

Stratégies de localisation des médecins généralistes français : mécanismes économiques ou hédonistes ?¹

Eric Delattre
(ENSAI, CREST-LSM)

Anne-Laure Samson
(LEDA-Legos, Université Paris Dauphine)

Journées des Economistes de la Santé Français
Lyon
2-3 décembre 2010

Le nombre de médecins généralistes exerçant en France a atteint aujourd'hui un niveau maximum jamais égalé. Parallèlement, leur densité (le nombre de généralistes pour 100,000 habitants), est également à son plus haut niveau. On ne manque donc pas de médecins en France.

Plus spécifiquement, la densité de médecins généralistes *libéraux* a augmenté continuellement depuis les années 1960, tout d'abord faiblement, puis plus fortement à partir de 1975 (graphique 1). La croissance s'est ensuite ralentie à partir du milieu des années 1990. Elle est ainsi passée de 45 en 1961 à 82 en 1980 et 103 en 2000, soit une augmentation de près de 130% en 40 ans. Depuis 2000, la densité de médecins généralistes est relativement stable à ce niveau élevé. La France est d'ailleurs un des pays de l'OCDE où la densité de médecins généralistes est la plus élevée (OCDE, 2009). Elle se situe au troisième rang derrière la Belgique et le Portugal.

Le niveau et l'évolution de la densité de médecins généralistes en France résultent principalement des décisions publiques en matière de fixation du *numerus clausus*². Le *numerus clausus* est le nombre d'étudiants admis à s'inscrire en deuxième année de médecine.

¹ Nous tenons à remercier Alain Carpentier, Arnold Chassagnon et Morgane Laouenan, ainsi que les participants des 10èmes Journées LAGV (Marseille, juin 2010) et du groupe de travail en Economie de la Santé (PSE, octobre 2010) pour leurs commentaires sur une première version de cet article. Cette étude a bénéficié du soutien de la Fondation du Risque (Chaire santé, risque et assurance, Allianz)

² Ils dépendent également de deux autres facteurs : i) parmi les étudiants formés, la proportion qui choisit de devenir médecin généraliste ; ii) les comportements des médecins en matière de cessation d'activité. Ces derniers peuvent notamment avoir été influencés par la mise en place, entre 1988 et 2003, du mécanisme d'incitation à la cessation d'activité (MICA). Ayant remporté un vif succès, il a contribué à ralentir la croissance de la densité de médecins généralistes.

Il est fixé chaque année depuis 1971 par les pouvoirs publics en fonction des besoins prévisibles en médecins. Du fait de la longueur des études de médecine, l'impact des fluctuations du *numerus clausus* sur les effectifs de nouveaux médecins se voit avec un décalage de 9 à 10 ans. Resté à un niveau très élevé tout au long des années 1970 (contribuant à la forte croissance des effectifs de médecins dans les années 1980), il n'a véritablement diminué qu'à partir du début des années 1980 (et ce, continuellement jusqu'au milieu des années 1990), expliquant ainsi le ralentissement de la croissance de la densité de médecins généralistes³.

L'inégale répartition des médecins sur le territoire national

Malgré une densité médicale en moyenne élevée, les médecins généralistes libéraux sont très inégalement répartis sur le territoire, comme le montre le graphique 1. En 2007, la France comptait en moyenne 99 médecins généralistes pour 100 000 habitants. Toutefois, la densité était de 122 pour la région Provence-Alpes-Côte d'Azur mais seulement de 85 pour la région Centre, soit un écart de 44% entre la région la plus et la moins densément peuplées en médecins généralistes⁴ (Eco-santé, 2010). Le graphique montre, en outre, un net contraste entre les régions du sud de la France, très densément peuplées en généralistes et les régions du centre et du bassin parisien, beaucoup moins prisées par ces médecins.

L'inégale répartition des médecins sur le territoire national est devenue un enjeu majeur de la régulation de la démographie médicale.

En effet, du côté de la demande de soins, la mauvaise répartition des médecins entraîne des inégalités dans l'accès aux soins ainsi qu'un rationnement des patients. Les Missions Régionales de Santé (MRS), instaurées par la loi du 13 août 2004 et chargées de déterminer des orientations relatives à la répartition des médecins sur le territoire, ont notamment élaboré une liste de zones « sous-médicalisées » en médecins généralistes (CNOM, 2008). En 2006, selon leur liste, 4% de la population française vivait dans une commune déficitaire, c'est-à-dire une commune où la densité de généralistes est inférieure d'au moins 30% à la moyenne nationale et le niveau d'activité des professionnels de santé est supérieur d'au moins 30% à la moyenne nationale (Cour des Comptes, 2007). Il existe toutefois de fortes inégalités entre les régions puisque dans trois régions (Alsace, Corse et PACA), aucune zone déficitaire n'a été relevée. En revanche, plus de 10% de la population des régions Bourgogne, Franche-Comté ou Champagne-Ardenne vivait dans une zone déficitaire en médecins (CNOM, 2008).

En outre, du côté de l'offre de soins, des comportements de demande induite ont pu être identifiés pour les médecins généralistes du secteur 1 (Delattre et Dormont, 2003) : lorsque la densité dans leur zone d'exercice augmente, les médecins compensent les rationnements qu'ils subissent sur le nombre de leurs patients en augmentant le volume de soins qu'ils

³ Notons que seulement 3% des médecins (généralistes et spécialistes confondus) exerçant en France en 2007 ont été formés à l'étranger (OCDE, 2009), ce qui représente d'ailleurs le taux le plus bas de l'ensemble des pays de l'OCDE. En conséquence, les médecins étrangers ont, jusqu'à présent en tous cas, très peu influencé la densité médicale en France.

⁴ Les écarts de densités sont encore plus prononcés quand on considère les médecins spécialistes : on observe un écart de 136% entre la région la plus densément peuplée en spécialistes (PACA, avec une densité de 130) et la région la moins densément peuplée (Picardie, avec une densité de 55).

délivrent au cours de chaque consultation. Ces comportements sont plus marqués dans les départements où la densité est élevée (Delattre et Dormont, 2005).

Quelques mesures visent à améliorer la répartition géographique des médecins sur le territoire national

La mauvaise répartition des médecins est une conséquence directe de leur totale liberté d'installation. A la fin de leurs études de médecine, les médecins choisissent librement de s'installer dans la région de leur choix. Rien ne les empêche de s'installer dans des zones déjà fortement dotées en médecins, comme c'est le cas en Allemagne ou en Autriche. Il y a peu de régulation de la localisation géographique des médecins en France mais les quelques orientations portent sur deux volets.

