs cinq premières années de carrière ne modifie pas la structure de la "pyramide des cohortes" décrite ci-après mais réduit considérablement la taille de l'échantillon.

⁷85% des individus de cet échantillon sont cadres sur toute la période 1984-2004 à une année près. Cela semble indiquer des erreurs de saisie. En effet, on observe majoritairement le cas d'individus cadres du secteur privé sur toutes les années d'observations sauf sur une année où, bien qu'ils n'aient pas changé d'entreprise, la CS qui leur est associée est l'équivalent en profession intermédiaire de leur profession de cadres (par exemple : professions intermédiaires administratives et commerciales des entreprises au lieu de cadres administratifs et commerciaux d'entreprise). Par ailleurs, une part non négligeable de cadres oscillent entre deux CS dont les limites ne sont pas très bien définies : cadres et chefs d'entreprise.

⁸Pour des cadres absents en 1976 mais présents en 1977, on attribue 1977 comme date de début de carrière. Or, il se peut que l'absence des données en 1976 ne soit liée qu'à un problème de suivi des individus pour les années anciennes dans le panel. A ce titre, les âges de début de carrière des cadres des cohortes anciennes (1977 à 1979) sont anormalement élevés (31 ans en moyenne), ce qui suggère des problèmes dans le repérage des débuts de carrière. Nous préférons conserver uniquement des cohortes pour lesquelles la profondeur temporelle est suffisamment élevée et dont la date du début de carrière est connue avec certitude.

Pour raisonner sur un champ identique, il en est de même pour les médecins. Cadres et salariés ont donc entre 1 et 25 ans d'expérience sur la période considérée ; ils ne sont pas observés sur l'ensemble de leur carrière.

Nous travaillons à partir des salaires nets des cadres, à savoir les salaires nets des cotisations sociales, de la CSG et de la CRDS. Tels qu'ils sont construits, c'est à ces salaires que les revenus des médecins sont comparables. Dans la suite de ce chapitre, on appelle revenus des cadres leurs salaires nets et revenus des médecins leurs honoraires nets de charges. Il s'agit de revenus annuels.

Deux choix peu communs sont effectués pour l'étude des carrières. Ils sont cependant nécessaires afin de rendre comparables les populations de cadres et de médecins sur lesquelles nous travaillons. Les cadres à temps plein ne sont pas distingués des cadres à temps partiel et nous ne calculons pas non plus de salaire équivalent temps plein⁹. En effet, nous ne connaissons pas le nombre d'heures travaillées par les médecins. Par ailleurs, nous ne travaillons pas sur les salaires annualisés des cadres. En effet, le nombre de jours travaillés dans l'année est présent dans les DADS, mais ne figure pas dans le panel de médecins. Cependant, une analyse de robustesse des résultats, réalisée pour les estimations économétriques de la partie 3.5, montre que ces choix ont peu d'influence sur les profils de carrière estimés pour les cadres (voir graphiques 3.C et 3.D en annexe).

Pour des raisons de fiabilité de l'information, nous excluons les médecins installés dans les DOM et faisons de même pour les cadres par souci de comparabilité des champs. Pour les mêmes raisons que celles invoquées dans les chapitres 1 et 2, nous ne conservons pas les médecins du secteur 2, trop hétérogènes en ce qui concerne les généralistes.

En résumé, l'échantillon final de cadres comporte 187 756 observations relatives à 22 618 cadres. Dans toute cette étude, nous entendrons par "cadres" les salariés

⁹La distinction des cadres à temps plein et à temps partiel est possible car, dans les DADS, une variable décrit la condition d'emploi des salariés (temps complet ou non). Par ailleurs, nous disposons du nombre d'heures travaillées dans l'année.

appartenant à l'échantillon mentionné ci-dessus : ce sont des individus cadres lors de leur première année d'exercice et cadres au moins une fois sur la période. Ils ne sont pas nécessairement cadres sur toutes les années d'observation dans le panel. L'échantillon final de médecins comporte 55 031 observations relatives à 4 524 médecins. Pour les cadres et les médecins, ce sont les cohortes 1980-2003 qui sont observées sur les années 1984-2004. L'expérience des individus observés dans ces deux échantillons peut varier entre 1 et 25 ans.

3.3 Analyse descriptive des débuts de carrière et des revenus

3.3.1 Démographie comparée des cadres et des médecins

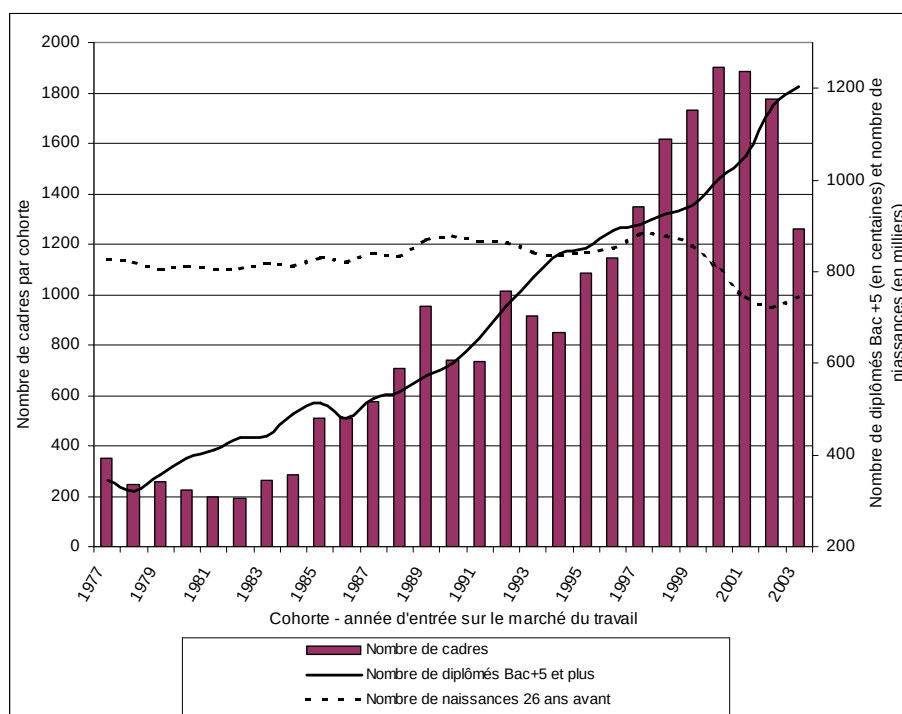
On peut construire sur le modèle du chapitre 1 une pyramide des cohortes des cadres comparable à celle des médecins. Celle-ci est présentée sur les graphiques 3.2 et 3.3. La variable de cohorte n'est initialement pas continue, en raison de l'absence de données en 1981, 1983 et 1990. Nous avons reconstitué une variable de cohorte "continue" sur 1980-2003 avec une méthode décrite en annexe.

La pyramide des cohortes des cadres représente le nombre de cadres par cohorte, la cohorte étant définie par l'année d'entrée sur le marché du travail. Le nombre de cadres n'a cessé de croître depuis la fin des années 1970. La forme de cette pyramide résulte de l'évolution du nombre de diplômés et de la conjoncture sur le marché du travail dont l'impact sur les cadres peut être mesuré par l'évolution du taux de chômage des cadres.

Le graphique 3.2 représente l'évolution du nombre de diplômés Bac +5 et plus des universités (DEA, DESS, Doctorats), des écoles de commerce et des écoles d'ingénieurs en juin de l'année précédant la date de début de carrière. Par exemple, les effectifs de

la cohorte 1980 sont comparés au nombre de diplômés de juin 1979¹⁰. L'augmentation du nombre de cadres appartenant aux cohortes 1977 à 2003 s'explique par la croissance de la proportion de diplômés Bac+ 5 sur la période. Le nombre de diplômés augmente rapidement sur la période alors que la taille des cohortes est plutôt stable (on a représenté le nombre de naissances 26 années avant la date de début de carrière, où 26 ans représente l'âge moyen d'entrée sur le marché du travail des cadres).

GRAPHIQUE 3.2 : Pyramide des cohortes des cadres (nombre de cadres par année de début de carrière), nombre de diplômés bac+5 et plus l'année précédant la date d'entrée sur le marché du travail et nombre de naissances 26 ans auparavant.



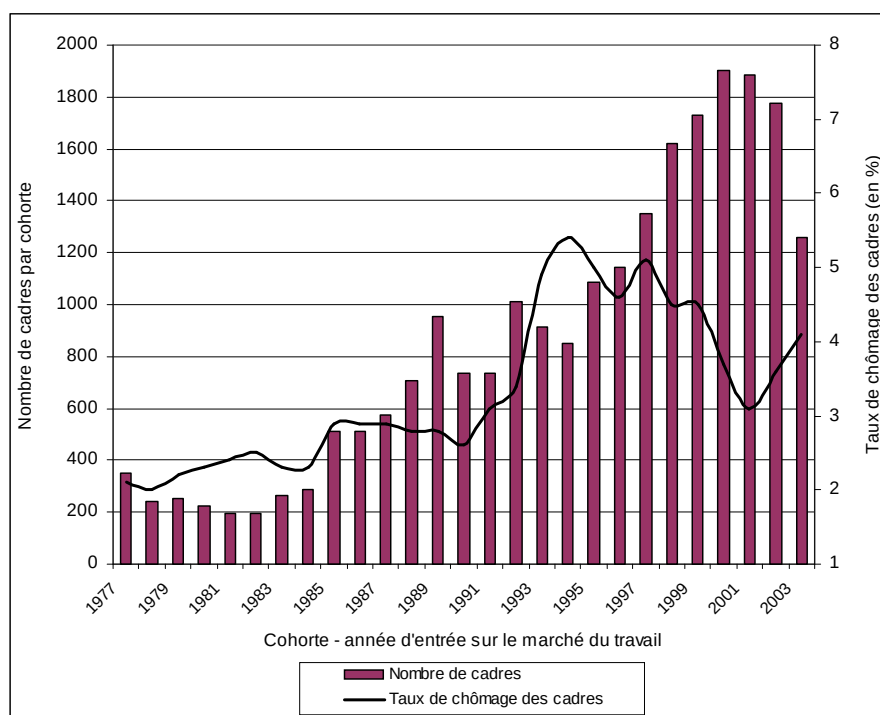
Lecture : Il s'agit de salariés cadres lors de leur première année d'exercice, puis cadres au moins une fois sur la période 1993-2004. Ils sont présents au moins deux années dans le panel des DADS ; Nombre total de cadres : 23 268.

Source : Panel DADS (INSEE) 1984-2004.

¹⁰Ces données sont disponibles, pour chaque année de 1976 à 2002, dans la base documentaire du service de documentation statistique de la Direction de l'Évaluation et de la Prospective (DEP), Ministère de l'Éducation Nationale, de l'Enseignement et de la Recherche (<http://www.infocentre.education.fr/acadoc/>).

Les effectifs de cadres entrant sur le marché du travail augmentent régulièrement sur toute la période. On constate une diminution du nombre de cadres installés entre 1993 et 1995 et une forte croissance des effectifs pour les années 1998 à 2001, supérieure à celle des diplômés. La conjoncture économique de la période, en particulier le taux de chômage des cadres, permet d'expliquer ces années atypiques (graphique 3.3) : la diminution du nombre de cadres installés entre 1993 et 1995 s'explique par la très forte progression du taux de chômage des cadres ; l'augmentation des effectifs de la période 1998-2001, par une diminution de ce dernier¹¹.

GRAPHIQUE 3.3 : Pyramide des cohortes des cadres (nombre de cadres par année de début de carrière) et taux de chômage des cadres.

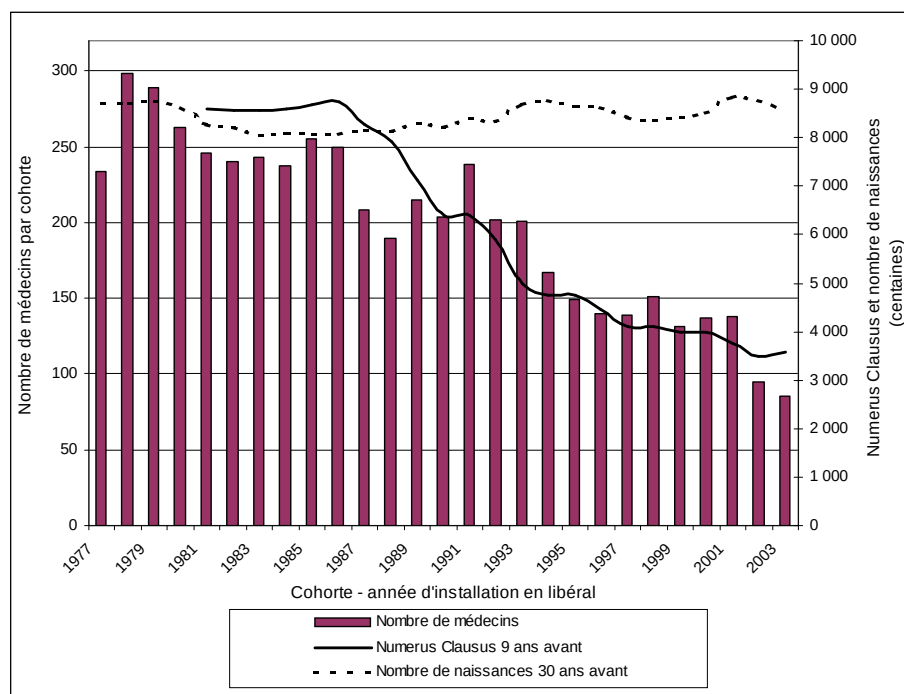


Lecture : Il s'agit de salariés cadres lors de leur première année d'exercice, puis cadres au moins une fois sur la période 1993-2004. Ils sont présents au moins deux années dans le panel des DADS ; Nombre total de cadres : 23 268. Source : Panel DADS (INSEE) 1984-2004.

¹¹ La forte progression du taux de chômage au milieu des années 1995 et sa diminution au début des années 2000 n'est pas spécifique aux cadres : elle a touché l'ensemble des professions.

Le graphique 3.4 reprend la pyramide des cohortes des médecins présentée au chapitre 1 (graphiques 1.1 et 1.2). Comme elle est ici restreinte aux cohortes étudiées (1977-2003), on n'observe pas la forte croissance des effectifs du début des années 1970. On observe uniquement la diminution du nombre de médecins installés à partir de la fin des années 1970, conséquence de la mise en place du *numerus clausus*.

GRAPHIQUE 3.4 : Pyramide des cohortes des médecins (nombre de médecins par année d'installation en libéral), *numerus clausus* 9 années précédant la date d'installation en libéral et nombre de naissances 30 ans auparavant.



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

Source : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1984-2004.

Ces deux pyramides, pour les cadres et les médecins, sont directement comparables car leur conception est identique. On y représente le nombre de cadres et de médecins installés chaque année entre 1977 et 2003 et observés sur la période 1984-2004.

La comparaison des pyramides des cadres à celles des médecins permet d'expliquer les différences de niveau d'expérience moyen observées dans le tableau 3.1. En 2004, les cadres ont en moyenne 9 ans d'expérience contre 14 ans pour les médecins. La structure différente des pyramides permet d'expliquer le fait que les cadres de notre échantillon soient en moyenne beaucoup plus jeunes que les médecins : les cohortes les plus nombreuses de médecins ont débuté dans les années 1980 ; les cohortes les plus nombreuses de cadres ont débuté à la fin des années 1990. Comparer la rémunération des deux professions nécessite de raisonner à niveaux d'expérience identiques.

Pour cela, on pourrait estimer des fonctions de gains en utilisant une méthode comparable à celle du chapitre 1. Toutefois, identifier les effets de la date, de la cohorte et de l'expérience requiert l'ajout d'une contrainte linéaire en plus de celles définissant une référence pour chaque effet fixe. Pour les médecins, le choix d'une contrainte sur l'effet cohorte est justifié par notre connaissance historique de la période ainsi que par des résultats empiriques. En particulier, l'absence de colinéarité entre les trois effets en raison des interruptions de carrière permet d'estimer le modèle sans contrainte. Dans ce cas, la contrainte sur l'effet temporel est très nettement rejetée par un test de Fisher alors que la contrainte d'absence de tendance sur l'effet cohorte est acceptée. Les cadres ont également des interruptions de carrière : le modèle est identifiable sans contrainte. Mais le test de Fisher ne permet de valider aucune contrainte. Par ailleurs, les études menées jusqu'à présent adoptent des contraintes différentes (sans donner de justification au choix retenu) : Bourdallé et Casès (1996) imposent l'absence de tendance sur l'effet temporel alors que Lollivier et Payen (1990) choisissent d'imposer l'absence de tendance sur l'effet cohorte.

