

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

SÉRIE  
STATISTIQUES

**DOCUMENT  
DE  
TRAVAIL**

Analyse des carrières des médecins  
libéraux à partir de données de panels

Sophie AUDRIC

n° 96 – mai 2006

"Ce document de travail constitue le mémoire professionnel réalisé pour la Formation continue diplômante des attachés.  
Je tiens particulièrement à remercier ma tutrice de mémoire, Pascale Breuil, pour son aide précieuse et son soutien pour mener à bien ce projet.

## Sommaire

Résumé.....	5
I – Présentation du panel des omnipraticiens et du champ de l'étude.....	7
II – Analyse descriptive.....	9
III - Distinction des effets d'ancienneté, de génération et de date sur l'évolution de l'activité des omnipraticiens.....	14
IV – Méthodologie des modèles de panel.....	19
V – L'activité des omnipraticiens expliquée par des modèles de panel.....	22
Pour en savoir plus :.....	27
Annexe 1 : résultats de modèles de panel expliquant le volume d'activité des omnipraticiens.....	33
Annexe 2 : résultats de modèles de panel expliquant les honoraires des omnipraticiens .....	37

## Résumé

Les omnipraticiens ont une activité, en nombre d'actes effectués comme en honoraires, en augmentation depuis 1988. À l'aide de modèles de panel, nous avons estimé l'influence sur cette activité des facteurs suivants : l'ancienneté, estimée par le nombre d'années écoulées depuis l'obtention de la thèse, l'année d'obtention de la thèse, la date, l'acquisition ou non d'un Mode d'exercice particulier (Mep), la région, le type de secteur dans lequel le médecin exerce (secteur1, secteur 1 avec dépassements autorisés, secteur 2 et médecin non conventionné) et le sexe du médecin.

Le recours à des modèles et données de panel (within, between et Mundlak) permet de proposer une séparation des effets liés à la génération (année d'obtention de thèse) et des effets liés à l'ancienneté (nombre d'années écoulées depuis) mais surtout de contrôler l'impact sur les effets étudiés des caractéristiques non observables des médecins. L'estimation de l'influence de l'acquisition d'un mode d'exercice particulier sur l'activité des médecins permet de bien illustrer l'apport de ces modèles. En effet, les statistiques descriptives et une estimation « toutes choses égales par ailleurs » sur données non répétées (estimation between) montrent qu'un mode d'exercice particulier se traduit par des honoraires plus faibles. À l'inverse, un généraliste qui acquiert une compétence Mep percevrait, selon l'estimation within, des honoraires supérieurs à ce qu'il percevait antérieurement, en raison de leurs caractéristiques inobservables et corrélées à cette compétence particulière (estimation Mundlak).

## I – Présentation du panel des omnipraticiens et du champ de l'étude

Le panel utilisé est un échantillon contenant des données démographiques et d'activité des médecins omnipraticiens<sup>1</sup> libéraux nés en mai, données extraites du Système national inter régimes (Snir) de la Caisse nationale d'assurance maladie des travailleurs salariés (Cnamts). Ce panel contient 8 523 médecins différents, soit au total 119 694 observations sur toute la période 1979-2000. Pour chaque omnipraticien, on dispose notamment du nombre de consultations et de visites effectuées<sup>2</sup> et des honoraires (y compris les dépassements présentés au remboursement<sup>3</sup>).

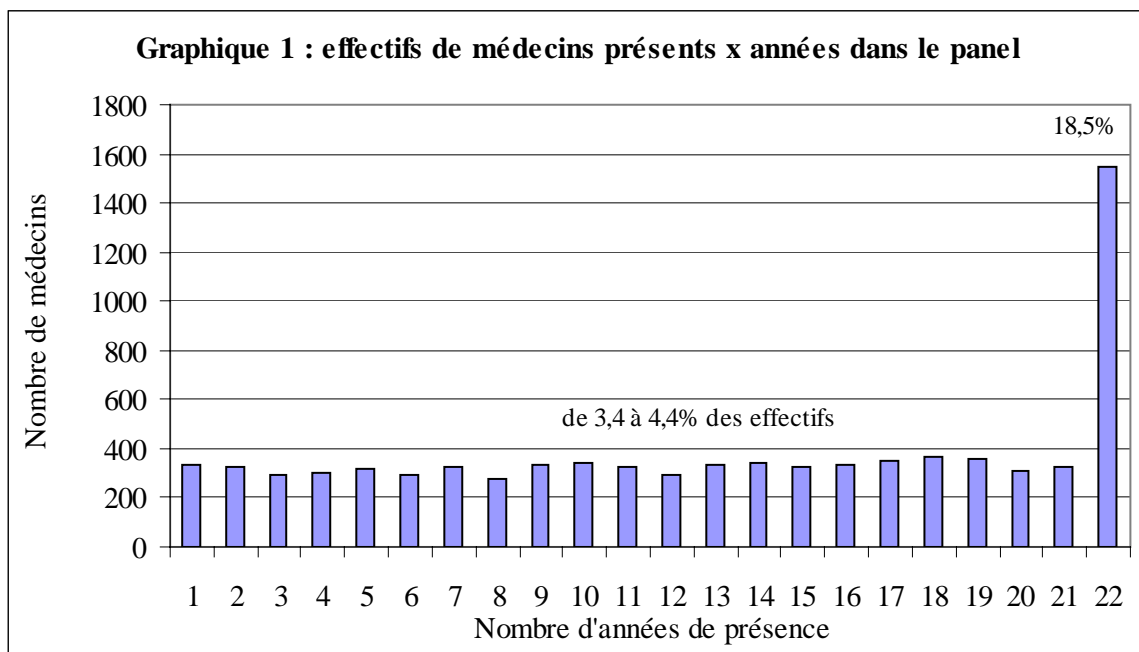
Nous avons exclu du champ de l'étude les médecins exerçant dans les Dom pour des raisons de fiabilité de l'information et ceux ayant un type d'activité considéré comme marginal par rapport à la population totale des omnipraticiens, à savoir les médecins interdits d'exercer (0,02 % de l'ensemble des observations), les praticiens hospitaliers à temps plein avec un secteur privé à l'hôpital (0,2 %) et ceux n'exerçant pas en libéral mais ayant le droit de prescription (0,02 %). Nous avons également exclu les années où les médecins étaient en cessation d'activité (2,2 %). Nous avons en revanche conservé les médecins non conventionnés, même si les honoraires dont on dispose pour eux dans le panel utilisé sont probablement sous-estimés. En effet, beaucoup de patients ne prennent pas la peine de présenter leur feuille de maladie au remboursement, car ce dernier s'effectue pour les médecins non-conventionnés sur la base d'un tarif d'autorité, en général très faible. Au final, il reste 110 111 observations et 8 355 médecins différents dans le panel dont 18,5 % présents sur toute la période (graphique 1). En effet, il s'agit d'un panel non cylindré, les individus n'étant pas tous présents sur toute la période.

---

<sup>1</sup> Il s'agit des médecins généralistes exclusifs et des médecins généralistes ayant une compétence particulière dits médecins avec Mode d'activité particulier (Mep), par exemple les homéopathes ou acupuncteurs.

<sup>2</sup> Ces deux actes représentent la quasi-totalité des actes des omnipraticiens.

<sup>3</sup> dont la part de dépassements non remboursés par la Sécurité sociale.



Source : Panel d'omnipraticiens issu du SNIR (Cnamts).

Champ : Omnipraticiens libéraux nés en mai hors ceux exerçant en Dom, ayant une activité marginale ou cessant leur activité, entre 1979 et 2000.

## II – Analyse descriptive

Entre 1979 et 2000, les omnipraticiens présents dans le panel utilisé ont d'abord connu une période de stagnation de leur activité moyenne qui a ensuite, à partir de 1988, augmenté de façon continue (graphique 2). Ainsi, le nombre moyen de consultations et de visites effectuées chaque année par ces praticiens qui variait entre 4 100 et 4 200 actes entre 1979 et 1987, s'élevait en 2000 à près de 4 800 actes, soit une hausse de 1,2 % par an depuis 1987. De même, les honoraires réels moyens<sup>4</sup> (y compris les dépassements) perçus par les omnipraticiens ont crû entre 1987 et 2000 de 1,9 % par an en moyenne, atteignant ainsi 102 800 € en 2000, contre -0,6 % par an entre 1979 et 1987, cette baisse étant en partie imputable à la forte inflation du début des années 80<sup>5</sup>.

L'augmentation du volume d'activité des médecins observée depuis 1988 pourrait en partie s'expliquer par la demande de plus en plus importante de soins médicaux en France, sa population étant à la fois vieillissante et plus exigeante dans le domaine de la santé. Cette rupture de tendance correspond également à la période où l'on a observé les premiers effets de la mise en place en 1971 du *numerus clausus*, qui restreint le nombre d'étudiants en deuxième année de médecine. En effet, le nombre d'omnipraticiens présents dans le panel, dans le champ retenu pour l'analyse, qui augmentait de 4 à 5 % par an entre 1979 et 1985, n'a crû par la suite que de 2 % par an au plus, ce rythme annuel de croissance tombant même à 0,1 % entre 1998 et 2000 (graphique 3). Parallèlement, la réforme de l'internat<sup>6</sup>, mise en application en 1984, pourrait avoir eu à cette époque quelques incidences sur l'activité de certains omnipraticiens.

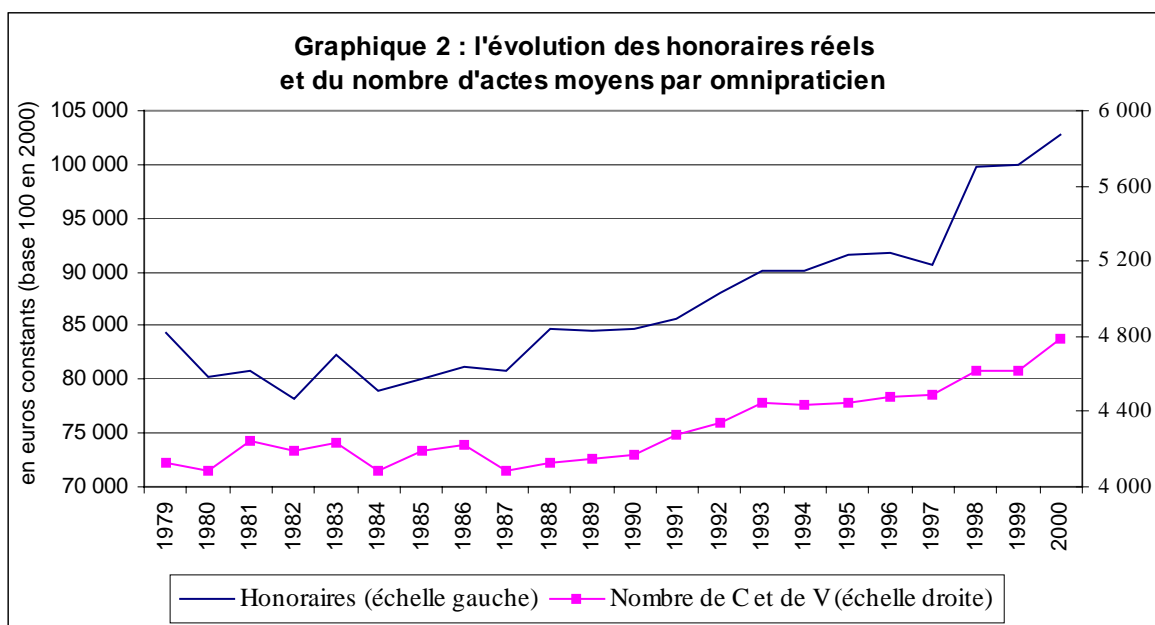
La progression des honoraires entre 1988 et 2000 est quant à elle plus importante que celle du volume d'activité en raison des revalorisations tarifaires (supérieures à l'inflation). En effet, en 1988, le prix de la visite est passé de 85 à 100 francs et entre 1992 et 1995, les prix de la consultation et/ou de la visite ont été augmentés chaque année (d'environ 5 francs par an). Enfin, en 1998, le prix de la consultation est passé de 110 à 115 francs (graphique 4).

---

<sup>4</sup> Déflatés par l'indice des prix à la consommation des ménages, base 100 en 2000.

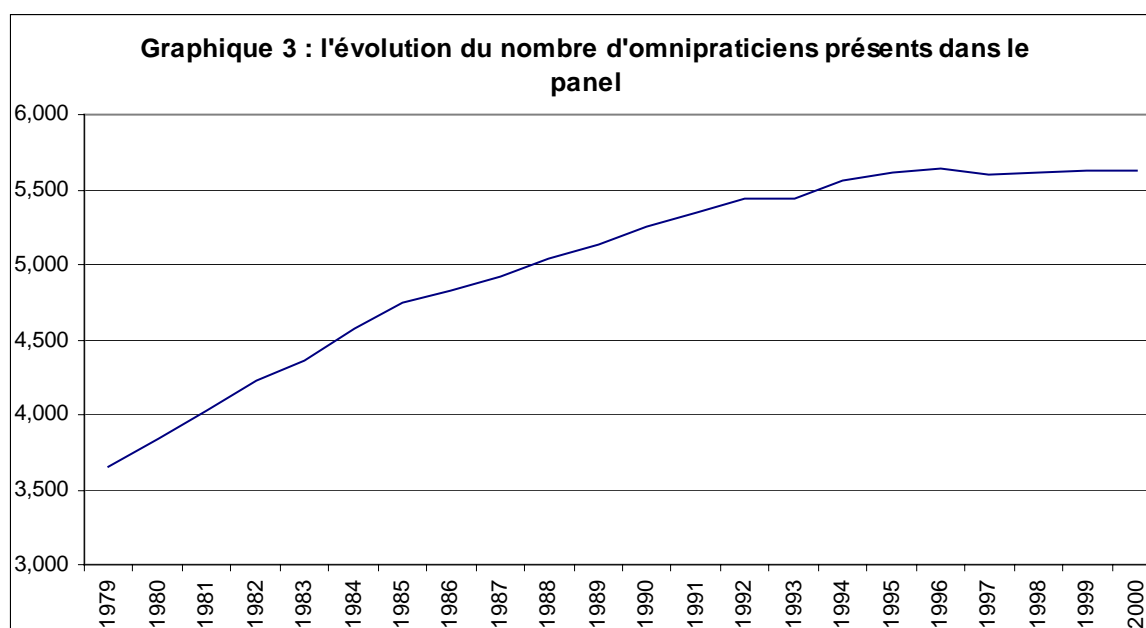
<sup>5</sup> Nous avons essayé de décomposer l'évolution moyenne des honoraires en évolution observée chez les présents-présents, chez les nouveaux entrants et chez les médecins cessant leur activité, pour voir dans quelle mesure les évolutions observées pouvaient être liées aux modifications de la structure de la population des médecins. Il est apparu que les évolutions observées sur les présents-présents étaient extrêmement proches de celles estimées sur l'ensemble des médecins, les effets des flux d'entrée et de sortie se compensant. La croissance de l'activité observée n'est donc pas une conséquence mécanique des effets de renouvellement de la population étudiée.