Le premier concerne la répartition géographique des *étudiants* en médecine. Chaque année depuis 1971, les variations du *numerus clausus* sont utilisées à des fins de rééquilibrage régional du nombre de médecins formés. Ainsi, par exemple, au niveau national, le *numerus clausus* est passé de 8600 places en 1971 à 3500 places en 1993, soit une diminution de près de 60% du nombre d'étudiants. Or, sur cette même période, le *numerus clausus* a diminué de 65% et 67% pour les régions PACA et Languedoc-Roussillon (régions déjà les plus densément peuplées en médecins), mais la diminution a été moindre pour les régions dans lesquelles la densité médicale était plus faible : - 44% pour le Limousin ou - 48% pour la région Auvergne. Toutefois, ces ajustements n'ont pas permis de rééquilibrer véritablement les niveaux de densités sur le territoire. En effet, les régions dans lesquelles la densité médicale était la plus faible dans les années 1970 (Alsace et Lorraine notamment) ont tout de même vu leurs effectifs d'étudiants se réduire de 65%. Des ventilations similaires ont été effectuées entre 2000 et 2007. Sur cette période, le *numerus clausus* a été régulièrement augmenté, passant de 3800 en 2000 à 7100 en 2007 (soit une progression de 87%). Les régions PACA et Languedoc-Roussillon ont vu leurs effectifs augmenter moins fortement (+77%) que la région Centre (+97%). Toutefois, comme l'indiquent Vilain et Niel (1999), l'ampleur de la ventilation du *numerus clausus* au niveau régional est limitée par les disparités régionales en matière de capacités de formation. De ce fait, les variations du *numerus clausus* n'ont pas permis de modifier profondément la répartition géographique des médecins sur le territoire. Vilain et Niel montrent ainsi que même si tous les étudiants formés dans une région s'étaient installés dans celle-ci, la hiérarchie des densités médicales entre régions ne serait pas très différente de ce qu'elle est aujourd'hui. Les déséquilibres dans la répartition géographique des médecins sont donc très stables dans le temps.

La seconde politique est plus récente. Depuis 2004, des aides financières sont instaurées afin d'inciter les nouveaux médecins à s'installer dans les zones sous dotées en médecins, considérées comme prioritaires par les MRS (Bourgueil et al., 2007a). Ces aides sont financées par l'Etat, l'Assurance Maladie et/ou les collectivités locales. On peut citer notamment l'exonération de l'impôt sur le revenu pour la rémunération perçue au titre de la permanence des soins, pour les médecins ou leur remplaçant, dans la limite de 60 jours par an ou le versement d'aides à l'installation ou au maintien dans les zones déficitaires définies par les MRS (qui peuvent prendre la forme de prime à l'installation, de mise à disposition d'un logement ou de prime d'exercice forfaitaire). Certaines régions attribuent également des bourses aux étudiants de troisième cycle de médecine en contrepartie de leur engagement à exercer au moins 5 ans comme généraliste dans les zones déficitaires. Elles peuvent aussi attribuer des indemnités de logement et de déplacement aux étudiants de troisième cycle en

stage dans les zones déficitaires (Inst@ISanté-URCAM, 2010). Il est encore difficile d'évaluer l'impact de ces aides. En effet, elles n'ont été instaurées que récemment et la plupart d'entre elles ne sont pas encore entrées en vigueur. Par ailleurs, elles touchent chaque année un très faible nombre de médecins et il est donc difficile d'évaluer scientifiquement leur efficacité. A titre d'exemple, en 2008, sur les 1203 nouveaux généralistes installés dans 9 régions, 7 seulement se sont installés en zone déficitaire et auraient donc potentiellement bénéficié de certaines de ces aides (CNOM, 2008).

Comment expliquer les stratégies de localisation des médecins ?

Afin de comprendre quel type de politique contribuerait à améliorer la répartition géographique des médecins sur le territoire, il est essentiel de connaître les déterminants des choix de localisation des médecins au moment de leur installation. Il existe relativement peu d'études en France sur le sujet.

Bui et Lévy (2000) ont montré, à partir d'une enquête postale menée auprès de médecins libéraux en exercice en 1999⁵, que 81% des jeunes médecins généralistes citent en premier lieu des critères d'ordre personnel (tels que la proximité de la famille, l'activité professionnelle du conjoint, l'agrément du cadre de vie) pour expliquer le choix de leur lieu d'installation. En réalité, a posteriori, ces critères n'ont été pris en compte de façon décisive que par 64% des médecins. Le marché potentiel et les possibilités quant au rachat de cabinet jouent donc également une part importante dans le processus de choix de la région.

Bilodeau et Leduc (2003) montrent, à partir d'une revue de la littérature, que ce sont également les facteurs personnels (connaissance antérieure de la région, lieu des études, etc.) qui conditionnent le plus le choix d'un lieu de pratique. Les facteurs contextuels tels que la qualité du milieu scolaire ont également un impact, mais ce n'est pas le cas du revenu moyen de la population ou son niveau d'emploi.

Couffinhal et al (2002), à partir d'une analyse statistique menée au niveau cantonal, aboutissent aux mêmes résultats : les facteurs explicatifs du choix d'installation des médecins ne sont pas tant le revenu et le niveau d'activité espéré, que le contexte économique (niveau d'activité économique, revenus des habitants,...), démographique et les conditions de vie (présence d'un bureau de poste, de cinémas,...), dans le canton.

L'inégale répartition des médecins sur le territoire n'est pas une spécificité française, comme le montrent Bourgueil et al (2007b). Tous les pays de l'OCDE ont mis en place des mesures visant à améliorer la répartition des médecins sur le territoire (voir Simoens et Hurst, 2006 pour une revue très complète de l'ensemble des mesures utilisées). Par exemple, la plupart des pays ont désormais adopté des mesures financières visant à inciter les médecins à s'installer dans des zones sous-dotées : en Angleterre, les médecins reçoivent une rémunération supplémentaire lorsque leurs patients proviennent de zones défavorisées ; jusqu'en 1999, en Nouvelle-Zélande, les médecins exerçant en zones rurales pouvaient pratiquer augmenter les tarifs des consultations et des visites, respectivement, de 10 et 25% par rapport au tarif en vigueur. Toutefois, s'il existe une littérature abondante visant à quantifier l'ampleur des inégalités dans la répartition géographique des médecins, il semble qu'il n'existe en revanche presque aucune étude s'interrogeant sur les déterminants de la localisation des médecins. Les

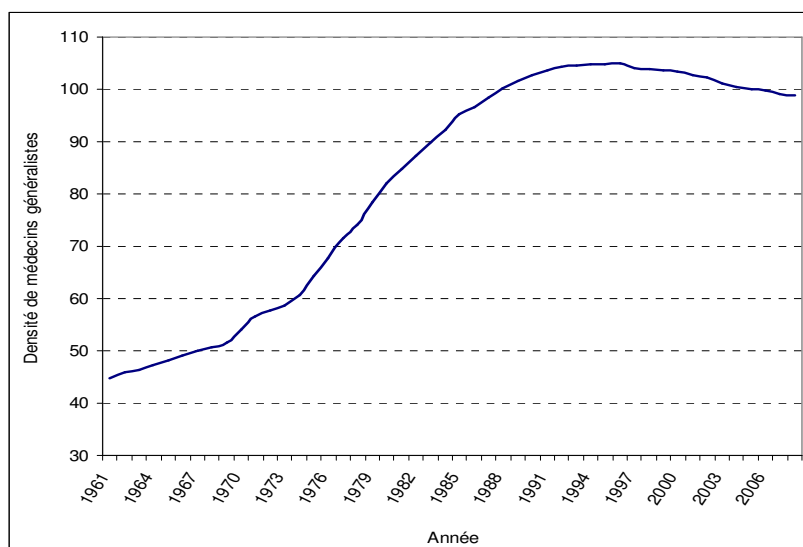
⁵ L'enquête a été menée par le centre de sociologie et de démographie médicale. L'échantillon global compte 1700 médecins, dont 1120 médecins généralistes.

mesures adoptées par les pays ont donc été mises en place sans pour autant connaître celles qui étaient susceptibles d'avoir le plus d'impact sur la localisation géographique des médecins.