Compte tenu de ces incertitudes, il n'est pas possible d'utiliser la même méthode que dans le chapitre 1 pour mener une comparaison pertinente des revenus des médecins et des cadres. On choisit donc de centrer l'analyse sur une démarche descriptive de nature

non paramétrique, sans autre contrainte que la définition des groupes de cohortes. Cette approche est suffisante pour aller au bout de la comparaison de la valeur des carrières des cadres et des médecins. Dans un deuxième temps, nous retournons à une analyse plus économétrique pour comparer les profils de carrière des cadres et des médecins.

Le tableau 3.2 décrit les groupes de cohortes retenus et le nombre d'observations de chaque sous-échantillon. Trois groupes de cohortes sont retenus : les médecins et cadres installés entre 1980 et 1985, entre 1986 et 1992 et entre 1993 et 2003. Dans le chapitre 1 où on s'intéressait en premier lieu à l'identification des effets cohorte, nous avons rejeté la spécification en termes de groupes de cohortes, plus contraignante que l'ajout d'une contrainte linéaire sur les effets fixes cohorte. Ici, l'objectif est différent : on ne s'intéresse pas à l'estimation des effets cohorte. On souhaite plutôt comparer les revenus des médecins et des cadres à l'intérieur de chaque groupe de cohorte. Notons que les résultats présentés ici sont robustes au choix du groupage des cohortes.

Les groupes de cohortes sont choisis en fonction des résultats du chapitre 1. Les médecins des cohortes 1980 à 1985 puis 1986 à 1992 correspondent aux cohortes désavantagées. Ils se sont installés alors que le nombre de médecins en activité était très élevé, suite à l'arrivée massive de médecins dans les années 1970 et en raison de restrictions encore timides sur le *numerus clausus*. Les médecins des cohortes 1993 à 2003 sont les premiers à bénéficier de l'impact de la diminution du *numerus clausus* : leurs revenus se redressent considérablement, et en particulier pour les cohortes 1999 et suivantes. Puisque nous ne pouvons observer les cadres installés avant 1980, nous éliminons les cohortes de médecins correspondantes. En conséquence, nous ne considérons pas de cohortes anciennes, dont on a vu qu'elles étaient plutôt avantagées financièrement.

TABLEAU 3.2 : Description des échantillons de cadres et de médecins utilisés

	CADRES		MEDECINS		Plage d'expérience observée
	Observations	Individus	Observations	Individus	
Groupes de cohortes 1980-1985	32 373	1 823	23 949	1 484	1 – 25 ans
Groupes de cohortes 1986-1992	69 475	5 275	20 786	1 507	1 – 19 ans
Groupes de cohortes 1993-2003	85 908	15 520	10 296	1 533	1 – 12 ans
Ensemble	187 756	22 618	55 031	4 524	1 – 25 ans

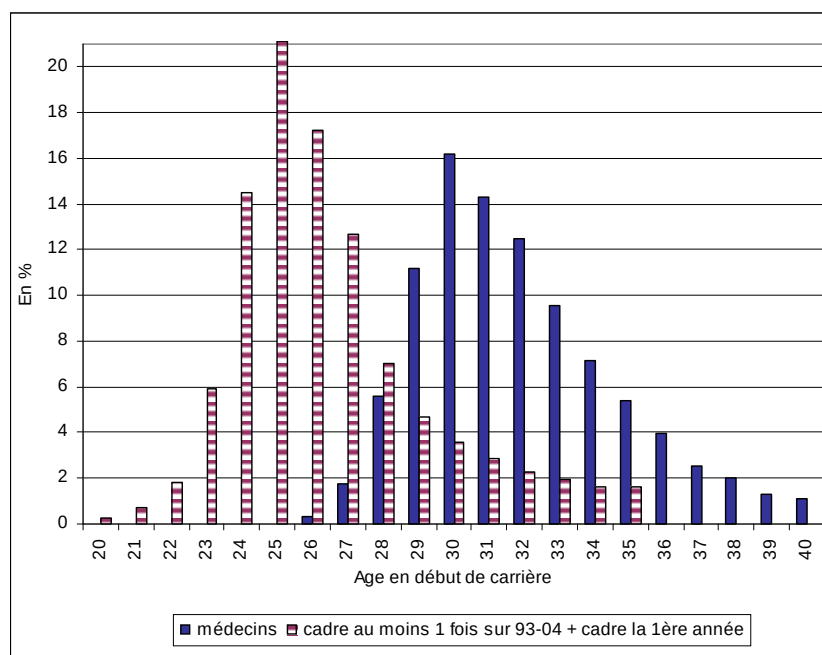
Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1984-2004 et panel DADS (INSEE) 1984-2004.

3.3.2 L'âge et les circonstances des débuts de carrière

Nous choisissons de comparer médecins et cadres de niveaux d'expérience identiques. Mais à date de début de carrière identiques, nos deux populations ont des caractéristiques très différentes. Les cadres s'installent en moyenne à 26 ans contre 30 ans pour les médecins. Le graphique 3.5 compare la distribution des âges de début de carrière des médecins et des cadres. Aucun médecin ne s'installe avant 26 ans et ils s'installent plus fréquemment entre 29 et 33 ans. La majorité des cadres retenus pour cette étude commencent leur carrière entre 24 et 27 ans¹². Cette distribution des âges de début de carrière est conforme à notre connaissance a priori des différences de longueurs d'études des cadres et des médecins : elle confirme notre méthode de repérage des débuts de carrière. En tout état de cause, les médecins commencent leur carrière cinq ans plus tard que les cadres, de 29 à 32 ans.

¹²Les âges de débuts de carrière sont tronqués à 35 ans car c'est un critère de repérage des véritables débuts de carrière (voir l'annexe). Les individus considérés comme trop âgés lors de leur début de carrière théorique (âge supérieur à 35 ans) ne sont pas conservés.

GRAPHIQUE 3.5 : Distribution des âges de début de carrière pour les cadres et les médecins



Source : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1984-2004 et panel DADS (INSEE) 1984-2004.

Le tableau 3.3 montre que la distribution des âges de début de carrière des médecins s'est profondément modifiée au cours des années. Les cohortes récentes s'installent de plus en plus tard : en moyenne à 34 ans pour les médecins des cohortes 1993 à 2003 contre 30,7 ans pour les médecins des cohortes 1980 à 1985. L'augmentation de l'âge à l'installation résulte de la conjonction de deux effets : i) la hausse de la durée des études de médecine ; ii) l'augmentation de la durée entre la thèse et l'installation en libéral.

La durée des études s'est allongée en moyenne de 2 ans entre les médecins qui ont débuté leur carrière dans les années 1980 et ceux qui ont débuté à la fin des années 1990. Tous ces médecins ont connu la mise en place du *numerus clausus* qui a conduit à rallonger la durée moyenne des études de 1 an, en raison de redoublements plus

probables en fin de première année. En revanche, la réforme des études médicales de 1984, qui crée la distinction entre internat (pour la formation aux spécialités médicales) et résidanat (pour l'accès à la formation de médecin généraliste) a profondément modifié la durée des études pour être médecin généraliste. Avant cette réforme, le troisième cycle des études médicales (composé de stages en milieu hospitalier ou auprès d'un médecin généraliste) durait un an. Après 1984, il passe à deux années, puis à deux ans en demi à partir de 1997.

Par ailleurs, les médecins s'installent à leur compte de plus en plus tardivement. La pratique des remplacements avant l'installation est courante. Près de neuf médecins généralistes sur dix ont effectués des remplacements avant de s'installer eux-mêmes (ONDPS, 2007). 10 % d'entre eux ont remplacé pendant plus de cinq ans et 48% moins de vingt mois. Herzlich et al. (1993) indiquent que la durée avant l'installation en libéral reflète les tensions plus ou moins fortes quant aux possibilités d'installation. Si elle se prolonge, elle peut témoigner d'une difficulté à s'installer. Ce constat ne semble pas pouvoir expliquer de façon convaincante la très forte augmentation de la durée entre thèse et installation en libéral : les médecins installés entre 1993 et 2003 ont attendu près de deux ans et demi après leur thèse avant de s'installer à leur compte. Or ces médecins sont ceux qui, en comparaison des cohortes 1986 à 1992, ont bénéficié de la forte diminution des effectifs médicaux suite à la mise en place du *numerus clausus* et pour qui les débuts de carrière ont été favorisés. Cette plus longue durée avant l'installation reflète donc probablement une modification du mode de pratique des médecins.

TABLEAU 3.3 : Evolution des débuts de carrière des médecins par groupes de cohortes

	Groupes de cohortes 1980 à 1985	Groupes de cohortes 1986 à 1992	Groupes de cohortes 1993 à 2003
Age à l'installation : moyenne	30,7	31,9	34
Age à l'installation : 1 ^{er} quartile	29	30	31
Age à l'installation : médiane	30	31	33
Age à l'installation : 3 ^{ème} quartile	32	33	36
Durée moyenne des études	9 ans	10 ans	11 ans
Durée moyenne entre la thèse et l'installation en libéral	0,98 ans	1,49 ans	2,32 ans

Source : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1984-2004

En comparaison, les âges de début de carrière des cadres sont restés très stables. Le tableau 3.4 montre que les cadres de notre échantillon s'installent autour de 26 ans, quelle que soit la cohorte. La distribution des âges de début de carrière est identique pour toutes les cohortes.

TABLEAU 3.4 : Evolution des débuts de carrière des cadres par groupes de cohortes

	Groupes de cohortes 1980 à 1985	Groupes de cohortes 1986 à 1992	Groupes de cohortes 1993 à 2003
Age à l'installation : moyenne	26,7	26,3	26,3
Age à l'installation : 1 ^{er} quartile	25	25	25
Age à l'installation : médiane	26	26	26
Age à l'installation : 3 ^{ème} quartile	28	27	27

Source : Panel DADS (INSEE) 1984-2004.

Ces premiers résultats montrent que la carrière des médecins généralistes libéraux tend à devenir plus courte que celle des cadres pour les cohortes récentes. En 2001 et 2002, l'âge moyen de cessation d'activité était de 64,8 ans pour les médecins généralistes n'ayant pas bénéficié du MICA et de 64,3 pour les médecins en ayant bénéficié (Billaut,

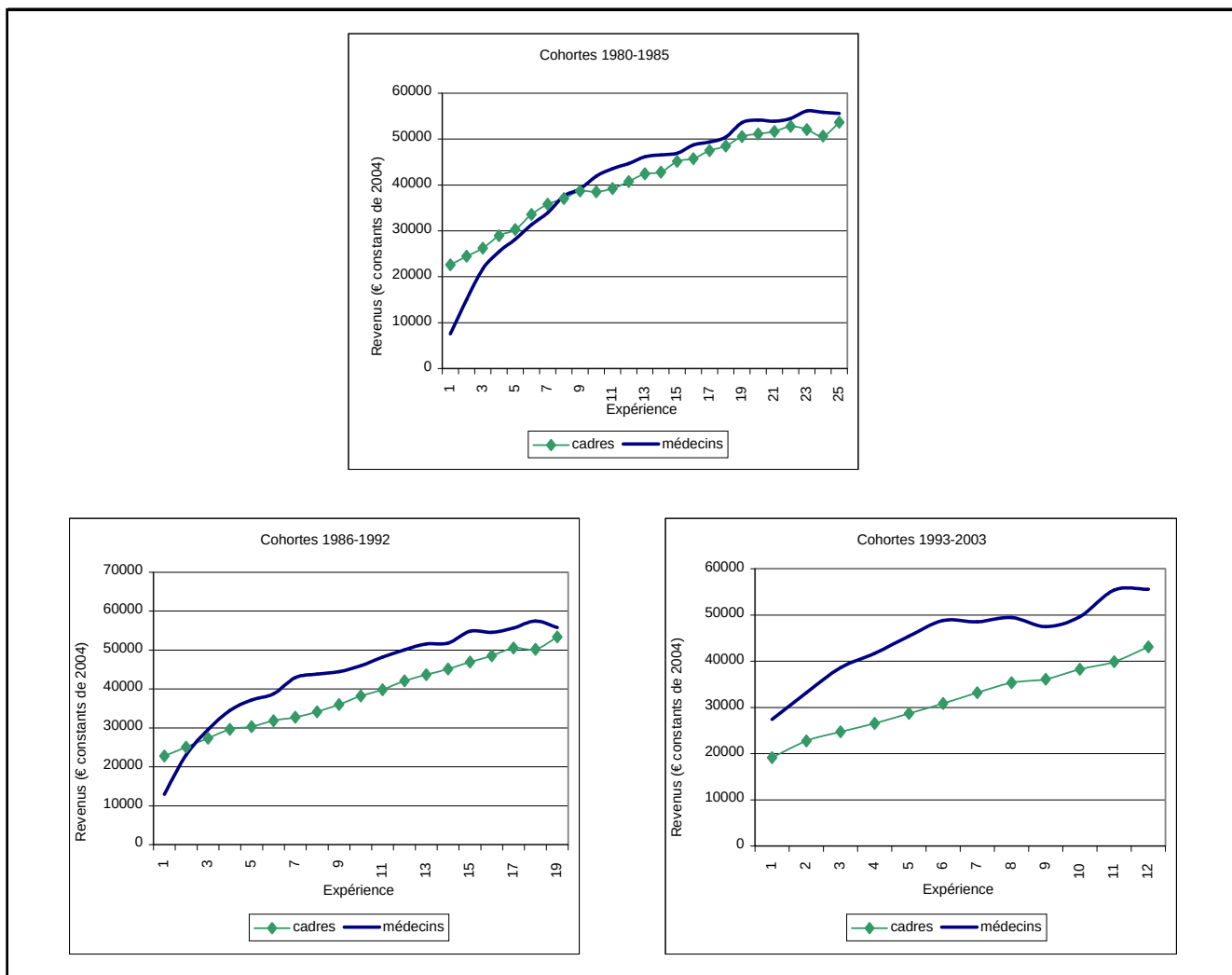
2006b). Les médecins des cohortes les plus anciennes (1980 à 1985) se sont installés en moyenne 5 années après les cadres, mais partiront probablement à la retraite en moyenne 5 ans après ces derniers. Pour les cadres et médecins de ces cohortes, les carrières sont d'une durée comparable.

3.3.3 Comparaison des revenus des cadres et des médecins

Les graphiques 3.6 et 3.7 permettent de comparer les revenus moyens des médecins et des cadres¹³, par groupes de cohortes. A expérience identique, les revenus des médecins des cohortes anciennes (cohortes 1980-1985) ne sont pas très différents de ceux des cadres. Les écarts de rémunération sont plus marqués pour les cohortes suivantes et en particulier les cohortes 1993-2003. A niveau d'expérience identique, les revenus d'un médecin sont 40 à 60% plus élevés que ceux des cadres pour les cohortes les plus récentes. Le graphique 3.7 montre que l'amélioration relative de la situation des médecins par rapport aux cadres est due à un seul facteur : la progression des revenus des médecins pour les cohortes les plus récentes. Les revenus des médecins appartenant aux cohortes 1993-2003 sont plus élevés que ceux de la cohorte 1986-1992 qui sont eux-mêmes supérieurs à ceux de la cohorte 1980-1985. Ce résultat est en cohérence avec les résultats du chapitre 1. En comparaison, les revenus des cadres sont restés très stables entre les différentes cohortes.

