

Document de Travail

Working Paper

2009-01

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

Anne-Laure Samson



UMR 7166 CNRS

Université Université de Paris Ouest Nanterre La Défense
(bâtiments K et G)
200, Avenue de la République
92001 NANTERRE CEDEX

Tél et Fax : 33.(0)1.40.97.59.07
Email : secretariat-economix@u-paris10.fr



Université Paris X Nanterre

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

Anne-Laure Samson[†]

10 novembre 2008

Résumé

Cet article s'intéresse à l'existence d'une importante minorité de médecins généralistes à faibles revenus. 5 à 7% de l'ensemble des médecins généralistes ont des revenus nets mensuels inférieurs à 1,5 SMIC. 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 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

*Je tiens à remercier, pour leurs remarques et suggestions, Thierry Debrand, Brigitte Dormont, Pierre-Yves Geoffard, Laurent Gobillon, Hélène Huber, les participants de la Journées des doctorants en économie de la santé (Lyon, novembre 2007), des 25^{èmes} Journées de Microéconomie Appliquée (La Réunion, mai 2008), de la 6^{ème} Journée des Jeunes Chercheurs en Economie de la Santé (Paris, juin 2008) et du 57^{ème} congrès de l'AFSE (Paris, septembre 2008). Cette étude a été réalisée dans le cadre d'une convention de recherche entre l'université Paris Dauphine et la Direction de la Recherche, des Études, de l'Évaluation et des Statistiques (DREES) du Ministère de la Santé, de la Jeunesse et des Sports.

[†]EconomiX, Université Paris X - Nanterre. E-mail : anne-laure.samson@u-paris10.fr. Tel : +33 1 40 97 59 63.

leurs revenus. Leur activité n'est sensible qu'à des variations négatives de la demande. Ils diminuent leur activité lorsqu'ils y sont contraints. 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 reflète un avantage de la profession de médecin libéral : les médecins peuvent choisir de travailler peu.

Mots-clés : médecins généralistes, médecins à faibles revenus, revenu cible, arbitrage travail-loisir, données longitudinales

Abstract

This article looks at a remarkable point in the GPs' population : the existence of a large minority of low income physicians. 5 to 7 % of GPs earn less than 1.5 net SMIC (French minimum wage). These GPs are more frequently women or physicians practicing in areas where the medical density is very high but also where the quality of life is better. Using an econometric analysis, we measure their reaction to a demand shock. We find that these GPs never react to a positive demand shock and only react to a negative one : their activity decreases when they are constrained to. We show that their low income results from a greater preference for leisure. Their very low level of activity reflects an advantage of the profession of self-employed physician : GPs may choose to work less.

Key words : GPs, self-employed, low-income physicians, target income, work-leisure trade-off, longitudinal data.

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'éviter cette critique. Aux Etats-Unis, une profession a reçu 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 cette étude 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 les données du panel d'omnipraticiens libéraux de la Cnamts, représentatif de l'ensemble des médecins généralistes en activité sur la période 1983-2004. Nous restreignons le champ de l'étude à la période 1993-2004. En effet, nous 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.

Le plan est le suivant. 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 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 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 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 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 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 : 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.

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

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 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 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

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.

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 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

3.2 Caractéristiques des médecins à faibles revenus

3.2.1 Description des échantillons

Le tableau 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 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 1). Les sous-parties suivantes examinent plus en détail la durabilité de la période de faibles revenus et les caractéristiques de ces médecins.

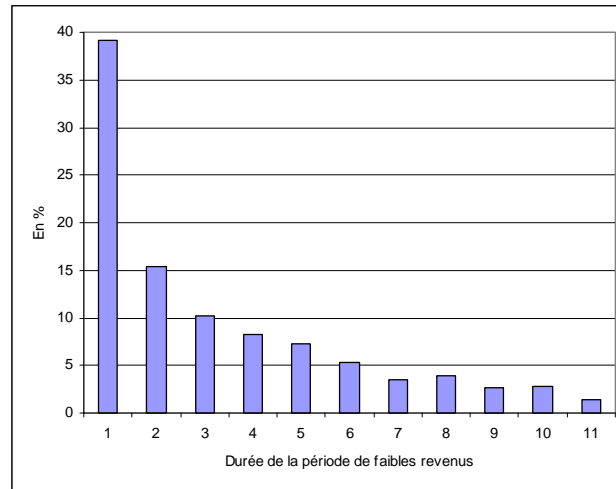
3.2.2 Médecin à faibles revenus : une situation durable

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 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).