<sup>6</sup> Cette réforme a entraîné la création de concours d'internat pour acquérir une spécialisation. Avant, les médecins pouvaient exercer durant plusieurs années en tant que généraliste et ensuite devenir spécialiste, alors que depuis cette réforme, les médecins sont dès leurs études orientés vers la médecine générale ou vers une spécialité précise.



Source : Panel d'omnipraticiens issu du SNIR (Cnamts).

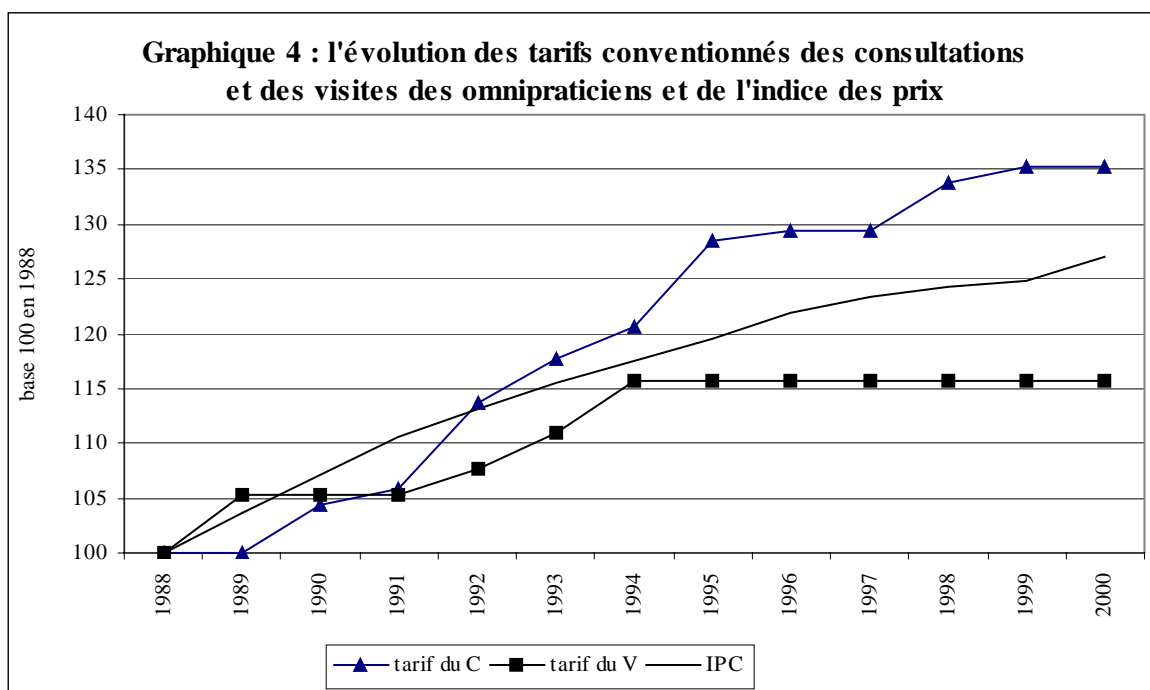
Champ : Omnipraticiens libéraux nés en mai hors ceux exerçant en Dom, ayant une activité marginale ou cessant leur activité, entre 1979 et 2000.



Source : Panel d'omnipraticiens issu du SNIR (Cnamts).

Champ : Omnipraticiens libéraux nés en mai hors ceux exerçant en Dom, ayant une activité marginale ou cessant leur activité, entre 1979 et 2000.





Source : Panel d'omnipraticiens issu du SNIR (Cnamts).

Champ : Omnipraticiens libéraux nés en mai hors ceux exerçant en Dom, ayant une activité marginale ou cessant leur activité, entre 1979 et 2000.

En 2000, le volume d'activité effectué par le quart des omnipraticiens pratiquant le plus d'actes était plus du double de celui du quart des médecins en pratiquant le moins (rapport interquartile égal à 2,1, tableau 1). Il était le triple en 1980. La dispersion a également diminué en terme d'honoraires durant ces vingt dernières années, le rapport interquartile étant passé de 2,4 en 1980 à 1,8 en 2000. La moitié des médecins ont au final réalisé en 2000 au moins 4 700 consultations et visites pour une moyenne égale à 4 800 actes et ont perçu au moins 99 300 € d'honoraires.

**Tableau 1 - Les indicateurs de moyenne et de dispersion de l'activité des omnipraticiens en 1980, 1990 et 2000**

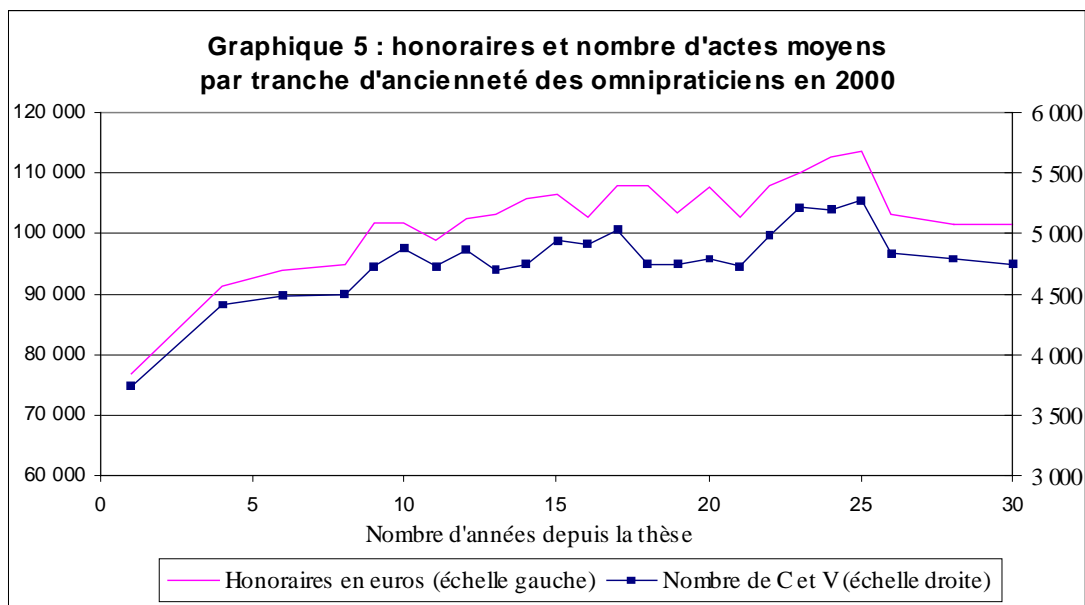
	<i>Honoraires réels (en constants 2000)</i>			<i>Nombre de C et de V</i>		
	moyenne	médiane	Q3/Q1	moyenne	médiane	Q3/Q1
1980	80 200	77 400	2,4	4 080	3 940	3
1990	84 700	80 600	2,1	4 170	4000	2,5
2000	102 800	99 300	1,8	4 790	4 700	2,1

Source : Panel d'omnipraticiens issu du SNIR (Cnamts).

Champ : Omnipraticiens libéraux nés en mai hors ceux exerçant en Dom, ayant une activité marginale ou cessant leur activité, entre 1979 et 2000.

L'activité des omnipraticiens diffère également selon l'ancienneté du praticien. Ainsi, si on considère le nombre d'années écoulées depuis l'obtention de la thèse, on observe que l'activité des omnipraticiens augmente fortement les premières années, puis connaît une croissance plus ralentie, voire même une stagnation et enfin, après environ 25 ans d'ancienneté, les médecins pratiquent moins de consultations et de visites et perçoivent moins d'honoraires (graphique 5). L'activité des omnipraticiens varie aussi selon leur âge mais nous

avons préféré retenir ici le nombre d'années écoulées depuis le passage de la thèse car cette dernière variable s'est révélée avoir un meilleur pouvoir explicatif dans les modèles de panel estimés par la suite.



Source : Panel de médecins issu du SNIR (Cnamts)

Champ : Omnipraticiens libéraux nés en mai hors ceux exerçant en Dom, ayant une activité marginale ou cessant leur activité, entre 1979 et 2000.

Les autres variables explicatives de l'activité des omnipraticiens auxquelles on s'intéressera ici<sup>7</sup> sont le sexe du praticien, l'acquisition ou non d'un mode d'exercice particulier Mep (par exemple, l'acupuncture, l'homéopathie ou l'allergologie), le secteur d'exercice (secteur 1, secteur 1 avec dépassements autorisés, secteur 2 et médecin non conventionné) et la région. Les médecins en secteur 1 (sans dépassement) sont les seuls à devoir appliquer les tarifs conventionnés fixés chaque année par la Caisse nationale d'assurance maladie, les syndicats de médecins et l'État. En contrepartie, ils bénéficient de la prise en charge par l'État d'une partie de leurs cotisations sociales. Les médecins exerçant en secteur 2 sont libres d'appliquer les tarifs de leur choix et les dépassements autorisés pour certains médecins exerçant en secteur 1 sont très peu nombreux. Les rares médecins non conventionnés perçoivent des honoraires et prescrivent des médicaments qui ne font pas l'objet de remboursements aux patients par la sécurité sociale (ou seulement au tarif d'autorité pour les honoraires).

Au vu des seules statistiques descriptives et étant donné le degré de précision des résultats, aucune différence significative n'apparaît en terme de volume d'activité et d'honoraires entre ces sous-populations de médecins (tableau 2). Toutefois, même si ce n'est pas significatif, les hommes semblent avoir une activité plus soutenue que les femmes : 5 202 consultations et visites effectuées en 2000 par les premiers contre 3 462 par les secondes. De même, les médecins exerçant en secteur 1 et 2 ont une activité sensiblement plus importante que les non-conventionnés, surtout en nombre d'actes. Enfin, si les omnipraticiens généralistes pratiquent quasiment le double d'actes de ceux des médecins Mep, l'écart en revanche disparaît en terme

<sup>7</sup> Ces variables sont présentes dans les modèles de panel des chapitres ultérieurs.

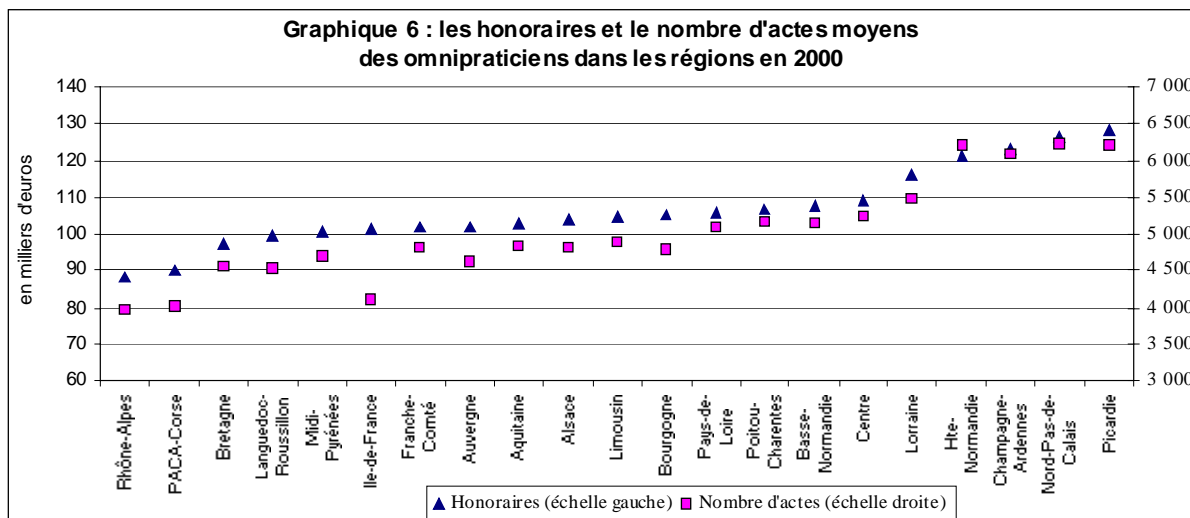
d'honoraires, du fait des nombreux dépassements pratiqués par ces derniers. En effet, en 2000, le nombre d'actes ayant donné lieu à dépassements s'élevait à 1 700 dépassements par médecin Mep, ce qui représentait 24 % de leurs honoraires totaux alors que le nombre moyen de dépassements pratiqués par les généralistes exclusifs n'était que de 478, soit 4 % de leurs honoraires.

D'après les statistiques descriptives, les honoraires et le nombre d'actes moyens des omnipraticiens varient selon les régions (graphique 6). Ils sont les plus élevés en Picardie, Nord-Pas-de-Calais, Champagne-Ardenne et Haute-Normandie où ils atteignent en 2000 entre 121 000 et 128 000 € (pour une moyenne à 102 800 €) et entre 6 100 et 6 200 actes (pour une moyenne à 4 790). À l'inverse, l'activité des omnipraticiens est la plus faible en Rhône-Alpes et en Paca-Corse où les honoraires moyens perçus s'élèvent en 2000 respectivement à 88 100 et 90 200 € et le nombre de consultations et de visites est de 4 000 actes. En Ile-de-France, les omnipraticiens pratiquent en moyenne quasiment le même nombre d'actes que dans ces deux dernières régions mais perçoivent en revanche des honoraires plus élevés (101 400 €). Ceci s'explique par la forte proportion de médecins en Ile-de-France qui exercent en secteur 2 (34 % contre 14 % en France métropolitaine), ces derniers pouvant alors pratiquer des tarifs supérieurs aux tarifs conventionnés (appliqués par les médecins en secteur 1 sans droit à dépassement).

**Tableau 2 : les honoraires et le nombre d'actes moyens des omnipraticiens en 2000 selon le type et le secteur d'exercice et selon le sexe du médecin**

	Honoraires moyens (en €)	Écart-type	Nombre moyen de C et de V	Écart-type	Effectif
<i>Sexe du médecin</i>					
homme	110 798	48 128	5 202	2 518	4 291
femme	77 117	40 210	3 462	2 011	1 339
<i>Compétence MEP</i>					
MEP	100 898	63 452	2 655	2 021	627
généraliste exclusif	104 444	46 804	5 056	2 446	5 003
<i>Secteur de conventionnement</i>					
secteur 1	104 224	47 245	5 086	2 496	4 770
secteur 1 avec dépassements autorisés	84 202	41 937	2 329	1 671	6
secteur 2	105 403	57 466	3 261	1 928	806
non conventionné	66 410	46 304	1 184	840	48

Source : panel de médecins issu du SNIR (Cnamts)



Source : Panel d'omnipraticiens issu du SNIR (Cnamts).