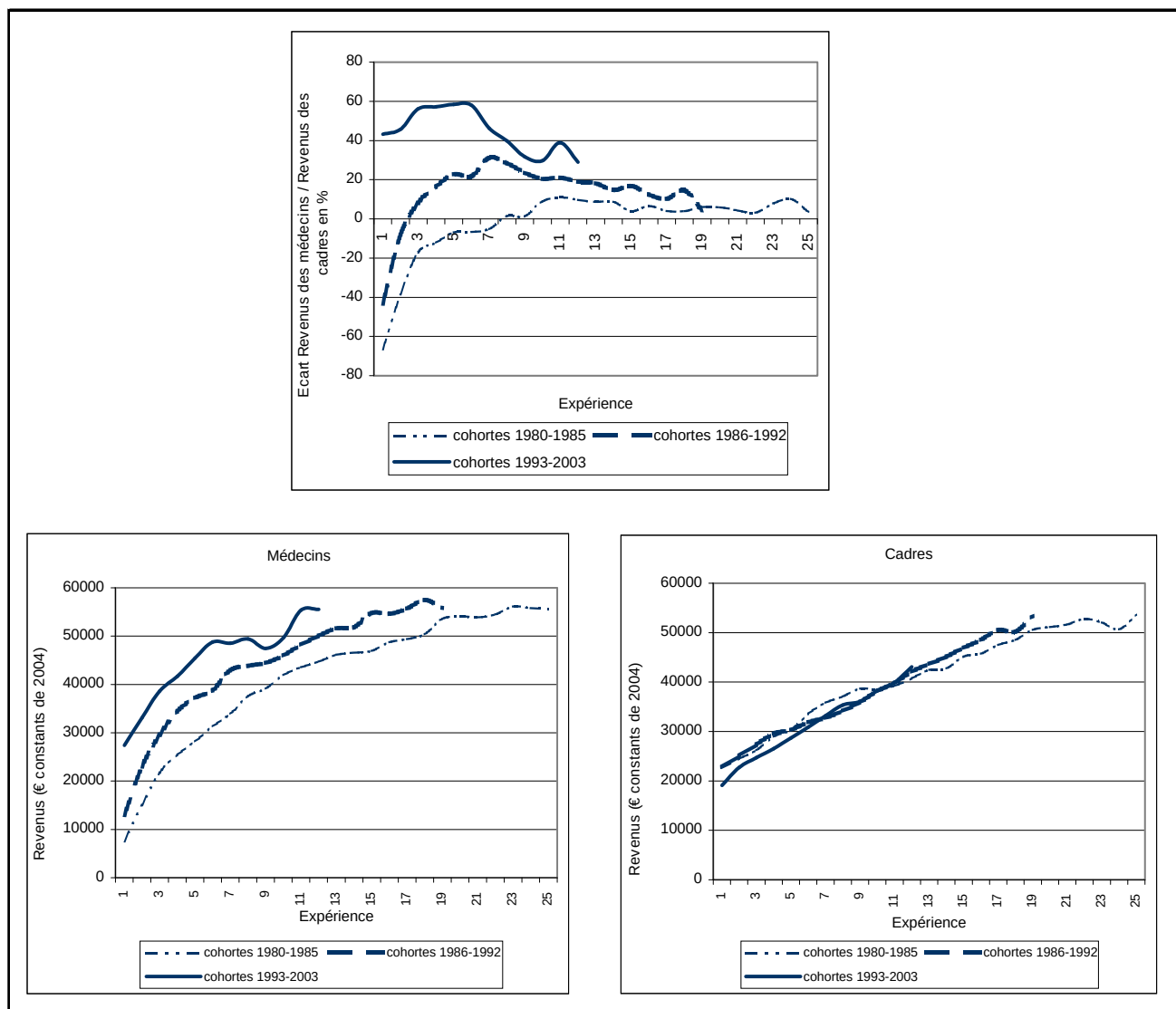
¹³On calcule une moyenne géométrique.

GRAPHIQUE 3.6 : Moyennes géométriques des revenus des médecins et des cadres (en € constants de 2004), par groupes de cohortes et niveau d'expérience



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1984-2004 et panel DADS (INSEE) 1984-2004.

GRAPHIQUE 3.7 : Comparaison des revenus des médecins et des cadres (en € constants de 2004), par groupes de cohortes et niveau d'expérience



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1984-2004 et panel DADS (INSEE) 1984-2004.

En moyenne, à expérience identique, les revenus des médecins sont supérieurs à ceux des cadres. Cette analyse omet toutefois un élément important, nécessaire à la comparaison des carrières des cadres et des médecins : les médecins démarrent leur carrière en moyenne cinq années après les cadres. A 36 ans, un cadre a acquis en moyenne

10 années d'expérience contre seulement 5 pour un médecin. En revanche, à niveau d'expérience identique, les revenus des médecins semblent plus élevés que ceux des cadres. Le manque à gagner des médecins en début de carrière est-il compensé par leur supplément de revenus au cours de leur carrière ? Pour répondre à cette question, nous comparons la valeur des carrières des médecins et des cadres.

3.4 Comparaison des valeurs des carrières

La valeur théorique de la carrière du cadre définie plus haut peut être mesurée sur nos données, puisqu'elle ne dépend que des éléments du revenu qui sont observés :

$$V_c = \sum_{t=1}^T \frac{1}{(1+r)^t} Inc_{c,t}.$$

En revanche, la valeur théorique de la carrière du médecin comporte un élément inobservé : la chronique des désutilités γ_t . Nous devons donc nous borner à définir des mesures empiriques $\tilde{V}_c$ et $\tilde{V}_m$ des valeurs des carrières, V_c et V_m , définies par :

$$\begin{aligned} \tilde{V}_c &= V_c \\ \tilde{V}_m &= V_m + \sum_{t=1}^T \frac{1}{(1+r)^t} \gamma_t \end{aligned}$$

3.4.1 Construction des mesures des valeurs de carrières

Nous calculons la valeur actualisée présente des rémunérations des médecins et des cadres, sur la partie de leur cycle professionnel observée entre 1984 et 2004. Raisonner par groupes de cohortes permet de comparer les deux professions sur des durées de carrière identiques et à niveau d'expérience identique. Les médecins et cadres des cohortes

1980-1985 sont observés sur leurs 25 premières années de carrière ; ceux des cohortes 1986 à 1992 sur leurs 19 premières années et ceux des cohortes 1993 à 2003 sur leurs 12 premières années. Pour chaque individu i ($i = m$ ou c), on définit la somme des rémunérations actualisées S_i ($S_i = \tilde{V}_c$ ou $\tilde{V}_m$).

$$S_i = \sum_{t=1}^T \frac{W_{it}}{(1+r)^t}$$

où la chronique des W_{it} , $t = 1, \dots, T$ est définie, pour un cadre, par la chronique des $W_{t,c}$ et, pour un médecin, par la chronique $0, I_1, I_2, R_1, R_2, W_{t,m}$. On introduit l'indice i pour distinguer les individus entre eux, car nous allons mener une analyse de dominance stochastique sur les valeurs de carrières individuelles. On utilise un taux d'actualisation r de 3%¹⁴.

Trois éléments sont à prendre en compte dans le calcul des rémunérations actualisées :

- Médecins et cadres connaissent des interruptions de carrière dont il faut tenir compte
- A niveau d'expérience identique, médecins et cadres n'ont pas le même âge. Les cadres entrent sur le marché du travail en moyenne cinq années avant les médecins ; les médecins ont un manque à gagner en début de carrière par rapport aux cadres.
- 20% des médecins et des cadres sortent définitivement des données, alors même qu'ils n'ont pas atteint l'âge de la retraite. Ces individus influencent fortement la valeur de la carrière puisque la leur est tronquée. Nous ne les conservons pas dans le calcul des rémunérations actualisées.

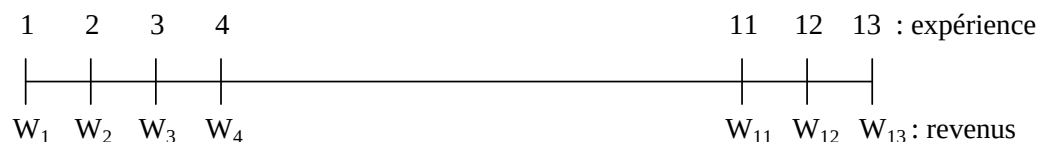
Nous ne connaissons pas les raisons des interruptions de carrière des cadres. Toutefois, puisque les salaires versés pendant les congès maternité ou les congès maladie sont

¹⁴Nous avons également utilisé des taux d'actualisation de 1% et 5%. Les résultats présentés dans l'étude empirique ci-après sont très peu sensibles au choix de ce taux.

repertoriés dans les DADS, ces périodes d'interruption sont essentiellement des périodes de chômage ou des départs transitoires vers la fonction publique ou l'exercice libéral. Pour les médecins, nous savons (chapitre 1) qu'il peut s'agir de départs transitoires vers le secteur 2, de changements de département (entraînant une perte du suivi du médecin pendant une courte période) ou encore d'autres raisons non observées (maladie, départ transitoire vers le salariat). Nous attribuons un revenu aux cadres et médecins pendant cette période d'interruption, correspondant à 75% du revenu de l'année précédant l'interruption¹⁵.

Les revenus actualisés des cadres sont calculés de la façon suivante. Prenons l'exemple d'un cadre appartenant à la cohorte 1992. Sur la période 1984-2004, il est observé pendant une durée maximale de 13 ans (lorsqu'il a entre 1 et 13 ans d'expérience). Trois cas de figurent se présentent :

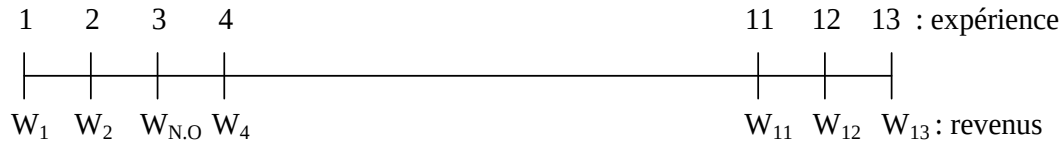
- Cas 1 : ce cadre n'a aucune interruption de carrière. La série de ses revenus peut être représentée de la façon suivante :



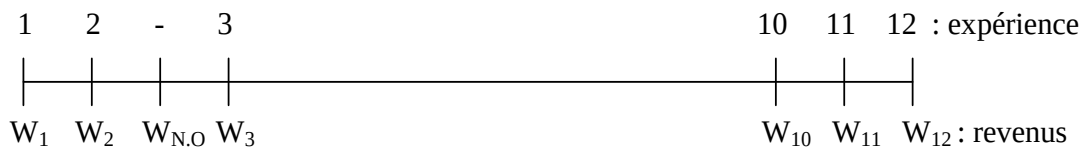
- Cas 2 : ce cadre a une "fausse" interruption de carrière. Il est absent des données pendant une année (par exemple en 1994), bien qu'il soit présent en 1993 et en 1995 et dans la même entreprise. Il s'agit d'un problème de suivi de l'individu,

¹⁵D'autres hypothèses ont été envisagées : i) aucun revenu pendant l'interruption ; ii) revenu égal à 50% du revenu de l'année précédente. Le choix d'une hypothèse plutôt qu'une autre n'influence pas la distribution de la somme des rémunérations actualisées des médecins, puisque les années d'interruptions de carrière ne représentent que 0,5% du total des observations. Les cadres sont plus nombreux à connaître des interruptions de carrière : les années d'interruptions de carrière représentent 7% de l'ensemble des observations. Attribuer un revenu égal à 50 ou 75% du revenu de l'année précédente ne modifie pas la distribution de la somme de leurs revenus actualisés. En revanche, n'attribuer aucun revenu pendant la période de l'interruption la sous-estime très nettement. Toutefois, ce dernier choix ne nous semble pas pertinent.

bien connu des utilisateurs des DADS (voir explication détaillée en annexe). On attribue un salaire pour l'année manquante (W_{NO}) : ce salaire correspond à la moyenne géométrique des salaires des deux années adjacentes. Pendant son année d'absence des données, le cadre acquiert de l'expérience. La série de ses revenus est définie ainsi :



- Cas 3 : le cadre a une vraie interruption de carrière, par exemple d'une durée d'un an. Son revenu est non observé (W_{NO}) cette année là : on lui attribue un revenu égal à 75% de son revenu (annualisé) de l'année précédente. Il n'accumule pas d'expérience, mais ce revenu estimé compte dans le calcul de la somme de ses rémunérations actualisées. Si la durée de l'interruption est inférieure à un an (six mois par exemple), on attribue au cadre le revenu qu'il a gagné pendant ses six mois en tant que salarié (revenu observé dans les DADS) et un revenu estimé pour les six mois suivants (correspondant à 75% des revenus gagnés sur les six premiers mois). La série des revenus est ici :



Pour comparer la somme des revenus actualisés des cadres à celle des médecins, deux approches sont retenues :

- Première approche : On compare la somme des revenus actualisés des médecins et des cadres sur une longueur de carrière identique (par exemple sur 13 années pour les individus de la cohorte 1992). Dans le calcul de la somme des rémunérations actualisées S_i , la chronique des W_{it} est définie, pour les cadres, par la chronique

des $W_{t,c}$ ($t = 1, \dots, 13$ dans notre exemple) et, pour les médecins, par la chronique des $W_{t,m}$ ($t = 1, \dots, 13$ également). La série des revenus des cadres et des médecins utilisée dans cette comparaison est la suivante :

W_1	W_2	W_3	W_4	W_5		W_{11}	W_{12}	W_{13}	: revenu cadres
1	2	3	4	5		11	12	13	: exp. cadres
26	27	28	29	30		36	37	38	: âge cadres
31	32	33	34	35		41	42	43	: âge médecins
1	2	3	4	5		11	12	13	: exp. médecins
W_1	W_2	W_3	W_4	W_5		W_{11}	W_{12}	W_{13}	: revenus med.

- Seconde approche : On compare la somme des revenus actualisés des médecins et des cadres sur la même longueur de temps (par exemple sur 13 années pour les individus de la cohorte 1992) mais en intégrant dans le calcul de la somme des revenus actualisés des médecins leur manque à gagner en début de carrière, lié à des études plus longues. Dans le calcul de la somme des rémunérations actualisées S_i , la chronique des W_{it} est définie, pour les cadres, par la chronique des $W_{t,c}$ ($t = 1, \dots, 13$ dans notre exemple) et, pour les médecins, par la chronique 0, I_1 , I_2 , R_1 , R_2 , $W_{t,m}$ ($t = 1, \dots, 8$). Le montant de la rémunération perçue pendant l'internat (I_1 et I_2) et pendant les années d'exercice en tant que médecin remplaçant (R_1 et R_2) est défini ainsi :

1. Dans notre exemple, les médecins ont deux années d'internat. En réalité, ce nombre varie entre un et trois ans en fonction de l'année de la soutenance de thèse (observée dans nos données)¹⁶. La rémunération brute annuelle des étu-

¹⁶En raison de la réforme de l'internat en 1984 puis en 1997, les médecins ayant soutenu leur thèse avant 1986 ont une seule année d'internat, les médecins ayant soutenu leur thèse entre 1986 et 1999 ont deux années d'internat et les médecins ayant soutenu leur thèse après 2000 ont trois années d'internat.

dians pendant leur internat est publiée chaque année au Journal Officiel¹⁷. Le médecin installé en 1992 (après deux années de remplacement) a probablement soutenu sa thèse en 1989 : sa rémunération I_1 pendant sa première année d'internat était d'environ 6 400€ nets annuels (€ constants de 2004) et de 7 500€ nets annuels en seconde année (valeur de I_2).

2. La rémunération d'un médecin remplaçant n'est pas fixe. Le médecin remplaçant perçoit une partie des revenus du médecin titulaire. Ce pourcentage est décidé entre le médecin titulaire et son remplaçant et il n'y a pas de règle pré-établie. Nous supposons que le montant des revenus du médecin titulaire est approximé par le montant moyen des revenus observés par année et région de thèse du médecin remplaçant¹⁸. Nous supposons également que le médecin titulaire rétrocède 60% de ses revenus au médecin remplaçant¹⁹. Au final, on attribue comme valeurs pour les revenus R_1 et R_2 , 60% des revenus moyens observés, l'année du remplacement, dans la région de thèse du médecin²⁰.

La série des revenus des médecins et des cadres utilisée pour le calcul des rémuné-

¹⁷Puisque nous travaillons sur les revenus *nets* des médecins, nous convertissons également ces rémunérations brutes en rémunérations nettes (des cotisations sociales, de la CSG et de la CRDS) en déduisant le taux de cotisation publié chaque année par l'INSEE (la rémunération des internes en médecine est inférieure au plafond de la sécurité sociale).