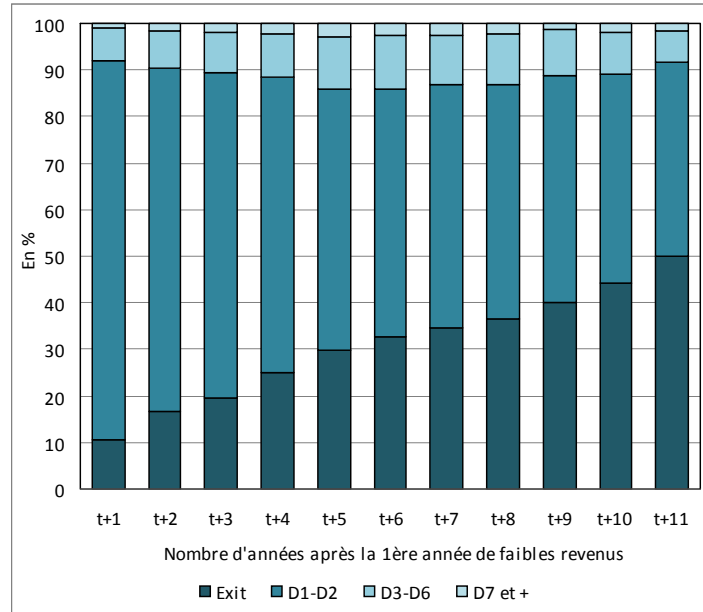
GRAPHIQUE 1 : Durée de la période de faibles revenus



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

Bien que cette situation semble transitoire, le graphique 2 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 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 : 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.

3.2.3 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 :

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

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* : $u_{it} \sim N(0, 1)$.

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

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.

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 reflèteront 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.

⁵Instrumenter l'ensemble des variables de localisation nécessiterait un nombre important d'instruments, dont nous ne disposons pas. 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 (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 (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, les autres variables de localisation (dummies régionales, type de commune) sont utilisées comme instruments alors qu'elles sont potentiellement non exogènes.

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 5 présente les résultats de l'estimation des deux modèles (probit simple et probit à effets aléatoires). Le tableau 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 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

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)).

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%.

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

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 $\sqrt{(1 + \sigma_\alpha^2)}$.