L'objet de cette étude est d'analyser les déterminants des choix individuels de localisation des médecins généralistes français. Les études précédemment citées montrent que la dimension personnelle influence fortement les choix d'installation. Nous ne nous concentrons pas sur cette dimension, et ce, pour deux raisons. D'une part, nos données, administratives, ne fournissent aucune information sur les caractéristiques familiales, personnelles des médecins (présence d'un conjoint, situation professionnelle du conjoint, âge et nombre d'enfants, etc.). D'autre part, le régulateur n'a aucune influence sur les éléments propres à la vie personnelle du médecin. En revanche, il lui est possible d'orienter les actions d'incitation à l'installation dans des zones sous-dotées si les facteurs économiques ou géographiques influencent effectivement les choix d'installation des médecins.

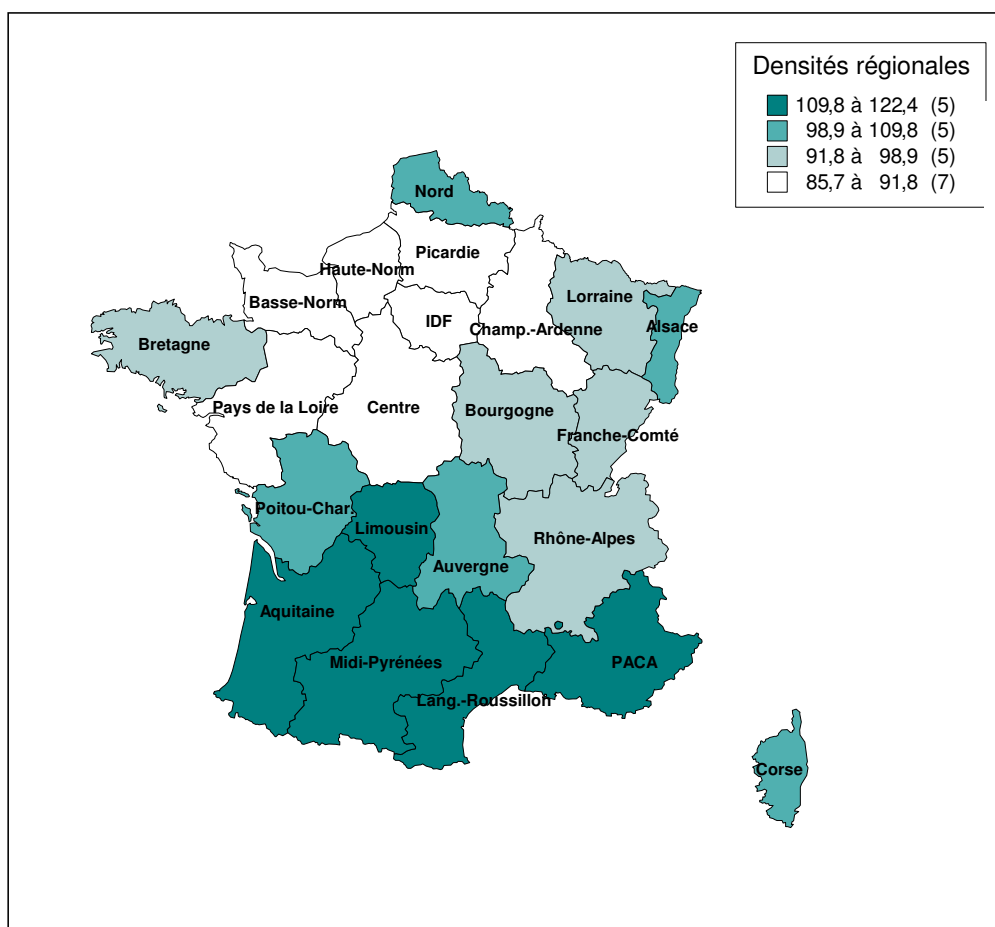
De ce fait, notre étude vise à quantifier l'importance d'une grande diversité de facteurs sur les stratégies de localisation des médecins : l'attractivité monétaire des régions (revenu espéré), le dynamisme économique (revenu des habitants, ...), le dynamisme démographique et enfin des facteurs hédonistes (qualité de vie, mesurée par différents indicateurs). La mise en évidence des facteurs influençant le plus les choix de localisation des médecins permettra de donner des éléments d'information sur les politiques susceptibles d'influencer les comportements de localisation des médecins et pouvant donc contribuer, à terme, à modifier la répartition géographique des médecins sur le territoire.

Graphique 1 : Evolution de la densité de médecins généralistes libéraux entre 1961 et 2008



Source : Eco-Santé 2010 (données DREES)

Graphique 2 : Répartition régionale des médecins généralistes libéraux (en 2007)



Source : Eco-Santé 2010 (données DREES)

Notes : Densité nationale = 99 médecins pour 100 000 habitants

Une analyse représentative des comportements individuels de localisation des médecins libéraux

Pour étudier les choix de localisation des médecins au moment de leur installation en libéral, nous utilisons un panel exhaustif de médecins généralistes fourni par la CNAMTS. Ces données contiennent des informations sur l'ensemble des généralistes ayant débuté leur activité entre 1997 et 2002 (encadré 1).

L'analyse des choix de localisation des médecins est conditionnée par la disponibilité des données

Nos données ont donc orienté l'étude de quatre manières.

Tout d'abord, nous entendons par choix de localisation le choix de la *région* d'exercice du médecin. Etant donnée notre méthodologie, nous ne pouvons pas raisonner à un niveau plus désagrégé. Si nous devons expliquer le choix du département ou de la commune d'exercice (variables présentes dans nos données), nous ne disposerions pas d'un nombre suffisant de médecins par type de localisation pour mener une analyse économétrique robuste ni de variables explicatives en nombre suffisant. Nous nous concentrons donc sur le choix d'une région d'exercice, tout en restant conscients qu'il existe probablement de fortes disparités intra-régionales en termes de comportement d'installation des médecins. A titre d'exemple, la densité de médecins généralistes en PACA était de 122 en 2007. Toutefois, il existe des différences importantes entre le littoral et l'arrière pays : la densité était de 126 dans les Alpes Maritime ou les Bouches-du-Rhône, mais de 114 dans le Var ou le Vaucluse. Au sein d'une même région, certains départements sont donc plus attractifs pour les médecins. Et par ailleurs, au sein même d'un département, il existe des différences importantes entre les types de communes : les cantons ruraux sont beaucoup moins prisés que les grandes villes et les cantons urbains (Couffinal et al, 2002).

Une rapide décomposition de la variance⁶ montre que 41% de la variance totale des niveaux de densité est due à des différences intra-régionales ; 59% est donc due aux écarts entre régions. Les disparités de niveaux de densité entre départements appartenant à une même région sont donc plus faibles que les disparités de niveaux moyens de densité entre régions. En conclusion, même si le niveau régional est un niveau très agrégé qui ne permet pas de capter les comportements des médecins à un niveau fin, il peut toutefois donner une bonne indication des stratégies de localisation des médecins.

Par ailleurs, comme indiqué dans l'encadré 1, nos données sont des données administratives. Ce sont donc des données fiables sur le niveau de l'activité et des honoraires des médecins, sur leurs caractéristiques socio-démographiques. En revanche, nous n'avons aucune information sur les caractéristiques familiales du médecin, son environnement familial, etc. Comme mentionné précédemment, nous n'expliquerons les choix de localisation des médecins que par des facteurs économiques, géographiques et contextuels. Il s'agit par ailleurs principalement de facteurs sur lesquels le régulateur peut agir pour orienter les décisions des médecins. Par exemple, si les facteurs économiques ont effectivement un

⁶ $Var(dens_{dr}) = Var(dens_d) + Var(dens_{dr} - dens_d)$, où d désigne le département et r la région : la variance totale des niveaux de densité régionale se décompose en variance inter-régionale (écarts de niveaux moyens de densité entre régions) et en variance intra-régionale (écarts de niveaux moyens de densité entre les différents départements appartenant à une même région)

impact, il peut envisager de compenser financièrement l'installation d'un médecin dans une zone sous dotée.