¹⁸Nous supposons par là que le médecin remplaçant effectue ses remplacements dans la même région que celle dans laquelle il a obtenu sa thèse.

¹⁹Nous avons effectué un balayage allant de 40 à 75%. La somme des revenus actualisés des médecins est insensible à ce choix pour les groupes de cohortes 1980 à 1985 et 1986 à 1992. En effet, pour ces cohortes, les revenus gagnés avant l'installation en libéral comptent pour une faible proportion de la somme des revenus actualisés (la carrière observée est relativement longue, comprise entre 13 et 25 ans). En revanche, il affecte un peu plus les résultats sur les groupes de cohortes 1993 à 2003 : pour ces cohortes, les revenus gagnés avant l'installation en libéral pèsent plus fortement sur la somme des revenus actualisés (carrière observée sur une durée plus courte, de 12 années maximum). Néanmoins, les classements obtenus dans la partie suivante demeurent robustes au choix de ce revenu de "remplacement".

²⁰Pour clarifier l'exposé, nous avons considéré le cas d'un médecin effectuant des remplacements pendant deux ans avant de s'installer en libéral. En pratique, nous connaissons le nombre d'années pendant lesquelles chaque médecin de notre échantillon a été médecin remplaçant. Pour 95% d'entre eux, celui-ci est compris entre 0 et 5 ans. Nous attribuons donc à chaque médecin un revenu de "remplacement" pendant la durée exacte pendant laquelle il a été médecin remplaçant.

rations actualisées est la suivante :

W_1	W_2	W_3	W_4	W_5	W_6			W_{11}	W_{12}	W_{13} : revenus cadres
1	2	3	4	5	6			11	12	13 : exp. cadres
26	27	28	29	30	31			36	37	38 : âge
					1			6	7	8 : exp. médecins
0	I_2	I_2	R_1	R_2	W_1			W_6	W_7	W_8 : revenus med.

3.4.2 Distribution des valeurs des carrières

Les tableaux 3.5 et 3.6 présentent la distribution de la somme des revenus actualisés des cadres et des médecins, par groupes de cohortes. Le tableau 3.5 présente les résultats obtenus en utilisant la première approche de comparaison des rémunérations actualisées : la chronique des W_{it} est définie, pour les médecins, par la chronique des $W_{t,m}$ ($t = 1, \dots, T$). Le tableau 3.6 présente les résultats obtenus en utilisant la seconde approche : la chronique des W_{it} est définie, pour les médecins, par la chronique $0, I_1, I_2, R_1, R_2, W_{t,m}$ ($t = 1, \dots, T - 5$).

Quels que soient les groupes de cohortes considérés, la somme des revenus actualisés des médecins est supérieure à celle des cadres, à presque tous les points de la distribution. Financièrement, il est plus avantageux d'être médecin que cadre. Intégrer le manque à gagner des médecins en début de carrière, lié à des études plus longues (tableau 3.6) ne diminue que légèrement l'avantage financier à être médecin.

TABLEAU 3.5 : Distribution de la somme des rémunérations actualisées des cadres et des médecins par groupes de cohortes (construction des rémunérations actualisées au moyen de la première approche)

	Groupes de cohortes 1980-1985		Groupes de cohortes 1986-1992		Groupes de cohortes 1993-2003	
	médecins	cadres	médecins	cadres	médecins	cadres
1^{er} décile	370 643	373 166	269 704	278 505	94 241	52 549
1^{er} quartile	542 778	488 792	421 724	358 785	171 227	85 014
Médiane	761 699	622 651	598 808	448 239	290 414	143 729
Moyenne	778 331	682 120	625 334	502 159	329 626	174 786
3^{ème} quartile	994 492	789 002	807 856	565 627	446 277	227 279
9^{ème} décile	1 216 070	1 015 606	1 029 682	723 636	627 829	324 476
Plage d'exp. utilisée	1 – 25 ans		1 – 19 ans		1 – 12 ans	

Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1984-2004 et panel DADS (INSEE) 1984-2004. ; Première approche de construction des rémunérations actualisées signifie que la chronique des W_{it} est définie, pour les médecins, par la chronique des $W_{t,m}$ ($t = 1, \dots, T$). et pour les cadres, par la chronique des $W_{t,c}$ ($t = 1, \dots, T$).

TABLEAU 3.6 : Distribution de la somme des rémunérations actualisées des cadres et des médecins par groupes de cohortes (construction des rémunérations actualisées au moyen de la seconde approche)

	Groupes de cohortes 1980-1985		Groupes de cohortes 1986-1992		Groupes de cohortes 1993-2003	
	médecins	cadres	médecins	cadres	médecins	cadres
1^{er} décile	306 161	373 166	252 768	278 505	125 470	52 549
1^{er} quartile	481 497	488 792	375 842	358 785	189 731	85 014
Médiane	692 541	622 651	557 241	448 239	286 305	143 729
Moyenne	706 751	682 120	535 110	502 159	316 472	174 786
3^{ème} quartile	917 615	789 002	715 971	565 627	415 520	227 279
9^{ème} décile	1 115 820	1 015 606	909 997	723 636	562 392	324 476
Plage d'exp. utilisée	1 – 25 ans		1 – 19 ans		1 – 12 ans	

Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1984-2004 et panel DADS (INSEE) 1984-2004 ; Seconde approche de construction des rémunérations actualisées signifie que la chronique des W_{it} est définie, pour les médecins, par la chronique 0, I_1 , I_2 , R_1 , R_2 , $W_{t,m}$ ($t = 1, \dots, T - 5$). et pour les cadres, par la chronique des $W_{t,c}$ ($t = 1, \dots, T$).

Ce dernier est mesuré plus précisément dans le tableau 3.7 qui présente les gains moyens et médians à être médecin plutôt que cadre, calculés à partir de la somme des revenus actualisés. Malgré leur durée d'études plus longue et leur début de carrière plus tardif que les cadres, les médecins des cohortes 1980 à 1985 gagnent, en moyenne, sur la partie de la carrière observée, 4% de plus que les cadres. Ceux des cohortes 1986 à 1992 gagnent 6% de plus que les cadres et ceux des cohortes 1993 à 2003, 81% de plus. L'avantage financier pour le dernier groupe de cohortes est énorme. On retrouve ici les résultats mis en évidence dans le chapitre 1. Les écarts de rémunération entre cohortes sont considérables. L'instauration du *numerus clausus* et sa diminution progressive jusqu'à des niveaux très faibles, a permis aux revenus des médecins de progresser de façon spectaculaire.

TABLEAU 3.7 : Mesure de l'avantage financier à être médecin plutôt que cadre, calculé par groupes de cohortes et selon les deux approches de comparaison des rémunérations

	Première approche de construction des rémunérations actualisées			Seconde approche de construction des rémunérations actualisées		
	Cohortes 1980-1985	Cohortes 1986-1992	Cohortes 1993-2003	Cohortes 1980-1985	Cohortes 1986-1992	Cohortes 1993-2003
Ecart moyen somme des rémun. médecins/cadres	1,14	1,24	1,89	1,04	1,06	1,81
Ecart médian somme des rémun. médecins/cadres	1,22	1,33	2,02	1,11	1,24	1,99

Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1984-2004 et panel DADS (INSEE) 1984-2004.

Notes : Première approche de construction des rémunérations actualisées signifie que la chronique des W_{it} est définie, pour les médecins, par la chronique des $W_{t,m}$ ($t = 1, \dots, T$). et pour les cadres, par la chronique des $W_{t,c}$ ($t = 1, \dots, T$) ; Seconde approche de construction des rémunérations actualisées signifie que la chronique des W_{it} est définie, pour les médecins, par la chronique 0, I_1 , I_2 , R_1 , R_2 , $W_{t,m}$ ($t = 1, \dots, T - 5$). et pour les cadres, par la chronique des $W_{t,c}$ ($t = 1, \dots, T$).

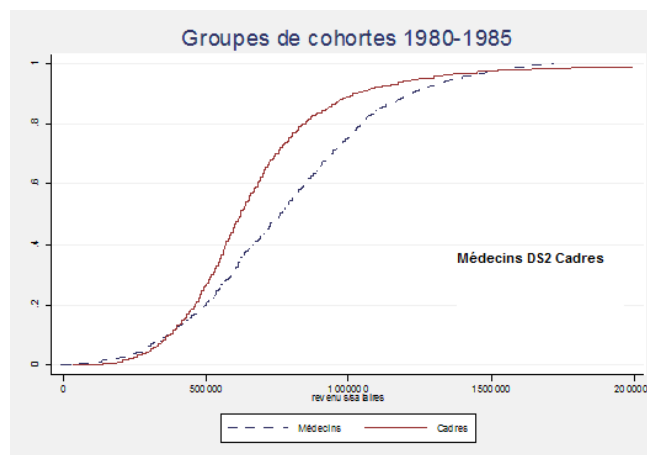
Ces résultats sont complétés par une approche en termes de dominance stochastique. Cette dernière permet de dépasser les comparaisons moyennes de rémunérations entre médecins et cadres (telles qu'elles sont présentées dans les graphiques 3.6 et 3.7 par exemple) et de prendre en compte l'ensemble de la distribution des rémunérations actualisées. Une telle analyse s'avère d'autant plus nécessaire que le chapitre 2 a révélé de fortes disparités de revenus chez les médecins généralistes et l'existence d'une grosse minorité de médecins aux revenus très faibles. On ne peut pas les identifier lorsqu'on travaille sur les moyennes des revenus.

Nous représentons les fonctions de répartition de la somme des rémunérations actualisées des cadres et des médecins sur les graphiques 3.8 à 3.13. Sur ces graphiques figurent également les résultats des tests de dominance stochastique. Les résultats obtenus avec ces tests sont les suivants. La distribution de la somme des revenus actualisés des médecins domine à l'ordre 2 celle des cadres pour les groupes de cohortes 1980-1985 et 1986-1992, mais à l'ordre 1 pour les groupes de cohortes 1993-2003²¹.

L'avantage relatif à être médecin a très fortement augmenté sur la période : il est plus élevé pour les médecins des cohortes récentes (l'écart de rémunération est évalué à 81%). Il n'y a aucune raison à ce que les responsabilités des médecins, la pénibilité ait augmenté autant sur la période. Ce sont donc plutôt des mécanismes de marché qui expliquent cette évolution. L'existence d'une rente pour les médecins résulte du concours à l'entrée des études de médecine. Cette rente a évolué positivement avec les restrictions sur le *numerus clausus*.

²¹Pour les tests de dominance stochastique, la dominance d'une profession sur l'autre est testée en utilisant 10 seuils de revenus : la valeur des déciles et du 95^{ème} centile.

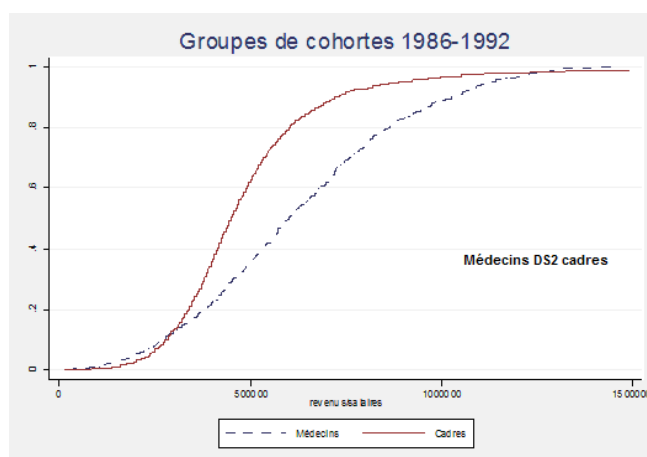
GRAPHIQUE 3.8 : Fonctions de répartition de la somme des rémunérations actualisées (construction selon la première approche) pour les médecins et les cadres (groupes de cohortes 1980 à 1985) et résultat du test de dominance stochastique



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1984-2004 et panel DADS (INSEE) 1984-2004.

Notes : Voir notes du tableau 3.5.

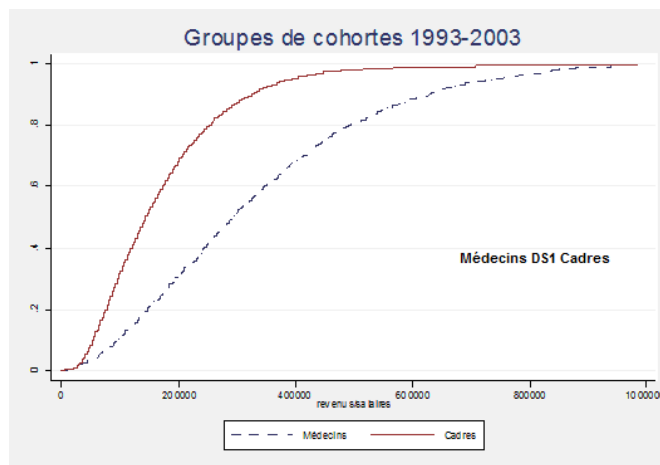
GRAPHIQUE 3.9 : Fonctions de répartition de la somme des rémunérations actualisées (construction selon la première approche) pour les médecins et les cadres (groupes de cohortes 1986 à 1992) et résultat du test de dominance stochastique



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1984-2004 et panel DADS (INSEE) 1984-2004.

Notes : Voir notes du tableau 3.5.

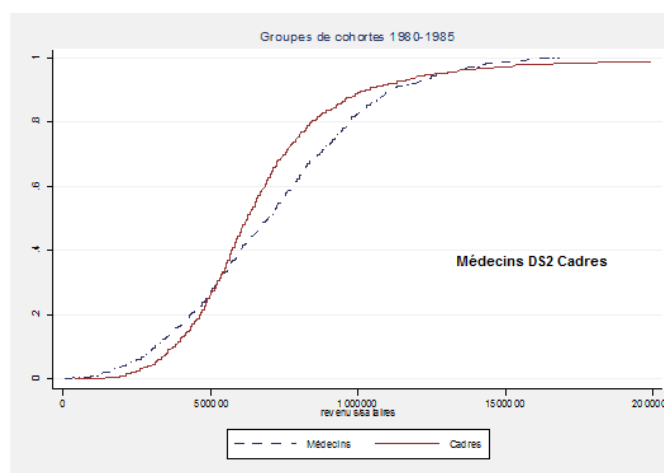
GRAPHIQUE 3.10 : Fonctions de répartition de la somme des rémunérations actualisées (construction selon la première approche) pour les médecins et les cadres (groupes de cohortes 1993 à 2003) et résultat du test de dominance stochastique



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1984-2004 et panel DADS (INSEE) 1984-2004.

Notes : Voir notes du tableau 3.5.

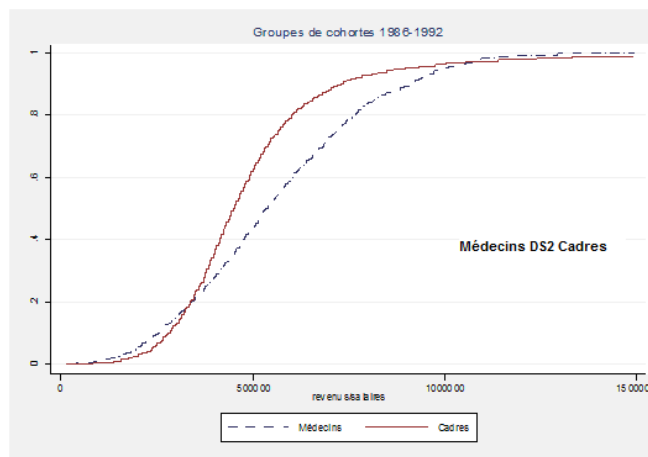
GRAPHIQUE 3.11 : Fonctions de répartition de la somme des rémunérations actualisées (construction selon la seconde approche) pour les médecins et les cadres (groupes de cohortes 1980 à 1985) et résultat du test de dominance stochastique



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1984-2004 et panel DADS (INSEE) 1984-2004.

Notes : Voir notes du tableau 3.6.