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 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 5 : Estimation du modèle (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 <i>(ref : très grande ville)</i>	-0,294 *** (0,035)	-0,621 *** (0,112)	-0,303 ***
Petite ville <i>(ref : très grande ville)</i>	-0,447 *** (0,034)	-0,906 *** (0,107)	-0,442 ***
Grande ville <i>(ref : très grande ville)</i>	-0,158 *** (0,031)	-0,252 *** (0,102)	-0,123 ***
Densité faible <i>(ref : très forte densité)</i>	-0,281 *** (0,055)	-0,431 *** (0,156)	-0,210 ***
Densité moyenne <i>(ref : très forte densité)</i>	-0,246 *** (0,055)	-0,412 *** (0,144)	-0,201 ***
Densité élevée <i>(ref : très forte densité)</i>	-0,240 *** (0,049)	-0,347 *** (0,124)	-0,169 ***
Densité spec. faible <i>(ref : très élevée)</i>	-0,002 (0,053)	-0,060 (0,151)	-0,029
Densité spec. moyenne <i>(ref : très élevée)</i>	-0,068 (0,046)	-0,164 (0,125)	-0,080
Densité spec. élevée <i>(ref : très élevée)</i>	-0,030 (0,036)	-0,017 (0,106)	-0,0008
Anc 2-7 <i>(ref : anc 8-15)</i>	0,100 *** (0,036)	0,421 *** (0,074)	-0,205 ***
Anc 16-21 <i>(ref : anc 8-15)</i>	0,083 ** (0,041)	0,099 (0,082)	0,048
Anc 22 et + <i>(ref : anc 8-15)</i>	0,262 *** (0,063)	0,557 (0,130)	0,272
Durée entre thèse et installation >1 an <i>(ref : install immédiate)</i>	0,209 *** (0,022)	0,314 *** (0,074)	0,153 ***
Age de la thèse <i>(ref : >30 ans)</i>	0,221 *** (0,022)	0,406 *** (0,075)	0,198 ***
Install avant 1974 <i>(ref : entre 80 et 84)</i>	0,070 (0,059)	-0,007 (0,161)	-0,0003
Install entre 75 et 79 <i>(ref : entre 80 et 84)</i>	0,057 (0,042)	0,109 (0,127)	0,053
Install entre 85 et 93 <i>(ref : entre 80 et 84)</i>	0,051 (0,039)	0,117 (0,116)	0,057
Install après 1994 <i>(ref : entre 80 et 84)</i>	-0,038 (0,065)	-0,213 (0,173)	-0,104
Sexe <i>(ref : homme)</i>	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 6 : Estimation du modèle (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 <i>(ref : très grande ville)</i>	-0,509 *** (0,048)	-0,856 *** (0,141)	-0,031 (0,056)	-0,256 (0,213)
Petite ville <i>(ref : très grande ville)</i>	-0,546 *** (0,044)	-0,968 *** (0,130)	-0,365 *** (0,058)	-0,911 *** (0,210)
Grande ville <i>(ref : très grande ville)</i>	-0,208 *** (0,039)	-0,328 *** (0,121)	-0,176 *** (0,056)	-0,121 (0,216)
Densité faible <i>(ref : très forte densité)</i>	-0,396 *** (0,072)	-0,424 *** (0,201)	-0,147 * (0,089)	-0,411 (0,281)
Densité moyenne <i>(ref : très forte densité)</i>	-0,282 *** (0,071)	-0,337 * (0,188)	-0,282 *** (0,089)	-0,386 (0,248)
Densité élevée <i>(ref : très forte densité)</i>	-0,366 *** (0,066)	-0,374 *** (0,166)	-0,063 (0,078)	-0,233 (0,204)
Densité spec. faible <i>(ref : très élevée)</i>	0,022 (0,068)	-0,173 (0,188)	0,013 (0,089)	0,366 (0,285)
Densité spec. moyenne <i>(ref : très élevée)</i>	0,008 (0,058)	-0,203 (0,156)	-0,158 *** (0,076)	0,023 (0,233)
Densité spec. élevée <i>(ref : très élevée)</i>	0,035 (0,046)	0,064 (0,132)	-0,143 *** (0,058)	-0,078 (0,199)
Anc 2-7 <i>(ref : anc 8-15)</i>	0,140 *** (0,049)	0,528 *** (0,100)	-0,031 (0,056)	0,158 (0,118)
Anc 16-21 <i>(ref : anc 8-15)</i>	0,077 (0,051)	0,071 (0,103)	-0,365 *** (0,058)	0,248 * (0,143)
Anc 22 et + <i>(ref : anc 8-15)</i>	0,247 *** (0,076)	0,405 *** (0,158)	-0,176 *** (0,056)	0,576 *** (0,265)
Durée entre thèse et installation >1 an <i>(ref : install immédiate)</i>	0,196 *** (0,028)	0,297 *** (0,087)	-0,147 * (0,089)	0,416 *** (0,160)
Age de la thèse <i>(ref : >30 ans)</i>	0,295 *** (0,028)	0,535 *** (0,090)	-0,282 *** (0,089)	0,149 *** (0,160)
Install avant 1974 <i>(ref : entre 80 et 84)</i>	0,147 (0,069)	0,250 (0,182)	-0,063 (0,078)	-0,316 (0,478)
Install entre 75 et 79 <i>(ref : entre 80 et 84)</i>	0,094 (0,050)	0,202 (0,143)	0,013 (0,089)	-0,067 (0,348)
Install entre 85 et 93 <i>(ref : entre 80 et 84)</i>	0,050 (0,049)	0,071 (0,140)	-0,158 *** (0,076)	0,227 (0,239)
Install après 1994 <i>(ref : entre 80 et 84)</i>	-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	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 substitués ; 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 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.