En outre, nous analysons le choix de la région de pratique des médecins au moment de leur installation, c'est-à-dire immédiatement à la fin de leurs études de médecine ou après quelques années passées en tant que médecin remplaçant. Nous n'explorons pas la possibilité d'éventuels comportements de mobilité après la première installation des médecins. Bien que les médecins soient suivis pendant un maximum de 6 années, nous ne conservons que l'information relative à la première année d'exercice. En réalité, les comportements de mobilité des médecins sont en général très rares : sur une autre source de données (un panel représentatif d'omnipraticiens de la Cnamts dans lequel les médecins généralistes sont suivis sur la période 1979-2004)⁷, nous observons que seulement 3% des généralistes ont changé de région au cours de leur carrière et 4% ont changé de type de commune d'exercice (c'est-à-dire qu'ils sont passés d'un exercice en zone rurale à un exercice en zone urbaine et vice versa). En conséquence, se concentrer sur les choix de localisation au moment de l'installation donne une bonne indication des choix de localisation des médecins sur l'ensemble de leur carrière.

Enfin, l'information présente dans nos données concerne les médecins ayant débuté leur activité entre 1997 et 2002. Nos données, relativement anciennes, ne nous permettent donc pas d'analyser l'impact de plusieurs réformes, postérieures à 2004, qui ont pu influencer les comportements de localisation des médecins installés récemment. Nous ne pouvons notamment pas évaluer l'impact de l'introduction, à partir de 2004, des mesures financières incitatives à la localisation dans des zones sous-dotées en médecins⁸. La mise en place du parcours de soins coordonnés en 2004 pourrait également avoir influencé les comportements d'installation des jeunes médecins. Fin 2008, 85% des assurés avaient désigné un médecin traitant, médecin généraliste dans 99,5% des cas (CNAMTS, 2009). Dans ces conditions, les nouveaux médecins pourraient être plus réticents à s'installer dans des zones déjà très densément peuplées en médecins, dans lesquelles la clientèle potentielle, qui n'a pas encore désigné de médecin traitant, est faible. Enfin, la réforme des études médicales de 2004 aura probablement des conséquences importantes sur les comportements d'installation des médecins. En effet, depuis l'introduction des épreuves classantes nationales, les étudiants en médecine sont beaucoup plus mobiles géographiquement : les futurs médecins choisissent, en fonction de leur rang de classement, une discipline (médecine générale, spécialités médicales, spécialités chirurgicales, etc) mais aussi un lieu de formation. Auparavant, les résidents en médecine générale étudiaient obligatoirement dans leur université d'origine. Ces réformes modifieront probablement les stratégies d'installation des nouveaux médecins. Toutefois, nous ne pouvons pas encore évaluer leur impact.

⁷ Ce panel pourrait sembler plus approprié pour notre étude. Toutefois, ce n'est pas le cas. En effet, il s'agit d'un échantillon représentatif des médecins généralistes en activité, couvrant environ 10% de l'ensemble des généralistes français en activité sur la période 1979-2004. Parmi les 6000 médecins observés, certains ont donc débuté leur activité avant 1979, d'autres après. Nous ne pouvons identifier que 1900 médecins ayant débuté leur carrière après 1979 et dont on peut observer les comportements d'installation, ainsi que les éventuels comportements de mobilité au cours de la carrière. Le nombre de médecins qui s'installent dans chaque région est donc trop faible pour mener une analyse économétrique robuste.

⁸ Il est donc impossible d'envisager une analyse de type « différence de différence » pour regarder l'impact de la mise en œuvre de ces aides. En outre, comme mentionné précédemment, ces aides, dont la plupart ne sont pas encore entrées en vigueur, ont probablement touché un nombre trop faible de médecins pour qu'il soit possible d'étudier leur effet à l'aide d'outils économétriques.

Encadré 1 : Un échantillon exhaustif de médecins généralistes débutants

Base de données initiale

Cette étude exploite les données d'un panel d'omnipraticiens libéraux ayant débuté leur activité entre 1997 et 2002. Le terme d'omnipraticiens regroupe ici les médecins généralistes ainsi que les médecins généralistes possédant également un « mode d'exercice particulier » (MEP) comme l'acupuncture, l'homéopathie, la médecine du sport, etc. Ces derniers représentent environ 10% des omnipraticiens.

Ce panel est fourni par la Caisse d'Assurance Maladie des Travailleurs Salariés (CNAMTS). Il reprend les statistiques relevées en date de remboursement par le Système National Inter-régime (SNIR).

Il s'agit d'un panel exhaustif : tous les omnipraticiens qui ont débuté leur activité libérale⁹ entre 1997 et 2002 sont présents dans le panel. Ce panel est non cylindré : les médecins qui se sont installés en 1997 sont observés sur une durée maximale de 6 années, ceux qui se sont installés en 1998 ne sont observés que sur une durée maximale de 5 ans, etc.

Au total, l'échantillon comporte 32 000 observations relatives à environ 9 000 médecins observés sur une durée maximale de 6 années.

Puisque nous étudions les choix de localisation au moment de l'installation, nous choisissons de ne pas explorer la dimension panel des données et de se concentrer sur les comportements observés lors de la première année d'exercice. Pour chaque médecin, nous conservons uniquement l'information relative à la première année d'apparition dans le panel.

Pour chaque individu, nous connaissons son âge, son sexe, l'année et la région de la soutenance de sa thèse, l'année du début de son activité, le montant de ses honoraires, le niveau de son activité (décomposée en consultations, visites, actes de chirurgie et actes de radiologie). Nous savons également s'il s'agit d'un médecin « MEP » ou non ainsi que son mode d'exercice (exercice libéral exclusif ou à temps partiel). En ce qui concerne la localisation géographique du médecin, nous connaissons sa région et son département d'exercice ainsi que le type de commune dans laquelle il exerce (commune rurale, petite, moyenne ou grande ville).

Champ conservé

Nous ne conservons que les médecins du secteur 1. Les médecins libéraux peuvent appartenir à deux secteurs : dans le secteur 1, les tarifs sont fixés par des conventions nationales. Ils sont identiques pour tous les médecins et servent de base pour les remboursements effectués par la sécurité sociale. Les dépassements sont uniquement autorisés dans le secteur 2. Mais les médecins n'ont pu intégrer ce secteur qu'entre 1980 et 1992 et son accès a été très fortement restreint après 1992 : seuls les médecins s'installant pour la première fois avec une expérience professionnelle de chef de clinique ou d'assistant des hôpitaux peuvent y prétendre. De ce fait, dans nos données, le nombre de médecins généralistes s'installant en secteur 2 entre 1997 et 2002 est marginal (moins de 2% chaque année) ; nous ne conservons donc que les médecins du secteur 1.

⁹ Notons que les médecins remplaçants ne sont pas présents dans nos données : tous les médecins observés sont des médecins installés à leur compte.