Champ : Omnipraticiens libéraux nés en mai hors ceux exerçant en Dom, ayant une activité marginale ou cessant leur activité, entre 1979 et 2000.

### III - Distinction des effets d'ancienneté, de génération et de date sur l'évolution de l'activité des omnipraticiens

L'évolution de l'activité des médecins du panel reflète notamment un effet âge et ancienneté de cette population<sup>8</sup> : les médecins du panel vieillissant, leur volume d'activité et leurs honoraires augmentent car ils ont acquis de l'expérience et ont constitué leur clientèle. Cet effet est appréhendé ici au travers de l'ancienneté acquise depuis l'obtention du diplôme (nombre d'années écoulées depuis la thèse).

L'effet de date joue également, les années de revalorisations tarifaires comme 1995 ou 1998, d'épidémies importantes ou de fortes croissances économiques étant des années plus favorables aux omnipraticiens que celles de restrictions budgétaires par exemple.

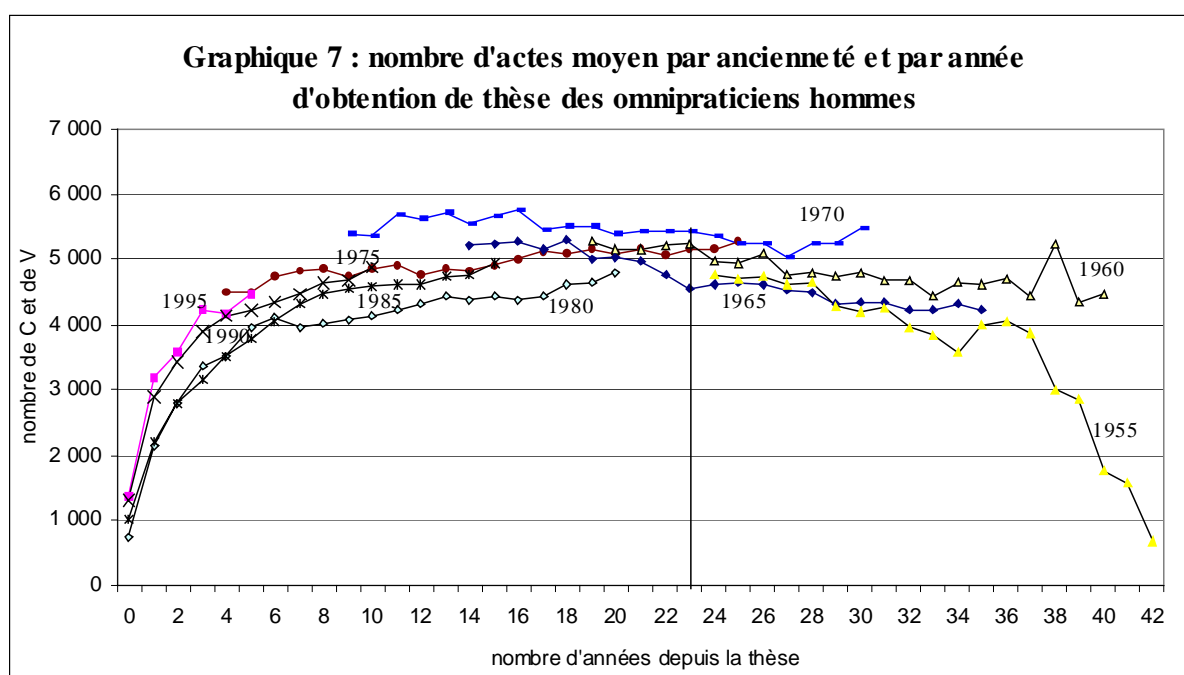
Enfin, l'année de thèse du praticien a aussi une influence sur l'évolution de son activité ; on parle alors d'effet de génération. Les graphiques 7 et 8 montrent, pour différentes générations de médecins, comment le nombre de consultations et de visites pratiquées ainsi que les honoraires réels perçus par les omnipraticiens évoluent avec l'ancienneté<sup>9</sup>. Chaque courbe correspond à une année donnée (inscrite à côté de la courbe) au cours de laquelle le médecin réussit sa thèse. Ainsi, les omnipraticiens qui ont passé leur thèse en 1965 et qui ont 23 ans d'ancienneté effectuent un nombre d'actes (4 600) inférieur à ceux des médecins de même ancienneté et ayant eu leur diplôme en 1975 ou en 1960 (5 200 actes), eux-mêmes en

<sup>8</sup> Pour une génération de médecin donnée, il est difficile de dire si la variation d'activité observée d'une année sur l'autre est due à un effet âge ou ancienneté car les deux variables sont très corrélées, les médecins libéraux interrompant momentanément leur activité étant rares.

<sup>9</sup> Méthode reprise de « Les taux d'activité des 25-60 ans : les effets de l'âge et de la génération », G. Bourdallé et C. Cases, *Économie et Statistiques* n°300, 1996.

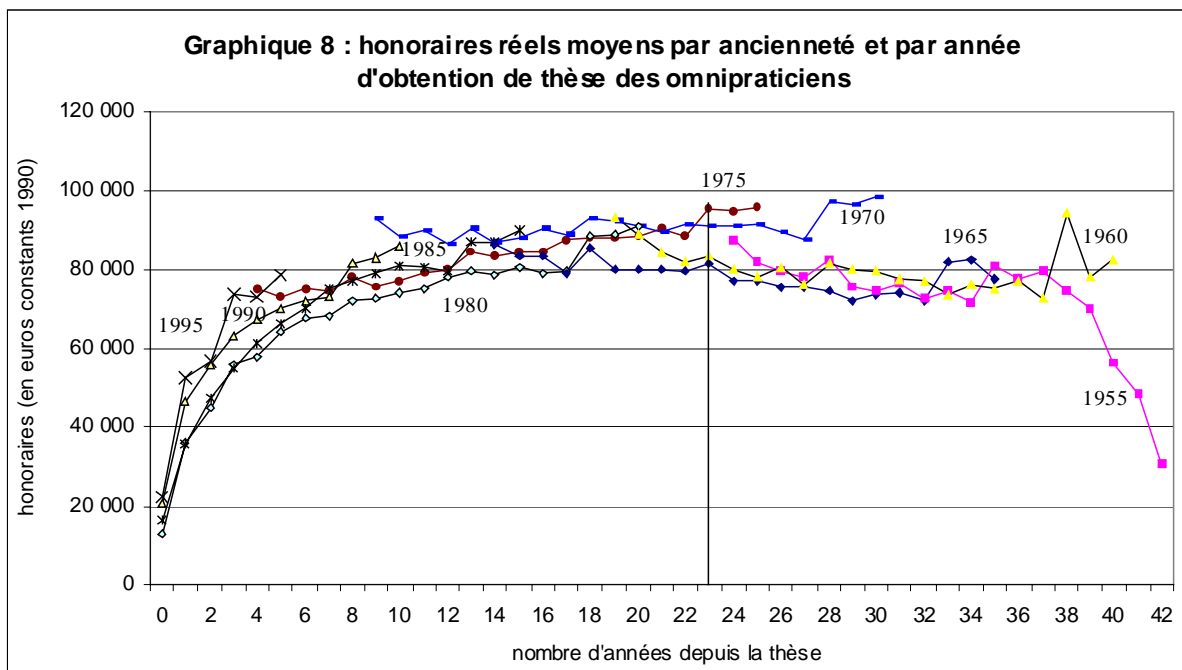
dessous du nombre moyen de consultations et de visites de la génération 1970 (5 400 actes) [graphique 7].

Les honoraires perçus par génération de médecins à leur 23<sup>ème</sup> année d'ancienneté sont en revanche comparables pour les générations 1960 et 1965 et sont très inférieurs à ceux perçus par les médecins ayant réussi leur thèse en 1970 (graphique 8). Ces derniers ont eux-mêmes, après 23 ans d'exercice, des honoraires inférieurs à ceux de la génération 1975, malgré une activité plus soutenue. La revalorisation tarifaire intervenue en 1998 expliquerait en partie cet écart de revenus, les médecins de 1975 ayant 23 ans d'ancienneté cette année-là alors que le même niveau d'ancienneté est atteint en 1993, année de conjoncture moins favorable, par les médecins de 1970. Ces graphiques font donc apparaître à la fois des effets de date et de génération sur l'activité des omnipraticiens, sans distinction possible entre les deux.



Source : Panel d'omnipraticiens issu du SNIR (Cnamts).

Champ : Omnipraticiens libéraux nés en mai hors ceux exerçant en Dom, ayant une activité marginale ou cessant leur activité, entre 1979 et 2000.



Source : Panel d'omnipraticiens issu du SNIR (Cnamts).

Champ : Omnipraticiens libéraux nés en mai hors ceux exerçant en Dom, ayant une activité marginale ou cessant leur activité, entre 1979 et 2000.

Afin de distinguer les effets de date, de génération et d'ancienneté sur l'activité des omnipraticiens du panel (sans raisonner à ce stade « toutes choses égales par ailleurs »), nous allons utiliser les décompositions suivantes<sup>10</sup> :

$$\text{nombre de } C \text{ et de } V_{it} = a_0 + \sum_i b_i * \text{ancienneté}_i + \sum_g c_g * \text{génération}_g + \sum_t d_t * \text{date}_t$$

$$\text{honaire}_{it} = a_0 + \sum_i b_i * \text{ancienneté}_i + \sum_g c_g * \text{génération}_g + \sum_t d_t * \text{date}_t$$

avec  $i$  : omnipraticien  $i$ , âgé entre 25 et 65 ans,

nombre de  $C$  et de  $V$  : logarithme du nombre de consultations et de visites pratiquées par les omnipraticiens durant l'année,

honaire : logarithme des honoraires réels annuels perçus par les omnipraticiens,

ancienneté : nombre d'années écoulées depuis la thèse,

génération  $g$  : l'année de thèse des médecins. Elle varie entre 1940 et 1995, pour avoir des effectifs suffisamment grands

date  $t$ , allant de 1979 à 2000.

**Ces équations de décomposition de l'activité ou des honoraires ne sont pas identifiables sans contraintes supplémentaires. En effet, d'une part, la somme des indicatrices relatives à chaque variable est colinéaire avec la constante (exemple :  $\sum_i \text{ancienneté}_i = 1$ ), et d'autre part, l'ancienneté est la différence entre la date et l'année de thèse. Pour rendre le modèle identifiable, nous posons les contraintes suivantes :**

<sup>10</sup> Voir « Les taux d'activité des 25-60 ans : les effets de l'âge et de la génération », G. Bourdallé et C. Cases, *Économie et Statistiques* n°300, 1996.

ancienneté de référence : 7 ans  $\Rightarrow b_7 = 0$

date de thèse de référence : 1979  $\Rightarrow c_{1979} = 0$

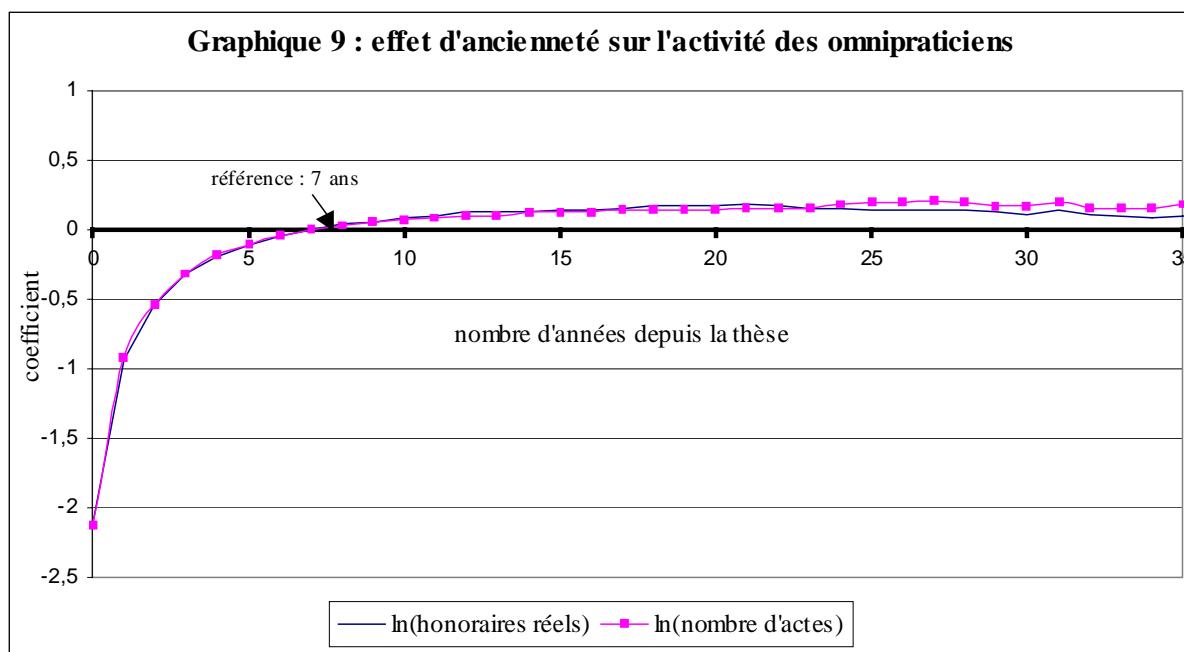
Les références choisies sont les modalités les plus représentées par les omnipraticiens. Nous n'avons pas posé ce type de contrainte pour la date (cf. encadré 1).