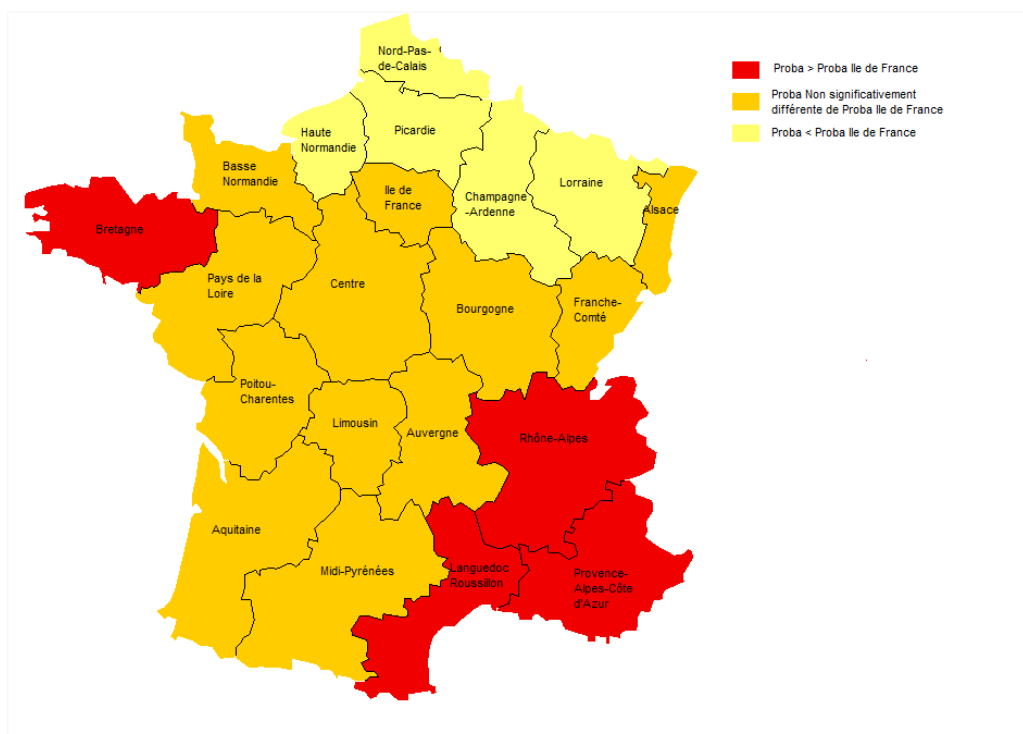
Les effets régions du graphique 3 traduisent donc de nouveau l'impact de la densité de médecins généralistes. Elle est très élevée dans le sud de la France, pouvant expliquer qu'il y ait une plus forte proportion de médecins à faibles niveaux de revenus. Mais bien qu'elle soit encore assez élevée dans 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 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

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.

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.

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 3 : Localisation géographique des médecins à faibles niveaux de revenus (résultat des estimations du modèle (1) - référence : région Ile de France)



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

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 Dormont et Samson (2008). Ces derniers sont des médecins installés entre les années 1980 et le début des années 1990 : ils ont subi les effets conjoints du baby-boom et d'un *numerus clausus* encore élevés. Leurs honoraires sont durablement plus faibles que ceux des médecins appartenant aux autres cohortes.

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 différent de celui des autres médecins ?¹¹

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.

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.

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

4.1 Spécification économétrique

4.1.1 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 :

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

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 demande qui s'adresse à lui.

La contrainte budgétaire du médecin i de type j est

$$p_c * c_{ij} = \bar{p} * A_{ij}, \quad i = 1, \dots, N \text{ et } j = 1, 2 \quad (3)$$

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.

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 :

$$A_{ij} \leq d_{ij} \tag{4}$$

¹²La demande qui s'adresse à chaque médecin pourrait également dépendre de la densité de médecins spécialistes mais une précédente étude (Dormont et Samson, 2008) a montré que ces deux professions sont complémentaires : la densité de spécialistes n'influence pas le niveau d'activité des médecins généralistes.