Par ailleurs, certains médecins n'apparaissent dans l'échantillon que plusieurs années après l'année théorique de leur première installation. Nous n'observons donc pas leurs premières années de carrière. Puisqu'il est possible (bien que peu probable) que ces médecins aient déménagé au cours de leurs premières années de carrière, les informations concernant leur localisation géographique peuvent ne pas correspondre à la localisation géographique de leur première installation. Nous décidons donc de les exclure de l'échantillon.

Enfin, pour des raisons de fiabilité de l'information, les omnipraticiens exerçant dans les DOM sont également exclus de nos données.

Le tableau A donne quelques informations sur les principales caractéristiques de notre échantillon de médecins débutants. En seulement six années, on observe 2 modifications majeures. D'une part, une importante féminisation de la profession : les femmes représentent 39% de l'ensemble des nouveaux médecins généralistes en 1997 mais 44% en 2002. Par ailleurs, une hausse de l'âge moyen à l'installation. Celui-ci a augmenté de près de 2 points sur la période, passant de 34,8 ans en 1997 à 36,7 ans en 2002. Cette hausse de l'âge à l'installation s'explique par un facteur : l'augmentation de la durée des remplacements entre la thèse et l'installation en libéral. En revanche, l'âge à la thèse est resté très stable. En effet, sur la période, il n'y a pas eu de réforme modifiant les études de médecine et notamment leur durée.

Tableau A : Principales caractéristiques des médecins débutants de l'échantillon

ANNEE	% de femmes	Age à l'installation				Durée des remplacements		Age à la thèse	
		Q1	MED	MOY	Q3	MOY	MED	MOY	MED
1997	39,2%	31	33	34,80	37	4,04	2	30,79	30
1998	41,6%	31	34	35,20	38	4,56	2	30,64	30
1999	40,4%	31	34	35,39	38	4,76	2	30,64	30
2000	41,6%	31	34	35,78	39	5,14	2	30,64	30
2001	44,4%	31	34	36,06	39	5,19	2	30,86	30
2002	44,6%	32	34	36,73	41	5,76	3	30,97	30

Des régions françaises aux caractéristiques très contrastées

Le tableau 1 synthétise les caractéristiques principales des régions françaises.

On observe un phénomène déjà mis en évidence dans Dormont et Samson (2009) : il existe une relation décroissante entre niveaux de densité et revenus. Les régions où la densité médicale est la plus faible sont aussi les régions où les médecins généralistes ont les revenus les plus élevés. En effet, la densité donne une indication du niveau de compétition entre les médecins. Si la densité d'une région est élevée, les médecins sont plus nombreux à se partager un même nombre de patients. Leur activité et donc leurs revenus sont plus faibles. Ainsi, les médecins de la région Champagne-Ardenne, région faiblement peuplée en médecins généralistes, gagnent 36% de plus que les médecins de la région PACA, région la plus densément peuplée en médecins généralistes¹⁰. Indépendamment de toute mesure financière visant à inciter les médecins à s'installer dans des zones sous dotées, ces statistiques montrent

¹⁰ Il s'agit ici d'un écart « brut ». Lorsqu'on tient compte des différences dans la structure de l'offre et de la demande de soins, ces écarts, bien qu'amointris, sont maintenus (Dormont et Samson, 2009) : on observe un écart de revenus de 28% entre la Picardie et PACA ou de 21% entre Champagne Ardenne et PACA.

qu'il existe déjà un avantage financier à s'installer dans ces régions. Ce supplément de revenu s'accompagne toutefois d'un niveau d'activité plus élevé (colonne 1).

On observe également une relation positive entre la qualité de vie d'une région, mesurée ici par le nombre d'heures de soleil par an, et la densité médicale. Ainsi, si la région Champagne-Ardenne a connu en moyenne 1630 heures de soleil en 2007, ce chiffre était de 2881 pour PACA.

Au final, comme le montre le graphique 3, il existe une relation décroissante entre qualité de vie et revenus moyens. On peut penser que les médecins effectuent un arbitrage au moment de leur installation : ceux qui choisissent de s'installer dans des régions densément peuplées en médecins acceptent de percevoir des revenus plus faibles car ils bénéficient d'une meilleure qualité de vie. En revanche, les médecins qui choisissent de s'installer dans les régions peu densément peuplées en médecins perçoivent des revenus plus élevés pour compenser leur charge de travail accrue et leur moins bonne qualité de vie.

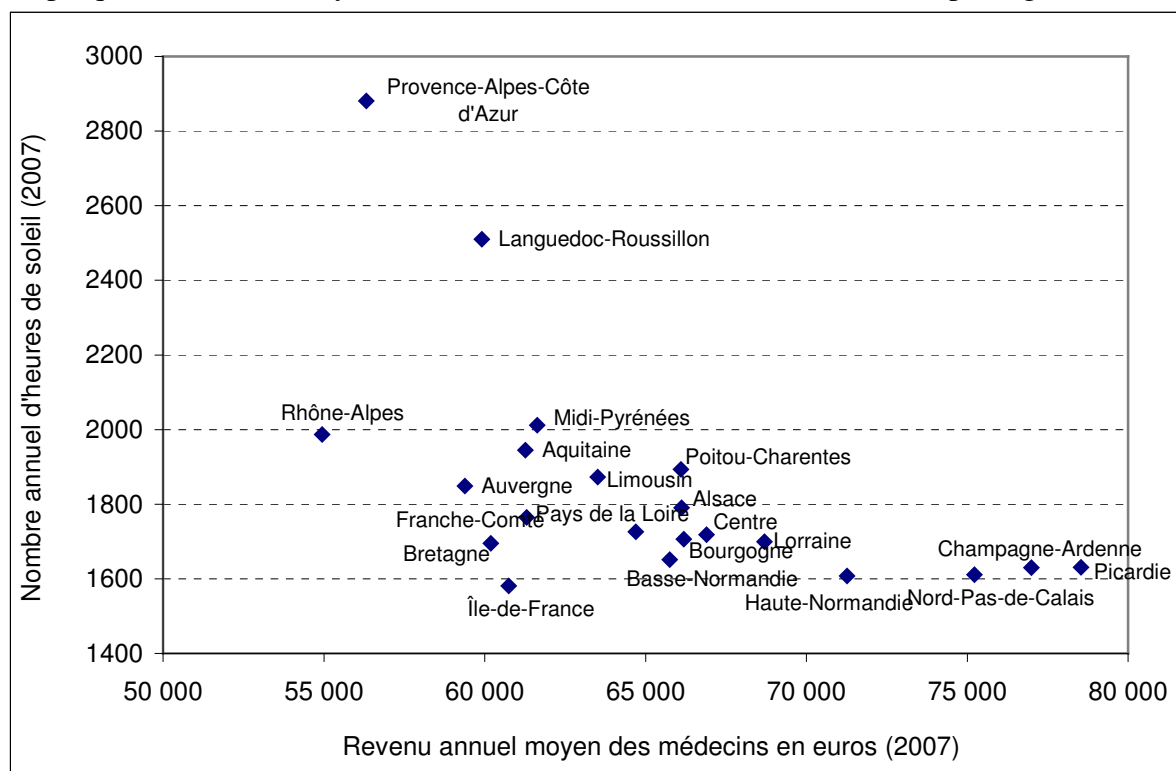
L'hétérogénéité de la répartition des médecins sur le territoire pourrait s'expliquer, au-delà des différences dans la qualité de la vie, par l'hétérogénéité de la demande de soins : les écarts de densité médicale entre les différentes régions refléteraient des différences d'état de santé de la population. Les besoins en santé et donc la demande de soins sont-ils plus élevés dans le sud de la France, expliquant que plus de médecins s'y installent ? Dans le tableau 1, la consommation de soins de santé par habitant en euros permet d'approximer la demande de soins dans les différentes régions. Il existe des disparités interrégionales importantes et une corrélation positive entre consommation de soins et densité : lorsque la demande de soins est élevée, la densité l'est aussi. Il est impossible de distinguer, dans cette corrélation, d'éventuels effets d'induction de la demande par les médecins (voir par exemple Delattre et Dormont, 2003), mais le taux de mortalité et la part des plus de 60 ans (non présentés dans le tableau 1) sont également des indicateurs plus défavorables dans les régions du sud de la France, ce qui peut aussi expliquer la plus forte consommation de soins dans ces régions. Cette analyse descriptive reste sommaire car elle est effectuée au niveau agrégée et elle ne contrôle pas des disparités dans la composition de la population par CSP, dans le taux de chômage, etc. Mais elle montre que l'offre de soins peut correspondre à une demande. Toutefois, les disparités interrégionales en matière de niveaux de densité restent très supérieures aux disparités de demande de soins. Corriger les inégalités de répartition des médecins sur le territoire demeure donc une question essentielle.