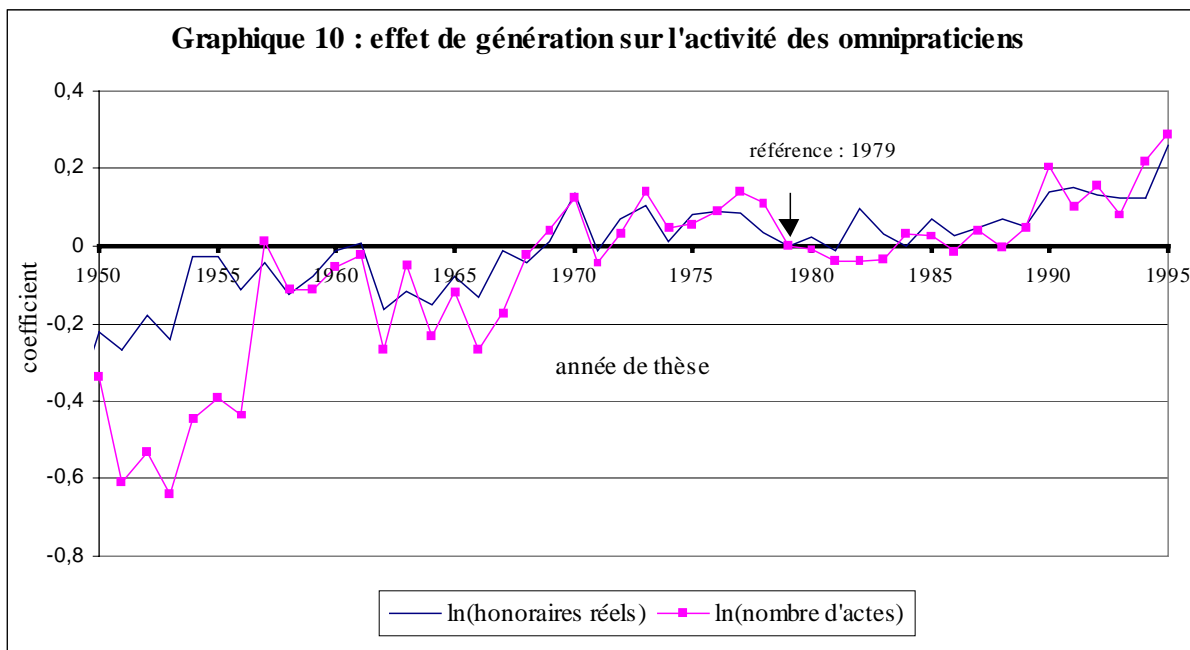
Nous imposons de plus que la moyenne des paramètres relatifs à la date soit nulle et qu'ils ne présentent pas non plus de tendance temporelle :

$$\sum_t d_t * date_t = 0 \text{ et } \sum_t d_t = 0$$

Toute tendance temporelle sera alors captée par un effet génération (croissant ou décroissant), les effets de date correspondant aux variations autour de cette tendance.

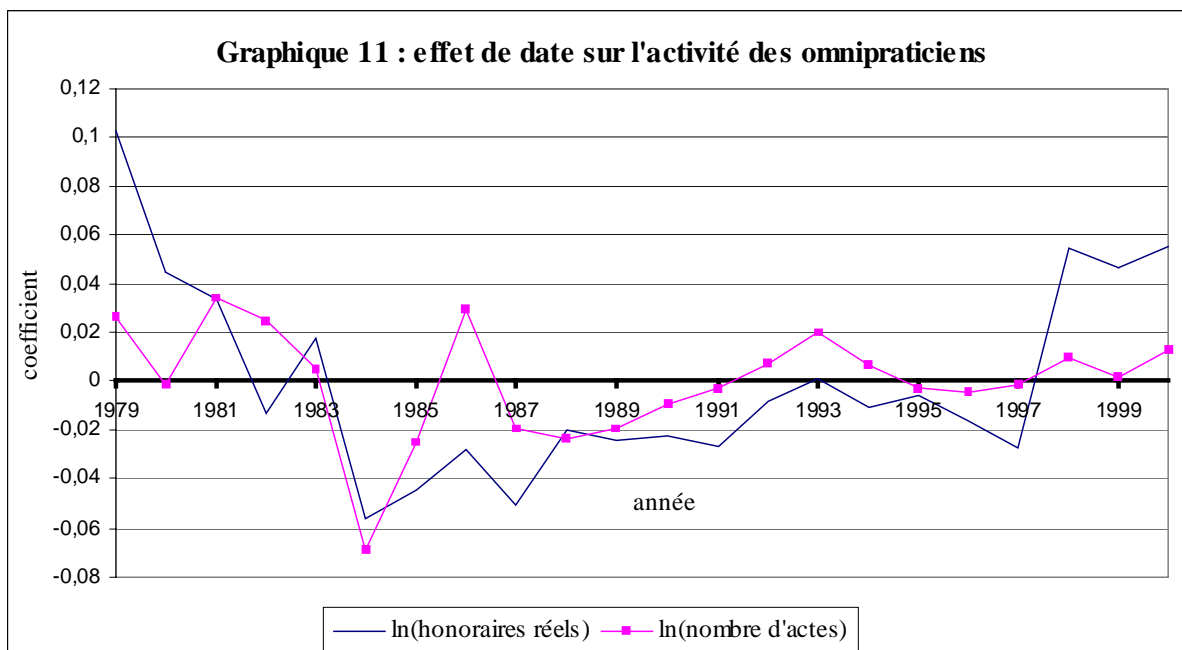
Les graphiques 9 à 11 montrent les coefficients estimés de ces deux équations. Ainsi, on observe que l'ancienneté joue positivement sur l'activité des omnipraticiens essentiellement en début de carrière (les dix premières années) [graphique 9]. La courbe 10 des coefficients liés à l'effet de génération montre une tendance positive, ce qui signifie que les médecins ayant passé leur thèse dans les années 90 auraient des honoraires et pratiqueraient un nombre d'actes en moyenne plus élevés, à ancienneté identique, que ceux l'ayant passé par exemple dans les années 50. Enfin, la conjoncture a eu plus d'impact sur l'évolution des honoraires des médecins que sur celle de leur volume d'activité, les revalorisations tarifaires en étant en partie la cause, notamment celle survenue en 1998 (graphique 11).





Source : Panel d'omnipraticiens issu du SNIR (Cnamts).

Champ : Omnipraticiens libéraux nés en mai, âgés entre 25 et 65 ans, ayant passé leur thèse entre 1940 et 1995, et suivis entre 1979 et 2000. Les médecins exerçant en Dom, ayant une activité marginale ou cessant leur activité sont exclus.



Source : Panel d'omnipraticiens issu du SNIR (Cnamts).

Champ : Omnipraticiens libéraux nés en mai, âgés entre 25 et 65 ans, ayant passé leur thèse entre 1940 et 1995, et suivis entre 1979 et 2000. Les médecins exerçant en Dom, ayant une activité marginale ou cessant leur activité sont exclus.



## IV – Méthodologie des modèles de panel

Les modèles de panel sont intéressants à utiliser pour plusieurs raisons. D'une part, ils permettent l'identification d'effets qui ne sont pas observables en coupe transversale, en particulier la distinction des effets d'âge et de génération (comme cela a été fait dans la partie précédente sur les statistiques descriptives), ou la formulation de modèles dynamiques (ce second aspect ne sera pas étudié ici). D'autre part, les données sur lesquelles ils s'appuient permettent d'améliorer la qualité de l'estimation statistique par rapport à des données temporelles grâce à leur plus grande variabilité (estimations plus précises des coefficients du modèle) et à des variables moins colinéaires (meilleure identification des coefficients estimés). Enfin, les modèles de panel permettent de contrôler la présence d'hétérogénéité non observable qui biaise notamment les coefficients des variables explicatives observables corrélées avec celles inobservables. Ce dernier point sera détaillé plus loin (ainsi que dans l'analyse des résultats).

Le modèle linéaire le plus courant traitant de données de panel est le suivant :

$$(1) Y_{it} = X_{it} * \beta + Z_i * \eta + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

où  $y_{it}$  est la variable à expliquer,  $x_{it}$  les variables explicatives pour des unités statistiques (ici, des omnipraticiens) indicées par  $i=1, \dots, N$  au cours du temps indicé par  $t=1, \dots, T$ . Parmi ces dernières, on peut trouver des variables ne dépendant pas de l'individu  $i$ , dans notre cas des indicatrices temporelles qui saisissent les chocs agrégés à chaque date  $t$ . Les variables explicatives ne dépendant pas du temps, par exemple le sexe du médecin, sont représentées par  $z_i$ <sup>11</sup>. Enfin, la variable  $\alpha_i$  représente les effets individuels et regroupe toutes les variables individuelles fixes au cours du temps et qui ne sont pas observables (par exemple, la compétence de l'omnipraticien). Elle peut être traitée de deux façons :

- $\alpha_i$  est aléatoire : modèle à effets aléatoires.
- $\alpha_i$  est certain : modèle à effets fixes. On dit alors que  $\alpha_i$  est un paramètre de nuisance par rapport aux paramètres d'intérêt  $\beta$ .

Dans les deux cas, les résidus  $\varepsilon_{it}$  doivent satisfaire les 4 hypothèses (H) suivantes pour avoir un estimateur du modèle par les moindres carrés linéaires (MCO) non biaisé :

- $H_1 : E(X_{it}' \varepsilon_{js}) = 0 \quad \forall i, t, j, s$  absence de corrélation entre les résidus et les variables explicatives.
- $H_2 : E(\varepsilon_{it}) = 0$ , les résidus sont supposés être centrés.
- Indépendance des résidus  $H_3 : E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{jt'}) = 0$ , pour 2 individus différents  $i$  et  $j$  et 2 dates  $t$  et  $t'$ .
- Homoscédasticité des résidus  $H_4 : E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{it'}) = \sigma_\varepsilon^2 I_{t=t'}$

Par ailleurs, pour que le modèle soit identifiable, la matrice  $X$  doit respecter une condition de rang.

---

<sup>11</sup> On pourrait rajouter un autre indice pour tenir compte du fait qu'il y a plusieurs variables  $X$  et  $Z$  :  $X_{ikt}$  et  $Z_{it}$ . On suppose ici pour la présentation qu'il y en a qu'une.

### *Modèles à effets aléatoires :*

Dans le cas d'un modèle à effets aléatoires, les effets individuels  $\alpha_i$  doivent respecter, en plus des hypothèses (H), les hypothèses suivantes :

- Les effets individuels sont centrés :  $E(\alpha_i) = 0$
- Hypothèse d'homoscédasticité :  $E(\alpha_i^2) = \sigma_\alpha^2$
- Indépendance des perturbations  $\alpha_i$  et  $\varepsilon_i$  :  $E(\alpha_i \varepsilon_{it}) = 0$

Les effets individuels étant aléatoires et donc inclus dans les perturbations, leur corrélation avec les variables explicatives doit être nulle pour que les estimateurs des MCO soient sans biais :

- Indépendance de  $\alpha_i$  et des  $X_i$  :  $E(\alpha_i X_{it}) = 0$ , cette hypothèse est rarement vérifiée, comme on le verra plus tard.

Un premier estimateur des paramètres du modèle peut être obtenu en appliquant la méthode des MCO sur l'équation (1). Il est sans biais mais n'est pas le plus efficace. Comme la variance de la variable explicative peut se décomposer en une dimension inter-individuelle (modèle between) et une dimension intra-individuelle (modèle within), cela suggère deux autres estimateurs possibles (à partir de modèles correspondant à des projections du modèle initial).

#### L'estimateur between :

Il s'obtient en considérant pour chaque individu la moyenne temporelle de l'équation initiale.

$Y_i = X_i * \beta + Z_i * \eta + \alpha_i + \varepsilon_i$  ,  $Y_i$ ,  $X_i$  et  $\varepsilon_i$  étant les moyennes temporelles de la variable dépendante, des variables explicatives pouvant varier au cours du temps pour chaque individu  $i$  et des résidus et  $Z_i$  étant la valeur observée pour l'individu  $i$  des variables individuelles fixes.

Les variations temporelles ont disparu car les estimations sont effectuées sur des moyennes temporelles, l'accent étant mis ici sur les différences entre les individus.

#### L'estimateur within :

Il s'obtient en faisant la différence entre le modèle initial et sa projection en between.

$Y_{it} - Y_i = (X_{it} - X_i) * \beta + \varepsilon_{it} - \varepsilon_i$  , les variables  $Y_i$ ,  $X_i$  et  $\varepsilon_i$  étant les moyennes temporelles.

Dans cette estimation, les effets individuels ont disparu, l'accent étant mis ici sur les variations temporelles autour d'une moyenne. Les variables explicatives fixes au cours du temps d'un individu ne sont donc pas modélisées dans un tel modèle. Cet estimateur est particulièrement sensible aux erreurs de mesure sur des variables du modèle (entraînant des biais des estimateurs).

Quand l'ensemble des hypothèses posées plus haut et, en particulier, celle d'indépendance des effets individuels et des variables explicatives est vérifiée, les estimateurs des modèles within et between sont identiques. Or c'est rarement le cas, ce qu'on attribue ici à l'existence d'une corrélation entre les effets individuels et les variables explicatives. On peut alors effectuer l'estimation des paramètres du modèle via un autre modèle, le modèle de Mundlak, qui contrôle cette corrélation.

### Modèle de Mundlak :

On décompose ici les effets individuels, corrélés avec les variables explicatives, de la façon suivante :  $\alpha_i = X_i \cdot \pi + \alpha'_i$  avec  $\alpha'_i$  variable indépendante de  $X_i$ .

On peut réécrire alors le modèle initial :

$$Y_{it} = X_{it} \cdot \beta + Z_i \cdot \eta + \alpha_i + \varepsilon_{it} = X_{it} \cdot \beta + X_i \cdot \pi + Z_i \cdot \eta + \alpha'_i + \varepsilon_{it} = X_{it} \cdot \beta + X_i \cdot \pi + Z_i \cdot \eta + v_{it}$$

où  $v_{it} = \alpha'_i + \varepsilon_{it}$

Le modèle de Mundlak vérifie par construction l'hypothèse d'indépendance des variables explicatives et des effets individuels car la corrélation initiale est captée par les paramètres indépendants associés aux valeurs moyennes des variables explicatives. L'estimateur de  $\beta$  est ici le même que l'estimateur within et n'est pas biaisé.

Dans l'étude, ce modèle est estimé par les MCO, ce qui conduit à des estimateurs sans biais mais non efficaces compte tenu de la structure de la matrice de variance-covariance.

### Estimation par les moindres carrés quasi-généralisés (MCQG) :

Quand l'hypothèse d'indépendance des variables explicatives et des effets individuels est vérifiée, l'estimateur de meilleure précision est celui par les moindres carrés quasi-généralisés<sup>12</sup> (MCQG). On construit l'estimateur MCQG à partir des résultats des estimations within et between, en affectant à chacune une pondération plus ou moins élevée selon les quantités d'information apportées par les dimensions temporelle et individuelle.

#### *Modèles à effets fixes :*

Dans le modèle à effet fixe, la variable  $Z_i$  constante dans le temps et  $\alpha_i$  ne peuvent pas être identifiés simultanément. En effet, on peut réécrire  $Y_{it} = X_{it} \cdot \beta + Z_i \cdot \eta + \alpha_i + \varepsilon_{it}$  de la façon suivante :  $Y_{it} = X_{it} \cdot \beta + \alpha'_i + \varepsilon_{it}$  avec  $\alpha'_i = Z_i \cdot \eta + \alpha_i$ . Pour  $\alpha'_i$  donné, il y a une infinité de valeurs possibles des paramètres  $\eta$  et  $\alpha_i$ . Pour rendre le modèle identifiable, on pourrait faire l'hypothèse d'absence de corrélation entre  $\alpha_i$  et  $Z_i$  mais cela reviendrait à considérer que  $\alpha_i$  est un effet individuel aléatoire (cf. modèles à effet aléatoire).

En l'absence de variables constantes dans le temps, on a le modèle suivant à estimer :  $Y_{it} = X_{it} \cdot \beta + \alpha_i + \varepsilon_{it}$  où les  $\alpha_i$  sont considérés comme des variables explicatives.