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) sous les contraintes (3) et (4).

4.1.2 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 (4) est saturée. Leur niveau d'activité effectif est $A_i = d_i < A_i^*$. On se situe dans la zone I du graphique 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 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 :

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

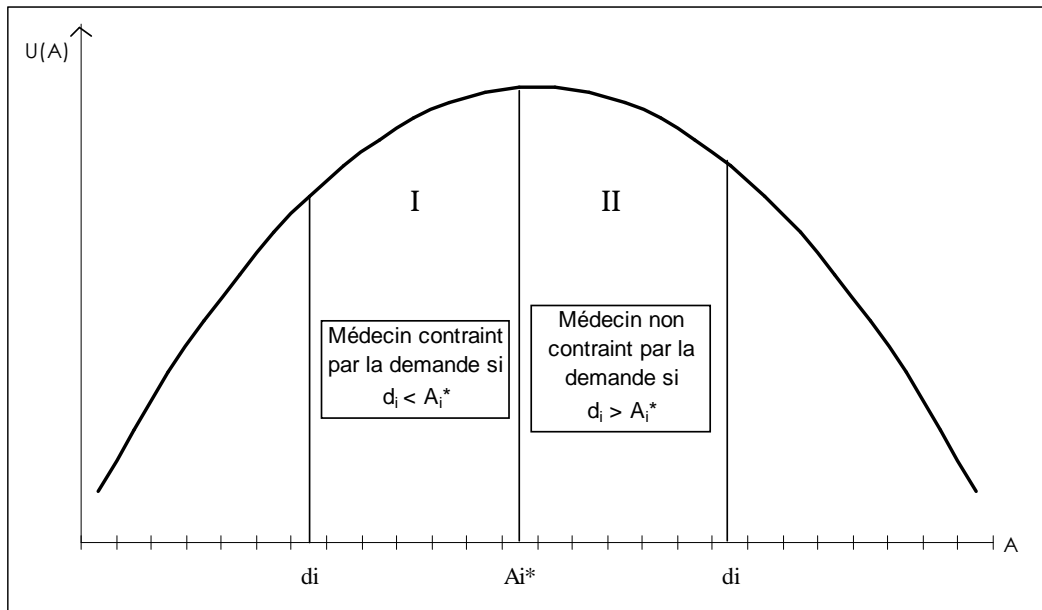
Si les médecins à faibles revenus travaillent peu par choix, on a :

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

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 :