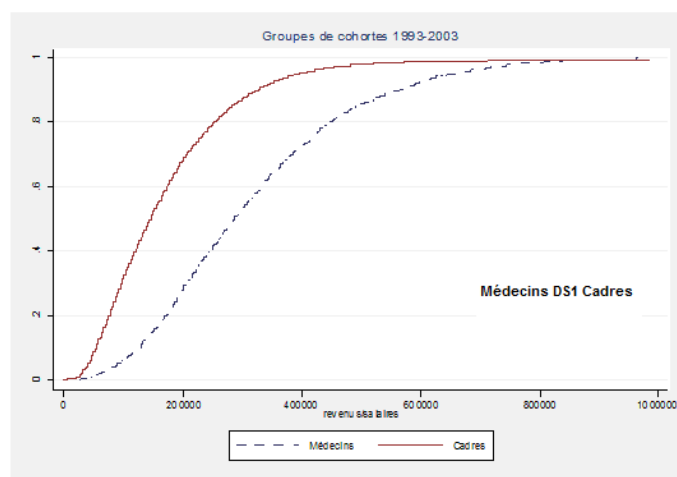
GRAPHIQUE 3.12 : Fonctions de répartition de la somme des rémunérations actualisées (construction selon la seconde approche) pour les médecins et les cadres (groupes de cohortes 1986 à 1992) et résultat du test de dominance stochastique



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1984-2004 et panel DADS (INSEE) 1984-2004.

Notes : Voir notes du tableau 3.6.

GRAPHIQUE 3.13 : Fonctions de répartition de la somme des rémunérations actualisées (construction selon la seconde approche) pour les médecins et les cadres (groupes de cohortes 1993 à 2003) et résultat du test de dominance stochastique



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1984-2004 et panel DADS (INSEE) 1984-2004.

Notes : Voir notes du tableau 3.6.

3.5 Retour à l'estimation des fonctions de gains

L'analyse précédente est centrée sur une démarche descriptive qui permet de comparer la valeur des carrières des cadres et des médecins. Nous adoptons maintenant une démarche économétrique pour comparer les profils de carrière des médecins et des cadres.

3.5.1 Spécification économétrique

Les résultats du chapitre 1 ont révélé un profil de l'expérience pour les médecins beaucoup plus contrasté que celui habituellement observé chez les salariés. En particulier, la décroissance des revenus des médecins à partir de douze années d'expérience n'est pas observée chez les salariés (Koubi, 2003b). Toutefois, pour comparer rigoureusement les profils de carrière des deux professions, il est nécessaire d'utiliser des spécifications identiques. Nous estimons donc deux fonctions de gains (une pour les médecins et une pour les cadres) en utilisant la même méthodologie.

La spécification retenue explique le logarithme des revenus y_{it} de l'individu i (médecin ou cadre) observé à la date t . Comme dans le chapitre 1, nous choisissons de conserver une grande flexibilité en utilisant des effets fixes pour spécifier l'effet temporel et l'effet expérience. En revanche, nous n'utilisons pas d'effets spécifiques "cohorte" mais "groupes de cohortes" (les trois groupes de cohortes définis précédemment). En effet, adopter la même spécification que dans le chapitre 1 nécessiterait l'ajout d'une contrainte linéaire pour identifier séparément les effets date, expérience et cohorte. Comme indiqué dans la partie 3.3.1, il n'est possible de valider aucune contrainte (absence de tendance sur l'effet cohorte ou absence de tendance sur l'effet temporel) pour l'estimation de la fonction de gains des cadres.

Pour les médecins et les cadres, on note y_{ict} le logarithme des revenus²² de l'individu i observé en t . Les estimations sont réalisées sur les années 1984 à 2004, pour des individus appartenant aux cohortes 1980 à 2003. Ils ont des niveaux d'expérience compris entre 1 et 24 ans.

Pour les médecins, la spécification est la suivante :

$$y_{it} = c_1 + D'_{it}b_1 + Z'_i d_1 + \eta_r + \alpha_e + \delta_t + \gamma_g + \varepsilon_{ict} \quad (3.4)$$

avec $i = 1, \dots, N$; $t = 1, \dots, T$; $e = 1, \dots, E$; $r = 1, \dots, R$; $g = 1, 2, 3$

A l'exception des effets cohortes, il s'agit de la même spécification que dans le chapitre 1. Le vecteur D'_{it} comprend des variables explicatives qui varient dans le temps : la densité médicale des omnipraticiens et la densité des spécialistes dans le département d'exercice du médecin i . Z'_i inclut des variables explicatives propres au médecin i , constantes dans la dimension temporelle, telles que le sexe, la durée entre l'année de thèse et l'année d'installation en libéral, le type d'activité en libéral (à temps complet ou non), la présence ou non d'un mode d'exercice particulier, le type d'aire urbaine. α_e est un effet fixe spécifique à l'expérience, δ_t est un effet fixe spécifique à l'année t et γ_c est un effet fixe spécifique au groupe de cohorte auquel appartient le médecin i . Enfin, η_r est un effet spécifique à la région d'exercice du médecin ($r = \text{Ile de France, Centre, Nord, Picardie, etc.}$).

De façon similaire, on considère la spécification suivante pour les cadres :

$$y_{it} = c_2 + X'_{it}b_2 + V'_i d_2 + h_r + a_e + d_t + g_g + \varepsilon_{ict} \quad (3.5)$$

avec $i = 1, \dots, N$; $t = 1, \dots, T$; $e = 1, \dots, E$; $r = 1, \dots, R$; $g = 1, 2, 3$

²²Il s'agit de revenus déflatés par l'indice des prix à la consommation.

Le vecteur X'_{it} comprend des variables explicatives qui varient dans le temps : le logarithme de la durée de paie, une fonction quadratique de l'ancienneté au sein de l'entreprise et une variable qui vaut 1 si le cadre a changé d'entreprise $t-1$ et t , mais sans interruption de carrière ("on the job search"). Nous incluons également des indicatrices relatives à la durée des interruptions de carrière, à la taille de l'entreprise du salarié, à son secteur d'activité ainsi qu'une indicatrice du travail à temps complet.

V'_i inclut des variables explicatives constantes, propres au cadre i : le sexe, le type d'aire urbaine, une indicatrice qui vaut 1 si l'individu est cadre sur l'ensemble de la période 1984-2004. a_e est un effet fixe spécifique à l'expérience, d_t est un effet fixe spécifique à l'année t et g_c est un effet fixe spécifique au groupe de cohorte du cadre i . Enfin, h_r est un effet spécifique à la région d'exercice du cadre.

Les modèles (3.4) et (3.5) sont estimés par moindres carrés ordinaires sur données empilées ainsi qu'en within. Parce que nous nous concentrons sur la comparaison des profils de carrière des cadres et des médecins, nous ne présentons ici que les résultats de l'estimation des effets spécifiques expérience (α_e et a_e) et année (δ_t et d_t).

La spécification within n'a pas été utilisée dans le chapitre 1. En effet, elle empêche toute identification de l'effet des variables constantes dans la dimension temporelle. Nous n'aurions alors pas pu estimer les effets cohortes qui nous intéressaient en premier lieu. Dans ce chapitre, nous nous concentrons essentiellement sur l'estimation de l'effet expérience et de l'effet temporel, qui peuvent être estimés en within.

Les estimations réalisées à partir du modèle (3.5) peuvent être affectées d'un biais d'attrition. 20% des cadres sortent définitivement de l'échantillon avant d'avoir atteint l'âge de la retraite : il s'agit de sorties prématurées du salariat. L'intuition première est qu'il s'agit de cadres insatisfaits de leur carrière salariale, c'est à dire du niveau de leur salaire ou de leurs conditions de travail. Mais ces sorties sont concentrées sur

la période 1993-2003, avec un pic entre 2001 et 2003. Il n'y a aucune sortie définitive avant 1993 et ce constat nous conduit à mettre en doute les raisons invoquées pour expliquer ces départs. Ces derniers semblent plus probablement liés à des problèmes d'échantillonnage dans la constitution des DADS pour les années récentes. Jusqu'à présent, l'INSEE n'a pas été en mesure de nous fournir des éléments d'information à ce sujet. Pour tester l'existence de ce biais d'attrition et, au besoin, le corriger, nous utilisons la méthode de Wooldridge (2002) qui généralise la méthode d'Heckman. Elle consiste à introduire dans la spécification (3.5) les ratios de mills issus de l'estimation d'équations de participation spécifiques à chaque année d'observation t . Les ratios de mills sont globalement non significatifs. Les coefficients estimés par le modèle (3.5) ne sont donc pas modifiés par l'ajout de ces variables. Nous préférons présenter dans cette partie les résultats de l'estimation du modèle (3.5) sans ces variables supplémentaires. Puisque nous ne connaissons pas les raisons de ces sorties définitives, nous ne savons pas non plus ce que nous corrigeons.

3.5.2 Résultats

Les résultats des estimations des effets fixes expérience sont présentés dans les graphiques 3.14 à 3.16 ; les effets fixes année sont présentés dans les graphiques 3.17 à 3.19.

Le graphique 3.14 compare le profil de l'expérience des cadres et des médecins, obtenu grâce à l'estimation des modèles (3.4) et (3.5) par moindres carrés ordinaires sur données empilées. Nous reconnaissons, pour les médecins, le profil obtenu dans le chapitre 1. Il se caractérise par une forte croissance des revenus en début de carrière, suivie d'une diminution des revenus dès douze ans d'expérience. Par contraste, l'effet expérience mesuré pour les cadres est croissant. Ce profil est robuste au champ retenu pour les cadres. Nous obtenons des profils identiques lorsque la spécification (3.5) est

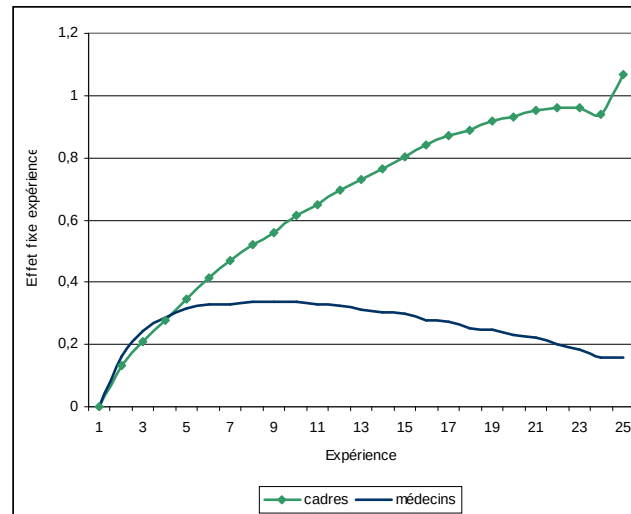
estimée uniquement sur les cadres à temps plein, ou à partir des salaires annualisés, ou encore à partir des salaires bruts. Les résultats sont présentés dans le graphique 3.C de l'annexe.

En utilisant des méthodes d'estimation identiques, nous obtenons des profils de carrière très différents entre les cadres et les médecins. Ce résultat montre que les médecins utilisent la latitude dont ils disposent grâce à l'exercice d'une profession libérale, pour moduler davantage que les cadres, leur activité au cours de leur vie professionnelle. Les cadres ont en revanche peu de latitude dans les choix d'allocation de leur temps de travail. Les différences observées dans les profils de carrière des cadres et médecins reflètent donc l'influence du γ_t et les avantages liés au fait d'être médecin plutôt que cadre. Les médecins ont une plus grande liberté dans l'allocation de leur temps de travail au cours de leur carrière alors que les cadres sont plus contraints.

L'effet de l'expérience ainsi mesuré n'est pas interprétable de la même façon pour les cadres et les médecins. Pour les cadres, le profil de carrière peut être défini par l'évolution de la productivité individuelle associée à l'expérience. Il peut également être défini par l'employeur en vue d'instaurer un système de paiement incitatif sur le cycle d'activité (Lazear, 1981). Sur la base d'un tel raisonnement, Lazear et Moore (1984) prédisent un profil plus plat pour les professions libérales, dans la mesure où celles-ci peuvent se passer d'incitation à la productivité. Nos résultats sont cohérents avec une telle prédiction.

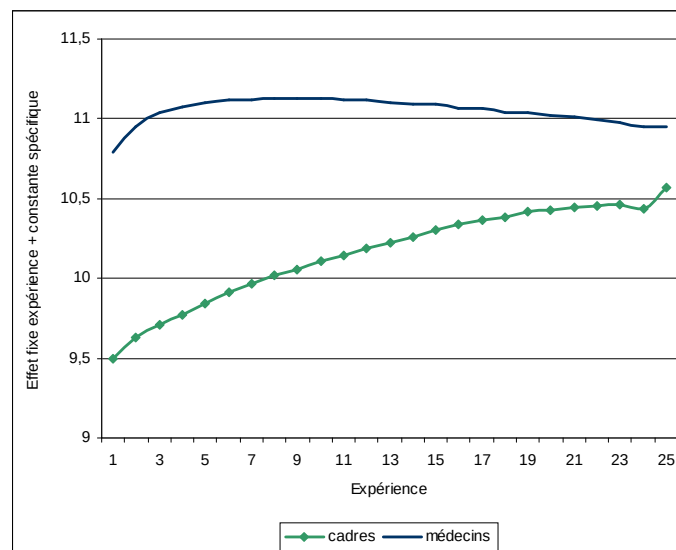
Le graphique 3.15 présente les mêmes effets expérience que ceux du graphique 3.14 mais nous avons ajouté la constante spécifique à chaque profession. Ce graphique montre bien que le profil de carrière des médecins est beaucoup plus plat que celui des cadres. Par ailleurs, la constante spécifique aux médecins est supérieure à celle des cadres (10,8 pour les médecins contre seulement 9,5 pour les cadres). En intégrant la constante, on observe que les revenus des médecins sont supérieurs à ceux des cadres, quel que soit le niveau d'expérience considéré.

GRAPHIQUE 3.14 : Estimation des effets spécifiques expérience pour le logarithme des revenus des médecins et des cadres (MCO sur données empilées)



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1984-2004 et panel DADS (INSEE) 1984-2004 ; Modalité de référence pour les cadres et les médecins : 1 an.

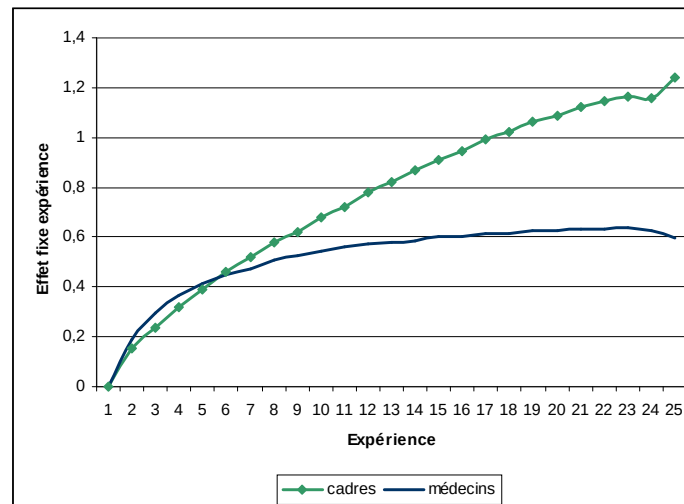
GRAPHIQUE 3.15 : Effets spécifiques expérience pour le logarithme des revenus des médecins et des cadres représentés en intégrant la constante spécifique à chaque profession (MCO sur données empilées)



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1984-2004 et panel DADS (INSEE) 1984-2004 ; Modalité de référence pour les cadres et les médecins : 1 an.

Nos résultats sont robustes par rapport à la prise en compte de l'hétérogénéité non observée. Les résultats sont maintenus lorsqu'on estime le modèle (3.5) en within (graphique 3.16). L'estimation des profils de l'expérience confirme que les carrières des cadres sont très différentes de celles des médecins : on obtient de nouveau des profils beaucoup plus plats pour les médecins que pour les cadres. Le test d'Hausman rejette l'exogénéité des effets fixes. Les estimations obtenues en within sont convergentes.