A partir du tableau 1, nous observons également que les caractéristiques socio-démographiques des médecins (âge, sexe) sont relativement proches entre les régions. Néanmoins, l'âge moyen des médecins est un peu plus élevé dans les régions dans lesquelles la densité médicale est plus faible : les médecins exerçant dans la région Centre sont par exemple significativement plus âgés que ceux exerçant en PACA. Les besoins futurs en médecins seront donc probablement plus élevés dans ces régions où la densité est faible, aggravant, à terme, les conséquences de cette mauvaise répartition.

Tableau 1 : Principales caractéristiques des régions françaises (en 2007), classées par ordre croissant de densité de médecins généralistes

	densité de MG	revenu annuel	activité annuelle	conso soins / hab (€)	part des femmes MG	age moyen des MG	nombre d'heures de soleil
Centre	85,8	66 899	5 513	229	19%	47,1	1718
Île-de-France	86,8	60 744	4 766	237	29%	46,8	1581
Picardie	88,2	78 537	6 503	233	19%	46,4	1631
Basse-Normandie	88,8	65 749	5 455	206	24%	47,4	1651
Pays de la Loire	91,0	64 694	5 489	213	25%	46,8	1726
Haute-Normandie	91,6	71 267	6 044	247	16%	47,5	1608
Champagne-Ardenne	91,8	76 999	6 471	226	23%	48,1	1630
Bourgogne	92,7	66 184	5 368	222	28%	47,4	1706
Lorraine	95,2	68 692	5 764	249	20%	46,9	1699
Rhône-Alpes	96,3	54 942	4 591	226	30%	46,2	1987
Franche-Comté	97,1	61 304	5 049	225	26%	44,9	1765
Bretagne	97,7	60 186	5 027	207	26%	46,2	1695
Auvergne	98,9	59 378	5 128	213	24%	47,1	1849
Alsace	103,1	66 118	5 429	274	15%	46,6	1790
Poitou-Charentes	103,5	66 103	5 478	217	22%	47,0	1893
Nord-Pas-de-Calais	103,7	75 219	6 323	274	17%	46,7	1611
Corse	103,9	56 379	4 169	281	13%	47,2	5503
Midi-Pyrénées	109,8	61 630	5 084	267	26%	46,8	2012
Aquitaine	114,2	61 265	5 083	264	24%	47,3	1945
Limousin	116,3	63 516	5 099	218	15%	46,8	1873
Languedoc-Roussillon	121,7	59 910	4 945	284	30%	46,9	2510
Provence-Alpes-Côte d'Azur	122,3	56 314	4 513	309	28%	46,0	2881
Moyenne nationale	99,0	63 317	5 246	244	24%	46,7	2012

Graphique 3: Revenus moyens des médecins et nombre d'heures de soleil par région



Où les nouveaux médecins s'installent-ils ?

La forte hétérogénéité spatiale dans l'attractivité des régions se retrouve lorsqu'on examine les comportements de localisation des nouveaux médecins. Une région est attractive pour les nouveaux médecins si : i) un pourcentage élevé d'étudiants de cette région s'y installe ; ii) un pourcentage élevé de médecins, formés dans une autre région, s'y installe ; iii) le nombre de médecins installés est supérieur au nombre d'installés « cible », la cible étant par exemple définie de manière à ce que les médecins soient répartis proportionnellement à la population de chacune des régions.

Dans cet article, nous nous concentrons sur les points i) et ii).

En ce qui concerne le point (i), on observe dans nos données que 74% des médecins s'installent dans la région dans laquelle ils ont soutenu leur thèse, c'est-à-dire la région dans laquelle ils ont fait leurs études de médecine. Ce constat est un phénomène déjà observé à partir d'autres sources de données : Vilain et Niel (1999) le quantifient à 69% ; Bessière et al. (2004) à 73%¹¹. Il existe toutefois une forte hétérogénéité entre les régions françaises, que nous cherchons à expliquer, certaines retenant plus leurs étudiants que d'autres.

Les comportements des médecins diffèrent fortement de ceux observés chez les étudiants issus de filières scientifiques dans l'enseignement supérieur. Si 25% des étudiants en médecine quittent leur région de formation (sur la période observée, 1997-2002), c'est le cas de 62% des diplômés des écoles d'ingénieurs en 2001 et de 43% des diplômés d'un troisième cycle universitaire en mathématiques ou sciences (Cereq, 2003). Cet écart dans les taux de départ peut s'expliquer : l'âge moyen des médecins au moment de leur installation en libéral (entre 33 et 35 ans) est bien supérieur à l'âge moyen des futurs cadres (25 ans). Le chiffre de 25% peut d'ailleurs sembler être une forte proportion étant donné cet âge moyen relativement élevé.

En ce qui concerne le point (ii), on observe également que certaines régions sont plus attractives que d'autres, et notamment pour les 25% de médecins qui choisissent de quitter la région de leur thèse pour s'installer dans une autre région.

Analyse économétrique des choix de localisation des médecins généralistes

Analyser les comportements de localisation des médecins nous conduit donc à modéliser deux décisions : i) celle de changer de région entre la thèse et l'installation en libéral ; ii) celle du choix de la région d'exercice, étant donnée la région de thèse du médecin.

Cadre d'analyse

La première décision peut être étudiée simplement à l'aide d'un modèle logit dans lequel on explique la probabilité de s'installer dans une autre région à l'issue de la thèse.

¹¹ Ces chiffres seront probablement amenés à évoluer vers une plus grande mobilité des étudiants avec la réforme des études médicales de 2004 : l'introduction des épreuves classantes nationales offre désormais la possibilité aux étudiants d'effectuer leur troisième cycle de médecine dans une autre région que celle dans laquelle ils ont débuté leurs études de médecine.

Pour analyser la seconde décision, celle du choix de la région d'exercice, nous nous inspirons de la méthodologie employée par Bolduc, Fortin et Fournier (1996) qui étudient les choix de localisation des médecins généralistes québécois. Le cadre d'analyse est le suivant.