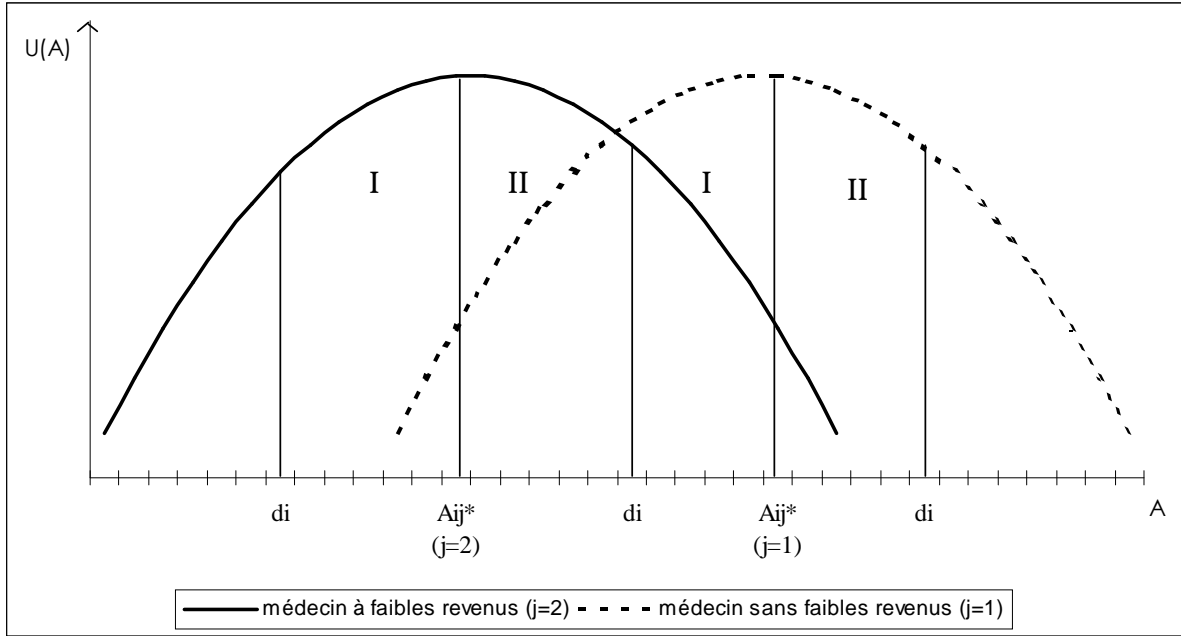
$$\boxed{H_0 : \beta^+ = 0} \tag{5}$$

GRAPHIQUE 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 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 5 : Fonctions d'Utilité $U(A)$ de médecins à faibles revenus et sans faibles revenus



4.1.3 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 (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 :

$$\dot{act}_{idt} = \beta \dot{dem}_{dt} + \delta_t + \varepsilon_{idt} \quad (6)$$

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.

Le choc de demande \dot{dem}_{dt} combine les effets d'un choc de demande positif et négatif

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.

que la procédure de test définie ci-dessus impose de distinguer. Le modèle s'écrit alors :

$$act_{idt} = \beta^+ dem_{dt}^{>0} + \beta^- dem_{dt}^{<0} + \delta_t + \varepsilon_{idt} \quad (7)$$

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 (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 3.

Le modèle est estimé sur les médecins de plus de sept ans d'ancienneté¹⁵. Une précédente étude (Dormont et Samson, 2008) 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 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 généralistes. De ce fait, l'estimation en différences premières (modèle (7)) par la méthode des moindres carrés ordinaires est non convergente. Le modèle (7) est donc également

¹⁵84% des médecins sans faibles revenus ont une ancienneté supérieure à sept ans. C'est le cas de 80% des médecins à faibles revenus.

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 (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 (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 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.

4.2 Résultats

Le tableau 7 présente les résultats de l'estimation du modèle (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 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 $dem_{dt}^{>0}$ et $dem_{dt}^{<0}$ 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 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 $dem_{dt}^{>0}$ et de 11,3 pour $dem_{dt}^{<0}$. 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 des moindres carrés ordinaires. Les instruments ne sont pas des instruments faibles. Enfin,

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

le test d'Hausman rejète 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 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 7 : Estimation du modèle (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 ($t_{95} \dots t_{04}$) ;
- (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 $s \geq 2$ 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 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 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 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.

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 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.

4.3.1 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 (8) mesure la réaction des médecins aux chocs de demande en contrôlant par rapport à la variation de l'activité entre $t - 1$ et $t - 2$.

$$act_{idt} = \beta^+ dem_{dt}^{>0} + \beta^- dem_{dt}^{<0} + \gamma^+ act_{dt-1}^{|dem_{dt}^{>0}|} + \gamma^- act_{dt-1}^{|dem_{dt}^{<0}|} \delta_t + \eta_{idt} \quad (8)$$

act_{dt-1} est incluse de telle sorte qu'on distingue l'impact de l'activité lorsque le mé-

decin a connu une variation positive de la demande ($\dot{act}_{dt-1}^{dem>0}$) de son impact lorsque le médecin a connu une variation négative de la demande ($\dot{act}_{dt-1}^{dem<0}$).

Seuls les résultats de l'estimation du modèle (8) par la méthode des moments généralisés sont présentés (les résultats des tests sont présentés dans le tableau 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 (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 8 : Estimation du modèle (8) par la méthode des moments généralisés.

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

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

Notes : Les notes du tableau 7 s'appliquent.