---

<sup>12</sup> On suppose que la forme de l'hétéroscédasticité des résidus est inconnue, ce qui rend impossible le calcul de l'estimateur par les moindres carrés généralisés (MCG).

Contrairement à ce qu'il se passe dans le modèle à effet aléatoire, il n'y a pas de condition sur la corrélation entre les variables explicatives  $X_i$  et les effets individuels  $\alpha_i$ . En effet, les estimateurs des moindres carrés ordinaires (MCO) sont convergents quelle que soit la corrélation entre les variables explicatives. En revanche, les résidus  $\varepsilon_{it}$  doivent satisfaire les hypothèses (H) présentées dans le modèle précédent.

Dans un modèle à effets fixes, l'estimation de  $\beta$  s'obtient à partir de la transformation en within de ce modèle. La dimension between n'apporte rien dans ce cas-là car on a :  $Y_{it} = X_{it} * \beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \Rightarrow Y_{it} - \alpha_i = \beta + \varepsilon_{it}$ ,  $\beta$  n'est donc pas identifiable en between.

## V – L'activité des omnipraticiens expliquée par des modèles de panel

Les modèles de panel vont permettre d'expliquer évolution temporelle et individuelle de l'activité des omnipraticiens présents dans le panel (panel non cylindré, voir encadré 1), appréhendées au travers des honoraires perçus ou du nombre de consultations et de visites pratiquées (activité en volume).

Comme annoncé plus haut, les variables explicatives sont le nombre d'années écoulées depuis la thèse<sup>13</sup> (variable qui capte à la fois l'effet de l'âge et de l'ancienneté car les deux dimensions sont trop colinéaires pour être introduites simultanément dans les modèles), les indicatrices temporelles, l'acquisition ou non d'un mode d'exercice particulier Mep, la région, le type de secteur dans lequel le médecin exerce (secteur 1, secteur 1 avec dépassements autorisés, secteur 2 et médecin non conventionné), l'année d'obtention de la thèse<sup>14</sup> (variable captant l'effet de génération) et le sexe du médecin. Ces deux dernières variables sont les seules qui soient fixes, les autres pouvant varier au cours de la carrière du médecin. En effet, 11 % des omnipraticiens ont modifié leur secteur d'exercice, pour passer majoritairement du secteur 2 au secteur 1 sans dépassements, plus de 3 % d'entre eux ont changé de région sur la période 1979-2000, et 7 % ont acquis (ou parfois renoncé à) un mode d'exercice particulier. L'estimation de l'influence de l'acquisition d'un mode d'exercice particulier sur l'activité des médecins permet de bien illustrer l'apport des modèles de panel. Les statistiques descriptives (cf. tableau 1) montrent que les médecins Mep ont des honoraires et un volume d'activité inférieurs aux autres, même si la différence n'est pas significative. Une estimation « toutes choses égales par ailleurs » sur données non répétées, comme l'estimation between, va dans le même sens (tableau 3). En effet, on observe, selon cette estimation, des honoraires chez les médecins Mep inférieurs en moyenne « toutes choses égales par ailleurs » de 16 % à ceux perçus par les autres généralistes et un volume d'activité égal au quart de celui des autres généralistes.

Or, selon l'estimation within, un généraliste qui acquiert une compétence Mep percevrait des honoraires supérieurs de 7 % à ce qu'il percevait antérieurement (tableau 3). Ce mode d'exercice particulier lui permet en effet d'augmenter ses tarifs, grâce à des dépassements fréquents, et ainsi d'augmenter ses honoraires tout en réduisant de 5 % le

<sup>13</sup> Cette variable est construite à partir d'indicatrices linéaires par morceaux.

<sup>14</sup> Cette variable est construite en 22 tranches, d'effectif comparable.

nombre de consultations et de visites effectuées. De fait, on peut vérifier sur les statistiques descriptives relatives aux médecins ayant acquis ou renoncé à un Mep qu'ils connaissent bien en moyenne comme en médiane une hausse de leurs honoraires (tableau 4).

Mais les médecins, qui ont au cours de leur carrière un exercice particulier, perçoivent, de par leurs caractéristiques inobservables et corrélées à cette compétence particulière, des honoraires en moyenne inférieurs à ceux des généralistes exclusifs (-18 %, estimation Mundlak cf. tableau 3), ce qui explique les écarts observés en moyenne entre les deux sous-populations (cf. statistiques descriptives et estimation between). Concernant l'activité en volume des Mep, l'écart par rapport aux médecins seulement généralistes est très nettement accru, au profit de ces derniers, du fait des caractéristiques inobservables de chacun, liées par exemple aux durées de consultation plus longues pratiquées par les Mep ou au travail à temps partiel plus fréquent.

**Tableau 3 : résultats partiels des modèles de panel expliquant l'activité des omnipraticiens**

Mode d'activité particulier	WITHIN			BETWEEN			MUNDLAK		
	coefficient	écart-	significativit	coefficient	écart-	significativit	coefficient	écart-	significativit
<b>Variable dépendante : le logarithme du nombre de consultations et de visites</b>									
Compétence	-0,05	0,01	**				-0,05	0,03	*
Moyenne de la compétence				-1,42	0,05	**	-1,21	0,03	**
<b>Variable dépendante : le logarithme des honoraires réels</b>									
Compétence	0,06	0,01	**				0,06	0,02	**
Moyenne de la compétence réf : généraliste				-0,18	0,03	**	-0,20	0,02	**

Source : panel de médecins issu du SNIR (CNAMTS)(Cnamts)

Remarque : l'ensemble des résultats des modèles sont présents en annexe 1 et 2.

**Tableau 4 : les écarts d'honoraires et d'activité entre les périodes où le médecin était Mep et celles où il ne l'était pas**

	écart moyen	1er quartile Q1	médiane	3ème quartile Q3	minimum	maximum
Nombre de C et V par an	137	-73	100	318	-3 865	2 620
Honoraires annuels en euros constants	1 431	-9 834	2 085	20 473	-142 670	120 805

Source : Panel d'omnipraticiens issus du SNIR (CNAMTS)

Lecture : les omnipraticiens qui ont acquis (ont renoncé à) une compétence Mep ont perçu des honoraires sur la période où ils étaient Mep supérieurs en moyenne de 1431 constants par an à ceux perçus sur la période où ils étaient seulement généralistes.

D'après les estimations within ou Mundlak, un omnipraticien passant du secteur 1 au non conventionnement effectuerait moitié moins de consultations et de visites, soit un écart plus faible que celui estimé en between (cf. annexe 1). S'il passait en secteur 2, il en ferait 5 % de moins. En effet, les caractéristiques inobservables des médecins liées à leur secteur d'exercice (par exemple, les raisons du non-conventionnement d'un médecin) creusent l'écart d'activité entre les médecins non-conventionnés et ceux exerçant en secteur 1 dans un rapport de 1 à 1,7, cet effet s'ajoutant dans les estimations between à l'effet direct du secteur d'exercice. En revanche, ces caractéristiques inobservables ne jouent pas sur les écarts en terme de volume d'activité et également d'honoraires entre les médecins du secteur 1 et ceux du secteur 2. Ces derniers perçoivent en moyenne des honoraires supérieurs de 14 %, en raison principalement des tarifs plus élevés que les médecins appliquent en secteur 2 (secteur à honoraires libres) [voir annexe 2]. Ainsi, un omnipraticien passant du secteur 1 au secteur 2 voit ses honoraires augmenter de 14 %, malgré la baisse de 5 % de son volume d'activité. S'il devient en revanche non-conventionné alors, malgré les hausses de tarifs qu'il peut pratiquer, il ne parviendra quand même pas à compenser sa perte d'activité et ne percevra alors plus que les sept dixièmes de ses honoraires antérieurs. Cet écart est encore accru par les caractéristiques

inobservables des médecins, ce qui fait qu'au final les médecins non conventionnés percevraient en moyenne la moitié des honoraires de ceux en secteur 1. Toutefois, les interprétations concernant les médecins non conventionnés doivent rester prudentes, dans la mesure où les données dont nous disposons ne portent que sur les honoraires présentés au remboursement.

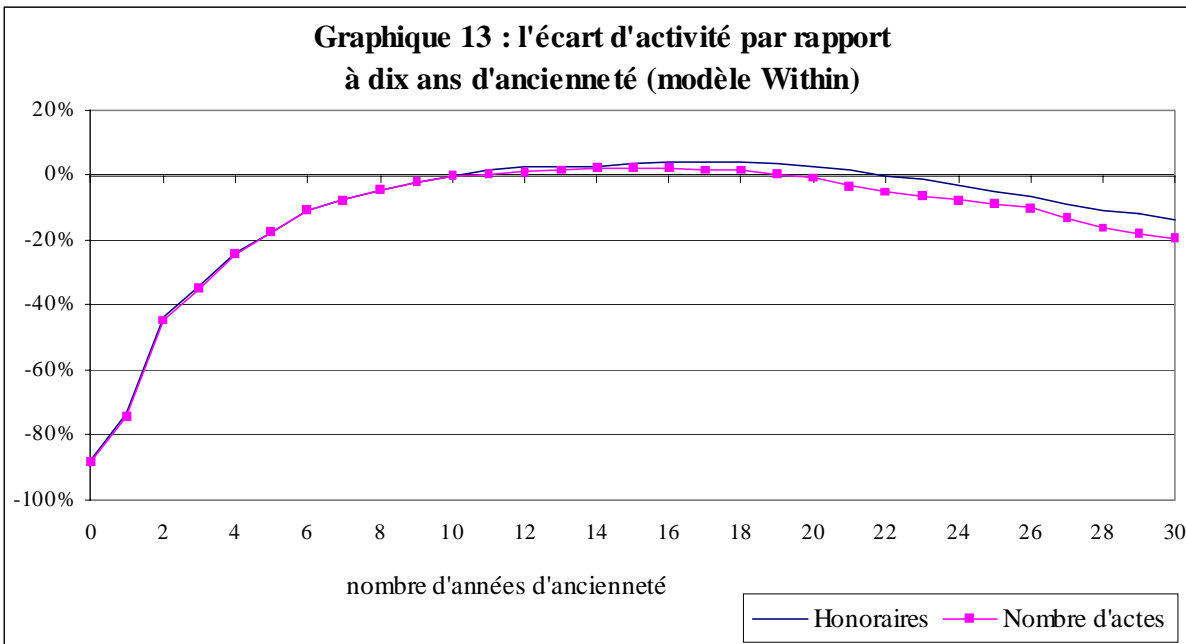
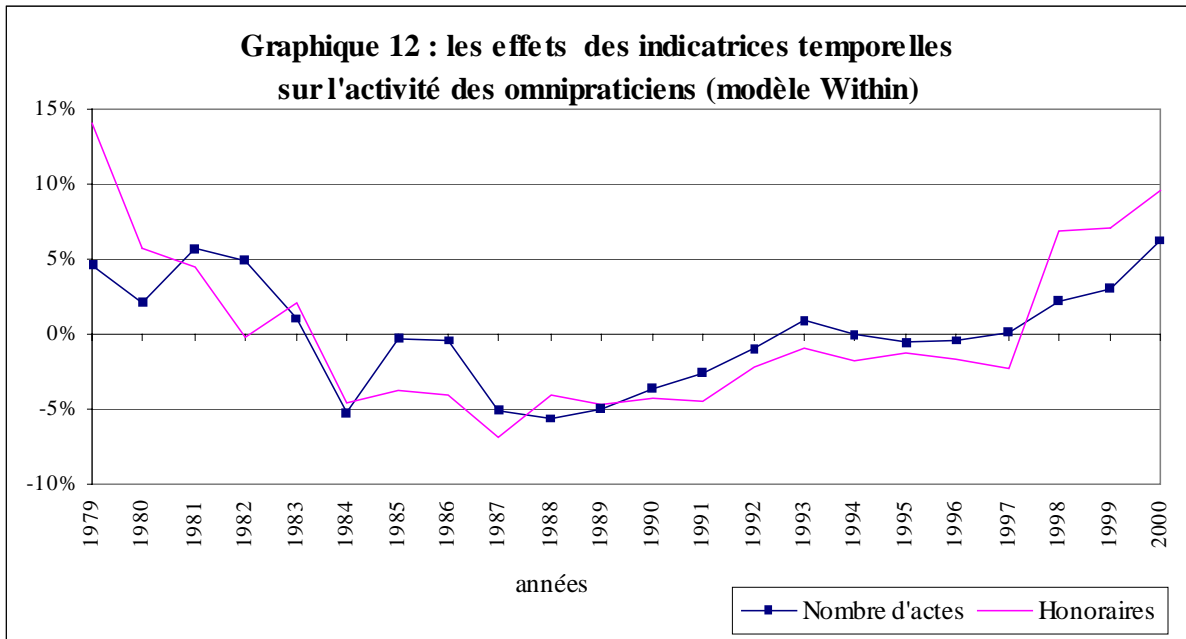
Un omnipraticien qui quitterait la région d'Île-de-France pour exercer en Basse-Normandie, Bretagne, Lorraine, Picardie, Haute-Normandie, Aquitaine ou dans le Nord-Pas-de-Calais augmenterait son volume d'activité, jusqu'à même le doubler dans la dernière région citée. De la même façon, s'il choisissait de travailler dans le Limousin, les Pays-de-Loire, le Centre ou en Franche-Comté, le nombre d'actes pratiqués serait égal entre 1,8 et 2,7 fois celui en Île-de-France. Cependant, contrairement aux régions précédentes, les médecins exerçant dans ces quatre régions ont des caractéristiques inobservables et liées à leur localisation géographique qui font qu'ils travaillent moins qu'en Ile-de-France, ce qui induit des écarts d'activité observés en moyenne (between) qui ne sont plus que dans un rapport de 1 à 1,4 environ. Un médecin d'Île-de-France déménageant en Poitou-Charentes ou en PACA-Corse n'observerait pas de différences sensibles sur son activité, même si les caractéristiques inobservables des médecins et liées à la région sont telles qu'en moyenne l'activité en Île-de-France est inférieure à celle de la première région et supérieure à celle de la seconde. Enfin, un omnipraticien décidant d'exercer en Languedoc-Roussillon pratiquera alors un nombre plus faible de consultations et de visites qu'en Ile-de-France mais aucune différence significative n'est observée en moyenne entre les deux régions en raison des effets fixes liés aux caractéristiques inobservables des individus.

Par ailleurs, comme on l'a vu précédemment en statistiques descriptives, les hommes effectueraient « toutes choses égales par ailleurs » près du double du nombre d'actes des femmes et percevraient des honoraires représentant plus de 1,6 fois les leurs.