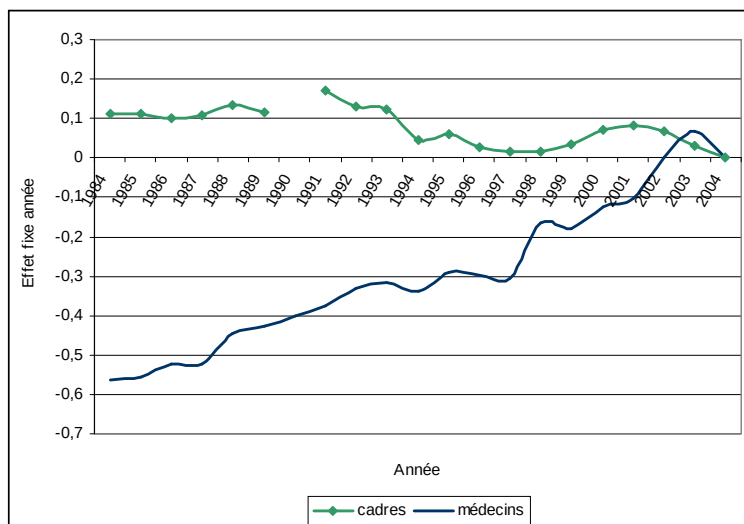
GRAPHIQUE 3.16 : Estimation des effets spécifiques expérience pour le logarithme des revenus des médecins et des cadres (estimation en within)



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1984-2004 et panel DADS (INSEE) 1984-2004 ; Modalité de référence pour les cadres et les médecins : 1 an.

Le graphique 3.17 compare l'effet temporel estimé pour les médecins et les cadres par la méthode des moindres carrés ordinaires sur données empilées. Pour les cadres, la très forte croissance des revenus avec l'expérience (graphique 3.14) va de pair, à niveau d'expérience donné, avec une stagnation voire une dégradation de leurs revenus sur la période 1984-2004. A expérience donnée, la revalorisation des revenus des médecins est en revanche continue entre 1984 et 2004.

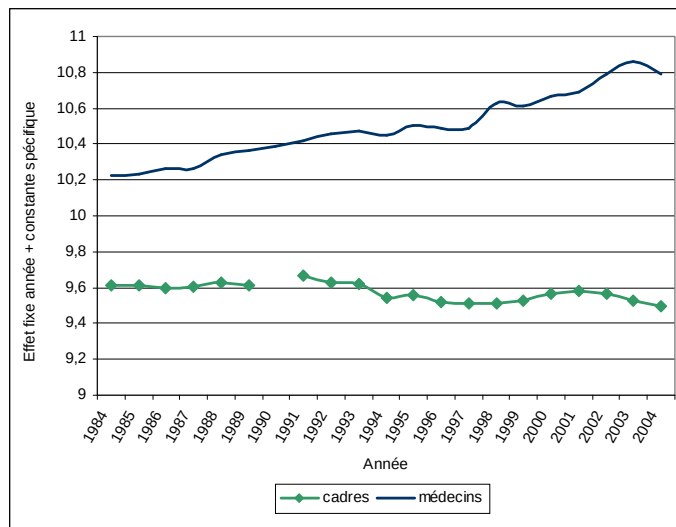
GRAPHIQUE 3.17 : Estimation des effets spécifiques année pour le logarithme des revenus des médecins et des cadres (MCO sur données empilées)



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1984-2004 et panel DADS (INSEE) 1984-2004 ; Modalité de référence pour les cadres et les médecins : 2004.

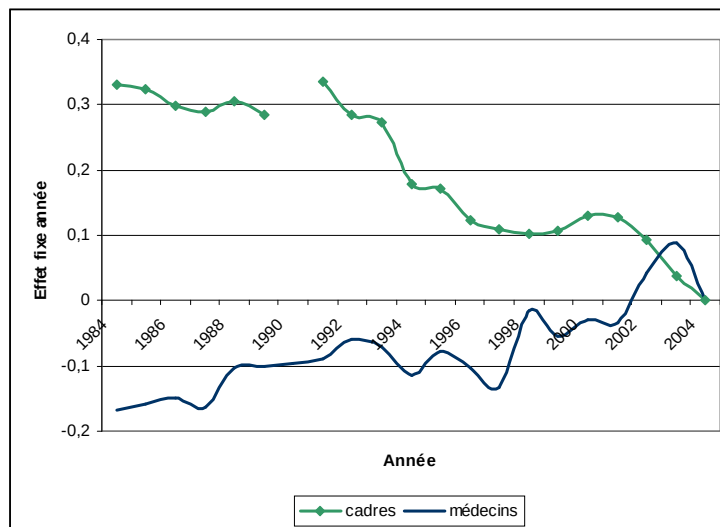
On obtient des résultats comparables par l'estimation du modèle en within (graphique 3.19), même si les revalorisations des revenus des médecins sur la période semblent atténuées.

GRAPHIQUE 3.18 : Estimation des effets spécifiques année pour le logarithme des revenus des médecins et des cadres représentés en intégrant la constante spécifique à chaque profession (MCO sur données empilées)



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1984-2004 et panel DADS (INSEE) 1984-2004 ; Modalité de référence pour les cadres et les médecins : 2004.

GRAPHIQUE 3.19 : Estimation des effets spécifiques année pour le logarithme des revenus des médecins et des cadres (estimation en within)



Sources : Panel d'omnipraticiens libéraux du SNIR (CNAMTS), 1984-2004 et panel DADS (INSEE) 1984-2004 ; Modalité de référence pour les cadres et les médecins : 2004.

3.6 Conclusion

Les revenus des médecins sont-ils trop faibles ? Faut-il les réévaluer ? Pour répondre à cette question, nous mettons en perspective les revenus des médecins en les positionnant par rapport aux revenus de salariés situés dans le haut de la hiérarchie salariale : les cadres supérieurs. Nous comparons la valeur des carrières des médecins et des cadres en effectuant une analyse par groupes de cohortes. Malgré leur durée d'études plus longue et leur début de carrière plus tardif, les médecins des cohortes 1980 à 1985 gagnent, en moyenne, sur la partie de la carrière que nous observons, 4% de plus que les cadres. Les différentiels de rémunérations s'accroissent pour les cohortes suivantes : +6% pour les médecins des cohortes 1986 à 1992, et +81% pour ceux des cohortes 1993 à 2003. L'avantage relatif à être médecin a donc très fortement augmenté sur la période. Il n'y a aucune raison que les responsabilités des médecins, la pénibilité ait augmenté à ce point. Ce sont plutôt des mécanismes de marché qui expliquent cette évolution. L'existence d'une rente pour les médecins résulte du concours à l'entrée des études de médecine. Cette rente a évolué positivement avec les restrictions sur le *numerus clausus*.

L'analyse descriptive est complétée par une analyse économétrique qui compare les profils de carrière des cadres et des médecins. Nous mettons en évidence des profils de carrière beaucoup plus plats pour les médecins que pour les cadres. Le profil de carrière de ces derniers est toujours croissant alors que les revenus des médecins décroissent dès douze années d'ancienneté. Les médecins utilisent la latitude dont ils disposent grâce à l'exercice d'une profession libérale : ils peuvent davantage moduler leur activité au cours de leur vie professionnelle que les cadres.

Cette étude montre qu'il existe un très net avantage financier à être médecin généraliste plutôt que cadre. Pourtant, à la fin de la cinquième année de médecine, lorsque les étudiants choisissent une spécialité, la médecine générale paraît peu attractive : 14%

des postes offerts en médecine générale n'ont pas été pourvus en 2006 et cette proportion atteignait 40% en 2005 (Billaut, 2006 ; Vanderschelden, 2007). Les étudiants en médecine se tournent en priorité vers les spécialités médicales. En effet, avec un nombre d'années d'études comparables, l'avantage financier à être médecin spécialiste plutôt que généraliste est énorme. Alors faut-il réévaluer les revenus des médecins généralistes ? Cela ne semble pas nécessaire. Avec un différentiel de rémunération de 81% par rapport aux cadres, les médecins des cohortes récentes ont des revenus très suffisants. Maintenir l'attractivité de la profession de médecin généraliste nécessiterait plutôt de dévaloriser les revenus des médecins spécialistes...

Ce chapitre constitue la première phase d'une étude en cours de développement. Les résultats qui y sont présentés méritent d'être approfondis.

En particulier, nous analysons ex-post les différentiels de carrières des médecins et des cadres en supposant que les choix effectués par les jeunes étudiants après leur Bac sont réalisés en anticipations parfaites. Il s'agit d'une analyse rétrospective dans laquelle les carrières observées des cadres et des médecins sont prises pour données.

Nous devons construire un modèle plus structurel qui intègre des données supplémentaires. Il est nécessaire de tenir compte de l'incertitude associée à la carrière de cadre (le risque de chômage en particulier). Dans notre échantillon, près de 40% des cadres connaissent, à un moment ou un autre de leur carrière professionnelle, une interruption de carrière. C'est le cas de seulement 6% des médecins. Cet aléa doit être intégré dans la modélisation du choix de carrière. Par ailleurs, les médecins et cadres qui sortent prématurément et définitivement des échantillons (c'est à dire avant l'âge de la retraite) sont pour l'instant exclus de l'analyse. Ils représentent 20% de l'ensemble des médecins et des cadres. Notre modélisation doit tenir compte de cette possibilité de "rater sa carrière". Enfin, nous ne prenons pas encore en compte, pour les médecins, la désutilité liée à la nécessité de réussir le concours de fin de première année de médecine.

3.7 Annexes au chapitre 3

3.7.1 Le panel des DADS

Le repérage des débuts de carrière

Le panel DADS ne comporte aucune information relative à la date d'entrée sur le marché du travail du salarié et donc à son niveau d'expérience. Or, définir cette variable est crucial si on souhaite comparer les carrières des salariés à celles des médecins.

La création d'une variable d'expérience dans le panel DADS a déjà été effectué par Guillotin et Sevestre (1994). Pour estimer des fonctions de gains et évaluer l'impact de la formation et de l'expérience sur le niveau des salaires, ils restreignent leur échantillon à la population des "entrants" dans les DADS (panel disponible sur les années 1967-1987). L'expérience est donc la différence entre la date d'observation et la date d'entrée sur le marché du travail, i.e. la date d'entrée dans le fichier DADS. Sont considérés comme entrants sur le marché du travail l'année t des individus absents du fichier en $t - 1$, mais présents en t , $t + 1$ et $t + 2$ et ayant moins de 30 ans l'année t .

Le Minez et Roux (2002), à partir des années 1976 à 1992, définissent de façon plus restrictive les débuts de carrière des salariés, en caractérisant précisément la date du premier véritable emploi. Nous utilisons une méthodologie proche de la leur.

Le panel DADS dont nous disposons couvre la période 1976-2005. Créer la variable d'expérience sur le marché du travail nécessite de repérer le début de carrière des cadres. Les débuts de carrière ne peuvent être reconstitués que pour les salariés qui apparaissent pour la première fois dans les DADS à partir de 1977, soit 1 723 626 individus (74% de l'ensemble des individus présents dans le panel initialement), relatives à 10 428 367 observations. Quelques restrictions sont apportées :

- Les individus trop âgés (plus de 35 ans) au moment de leur potentiel début de carrière sont éliminés (soit 376 647 individus). Ces derniers sont surtout présents

dans les années anciennes du panel ; il peut donc s'agir d'individus ayant en réalité débuté avant 1977, mais pour qui les données relatives à l'année 1976 ont été perdues, en raison de mauvais codages des années anciennes. 45% d'entre eux ne restent qu'une année dans les données et leur composition par âge diffère très nettement de celle observée pour l'ensemble des salariés débutants (âge médian de 45 ans contre 20 ans pour l'ensemble des salariés).

- Par ailleurs, les individus présents une seule année dans le panel ne sont pas conservés (492 389 individus concernés). Durant leur année de présence, 61% d'entre eux ont des emplois d'une durée inférieure à six mois. Si leurs caractéristiques (sexe, ancienneté) ne les différencient pas de l'ensemble des salariés en début de carrière de l'échantillon, en revanche, leurs salaires annuels sont très inférieurs (salaire annuel médian de 1 892€ contre 11 905€ pour l'ensemble des débutants). Ces salariés choisissent probablement ensuite de se tourner vers le secteur public ou l'exercice libéral ; ils n'ont pas de carrière dans le secteur privé. Nous imposons donc un minimum de deux années de présence dans le panel.

L'année de début de carrière peut donc être repérée pour 854 590 individus (50% des individus initialement présents dans le panel). On en déduit, à chaque année d'observation, leur niveau d'expérience. Toutefois, ce début de carrière peut ne pas correspondre au véritable début de carrière des individus. Les individus ayant un "petit boulot" pendant leurs études, un job d'été ou en stage sont présents dans le panel. Or, pour ces derniers, la première apparition dans le panel n'est pas un véritable début de carrière. Ces individus sont repérés de la manière suivante :

- leur catégorie socio-professionnelle indique qu'ils sont en stage ou en apprentissage
- ou ils ont un emploi de moins de 6 mois
- ou leur salaire est inférieur à 20% du salaire moyen observé sur les dix premières années de la carrière.

Ces repérages sont effectués sur les cinq premières années d'apparition de l'individu

dans le panel²³. Le tableau 3.A décrit le pourcentage d'individus concernés par cette sélection :

TABLEAU 3.A : Processus de sélection des véritables débuts de carrière

	T=1				T=2				T=3			
	Stage	- 6 mois	Sal.< 20%	Total	Stage	- 6 mois	Sal.< 20%	Total	Stage	- 6 mois	Sal.< 20%	Total
Ensemble	17%	75%	35%	82%	16%	49%	18%	57%	12%	38%	13%	36%
Cadres	0	35%	11%	36%	0	17%	3.6%	11%	0	12%	2.8%	5%
Employés	0	73%	21%	75%	0	50%	9%	44%	0	35%	8.4%	23%
Ouvriers	0	67%	24%	69%	0	44%	11%	37%	0	31%	9%	17%

	T=4				T=5			
	Stage	- 6 mois	Sal.< 20%	Total	Stage	- 6 mois	Sal.< 20%	Total
Ensemble	8%	30%	10%	21%	5%	23%	8%	10%
Cadres	0	11%	2.4%	2%	0	8.7%	1.7%	0.8%
Employés	0	27%	8%	10.7%	0	21%	7.3%	4.2%
ouvriers	0	23.7 %	7.8%	7.8%	0	19%	6.8%	3%

Source : Panel DADS (INSEE) 1976-2004.

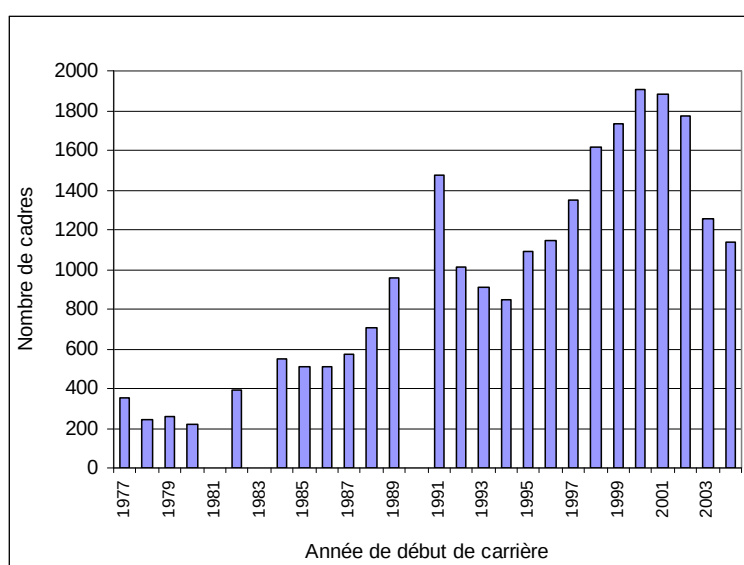
La date du véritable début de carrière des individus est comprise entre 1977 et 2003 (les individus débutant en 2004 ne sont pas sélectionnés pour l'analyse puisqu'ils ne sont présents qu'une seule année dans le panel). Pour chaque année d'observation, on définit le niveau d'expérience des individus, calculé comme la différence entre la date d'observation et la date d'entrée sur le marché du travail (début de carrière). L'expérience maximale observée est de 28 ans en 2004.

²³Cinq années est le nombre d'années d'études moyen d'un cadre, après son baccalauréat. On admet la possibilité qu'il travaille (petit boulot, job d'été ou stage) durant ses cinq années d'études.

Construction d'une variable de cohorte continue

Trois années sont manquantes dans le panel : 1981, 1983 et 1990. Etant donné le processus de sélection des véritables débuts de carrière, aucun individu n'a débuté sa carrière ces années là. Ceci est visible sur la pyramide des cohortes des cadres (graphique 3.A), comme sur celle de l'ensemble des salariés.