4.3.2 Biais de sélection

Le modèle (7) estimé sur les médecins à faibles revenus peut souffrir d'un biais de sélection. En effet, le graphique 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 (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 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 (7) estimé pour les femmes à faibles revenus sont donc potentiellement biaisés. Toutefois, en comparant les estimations du modèle (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.

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). 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 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

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.

du modèle (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.

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.

Ces résultats suggèrent donc que la forte dispersion des revenus des médecins observée dans le tableau 1, et notamment la forte dispersion dans le bas de la distribution

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

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.

6 Annexes

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 bénéficiaires non commerciaux (BNC) (voir l'annexe 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 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 bénéficiaires 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 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

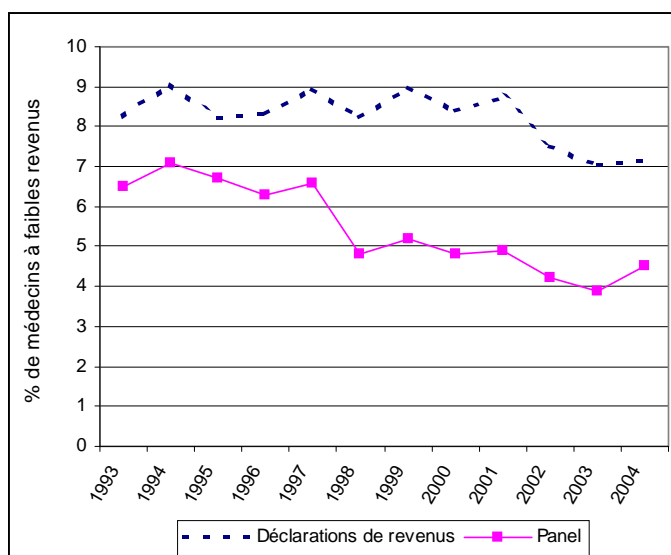
possèdent des revenus quasi nuls, ce qui n'est pas le cas dans le panel. Toutefois, l'évolution de la part de médecins à faibles revenus au cours des années suit une tendance similaire dans les deux sources de données.

TABLEAU A : Comparaison des méthodes d'estimation des revenus

	Méthode 1 : MCO-polynome 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 bénéficiaires non commerciaux (BNC 2035), 1993-2004 (DGI / INSEE / DREES)

GRAPHIQUE 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 bénéficiaires non commerciaux (BNC 2035), 1993-2004 (DGI / INSEE / DREES)

6.2 Tests de validité des estimations

TABLEAU B : Estimation du modèle (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 C : Estimation du modèle (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 D : Estimation du modèle (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 $p = 0,269$

6.3 Résultats supplémentaires

TABLEAU E : Estimation du modèle (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
$d\dot{e}m_{it}$	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 7 s'appliquent.

TABLEAU F : Estimation du modèle (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
$d\dot{e}m_{it}^{>0}$	0,412 *** (0,039)	0,333 ** (0,179)	0,395 *** (0,055)	-0,022 (0,208)	-0,339 (0,692)	0,333 (0,438)
$d\dot{e}m_{it}^{<0}$	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 7 s'appliquent.

TABLEAU G : Estimation du modèle (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
$d\dot{e}m_{it}^{>0}$	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)
$d\dot{e}m_{it}^{<0}$	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 7 s'appliquent.

7 Bibliographie

- 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
- 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
- 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.
- 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.
- Dormont B, Samson AL. 2008. Medical Demography and Intergenerational inequalities in GPs' earnings. *Health Economics* **17** : 1037 – 1055.
- 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.
- Folland S, Goodman AC, Stano M. 1997. *The Economics of Health and Health Care*. Prentice Hall (2nd edition).
 - 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.
 - 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.
 - Réseau Sentinelles - Inserm. 2008. <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, 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.
 - Roodman D. 2006. How to do xtabond2 : An Introduction to "Difference" and "System" GMM in Stata. Working Paper n°103, Center for Global Development.
 - Sautory O. 1995. La statistique descriptive avec le système SAS. *Insee Guides* n°1-2.
 - Sevestre P. 2002. *Econométrie des données de panel*. Dunod.
 - Windmeijer F. 2005. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics* **126** : 25 – 51.
 - Wooldridge JM. 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press.