Le raisonnement « toutes choses égales par ailleurs » a permis de rendre les effets des indicatrices temporelles sur l'activité des omnipraticiens plus marqués que précédemment (cf. graphiques 12 et 13). On observe une rupture en 1988, date à laquelle la conjoncture redeviendrait plus favorable à l'activité des omnipraticiens, en raison notamment de l'application du *numerus clausus* en 1971 et de l'accroissement de la demande en soins médicaux (graphique 12). Les omnipraticiens connaissent les deux premières années de leur carrière une croissance très forte de leur activité, l'effet de l'ancienneté<sup>15</sup> étant ensuite quasiment nul au bout de 10 ans et même négatif à partir de la 20<sup>ème</sup> année (graphique 13). Enfin, les médecins ayant terminé leur thèse ces dernières années devraient avoir, à caractéristiques identiques (dont l'âge et la date), une activité plus importante que ceux qui l'ont soutenue les années antérieures, l'effet de génération étant croissant sur quasiment toute la période, excepté entre 1976 et 1986 où l'on observe une stagnation (graphique 14).

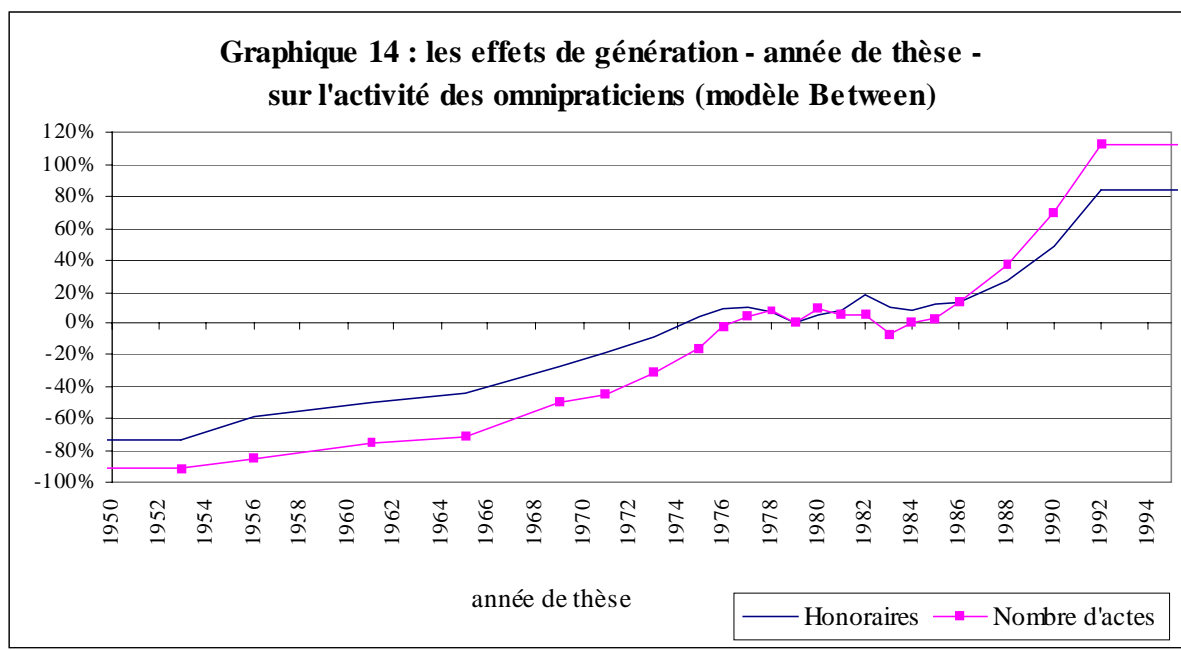
---

<sup>15</sup> L'ancienneté a été estimée par une fonction linéaire par morceaux, l'effet d'une année supplémentaire d'ancienneté pouvant ainsi varier avec l'ancienneté atteinte.



Source : Panel d'omnipraticiens issu du SNIR (Cnamts).

Champ : Omnipraticiens libéraux nés en mai, âgés entre 25 et 65 ans, ayant passé leur thèse entre 1940 et 1995, et suivis entre 1979 et 2000. Les médecins exerçant en Dom, ayant une activité marginale ou cessant leur activité sont exclus.



Source : Panel d'omnipraticiens issu du SNIR (Cnamts).

Champ : Omnipraticiens libéraux nés en mai, âgés entre 25 et 65 ans, ayant passé leur thèse entre 1940 et 1995, et suivis entre 1979 et 2000. Les médecins exerçant en Dom, ayant une activité marginale ou cessant leur activité sont exclus.



## **Pour en savoir plus :**

G. Bourdallé et C. Cases « Les taux d'activité des 25-60 ans : les effets de l'âge et de la génération », *Économie et Statistique* n°300, 1996.

E. Delattre et B. Dormont « Induction de la demande de soins par les médecins libéraux français – Étude macro-économétrique sur données de panel », *Document de travail* n° 99-21 Thema Université Paris X-Nanterre, juillet 1999.

E. Delattre et B. Dormont « Induction de la demande de soins par les médecins libéraux français », *Économie et Prévision*, n°142, 137-161, 2000.

E. Delattre et B. Dormont « La régulation de la médecine ambulatoire en France : quel effet sur le comportement des médecins libéraux ? », *Dossier Solidarité Santé* n°1 janvier-mars 2005 « Études sur les dépenses de santé », Drees.

V. Lucas-Gabrielli, M.J. Sourty-Le Guellec « Évolution de la carrière libérale des médecins généralistes selon leur date d'installation (1979-2001) », *Questions d'économie de la santé* n° 81, Irdes, avril 2004.

X. Niel et J.P. Perret « Féminisation et vieillissement des médecins au cours des années quatre-vingt-dix », *Données Sociales – La société française*, Insee 2002-2003.

**Encadré 1 : Modélisation des effets de date, de génération et d'âge dans les modèles de panel et en coupe transversale**

*Modèle général :*

Le modèle général estimé à partir de données de panel et intégrant les effets de date, de génération et d'âge a la forme suivante :

$$Y_{it} = cste + X_{it} * \beta + Z_i * \eta + \sum_{t'=1}^T \delta_{t'=t} * \gamma_{t'} + \alpha_i + \varepsilon_{it} = cste + X_{it} * \beta + Z_i * \eta + \gamma_t + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

avec  $X_{it}$  les variables explicatives<sup>16</sup> de l'individu  $i$  pouvant varier au cours de sa carrière et incluant le temps écoulé depuis sa thèse (ancienneté),  $Z_i$  les variables explicatives fixes des individus incluant la génération (année de thèse) et  $\delta_{t'=t}$  l'indicatrice temporelle qui vaut 1 si  $t'=t$  et 0 sinon.

*Spécification des variables explicatives et identifiabilité du modèle:*

Pour chaque variable explicative catégorielle (secteur d'exercice, région...), la somme des indicatrices correspondant aux différentes modalités de la variable est égale à 1, et il y a donc colinéarité entre la somme de ces indicatrices et la constante. Pour lever l'indétermination du modèle résultant de cette colinéarité, on a fixé pour chacune de ces variables catégorielles une modalité de référence. Par exemple, dans le modèle présenté dans l'article, le secteur 1 est la modalité de référence de la variable « secteur d'exercice » (cf. annexes 1 et 2). Les paramètres estimés des autres secteurs s'interprètent alors par rapport au secteur 1.

La variable d'ancienneté écoulée depuis la thèse n'est dans les spécifications retenues dans cette étude pas considérée comme une variable catégorielle, mais est supposée avoir un effet linéaire par morceaux (le choix d'une modalité de référence ne se pose donc pas)<sup>17</sup>.

Le problème de colinéarité avec la constante se pose en revanche pour les indicatrices temporelles (la somme des indicatrices temporelles étant égale à 1), et a été traité dans cette étude non pas par le choix d'une situation de référence, mais - ce qui revient mathématiquement au même - par l'ajout d'une contrainte identifiante correspondant à la nullité de la

somme des paramètres associés à ces indicatrices temporelles ( $\sum_{t'=1}^T \gamma_{t'} = 0$ ).

<sup>16</sup> Dans un souci de simplification, on a préféré omettre l'indice supplémentaire  $k$  permettant d'identifier les différentes variables explicatives ( $X_{kit}$ ). Cela revient à faire la présentation pour une seule variable explicative, la généralisation à plusieurs variables étant immédiate.

<sup>17</sup> En effet, les variables correspondant aux pentes de cette fonction pour les différents intervalles d'ancienneté considérés sont indépendantes les unes des autres.

Enfin, la date étant la somme de l'ancienneté et de la génération, il peut exister une colinéarité parfaite entre ces 3 variables (selon la manière dont les effets date, ancienneté et génération sont introduits dans le modèle)<sup>18</sup>. Dans ce cas, une seconde contrainte a été imposée sur les indicatrices temporelles pour pouvoir déterminer le modèle : on a supposé que l'effet du temps fluctue autour d'une tendance nulle<sup>19</sup>, soit au final les deux contraintes suivantes :  $\sum_{t'=1}^T t' \gamma_{t'} = 0$  et  $\sum_{t'=1}^T \gamma_{t'} = 0$ <sup>20</sup>.

*Estimation Within :*

$Y_{it} - Y_i = (X_{it} - X_i) * \beta + \sum_{t'=1/i \text{ présent à } t'}^T (\delta_{t'=t} - \frac{1}{T_i}) * \gamma_{t'} + \varepsilon_{it} - \varepsilon_i$ ,  $\frac{1}{T_i}$  étant la moyenne des indicatrices temporelles aux dates de présence  $t'$  de l'individu  $i$ .

Pour les raisons précédemment évoquées, on pose les 2 contraintes :  $\sum_{t'=1}^{T_i} t' \gamma_{t'} = 0$  et  $\sum_{t'=1}^{T_i} \gamma_{t'} = 0$ <sup>21</sup>.

<sup>18</sup> Ainsi, dans un modèle où les effets de générations et les effets d'âge (ou d'ancienneté) sont introduits sous forme de dummies (respectivement  $\delta_{g_i=g}$  et  $\delta_{a_i=a}$ ), l'ancienneté  $a$  est égale à la différence entre la date  $t$  et la génération  $g$ . Il y a donc une relation linéaire entre les variables  $\delta_{g_i=g}$ ,  $\delta_{a_i=a}$ ,  $\delta_{t=t'}$  du modèle, relation qui peut s'écrire :  $\sum_a \delta_{a_i=a} * a = \sum_{t'} \delta_{t=t'} * t' - \sum_g \delta_{g_i=g} * g$ . Une telle relation demeurerait (mais s'écrirait de manière légèrement différente) avec une ancienneté spécifiée sous forme de fonction linéaire par morceau (et non de dummies). En revanche, le choix d'une modélisation en tranches de l'effet de génération peut, dans certains modèles, suffire à lever l'indétermination entre effets date, génération et ancienneté (c'est le cas dans les modèles en coupe, quel que soit la spécification retenue pour l'ancienneté, ou encore dans un modèle between sur données non cylindrées) : dans ce cas, il est possible de ne maintenir que la seule contrainte  $\sum_{t'=1}^T \gamma_{t'} = 0$ , mais les coefficients des dummies temporelles incorporent alors les éventuels trends temporels auparavant pris par l'effet génération (l'estimation de l'ancienneté restant elle inchangée).

<sup>19</sup> Il aurait pu paraître plus simple de lever l'indétermination du modèle en supprimant deux indicatrices temporelles du modèle, par exemple  $\delta_{t=1999}$  et  $\delta_{t=2000}$ . Mais si on avait contraint les paramètres des indicatrices  $\delta_{1999}$  et  $\delta_{2000}$  à zéro, les différences d'honoraires et d'activité entre 1999 et 2000 auraient été captées par le paramètre de l'ancienneté (ainsi, dans un modèle avec des effets générations en tranche et pour deux personnes appartenant à une même tranche de génération, la différence d'honoraires ou d'actes entre 1999 et 2000 serait nécessairement prise par la variable d'ancienneté).

<sup>20</sup> En effet, si on suppose que  $\gamma_t = at + b$ , les deux contraintes ci-dessus donnent par substitution de  $\gamma_t$  par cette formule un système de deux équations linéaires homogènes en  $a$  et  $b$ , dont la solution dans le cas général est la nullité de  $a$  et  $b$ .

<sup>21</sup> Ces deux contraintes sont nécessaires dans l'ensemble des modèles within estimés dans cette étude : la levée de l'indétermination du modèle liée à la modélisation des effets de génération via des variables en tranche ne se pose pas ici, les effets génération étant « supprimés » par la modélisation within.

<sup>22</sup> Constante qui est d'ailleurs nulle si l'on retient la contrainte identifiante  $\sum_{t'=1}^{T_i} \gamma_{t'} = 0$ .

<sup>23</sup> Pour tout individu  $i$ , présent  $T_i$  fois, les moyennes des indicatrices temporelles valent  $1/T_i$  et donc la somme de ces moyennes vaut 1.

<sup>24</sup> Ainsi, les résultats du modèle between repris en annexe (avec un effet génération en tranches) sont très proches de ceux d'un modèle between avec des dummies de génération (les deux modèles étant estimés sous les deux contraintes identifiantes précisées dans le texte), sauf bien sûr pour les générations extrêmes du fait de l'utilisation de larges tranches « écrasant » le profil temporel de l'effet génération.

<sup>25</sup> Sur le plan purement statistique, il resterait possible d'identifier ces deux effets, en imposant par exemple un effet génération en tranches et un effet ancienneté linéaire par morceaux, mais sans résoudre le fond du problème.

Remarque : en panel cylindré, la moyenne des indicatrices temporelles serait égale à  $\frac{1}{T}$ , pour tous les individus et toutes les indicatrices temporelles. L'écriture du modèle se simplifierait alors de la façon suivante :

$$Y_{it} - Y_i = (X_{it} - X_i) * \beta + \sum_{t'=1}^T (\delta_{t'=t} - \frac{1}{T}) * \gamma_{t'} + \varepsilon_{it} - \varepsilon_i$$

$$= (X_{it} - X_i) * \beta + \sum_{t'=1}^T \delta_{t'=t} * \gamma_{t'} - \frac{1}{T} * \sum_{t'=1}^T \gamma_{t'} + \varepsilon_{it} - \varepsilon_i$$

Dans ce cas, comme  $\frac{1}{T} \sum_{t'=1}^T \gamma_{t'}$  est une constante<sup>22</sup>, on peut, pour estimer le modèle, ne pas introduire les écarts à la moyenne des indicatrices temporelles, mais ces indicatrices temporelles elles-mêmes avec une constante :

$$Y_{it} - Y_i = cste + (X_{it} - X_i) * \beta + \sum_{t'=1}^{T_i} \delta_{t'=t} * \gamma_{t'} + \varepsilon_{it} - \varepsilon_i$$

*Estimation Between :*

$$Y_i = cste + X_i * \beta + Z_i * \eta + \sum_{t'=1/i \text{ présent à } t'}^T \frac{1}{T_i} * \gamma_{t'} + \alpha_i + \varepsilon_i$$

$$= cste + X_i * \beta + Z_i * \eta + \sum_{t'=1/i \text{ présent à } t'}^T \frac{1}{T_i} * \gamma_{t'} + \varepsilon'_i$$

Il existe encore une colinéarité parfaite entre la constante *cste* et la somme des moyennes individuelles des indicatrices temporelles<sup>23</sup>. De plus, comme dans le modèle général, si l'on introduit les effets moyens de l'ancienneté, génération et moyenne de la date sous forme de dummies, il est nécessaire d'introduire une contrainte supplémentaire pour permettre l'identification du modèle. On peut dans ce cas encore poser les deux contraintes  $\sum_{t'=1}^{T_i} \frac{1}{T_i} * \gamma_{t'} = 0$  et

$$\sum_{t'=1}^{T_i} \frac{1}{T_i} * t' \gamma_{t'} = 0.$$

Avec les spécifications retenues dans cette étude (et notamment le choix d'introduire la génération en tranches pour des raisons de faibles effectifs de certaines générations), l'ajout d'une seconde contrainte identifiante n'est plus nécessaire sur le plan strictement statistique. Elle a toutefois été maintenue dans cette étude pour faciliter la comparaison avec d'autres modèles (within...), et après avoir vérifié qu'elle ne modifiait les résultats qu'à la marge<sup>24</sup>.