GRAPHIQUE 3.A : Répartition des débuts de carrière des cadres après reconstitution de l'année de vrai début de carrière



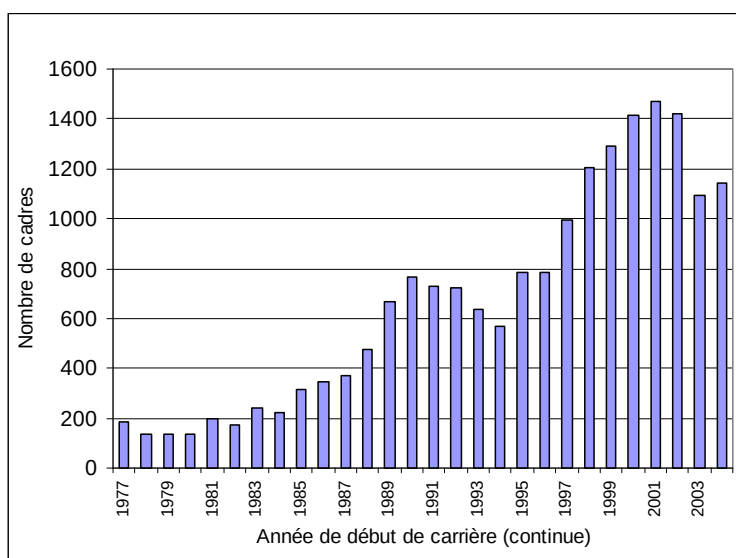
Source : Panel DADS (INSEE) 1984-2004 ; Champ pour les cadres : cadre la première année d'apparition dans le panel et cadre au moins une fois sur la période 1993-2004

Les années 1982, 1984 et 1991 comptent cependant près de deux fois plus d'individus que les années adjacentes. Afin de disposer d'une variable de début de carrière continue, nous avons réparti les individus ayant débuté en 1982 entre les années 1981 et 1982, les individus ayant débuté en 1984 entre 1983 et 1984 et les individus ayant débuté en 1991 entre 1990 et 1991. Un tirage aléatoire stratifié par âge et sexe permet d'effectuer cette répartition à l'aide de deux méthodes :

- Avec la première méthode, 50% des individus débutant en 1982 (1984 ou 1991) se voient attribuer un début de carrière en 1981 (1983 ou 1990) ; les 50% restant conservent leur véritable début de carrière.
- La deuxième méthode utilise la même répartition des débuts de carrière que celle observée dans les enquêtes emploi 1977 à 2002. Dans ces dernières, les années de débuts de carrière ne sont pas observées mais peuvent être reconstruites à partir des âges de fin d'étude observés.

Le graphique 3.B présente la nouvelle distribution des débuts de carrière des cadres lorsque la méthode 1 est appliquée. En pratique, les deux méthodes diffèrent très peu. Pour les cadres par exemple, les enquêtes emploi donnent une répartition de 50%-50% entre 1981 et 1982, de 48,5%-51.5% entre 1983 et 1984 et de 51.6%-48.4% entre 1990 et 1991. Les niveaux d'expérience ont également été reconstruits pour les individus dont les débuts de carrières sont modifiés.

GRAPHIQUE 3.B : Répartition des débuts de carrière des cadres après reconstitution de l'année de vrai début de carrière et répartition des individus entre les années 1981, 1982, 1983, 1984, 1990 et 1991



Source : Panel DADS (INSEE) 1976-2004. ; Champ pour les cadres : cadre la première année d'apparition dans le panel et cadre au moins une fois sur la période 1993-2004

Repérer les vraies interruptions de carrière

La définition de la variable d'expérience, à savoir l'écart entre la date d'observation et la date de début de carrière est incomplète puisqu'elle ignore le fait que l'individu n'acquière pas d'expérience en cas d'interruption de carrière. Il existe deux types d'interruptions de carrière : des interruptions d'une durée inférieure à un an et des interruptions d'une durée supérieure à un an.

Les interruptions d'une durée inférieure à un an n'influencent pas le niveau d'expérience du salarié. Il faut cependant les identifier. Elles sont visibles lorsque, sur une même année, un individu occupe deux emplois successivement (deux lignes dans les DADS : une pour chaque emploi occupé). Pour ces années là, on attribue aux individus les caractéristiques de l'emploi qu'ils ont occupé le plus longtemps dans l'année : catégorie socio-professionnelle, condition d'emploi, secteur d'activité, région, etc. Les salaires, nombre d'heures et de jours travaillés correspondent à la somme des salaires, heures et jours travaillés dans chacun des emplois. Cette correction n'est pas superflue : 62% des cadres tels que nous les avons définis connaissent cette situation au moins une fois sur la période 1984-2004. 29% des périodes d'emplois avec employeurs multiples sont associées à des emplois successifs (deux emplois l'un à la suite de l'autre sans interruption), 41% sont des emplois successifs avec interruption de carrière entre les deux emplois et 30% correspondent à des cumuls d'emplois. L'interruption entre deux emplois dure en moyenne 50 jours (moyenne non significativement différente pour les hommes et les femmes)

Les interruptions de carrière d'une durée supérieure à un an demandent plus de corrections. Il faut notamment déduire du niveau d'expérience le nombre d'années d'interruptions de carrière de l'individu. Identifier les interruptions de carrière d'une durée supérieure à un an dans les DADS est un exercice délicat. Il existe en effet de nombreuses ruptures dans les séries. Quelles sont celles qui relèvent d'erreurs de saisie et celles qui dénotent de véritables interruptions de carrière ? Un traitement supplémen-

taire des données a permis de recenser, pour chaque individu, les véritables interruptions de carrière. Initialement, 19% des cadres observés dans le panel connaissent au moins une interruption de carrière d'une durée supérieure à un an (absence de données pendant au moins un an).

Imputation des données manquantes La représentativité du panel s'est améliorée au cours des années, en raison d'un meilleur codage des identifiants individuels (Koubi et Roux (2004)). Le codage manuel du panel pour les années anciennes peut engendrer des ruptures dans les séries. Ainsi, certains individus sont présents les années $t - 1$ et $t + 1$ mais absents l'année t . Est-ce une véritable interruption de carrière (l'individu est au chômage pendant un an) ou est-ce une erreur de saisie des données ? Comme Koubi et Roux (2004), nous supposons que lorsque l'individu i est présent les années $t - 1$ et $t + 1$ dans une même entreprise j (repérée par son numéro Siren), mais absent l'année t , il s'agit d'une erreur de saisie. En effet, puisque les individus en congès maladie ou maternité sont présents dans les données du panel (car ils continuent à percevoir un salaire), peu d'autres raisons peuvent expliquer qu'un individu s'arrête de travailler une année et revienne dans la même entreprise. On crée, pour chaque individu i , une observation correspondant à l'année manquante, à laquelle on attribue les mêmes caractéristiques que celles observées en $t - 1$ (catégorie socio-professionnelle notamment). Le revenu imputé est la moyenne géométrique des revenus des deux années adjacentes. Sur la sous-population des cadres conservée et sur la période 1984-2004, cette méthode a permis de reconstruire 5352 observations manquantes, soit 2,2% de l'ensemble des observations relatives aux cadres. 55% des observations reconstruites sont relatives à l'année 1990 qui, par définition, est absente du panel ²⁴.

²⁴Les années 1981 et 1983, également absentes du panel, ne sont pas reconstituées car nous choisissons de travailler sur la période 1984-2004. Il aurait été possible de reconstituer l'année 1983 (et donc d'observer les cadres et les médecins sur toute la période 1983-2004). Néanmoins, au-delà de l'approximation constituée par l'imputation d'un revenu, le codage des catégories socio-professionnelles a été modifié en 1982 (modification effective dans les DADS à partir de 1984). Pour une plus grande homogénéité des données, nous conservons les années 1984 à 2004.

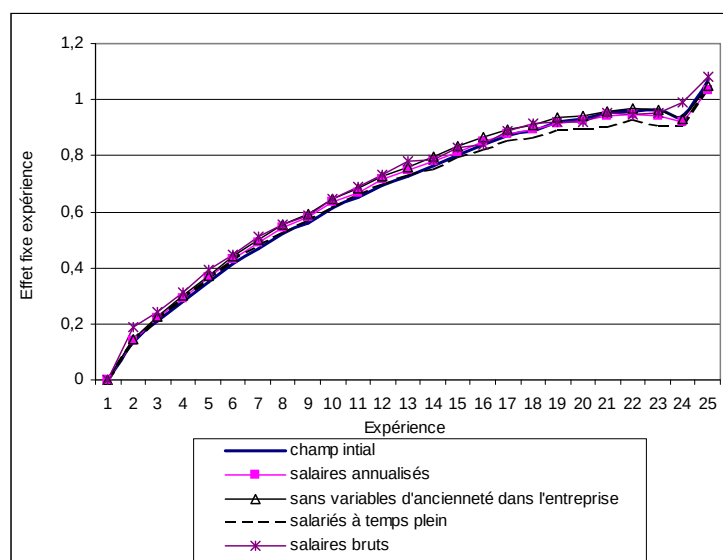
Ancienneté et expérience Cette première correction permet de supprimer une grande partie des fausses interruptions de carrière et de reconstituer des années manquantes. Mais pour les années anciennes du panel, il arrive qu'un individu soit présent en $t - 1$ et en $t + 2$ sans être présent en t et en $t + 1$ (pour l'ensemble de ces individus, la période d'emploi a débuté entre 1977 et 1985). Pourtant, la variable d'ancienneté dans l'entreprise, renseignée, indique que l'individu devrait être présent en t et $t + 1$. Il n'est pas possible de reconstruire les données manquantes. Mais il est toutefois nécessaire de comptabiliser ces années manquantes dans le calcul de l'expérience de l'individu. Ne pas effectuer cette correction a deux conséquences : i) les années d'absence du panel sont considérées, à tort, comme des interruptions de carrière alors que ce sont vraisemblablement des problèmes de saisie des données ; ii) l'ancienneté totale accumulée dans l'entreprise peut être supérieure à l'expérience totale acquise sur le marché du travail. Sur la sous-population des cadres conservée, cette situation concerne 3,5% des individus (862 individus). Pour ces individus, nous supposons que la variable d'ancienneté dans l'entreprise est bien renseignée et modifions la valeur de l'expérience. Lors des années d'absence du panel, ces individus continuent à accumuler de l'expérience, puisque leur absence du panel ne semble pas due à une véritable interruption de carrière.

3.7.2 Résultats supplémentaires de l'estimation des fonctions de gains

Les graphiques 3.C et 3.D présentent l'estimation de l'effet expérience et de l'effet temporel obtenus à partir de la spécification (3.5) en modifiant le champ utilisé pour les cadres. Dans le modèle (3.5), nous considérons des cadres salariés à temps plein ou à temps partiel, dont les salaires (nets) ne sont pas annualisés (on ne tient pas compte du nombre de jours travaillés dans l'année). Nous montrons que les profils obtenus sont très peu sensibles au champ retenu. Ils ne sont pas modifiés quand l'estimation :

- est réalisée à partir des salaires annualisés
- est réalisée uniquement sur les salariés à temps plein
- est réalisée à partir des salaires bruts
- omet les variables d'ancienneté dans l'entreprise.

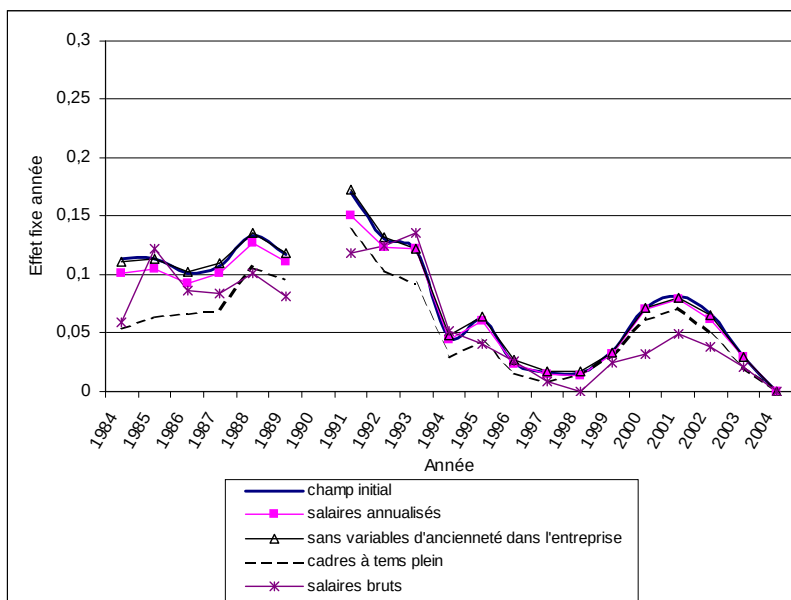
GRAPHIQUE 3.C : Estimation de l'effet expérience sur le logarithme des revenus des cadres. Estimation par moindres carrés ordinaires sur données empilées



Source : Panel DADS (INSEE) 1984-2004.

Note : Modalité de référence : 1 an.

GRAPHIQUE 3.D : Estimation de l'effet année sur le logarithme des revenus des cadres. Estimation par moindres carrés ordinaires sur données empilées



Source : Panel DADS (INSEE) 1984-2004.

Note : Modalité de référence : 2004.

Conclusion générale

L'objet de cette thèse est l'analyse de la rémunération des médecins généralistes français. La thèse comporte trois chapitres, correspondant à trois études micro-économétriques menées à partir de données longitudinales. Elle s'articule autour de trois thèmes : le lien entre les revenus des médecins et la régulation de la démographie médicale, les caractéristiques des médecins à faibles revenus, la comparaison des carrières des médecins à celles des cadres supérieurs.

Les résultats du chapitre 1 mettent en évidence l'existence de fortes disparités d'honoraires entre cohortes de médecins. Les inégalités intergénérationnelles sont considérables. L'écart estimé entre les honoraires permanents des différentes cohortes peut atteindre 20%, toutes choses égales par ailleurs. Les cohortes installées dans les années 1980 subissent les impacts conjoints du baby-boom et d'un *numerus clausus* élevé : elles perçoivent les honoraires les plus bas. En revanche, la diminution progressive du *numerus clausus* a amélioré la situation financière des cohortes installées à partir du milieu des années 1990. Les honoraires des médecins sont donc fortement influencés par la situation de la démographie médicale qui prévaut lors de leur installation. L'effet négatif de l'appartenance à une "mauvaise" cohorte sur les honoraires du médecin est systématique : l'analyse en termes de dominance stochastique montre que les écarts liés aux hétérogénéités individuelles ne permettent pas de compenser les différences considérables repérées en moyenne pour les cohortes.

Le chapitre 2 s'intéresse aux caractéristiques d'une catégorie très particulière de médecins généralistes : les médecins à faibles revenus. Nous montrons que ces médecins, qui sont plus fréquemment des femmes et des médecins exerçant dans des départements où la qualité de vie est réputée meilleure, choisissent de travailler peu. L'étude de leur réaction à un choc de demande montre que leur activité n'est sensible qu'à des variations négatives de la demande. Il ne réagissent jamais à des chocs positifs de demande alors que cela pourrait contribuer à augmenter le niveau de leurs revenus. Ces résultats montrent que le comportement des médecins à faibles revenus est fortement influencé par l'existence d'une cible de revenus : ces médecins refusent des patients supplémentaires lorsqu'ils ont atteint le niveau d'activité souhaité. Travailler plus réduirait le niveau de leur utilité ; ils ont une forte préférence pour le loisir.

Le chapitre 3 compare la valeur des carrières des médecins et des cadres à partir d'une analyse par groupes de cohortes et montre qu'il existe un net avantage financier à être médecin plutôt que cadre. Cet avantage relatif a par ailleurs fortement augmenté sur la période. Les différentiels de rémunérations entre cadres et médecins s'accroissent au cours des années. Sur l'ensemble de leur carrière observée, les médecins des cohortes 1980 à 1985 gagnent, en moyenne, 4% de plus que les cadres ; ce chiffre s'élève à 6% pour les médecins des cohortes 1986 à 1992 et à 81% pour les médecins des cohortes 1993 à 2003. L'existence d'une rente pour les médecins résulte du concours à l'entrée des études de médecine. Cette rente a évolué positivement avec les restrictions sur le *numerus clausus*. Nous montrons également que les profils de carrière diffèrent très fortement entre les cadres et les médecins. Ce profil est croissant pour les cadres alors que les revenus des médecins décroissent dès douze années d'expérience. Les médecins utilisent la latitude dont ils disposent grâce à l'exercice d'une profession libérale : ils peuvent davantage moduler leur activité au cours de leur vie professionnelle que les cadres.