Nous supposons que chaque médecin mesure l'utilité qu'il retirerait à exercer dans une région et choisit de s'installer dans la région qui lui procure la plus grande utilité. Très schématiquement, l'utilité d'un médecin à exercer dans une région dépend de ses caractéristiques individuelles, du niveau de sa consommation, du nombre d'heures de loisir et des caractéristiques de la région. Les caractéristiques individuelles incluent les préférences pour un éventuel comportement de « sédentarité », i.e. une installation dans la région de ses études. Chaque médecin maximise son utilité pour déterminer son niveau d'activité, sous la double contrainte de la fonction de production de soins et de la demande qui s'adresse à lui.

La contrainte de budget dépend des revenus des médecins, c'est-à-dire de leurs honoraires nets des charges professionnelles. En France, les médecins généralistes libéraux sont payés à l'acte et les tarifs des actes sont fixés par des conventions nationales pour l'ensemble des médecins. En outre, ces tarifs sont les mêmes pour tous les médecins : ils ne dépendent pas de la région choisie pour exercer. Les honoraires des médecins dépendent donc uniquement du niveau de leur activité : pour augmenter leurs honoraires, les médecins doivent multiplier le nombre d'actes. Pour cela, ils peuvent diminuer le temps accordé à chaque consultation ou augmenter leur temps de travail. Le niveau d'activité des médecins varie, lui, fortement entre les régions, comme le montre le tableau 1, tout comme le montant des charges (loyer notamment, mais aussi achat de matériel, ...).

La demande qui s'adresse à chaque médecin dépend de l'état de santé de la population, des caractéristiques socio-démographiques de la population ainsi que du nombre de médecins qui exercent dans la région. Si la densité médicale d'une région est élevée, le niveau de la demande potentielle qui s'adresse à chaque médecin est plus faible car les médecins sont plus nombreux à se partager un même nombre de patients. Dès lors, leur activité sera potentiellement plus faible. La demande ne dépend en revanche pas du prix de la consultation, qui est fixé.

Chaque médecin maximise donc son utilité sous cette double contrainte pour choisir sa région d'exercice. Notre approche consiste donc à utiliser des méthodes économétriques de choix discrets et à estimer un modèle logit conditionnel, dans lequel les différentes alternatives correspondent aux 22 régions potentielles dans lesquelles le médecin peut s'installer.

Les variables retenues pour expliquer les comportements individuels sont décrites dans l'encadré 2. L'approche économétrique est décrite dans l'encadré 3.

Les facteurs explicatifs des comportements individuels de localisation

Nous estimons deux modèles :

- modèle 1 : la probabilité de changer de région à l'issue de sa thèse
- modèle 2 : le choix de la région d'exercice

Nos deux modèles utilisent les mêmes variables explicatives.

D'une part, nous utilisons des variables spécifiques aux médecins : le sexe et l'âge à l'installation.

D'autre part, nous incluons des variables spécifiques à la région : elles caractérisent la région de thèse dans le cadre du modèle 1 et la région d'installation dans le cadre du modèle 2 ; elles sont décrites dans l'encadré 2.

L'effet de la majorité de ces variables sur la probabilité de choisir une région est a priori connu. Toutefois, certaines variables ont un effet ambigu. C'est le cas du revenu moyen des médecins exerçant dans chaque région. Cette variable est utilisée pour approximer le revenu qu'un médecin peut espérer gagner s'il choisit de s'installer dans la région. D'un côté, on peut penser que les médecins généralistes sont plus à même de s'installer dans des régions dans lesquelles le revenu espéré est élevé. D'un autre côté, comme nous l'avons mentionné, les médecins généralistes français sont payés à l'acte avec des tarifs fixés : leurs revenus sont donc directement liés au niveau de leur activité. Une région dans laquelle le revenu moyen des médecins qui y exercent est élevé est aussi une région dans laquelle les médecins ont un niveau d'activité élevé. La probabilité pour un médecin de s'installer dans une région où le niveau de revenu, et donc le niveau d'activité, est élevé, dépendra de sa préférence pour le « loisir ».

C'est également le cas des trois variables de densité médicale, qui mesurent la demande potentielle qui s'adresse aux médecins d'une région : la densité de médecins généralistes (le nombre de médecins généralistes pour 100 000 habitants), la densité de médecins spécialistes dans la région et la densité de médecins généralistes partis à la retraite en t-1. Inclure la densité de médecins spécialistes comme variable explicative est un moyen de savoir dans quelle mesure les médecins généralistes considèrent les spécialistes comme des « concurrents » potentiels lorsqu'ils choisissent de s'installer dans une région. Si c'est le cas, les médecins généralistes préféreront s'installer dans des régions dans lesquelles la densité de médecins spécialistes est faible. La densité de médecins généralistes partis à la retraite en t-1 permet d'approximer l'importance de la compétition entre les médecins généralistes qui débutent leur activité dans une même région à une année donnée. En effet, pour débiter leur carrière, les médecins peuvent racheter la clientèle d'un médecin qui part à la retraite ou constituer eux-mêmes leur clientèle. Une densité de départs en retraite élevée signifie que les nouveaux médecins ont une part de marché potentielle plus élevée et une compétition moindre en début de carrière ce qui peut favoriser leur début de carrière et donc leurs revenus (Dormont et Samson, 2009). Enfin, comme c'est le cas pour la variable de revenu, le signe de la variable de densité de médecins généralistes est inconnu a priori. Cette variable donne une indication du degré de compétition entre les médecins généralistes d'une même région. Quand les médecins exercent dans une région dans laquelle la densité médicale est élevée, le nombre de leurs patients potentiels est plus faible, ce qui diminue leurs revenus. En revanche, les régions dans lesquelles la densité médicale est faible sont aussi des régions dans lesquelles le niveau d'activité est élevé. Au total, comme pour la variable de revenu, l'impact de cette variable de densité de médecins généralistes sur la probabilité de choix d'une région permettra de déterminer dans quelle mesure les médecins accordent plus d'importance à leur niveau de revenu ou à leur qualité de vie lorsqu'ils choisissent de s'installer dans une région.

Les deux modèles comportent également des effets fixes régionaux. Ces constantes captent l'influence des caractéristiques inobservées (ou non) mais constantes dans le temps de chaque région (région de thèse ou région d'installation) et reflètent donc leur attractivité, toutes choses égales par ailleurs¹².

¹² Pour des raisons d'identification, une de ces constantes sert de région de référence et son coefficient est nul. Nous choisissons comme référence la Picardie dans le cadre du modèle 1 : la probabilité non conditionnelle de quitter cette région à l'issue de la thèse correspond à la probabilité observée en moyenne dans l'échantillon. Nous choisissons la Basse Normandie dans le cadre du modèle 2 : la probabilité non conditionnelle de choisir cette région correspond à la probabilité moyenne observée dans l'échantillon. Comme les différents effets fixes

Dans les modèles 1 et 2, toutes les variables définies au niveau régional ne peuvent être estimées simultanément avec les effets fixes régionaux que si elles ont suffisamment de variance temporelle. Ce n'est pas le cas étant donnée la structure de nos données. Ce point est expliqué en détail dans l'encadré 4.

De ce fait, nous proposons, pour chacun des deux modèles, deux variantes qui diffèrent par la liste des variables explicatives introduites :

- i) La première inclut les variables spécifiques au médecin ainsi que les effets fixes régionaux et les quelques variables explicatives définies au niveau régional qui ont suffisamment de variance temporelle
- ii) La seconde inclut les variables spécifiques au médecin. Elle n'inclut pas les effets fixes régionaux, mais inclut l'ensemble des variables explicatives définies au niveau régional.