Remarque : dans un panel cylindré, les moyennes des indicatrices temporelles n'apparaîtraient pas dans le modèle car elles seraient égales à  $\frac{1}{T}$  quel que soit l'individu, la date n'étant pas une caractéristique propre à chacun (colinéarité entre

chaque indicatrice temporelle et la constante). Ce qui donnerait :  $Y_i = cste + X_i * \beta + Z_i * \eta + \varepsilon'_i$ .

De plus, les effets génération et ancienneté seraient sur de telles données parfaitement colinéaires (l'ancienneté moyenne se déduisant directement de la génération et de la « date moyenne »), tout du moins dans les modèles où l'un des deux effets au moins est introduit sous forme de dummies<sup>25</sup>.

*Modèle de Mundlak :*

$$Y_{it} = cste + X_{it} * \beta + X_i * \pi + Z_i * \eta + \sum_{t'=1}^T \delta_{t'=t} * \gamma_{t'} + \sum_{t'=1/i \text{ présent à } t'}^T \frac{1}{T_i} * \nu_{t'} + \varepsilon_{it} \quad \text{sous les quatre}$$

contraintes suivantes :  $\sum_{t'=1}^T t' \gamma_{t'} = 0$ ,  $\sum_{t'=1}^T \gamma_{t'} = 0$ ,  $\sum_{t'=1}^T t' \nu_{t'} = 0$  et  $\sum_{t'=1}^T \nu_{t'} = 0$ .

Comme dans le modèle général ou le modèle between, ces quatre contraintes peuvent ne plus être toutes nécessaires selon la spécification retenue sur les effets d'ancienneté, de génération ou de date. Ainsi, avec un effet de génération en tranches, seules trois contraintes suffisent, même si les quatre ont continué à être imposées dans le cadre de cette étude pour les

raisons exposées plus haut.

Remarque : en panel cylindré, les moyennes des indicatrices temporelles sont, pour les raisons évoquées précédemment, absentes du modèle, ce qui donnerait :

$$Y_{it} = cste + X_{it} * \beta + X_{i.} * \pi + Z_i * \eta + \sum_{t=1}^T \delta_{t=t} * \gamma_t + \varepsilon_{it} \text{ sous contraintes :}$$

$\sum_{t=1}^T t' \gamma_{t'} = 0$  et  $\sum_{t=1}^T \gamma_{t'} = 0$ . De plus, comme en between, les effets de la génération et de l'ancienneté moyenne seraient colinéaires et donc non identifiables simultanément.

# Annexe 1 : résultats de modèles de panel expliquant le volume d'activité des omnipraticiens

Variable dépendante : le logarithme du nombre de consultations et de visites effectuées par an

	WITHIN			BETWEEN			MUNDLAK		
	coefficient	écart-type	significativité	coefficient	écart-type	significativité	coefficient	écart-type	significativité
Constante				7,42	0,16	**	8,13	0,08	**
<b>Mode d'activité particulier Mep</b>									
Compétence Mep <i>réf : généraliste exclusif</i>	-0,05	0,01	**				-0,05	0,03	*
<b>Secteur d'exercice</b>									
Non conventionné	-0,73	0,04	**				-0,73	0,08	**
Secteur 2	-0,05	0,01	**				-0,05	0,02	**
Secteur 1 avec dépassements <i>réf : secteur 1</i>	0,33	0,20	*				0,33	0,43	ns
<b>Indicatrices temporelles</b>									
1979	0,05	0,01	**				0,05	0,02	**
1980	0,02	0,01	**				0,02	0,02	ns
1981	0,06	0,01	**				0,06	0,02	**
1982	0,05	0,01	**				0,05	0,02	**
1983	0,01	0,01	ns				0,01	0,02	ns
1984	-0,05	0,01	**				-0,05	0,02	**
1985	0,00	0,01	ns				0,00	0,01	ns
1986	0,00	0,01	ns				0,00	0,01	ns
1987	-0,05	0,01	**				-0,05	0,01	**
1988	-0,06	0,01	**				-0,06	0,01	**
1989	-0,05	0,01	**				-0,05	0,01	**
1990	-0,04	0,01	**				-0,04	0,01	**
1991	-0,03	0,01	**				-0,03	0,01	*
1992	-0,01	0,01	ns				-0,01	0,01	ns
1993	0,01	0,01	ns				0,01	0,01	ns
1994	0,00	0,01	ns				0,00	0,01	ns
1995	-0,01	0,01	ns				-0,01	0,01	ns
1996	0,00	0,01	ns				0,00	0,01	ns
1997	0,00	0,01	ns				0,00	0,01	ns
1998	0,02	0,01	**				0,02	0,01	*
1999	0,03	0,01	**				0,03	0,01	**
2000	0,06	0,01	**				0,06	0,01	**
<b>Année de thèse</b>									
1926-1953				-2,41	0,20	**	-2,72	0,06	**
1954-1959				-1,88	0,16	**	-2,33	0,05	**
1960-1963				-1,38	0,14	**	-1,69	0,04	**
1964-1967				-1,23	0,12	**	-1,38	0,04	**
1968-1970				-0,69	0,11	**	-0,83	0,03	**
1971-1972				-0,58	0,11	**	-0,66	0,03	**
1973-1974				-0,36	0,09	**	-0,46	0,03	**
1975				-0,17	0,10	*	-0,24	0,03	**
1976				-0,02	0,09	ns	-0,14	0,02	**
1977				0,04	0,09	ns	-0,04	0,02	**
1978				0,07	0,09	ns	0,01	0,02	ns
1980				0,08	0,09	ns	0,12	0,02	**
1981				0,05	0,09	ns	0,07	0,02	**
1982				0,05	0,10	ns	0,02	0,03	ns
1983				-0,07	0,10	ns	0,04	0,03	ns
1984				0,01	0,10	ns	0,06	0,03	**
1985				0,03	0,10	ns	-0,05	0,03	*
1986-1987				0,13	0,09	ns	0,04	0,03	ns
1988-1989				0,31	0,09	**	0,22	0,03	**
1990-1991				0,53	0,10	**	0,37	0,03	**
1992-2000 <i>réf : 1979</i>				0,75	0,09	**	0,37	0,03	**
<b>Ancienneté depuis l'année de thèse (1)</b>									
0 à 2 ans	0,77	0,01	**				0,77	0,02	**
2 à 4 ans	0,16	0,00	**				0,16	0,01	**
4 à 6 ans	0,08	0,00	**				0,08	0,01	**
6 à 8 ans	0,03	0,00	**				0,03	0,01	**
8 à 10 ans	0,02	0,00	**				0,02	0,01	**
10 à 12 ans	0,01	0,00	ns				0,01	0,01	ns
12 à 14 ans	0,00	0,00	ns				0,00	0,01	ns
14 à 16 ans	0,00	0,00	ns				0,00	0,01	ns
16 à 18 ans	0,00	0,01	ns				0,00	0,01	ns
18 à 20 ans	-0,01	0,01	**				-0,01	0,01	ns
20 à 22 ans	-0,02	0,01	**				-0,02	0,01	ns
22 à 24 ans	-0,01	0,01	**				-0,01	0,01	ns
24 à 26 ans	-0,01	0,01	**				-0,01	0,02	ns
26 à 28 ans	-0,03	0,01	**				-0,03	0,02	**
28 à 32 ans	-0,02	0,00	**				-0,02	0,01	**
32 ans et plus	-0,05	0,00	**				-0,05	0,01	**

<b>Régions</b>						
Champagne-Ardenne	0,12	0,11	ns		0,12	0,24
Picardie	0,36	0,09	**		0,36	0,21
Haute-Normandie	0,37	0,07	**		0,37	0,16
Centre	0,62	0,06	**		0,62	0,13
Basse-Normandie	0,21	0,09	**		0,21	0,20
Bourgogne	0,04	0,07	ns		0,04	0,15
Nord-Pas-de-Calais	0,56	0,07	**		0,56	0,16
Lorraine	0,33	0,09	**		0,33	0,19
Alsace	-0,01	0,12	ns		-0,01	0,27
Franche-Comté	1,01	0,09	**		1,01	0,20
Pays-de-Loire	0,61	0,05	**		0,61	0,12
Bretagne	0,24	0,06	**		0,24	0,13
Poitou-Charentes	0,03	0,09	ns		0,03	0,19
Aquitaine	0,42	0,06	**		0,42	0,13
Midi-Pyrénées	-0,01	0,06	ns		-0,01	0,14
Limousin	0,57	0,10	**		0,57	0,22
Rhône-Alpes	-0,11	0,05	**		-0,11	0,12
Auvergne	0,16	0,10	ns		0,16	0,22
Languedoc-Roussillon	-0,37	0,05	**		-0,37	0,12
PACA-Corse	0,01	0,04	ns		0,01	0,10
<i>réf : Ile-de-France</i>						
<b>Sexe</b>						
Femmes				-0,60	0,03	**
<i>réf : hommes</i>						
<b>MOYENNE DES VARIABLES POUVANT CHANGER AU COURS DU TEMPS :</b>						
<b>Mode d'activité particulier Mep</b>						
Compétence Mep				-1,42	0,05	**
<i>réf : généraliste exclusif</i>						
<b>Secteur d'exercice</b>						
Non conventionné				-1,16	0,14	**
Secteur 2				0,04	0,05	ns
Secteur 1 avec dépassements				0,01	0,10	ns
<i>réf : secteur 1</i>						
<b>Indicatrices temporelles</b>						
1979	0,16	0,11	ns	0,29	0,09	**
1980	-0,56	0,20	*	-0,40	0,14	**
1981	0,24	0,29	ns	-0,43	0,17	**
1982	-1,04	0,34	**	-1,07	0,18	**
1983	1,41	0,42	**	2,07	0,20	**
1984	-0,24	0,40	ns	-0,72	0,20	**
1985	-2,05	0,35	**	-4,16	0,19	**
1986	0,96	0,30	**	3,44	0,18	**
1987	0,69	0,32	**	0,59	0,18	**
1988	-0,11	0,34	ns	0,72	0,19	**
1989	-0,06	0,39	ns	-0,03	0,20	ns
1990	0,94	0,39	**	1,03	0,21	**
1991	1,41	0,45	**	0,09	0,21	ns
1992	-0,57	0,43	ns	0,00	0,21	ns
1993	-0,71	0,35	**	-0,95	0,20	**
1994	-0,66	0,42	ns	-0,37	0,21	*
1995	0,19	0,41	ns	0,02	0,20	ns
1996	0,43	0,35	ns	0,02	0,18	ns
1997	0,06	0,29	ns	0,50	0,17	**
1998	0,47	0,27	*	0,33	0,17	**
1999	-0,23	0,20	ns	-0,25	0,14	*
2000	-0,72	0,11	**	-0,69	0,09	**
<b>Ancienneté depuis l'année de thèse (1)</b>						
0 à 2 ans	0,15	0,10	ns	-0,73	0,07	**
2 à 4 ans	0,11	0,10	ns	-0,15	0,06	**
4 à 6 ans	0,03	0,13	ns	0,02	0,08	ns
6 à 8 ans	0,28	0,17	*	0,08	0,09	ns
8 à 10 ans	-0,14	0,20	ns	-0,10	0,10	ns
10 à 12 ans	0,30	0,22	ns	0,14	0,11	ns
12 à 14 ans	0,10	0,26	ns	0,31	0,13	**
14 à 16 ans	0,17	0,30	ns	-0,68	0,15	**
16 à 18 ans	-0,60	0,28	**	0,72	0,16	**
18 à 20 ans	0,33	0,29	ns	-0,70	0,16	**
20 à 22 ans	1,00	0,36	**	2,00	0,18	**
22 à 24 ans	-0,97	0,36	**	-1,02	0,18	**
24 à 26 ans	0,95	0,35	**	0,55	0,17	**
26 à 28 ans	-0,31	0,29	ns	-0,18	0,13	ns
28 à 32 ans	0,16	0,07	**	0,21	0,03	**
32 ans et plus	0,00	0,01	ns	0,04	0,01	**

(1) : il s'agit d'une variable ancienneté continue par morceaux. C'est l'effet d'une année supplémentaire en fonction de l'ancienneté atteinte. Par exemple, l'écart du nombre d'actes effectués entre un médecin d'ancienneté égale à 3 ans et un autre d'ancienneté nulle est "toutes choses égales par ailleurs" de  $1,7 = 0,77^{*2} + 0,16^{*1}$   
Lecture : un généraliste qui acquiert une compétence Mep verrait son volume d'activité baisser de 5 % ( $=\exp(-0,05)-1$ ). De plus, les médecins Meps ont, de par leurs caractéristiques inobservables liées à ce mode d'exercice particulier, une activité égale à 0,3 fois celle des seuls généralistes ( $0,3=\exp(-1,21)$ ), ce qui fait qu'on observe en moyenne un nombre de C et de V pratiquées par les Meps égal à 0,2 fois celui des généralistes exclusifs ( $0,2=\exp(-1,42)$ ). Les paramètres estimés significatifs à un seuil inférieur à 5 % sont repérés par deux astérisques (\*\*), ceux significatifs à un seuil compris entre 5 et 10 % sont repérés par un astérisque (\*) et ceux non significatifs par (ns).