Cette thèse développe des pistes de recherche que nous prévoyons d'approfondir.

La première piste de recherche découle naturellement des résultats obtenus dans le chapitre 3. Il est nécessaire de les compléter en construisant un modèle plus structurel qui rende mieux compte de la réalité des choix de carrière des individus. Nous devons intégrer l'incertitude associée à la carrière de cadre (et, en particulier, le risque de chômage). Nous devons également tenir compte de la possibilité, pour un cadre ou un médecin, de "rater sa carrière". Enfin, il faut prendre en compte, pour les médecins, la désutilité liée à la préparation du concours de fin de première année de médecine.

La deuxième piste de recherche découle des résultats du chapitre 2. Nous montrons que les médecins à faibles revenus ont une cible de revenus, mais nous ne savons pas comment elle est fixée. Notre intuition est que sa fixation résulte d'une optimisation conjointe, à l'échelle du ménage. Pour valider cette hypothèse, des données supplémentaires sont nécessaires : la situation familiale du médecin, le montant des revenus de son conjoint, le montant de ses revenus du patrimoine. La DREES dispose d'une base de données comportant ces variables. L'exploiter nous permettrait d'approfondir nos résultats.

A plusieurs reprises dans cette thèse, nous posons la question de l'attractivité de la profession de médecin généraliste. Un moyen de l'évaluer serait de comparer les revenus des généralistes à ceux des médecins spécialistes. La CNAMTS possède un panel de spécialistes, comparable dans sa construction à celui que nous utilisons : il s'agit d'un tirage au dixième de l'ensemble des médecins spécialistes exerçant en France. Mais ce tirage est effectué toutes spécialités confondues et l'échantillon final n'est pas représentatif de chacune des spécialités médicales. Ceci pose un réel problème pour son exploitation dans la mesure où les spécialités médicales sont très hétérogènes. Nous suggérons ici la nécessité de constituer un panel de médecins spécialistes, représentatif pour une ou deux spécialités médicales seulement.

Bibliographie

- Ajayi-Obe O, Parker S. 2005. The Changing Nature of Work among the Self-Employed in the 1990s : Evidence from Britain. *Journal of Labor Research* **26** : 501 – 517.
- Allain O. 1997. La décomposition des évolutions de salaire selon l'âge, la cohorte et la période. Communication pour les 4èmes journées d'étude sur les données longitudinales dans l'analyse du marché du travail (Céreq, Lasmas Idl, LES), Paris, 22-23 mai.
- Arellano M, Bond S. 1991. Some tests of specification for panel data : Monte-Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies* **58** : 277 – 297
- Aubert P, Crépon B. 2003. La productivité des salariés âgés : une tentative d'estimation. *Économie et Statistiques* **368** : 95 – 119.
- Audric S. 2006. Analyse des carrières des médecins libéraux à partir des données de panel. *Document de travail DREES* (série statistiques) n°**96**.
- Belzil C. 2007. The return to schooling in structural dynamic models : a survey. *European Economic Review* **51** : 1059 – 1105.
- Bessière S, Breuil-Genier P, 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.
- Billaut A. 2006b. Les cessations d'activité des médecins. *Études et Résultats* n°484, DREES.
- Blundell R, MaCurdy T. 1999. Labor Supply : A Review of Alternative Approaches. In *Handbook of Labor Economics*. Elsevier Science : Amsterdam. **3A** : 1559 – 1695.
- Bolduc D, Fortin B, Fournier MA. 1996. The Effect of Incentive Policies on the Practice Location of Doctors : A Multinomial Probit Analysis. *Journal of Labour Economics* **14** : 703 – 732.
- Bound J, Jaeger DA, Baker R. 1995. Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation Between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variables is Weak. *Journal of the American Statistical Association* **90** : 443 – 450
- Bourdallé G, Cases C. 1996. Les taux d'activité des 25-60 ans : les effets de l'âge et de la génération. *Économie et Statistiques* **300** : 83 – 93.
- Bourgueil Y. 2007. La démographie médicale : constats, enjeux et perspectives. *Regards* **31** : 34 – 46.
- Breuil-Genier P. 2003. Honoraires et revenus des professions de santé en milieu rural ou urbain. *Études et Résultats* n°254, DREES.
- Camerer C, Babcock L, Loewenstein G, Thaler R. 1997. Labor Supply of New-York City Cabdrivers : One day at a Time. *The Quarterly Journal of Economics* **112** : 407 – 441.
- Cameron AC, Trivedi PK. 2005. *Microeconomics : Theory and Applications*. Cambridge University Press. New-York.

- Cour des Comptes. 2007. Sécurité Sociale 2007
[[http ://www.ccomptes.fr/CC/documents/RELFSS/07-securite-sociale.pdf](http://www.ccomptes.fr/CC/documents/RELFSS/07-securite-sociale.pdf)].
- Croxson B, Propper C, Perkins A. 2001. Do doctors respond to financial incentives? UK family doctors and the GP fundholder scheme. *Journal of Public Economics* **79** : 375 – 398.
- Deaton A. 1997. *The Analysis of Household Surveys : A Microeconometric Approach to Development Policy*. Johns Hopkins University Press/World Bank : Baltimore.
- Delattre E, Dormont B. 2000. Induction de la demande de soins par les médecins libéraux français. *Économie et Prévision* **142** : 137 – 161.
- Delattre E, Dormont B. 2003. Fixed Fees and Physician-Induced Demand : a Panel Data Study on French Physicians. *Health Economics* **12** : 741 – 754.
- Delattre E, Dormont B. 2005. La régulation de la médecine ambulatoire en France : quel effet sur le comportement des médecins libéraux? *Solidarité Santé* **1** : 135 – 161.
- Déplaud MO. 2007. *L'emprise des quotas. Les médecins, l'Etat et la régulation démographique du corps médical (année 1960-années 2000)*. Thèse pour le doctorat en science politique, Université Paris 1-Panthéon Sorbonne.
- Deveugele M, Derese A, Van Den Brink-Muinen A, Bensing J, De Maesseneer J. 2002. Consultation length in general practice : cross sectional study in six european countries. *The British Medical Journal* **325**
- Eco-sante. 2008. [http ://www.ecosante.fr/](http://www.ecosante.fr/).
- Eisenberg B, Cantwell J. 1976. Policies to Influence the Spatial Distribution of Physicians : A conceptual Review of Selected Programs and Empirical Evidence. *Medical Care* **14** : 455 – 476.

- Farber HS. 2005. Is Tomorrow Another Day ? The Labor Supply of New York City Cabdrivers. *The Journal of Political Economy* **113** : 46 – 82.
- Fivaz C, Le Laidier S. 2001. Une semaine d'activité des généralistes libéraux. *Point Stat n°33*, CNAMTS.
- Fougère D, Pouget J. 2003. Les déterminants économiques de l'entrée dans la fonction publique. *Économie et Statistiques* **369 – 370** : 15 – 48.
- Folland S, Goodman AC, Stano M. 1997. *The Economics of Health and Health Care*. Prentice Hall (2nd edition).
- Fréchou H, Guillaumat-Tailliet F. 2008. Les revenus libéraux des médecins en 2005 et 2006. *Études et Résultats n°643*, DREES.
- Friedman M, Kuznets S. 1945. *Income from Independent Professional Practice*. National Bureau of Economic Research : New-York.
- Gravelle H, Sutton M, Ma A. 2008. Doctor behaviour under a pay for performance contract : Further evidence from the quality and outcomes framework. *CHE Research Paper* **34**.
- Gritten J, Sorensen R. 2007. Primary physician services - List size and primary physicians' service production. *Journal of Health Economics* **26** : 721 – 741.
- Guillotin Y et Sevestre P. 1994. Estimations de fonctions de gains sur données de panel : endogénéité du capital humain et effets de la sélection. *Economie et Prévision* **116** : 119 – 135.
- Hassenteufel P. 1997. *Les médecins face à l'Etat : une comparaisons européenne*. Presses de Science Po.

- HCAAM - Haut conseil pour l'avenir de l'assurance maladie. 2007. *Avis sur les conditions d'exercice et de revenu des médecins libéraux*. 24 mai 2007.
[Disponible sur : http://www.sante.gouv.fr/htm/dossiers/hcaam/avis_240507.pdf].
- Heckman J. 1979. Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica* **47** : 153 – 161.
- Herzlich C, Bungener M, Paicheler G. 1993. *Cinquante ans d'exercice de la médecine en France. Carrières et pratiques des médecins français*. Doin-Inserm, Paris.
- Hundley G. 2000. Male/Female Earnings Differences in Self-Employment : The Effects of Marriage, Children and the Household Division of Labor. *Industrial and Labor Relations Review* **54** : 95 – 114.
- Kambia-Chopin B, Perronnin M, Pierre A, Rochereau T. 2008. La complémentaire santé en France en 2006 : un accès qui reste inégalitaire. Résultats de l'Enquête Santé Protection Sociale 2006 (ESPS 2006). *Questions d'Économie de la Santé* **132**.
- Kehrer B. 1976. Factors Affecting the Incomes of Men and Women Physicians : An Explanatory Analysis. *The Journal of Human Resources* **11** : 526 – 545.
- Kessler D, Masson A. 1985. *Petit guide pour décomposer l'évolution d'un phénomène en termes d'effet d'âge, de cohorte et de moment*, in Cycle de vie et générations, Kessler D., Masson A. et Strauss-Kahn D., Economica, Paris.
- Kirby JL. 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* **369 – 370** : 119 – 148.
- Koubi M. 2003b. Les carrières salariales par cohorte de 1967 à 2000. *Économie et Statistiques* **369 – 370** : 149 – 172.

- Koubi M et Roux S. 2004. Refonte du Panel DADS : principes et premières estimations d'emploi et de salaire. Note n°204 / F240, INSEE, Direction des Statistiques démographiques et sociales - Département de l'Emploi et des Revenus d'Activité - Division "Salaires et Revenus d'Activité".
- Langwell KM. 1982. Factors Affecting the Incomes of Men and Women Physicians : Further Explorations. *The Journal of Human Resources* **17** : 261 – 275.
- Lazear EP. 1981. Agency, Earnings Profiles, Productivity and Hours Restrictions. *The American Economic Review* **71** : 606 – 620.
- Lazear EP, Moore R. 1984. Incentives, Productivity and Labor Contracts. *The Quarterly Journal of Economics* **99** : 275 – 296.
- Le Minez S et Roux S. 2002. Les différences de carrières salariales à partir du premier emploi. *Économie et Statistiques* **351** : 31 – 63.
- Lefranc A, Pistolesi N, Trannoy A. 2004. Le revenu selon l'origine sociale. *Économie et Statistiques* **371** : 49 – 88.
- Legendre N. 2007. Les revenus libéraux des médecins en 2004 et 2005. *Études et Résultats* n°562, DREES.
- Lollivier S, Payen F. 1990. L'hétérogénéité des carrières individuelles mesurées sur données de panel. *Économie et Prévision* **92 – 93** : 87 – 95.
- Lucas-Gabrielli V, Sourty-Le Guellec MJ. 2004. Evolution de la carrière libérale des médecins généralistes selon leur date d'installation (1979-2001). *Questions d'Économie de la Santé* n°81, IRDES.
- McGuire TG, Pauly MV. 1991. Physician response to fee changes with multiple payers. *Journal of Health Economics* **10** : 385 – 410.

- McGuire TG. 2000. Physician Agency. In *Handbook of Health Economics*. Elsevier Science : Amsterdam. **1A** : 461 – 536.
- Mennemeyer ST. 1978. Really Great Returns to Medical Education? *The Journal of Human Resources* **13** : 75 – 90.
- Mincer J. 1974. *Schooling, Experience and Earnings*. New York : National Bureau of Economic research
- OCDE. 2006. The supply of physician services in OECD countries. *OECD Health Working Papers* 21, OECD Directorate for Employment, Labour and Social Affairs.
- ONDPS. 2005. *Rapport annuel*. [disponible sur : www.sante.gouv.fr/ondps]
- ONDPS 2007. *Rapport annuel 2006-2007*, Tome 1. [disponible sur : www.sante.gouv.fr/ondps]
- Oshfeldt RL, Culler SD. 1986. Differences in income between male and female physicians. *Journal of Health Economics* **5** : 335 – 346.
- Parker S. 1997. The Distribution of Self-Employment Income in the United Kingdom, 1976-1991. *The Economic Journal* **107** : 455 – 466.
- 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.
- Réseau Sentinelles - Inserm. 2008. [http ://www.sentiweb.org/](http://www.sentiweb.org/)
- Rivers D, Vuong Q. 1988. Limited Information Estimators and Exogeneity Tests for Simultaneous Probit Models. *Journal of Econometrics* **39** : 347 – 366.
- Rizzo JA, Blumenthal D. 1994. Physician labor supply : Do income effects matter? . *Journal of Health Economics* **13** : 433 – 453.

- Rizzo JA, Zeckhauser RJ. 2003. Reference incomes, Loss Aversion, and Physician Behaviour. *Review of Economics and Statistics* **85** : 902 – 922.
- Rizzo J, Zeckhauser R. 2007. Pushing incomes to reference points : Why do male doctors earn more? *Journal of Economic Behavior and Organization* **63** : 514 – 536.
- Rochaix L. 1993. Financial Incentives for Physicians : The Quebec Experience. *Health Economics* **2** : 163 – 176.
- Roodman D. 2006. How to do xtabond2 : An Introduction to "Difference" and "System" GMM in Stata. *Working Paper* n°103, Center for Global Development.
- Samson AL. 2006. La dispersion des honoraires des omnipraticiens. *Études et Résultats* n°482, DREES.
- Sasser AC. 2005. Gender Differences in Physician Pay - Tradeoffs Between Career and Family. *Journal of Human Resources* **40** : 477 – 504.
- Sautory O. 1995. La statistique descriptive avec le système SAS. *Insee Guides* n°1-2.
- Scott A, Schurer S, Jensen PH, Sivey P. 2008. The Effects of Financial Incentives on Quality of Care : The Case of Diabetes. *HEDG Working Paper* **08/15**
- Sénat. 2007. Offre de soins : comment réduire la fracture territoriale? *Rapport d'information* n°14 de Jean-Marc Juillard, sénateur du Puy-de-Dôme.
[Disponible sur : [http ://www.senat.fr/rap/r07-014/r07-0141.pdf](http://www.senat.fr/rap/r07-014/r07-0141.pdf)]
- Sevestre P. 2002. *Econométrie des données de panel*. Dunod.
- Showalter MH, Thurston NK. 1997. Taxes and labor supply of high-income physicians. *Journal of Public Economics* **66** : 73 – 97.
- Sloan FA. 1970. Lifetime Earnings and Physicians' Choice of Specialty. *Industrial and Labor Relations Review* **24** : 47 – 56.

- Thornton J, Eakin BK. 1997. The Utility Maximising Self-Employed Physician. *The Journal of Human Resources* **32** : 98 – 128.
- URML Ile de France. 2007. L'épuisement professionnel des médecins libéraux : témoignages, analyses et perspectives. *Dossier de presse*, 27 juin 2007.
- Verbeek M, Nijman T. 1992. Testing for Selectivity Bias in Panel data Models. *International Economic Review* **33** : 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* **87** : S65 – S97.
- Willis RJ, Rosen S. 1979. Education and Self-Selection. *Journal of Political Economy* **87** : S7 – S36.
- Windmeijer F. 2005. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics* **126** : 25 – 51.
- Weeks WB, Wallace AE, Wallace MM, Welch HG. 1994. A comparison of the educational costs and incomes of physicians and other professionals. *The New England Journal of Medicine* **330** : 1280 – 1286.
- Whynes DK, Baines DL. 1998. Income-based Incentives in UK General Practice. *Health Policy*. **43** : 15 – 31.
- Wooldridge JM. 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press.