Régions							
Champagne-Ardenne		0,49	0,10	**	0,20	0,24	ns
Picardie		0,66	0,09	**	0,14	0,21	ns
Haute-Normandie		0,56	0,08	**	0,07	0,16	ns
Centre		0,34	0,07	**	-0,38	0,13	*
Basse-Normandie		0,43	0,09	**	0,16	0,21	ns
Bourgogne		0,40	0,08	**	0,22	0,15	ns
Nord-Pas-de-Calais		0,51	0,06	**	-0,13	0,17	ns
Lorraine		0,33	0,07	**	-0,05	0,19	ns
Alsace		0,25	0,08	**	0,20	0,27	ns
Franche-Comté		0,35	0,10	**	-0,79	0,20	**
Pays-de-Loire		0,35	0,06	**	-0,35	0,12	**
Bretagne		0,31	0,07	**	-0,02	0,14	ns
Poitou-Charentes		0,49	0,08	**	0,33	0,19	*
Aquitaine		0,39	0,06	**	-0,14	0,14	ns
Midi-Pyrénées		0,21	0,07	**	0,16	0,14	ns
Limousin		0,26	0,10	**	-0,37	0,22	*
Rhône-Alpes		0,06	0,05	ns	0,14	0,12	ns
Auvergne		0,17	0,09	*	-0,05	0,22	ns
Languedoc-Roussillon		0,05	0,07	ns	0,38	0,12	**
PACA-Corse		-0,19	0,05	**	-0,25	0,10	**
<i>réf : Ile-de-France</i>							
Contraintes sur les paramètres estimés coef(t) des dates t	1979*coef79+1980*coef80+...+2000*coef00=0 et coef79+coef80+...+coef00=0				1979*coef79+1980*coef80+...+2000*coef00=0 et coef79+coef80+...+coef00=0		
Contraintes sur les paramètres estimés M(t) des moyennes des dates t		1979*M79+1980*M80+...+2000*M00=0 et M79+M80+...+M00=0			1979*M79+1980*M80+...+2000*M00=0 et M79+M80+...+M00=0		



## Annexe 2 : résultats de modèles de panel expliquant les honoraires des omnipraticiens

Variable dépendante : le logarithme des honoraires réels<sup>26</sup> annuels perçus par les omnipraticiens

	WITHIN			BETWEEN			MUNDLAK		
	coefficient	écart-type	significativité	coefficient	écart-type	significativité	coefficient	écart-type	significativité
Constante				7,64	0,09	**	8,06	0,05	**
<b>Mode d'activité particulier Mep</b>									
Compétence Mep	0,06	0,01	**				0,06	0,02	**
<i>réf : généraliste exclusif</i>									
<b>Secteur d'exercice</b>									
Non conventionné	-0,35	0,03	**				-0,35	0,05	**
Secteur 2	0,13	0,01	**				0,13	0,02	**
Secteur 1 avec dépassements	0,30	0,17	*				0,30	0,29	ns
<i>réf : secteur 1</i>									
<b>Indicatrices temporelles</b>									
1979	0,13	0,01	**				0,13	0,01	**
1980	0,06	0,01	**				0,06	0,01	**
1981	0,04	0,01	**				0,04	0,01	**
1982	0,00	0,01	ns				0,00	0,01	ns
1983	0,02	0,01	**				0,02	0,01	**
1984	-0,05	0,01	**				-0,05	0,01	**
1985	-0,04	0,01	**				-0,04	0,01	**
1986	-0,04	0,01	**				-0,04	0,01	**
1987	-0,07	0,01	**				-0,07	0,01	**
1988	-0,04	0,01	**				-0,04	0,01	**
1989	-0,05	0,01	**				-0,05	0,01	**
1990	-0,04	0,01	**				-0,04	0,01	**
1991	-0,04	0,01	**				-0,04	0,01	**
1992	-0,02	0,01	**				-0,02	0,01	**
1993	-0,01	0,01	*				-0,01	0,01	ns
1994	-0,02	0,01	**				-0,02	0,01	*
1995	-0,01	0,01	**				-0,01	0,01	ns
1996	-0,02	0,01	**				-0,02	0,01	*
1997	-0,02	0,01	**				-0,02	0,01	**
1998	0,07	0,01	**				0,07	0,01	**
1999	0,07	0,01	**				0,07	0,01	**
2000	0,09	0,01	**				0,09	0,01	**
<b>Année de thèse</b>									
1926-1953				-1,31	0,12	**	-1,52	0,04	**
1954-1959				-0,87	0,10	**	-1,12	0,04	**
1960-1963				-0,68	0,08	**	-0,90	0,03	**
1964-1967				-0,56	0,07	**	-0,66	0,02	**
1968-1970				-0,31	0,06	**	-0,37	0,02	**
1971-1972				-0,21	0,06	**	-0,25	0,02	**
1973-1974				-0,09	0,06	ns	-0,14	0,02	**
1975				0,04	0,06	ns	0,01	0,02	ns
1976				0,09	0,05	*	0,04	0,02	**
1977				0,10	0,05	*	0,06	0,01	**
1978				0,06	0,05	ns	0,04	0,01	**
1980				0,06	0,05	ns	0,08	0,01	**
1981				0,08	0,05	ns	0,07	0,02	**
1982				0,16	0,06	**	0,18	0,02	**
1983				0,10	0,06	*	0,15	0,02	**
1984				0,08	0,06	ns	0,12	0,02	**
1985				0,12	0,06	*	0,10	0,02	**
1986-1987				0,12	0,05	**	0,06	0,02	**
1988-1989				0,24	0,05	**	0,22	0,02	**
1990-1991				0,39	0,06	**	0,35	0,02	**
1992-2000				0,61	0,06	**	0,35	0,02	**
<i>réf : 1979</i>									
<b>Ancienneté depuis l'année de thèse (1)</b>									
0 à 2 ans	0,76	0,01	**				0,76	0,01	**
2 à 4 ans	0,15	0,00	**				0,15	0,01	**
4 à 6 ans	0,08	0,00	**				0,08	0,01	**
6 à 8 ans	0,04	0,00	**				0,04	0,01	**
8 à 10 ans	0,02	0,00	**				0,02	0,01	**
10 à 12 ans	0,01	0,00	**				0,01	0,01	**
12 à 14 ans	0,00	0,00	ns				0,00	0,01	ns
14 à 16 ans	0,00	0,00	ns				0,00	0,01	ns
16 à 18 ans	0,00	0,00	ns				0,00	0,01	ns
18 à 20 ans	-0,01	0,00	ns				-0,01	0,01	ns
20 à 22 ans	-0,02	0,01	**				-0,02	0,01	*
22 à 24 ans	-0,02	0,01	**				-0,02	0,01	*
24 à 26 ans	-0,02	0,01	**				-0,02	0,01	ns
26 à 28 ans	-0,02	0,01	**				-0,02	0,01	*
28 à 32 ans	-0,02	0,00	**				-0,02	0,01	**
32 ans et plus	-0,05	0,00	**				-0,05	0,00	**

<sup>26</sup> Ils sont déflatés par l'indice des prix à la consommation des ménages.

<b>Régions</b>									
Champagne-Ardenne	-0,01	0,09	ns			-0,01	0,16	ns	
Picardie	0,30	0,08	**			0,30	0,14	**	
Haute-Normandie	0,40	0,06	**			0,40	0,11	**	
Centre	0,00	0,05	ns			0,00	0,09	ns	
Basse-Normandie	0,02	0,08	ns			0,02	0,14	ns	
Bourgogne	0,13	0,06	**			0,13	0,10	ns	
Nord-Pas-de-Calais	0,47	0,06	**			0,47	0,11	**	
Lorraine	0,11	0,07	ns			0,11	0,13	ns	
Alsace	0,07	0,11	ns			0,07	0,18	ns	
Franche-Comté	0,69	0,08	**			0,69	0,13	**	
Pays-de-Loire	0,24	0,05	**			0,24	0,08	**	
Bretagne	-0,07	0,05	ns			-0,07	0,09	ns	
Poitou-Charentes	-0,35	0,07	**			-0,35	0,13	**	
Aquitaine	0,24	0,05	**			0,24	0,09	**	
Midi-Pyrénées	-0,18	0,05	**			-0,18	0,09	*	
Limousin	0,22	0,08	**			0,22	0,14	ns	
Rhône-Alpes	-0,13	0,05	**			-0,13	0,08	*	
Auvergne	-0,21	0,09	**			-0,21	0,15	ns	
Languedoc-Roussillon	-0,13	0,05	**			-0,13	0,08	*	
PACA-Corse	-0,01	0,04	ns			-0,01	0,06	ns	
<i>réf : Ile-de-France</i>									
<b>Sexe</b>									
Femmes				-0,50	0,02	**	-0,48	0,01	**
<i>réf : hommes</i>									
<b>MOYENNE DES VARIABLES POUVANT CHANGER AU COURS DU TEMPS :</b>									
<b>Mode d'activité particulier Mep</b>									
Compétence Mep				-0,18	0,03	**	-0,20	0,02	**
<i>réf : généraliste exclusif</i>									
<b>Secteur d'exercice</b>									
Non conventionné				-0,69	0,08	**	-0,18	0,06	**
Secteur 2				0,12	0,03	**	0,00	0,02	ns
Secteur 1 avec dépassements				-0,02	0,06	ns	-0,35	0,29	ns
<i>réf : secteur 1</i>									
<b>Indicateurs temporelles</b>									
1979				0,01	0,06	ns	-0,03	0,06	ns
1980				-0,20	0,12	*	-0,14	0,09	ns
1981				0,27	0,17	ns	-0,06	0,11	ns
1982				-0,61	0,20	**	-0,52	0,12	**
1983				0,81	0,25	**	1,15	0,13	**
1984				0,03	0,24	ns	-0,43	0,13	**
1985				-0,69	0,21	**	-1,65	0,12	**
1986				-0,13	0,18	ns	0,99	0,12	**
1987				0,20	0,19	ns	0,55	0,12	**
1988				-0,18	0,20	ns	-0,08	0,12	ns
1989				0,00	0,24	ns	0,37	0,13	**
1990				0,34	0,24	ns	0,50	0,14	**
1991				0,14	0,27	ns	-0,33	0,14	**
1992				0,24	0,26	ns	0,14	0,14	ns
1993				0,03	0,21	ns	-0,37	0,13	**
1994				-0,45	0,25	*	-0,21	0,14	ns
1995				0,34	0,25	ns	0,30	0,13	**
1996				0,13	0,21	ns	-0,15	0,12	ns
1997				-0,09	0,17	ns	0,38	0,11	**
1998				0,47	0,16	**	0,31	0,11	**
1999				-0,03	0,12	ns	-0,15	0,09	*
2000				-0,66	0,07	**	-0,57	0,06	**
<b>Ancienneté depuis l'année de thèse (1)</b>									
0 à 2 ans				0,21	0,06	**	-0,62	0,04	**
2 à 4 ans				0,05	0,06	ns	-0,13	0,04	**
4 à 6 ans				0,02	0,07	ns	-0,05	0,05	ns
6 à 8 ans				0,29	0,10	**	0,14	0,06	**
8 à 10 ans				-0,12	0,12	ns	-0,13	0,07	*
10 à 12 ans				0,37	0,13	**	0,34	0,08	**
12 à 14 ans				-0,35	0,15	**	-0,20	0,08	**
14 à 16 ans				0,24	0,18	ns	-0,43	0,10	**
16 à 18 ans				-0,22	0,17	ns	0,63	0,11	**
18 à 20 ans				0,31	0,17	*	-0,04	0,11	ns
20 à 22 ans				0,17	0,21	ns	0,37	0,12	**
22 à 24 ans				-0,36	0,22	*	-0,17	0,12	ns
24 à 26 ans				0,43	0,21	**	0,07	0,11	ns
26 à 28 ans				0,01	0,17	ns	0,25	0,09	**
28 à 32 ans				0,04	0,04	ns	0,05	0,02	**
32 ans et plus				-0,01	0,01	*	0,03	0,00	**

Régions							
Champagne-Ardenne		0,34	0,06	**	0,25	0,16	ns
Picardie		0,41	0,05	**	0,06	0,14	ns
Haute-Normandie		0,35	0,05	**	-0,13	0,11	ns
Centre		0,22	0,04	**	0,16	0,09	*
Basse-Normandie		0,22	0,06	**	0,18	0,14	ns
Bourgogne		0,22	0,05	**	0,00	0,10	ns
Nord-Pas-de-Calais		0,33	0,03	**	-0,18	0,11	*
Lorraine		0,23	0,04	**	0,10	0,13	ns
Alsace		0,06	0,05	ns	-0,02	0,18	ns
Franche-Comté		0,13	0,06	**	-0,65	0,13	**
Pays-de-Loire		0,16	0,04	**	-0,13	0,08	**
Bretagne		0,10	0,04	**	0,14	0,09	ns
Poitou-Charentes		0,22	0,05	**	0,51	0,13	**
Aquitaine		0,12	0,04	**	-0,17	0,09	*
Midi-Pyrénées		0,06	0,04	ns	0,20	0,09	**
Limousin		0,14	0,06	**	-0,14	0,14	ns
Rhône-Alpes		-0,04	0,03	ns	0,07	0,08	ns
Auvergne		0,12	0,05	**	0,29	0,15	*
Languedoc-Roussillon		-0,04	0,04	ns	0,09	0,08	ns
PACA-Corse		-0,16	0,03	**	-0,17	0,06	**
<i>réf : Ile-de-France</i>							
Contraintes sur les paramètres estimés coef(t) des dates t	1979*coef79+1980*coef80+...+2000*coef00=0 coef79+coef80+...+coef00=0				1979*coef79+1980*coef80+...+2000*coef00=0 coef79+coef80+...+coef00=0		
Contraintes sur les paramètres estimés M(t) des moyennes des dates t		1979*M79+1980*M80+...+2000*M00=0 M79+M80+...+M00=0			1979*M79+1980*M80+...+2000*M00=0 M79+M80+...+M00=0		

(1) : il s'agit d'une variable ancienneté continue par morceaux. Par exemple, l'écart d'honoraires perçus entre un médecin d'ancienneté égale à 3 ans et un autre d'ancienneté nulle est "toutes choses égales par ailleurs" de  $1,7 = 0,76*2+0,15*1$

Lecture : un généraliste qui acquiert une compétence Mep verrait ses honoraires augmenter de 6 % ( $=\exp(0,06)-1$ ) mais les médecins Meps ont, de par leurs caractéristiques inobservables liées à ce mode d'exercice particulier, des honoraires égaux à 0,8 fois ceux des seuls généralistes ( $0,8=\exp(-0,2)$ ), ce qui fait qu'on observe en moyenne des honoraires chez les Meps égaux à 0,8 fois ceux des autres généralistes ( $0,8=\exp(-0,18)$ ). Les paramètres estimés significatifs à un seuil inférieur à 5 % sont repérés par deux astérisques (\*\*), ceux significatifs à un seuil compris entre 5 et 10 % sont repérés par un astérisque (\*) et ceux non significatifs par (ns).