Dans la première spécification, on se concentre particulièrement sur la valeur des effets fixes régionaux. Ces derniers permettent de **quantifier l'ampleur des différences** dans l'attractivité des différentes régions françaises.

Dans la deuxième spécification, nous cherchons à **expliquer ces différences** : les effets fixes régionaux synthétisent l'information contenue dans les variables explicatives définies au niveau régional.

Encadré 2 : Enrichissement de la base : les variables explicatives potentielles des comportements individuels

Pour comprendre les comportements individuels de localisation des médecins, il est essentiel de disposer de deux types de variables : i) des variables définies au niveau *individuel* (le médecin), qui permettent d'étudier l'influence des caractéristiques individuelles des médecins (âge, sexe par exemple) sur le choix d'une région plutôt qu'une autre ; ii) des variables définies à un niveau plus *agrégé* (la région), afin de mettre en évidence quelles caractéristiques régionales (situation économique ou démographique, qualité de la vie) influencent le plus le choix des médecins pour une région. Le panel initial fournit des informations individuelles sur les caractéristiques des omnipraticiens. En revanche, il ne contient aucune information sur les caractéristiques de la région dans laquelle les médecins s'installent ou ont effectué leurs études. Plusieurs autres sources de données ont donc été mobilisées afin d'intégrer au panel initial des variables caractérisant la situation démographique, économique et environnementale de chacune des régions françaises. Nous pouvons les classer en trois catégories :

i) Les variables régionales relatives aux caractéristiques de la médecine ambulatoire :

L'activité moyenne (nombre moyen de consultations, visites, actes de radiologie et de chirurgie), la décomposition de cette activité (part moyenne de chacun de ces actes dans l'activité totale), le nombre moyen de patients et les honoraires moyens des médecins de chaque région sont obtenus à partir d'un second panel de médecins généralistes. A la différence de notre panel exhaustif de généralistes débutants, ce panel, également fourni par la CNAMTS, est un tirage au 10^{ème} de l'ensemble des médecins généralistes en activité sur la période 1979-2004. Il ne comporte donc pas uniquement les médecins débutants. En

régionaux sont interprétés par rapport à la région de référence, les résultats ne sont évidemment pas influencés par le choix de la catégorie de référence.

sélectionnant les médecins de plus de 6 années d'ancienneté¹³ exerçant entre 1997 et 2002, nous obtenons alors l'activité et les honoraires moyens annuels des médecins installés dans chaque région.

Les charges (location de matériel, loyer, cotisations sociales, etc.) et les revenus moyens des médecins (c'est-à-dire les honoraires nets de l'ensemble des charges professionnelles) sont essentiels pour juger de l'attractivité d'une région mais ils ne sont pas présents dans ce panel. Ils sont en revanche disponibles, pour chaque année entre 1997 et 2002 et chaque région, dans les déclarations des bénéficiaires non commerciaux (BNC), répertoriées dans les statistiques fiscales de la Direction Générale des Impôts.

Enfin, la densité moyenne de médecins généralistes, la densité moyenne de médecins spécialistes et la densité moyenne de médecins généralistes partis à la retraite en $t-1$, par année et région ainsi que taux d'équipement en structures d'hébergement (nombre de lits pour 1000 personnes de 75 ans et plus) sont disponibles dans la base de données Eco-santé (chiffres DREES).

ii) Les variables relatives aux caractéristiques socio-démographiques et économiques de la région

Pour approximer l'état de santé de la population, on utilise la part des habitants de plus de 75 ans (source : Eco-Santé, chiffres INSEE) ainsi que la part des patients ayant une affection longue durée (source : Eco-Santé, chiffres DREES) par année (1997-2002) et région. Pour donner une indication du développement économique de la région, on utilise le revenu moyen des habitants de la région et le taux de chômage (source : Eco-Santé, chiffres INSEE), également par année et région.

iii) Les « aménités » ou variables hédoniques

Plusieurs variables susceptibles de capturer l'impact des « aménités » (c'est-à-dire l'agrément apporté par le climat, la qualité de vie, les équipements) de chaque région sont envisagées : le nombre d'heures de soleil (année 2000 ; source : Météo France), le prix du m² des appartements (années 1997-2002, source : IFEN, Institut Français de l'Environnement. Ministère de l'écologie, de l'énergie, du développement durable et de la mer), le taux d'occupation des hôtels (recensement 1999, source : Statistiques locales de l'INSEE), une indicatrice qui vaut 1 si la région comporte des communes littorales (recensement 1999, source : IFEN, Institut Français de l'Environnement. Ministère de l'écologie, de l'énergie, du développement durable et de la mer), la part de la population vivant dans des communes rurales (recensement 1999, source : Statistiques locales de l'INSEE) et le nombre de rotary clubs (année 2009, source : site du Rotary Club).

Ces variables ont toutes été créées à deux niveaux : la région d'installation du médecin et sa région de thèse. En effet, elles sont utilisées pour l'explication de deux modèles : la probabilité de changer de région entre la thèse et l'installation en libéral et le choix de la région d'exercice.

¹³ Nous supposons qu'il s'agit du nombre d'années nécessaires à la constitution de la clientèle d'un médecin.

Encadré 3 : Estimation d'un modèle de choix d'installation

Cadre d'analyse : les modèles de choix discrets

Nous étudions les choix de localisation des médecins généralistes, c'est-à-dire le choix de leur *région* d'exercice. Nous utilisons pour cela des méthodes économétriques de choix discrets (Ben Akiva et Lerman, 1985), basées sur l'axiomatique de la maximisation de l'Utilité. Nous supposons que l'utilité U_{ij} d'un médecin i ($i=1, \dots, N$) à s'installer dans la région j ($j=1, \dots, J$) dépend d'attributs spécifiques à l'individu (notés Z_i), d'attributs spécifiques à la région (ou alternative) (notés X_j) et d'une composante inobservable (ε_{ij}). On a :

$$U_{ij} = X_j' \beta + Z_i' \gamma_j + \varepsilon_{ij} \quad (i=1, \dots, N; j=1, \dots, J) \quad (1)$$

Le médecin i choisit de s'installer dans la région j si l'utilité qu'il retire à s'installer dans cette région est supérieure à celle qu'il retirerait à s'installer dans toutes les autres régions, soit :

$$U_{ij} \geq U_{ik}, \forall k \neq j.$$

Ainsi, pour chaque médecin i ($i=1, \dots, N$), on observe les J variables binaires y_{ij} , correspondant aux J alternatives (ou régions) qui s'offrent à lui, et définies ainsi :

$$\begin{cases} y_{ij} = 1 \text{ si } U_{ij} \geq U_{ik}, \forall k \neq j \\ y_{ij} = 0 \text{ sinon} \end{cases}$$

Si l'on suppose que les perturbations suivent une loi normale multivariée, on se situe dans le cadre du modèle probit multinomial ; si l'on suppose que les ε_{ij} sont indépendants et identiquement distribués (iid) selon une loi de Gumbel, on se situe dans le cadre du modèle logit conditionnel de Mc Fadden.

Le modèle logit conditionnel

Nous estimons ici un modèle logit conditionnel. Dans ce cadre, les erreurs ε_{ij} de l'équation (1) sont iid et suivent une loi de Gumbel. En outre, elles sont supposées indépendantes des caractéristiques X_j et des caractéristiques individuelles Z_i .

Dans ce cadre, on obtient une expression explicite de la probabilité de choix de chacune des J régions. La probabilité, pour un individu i , de choisir la région j est notée :

$$\Pr(y_{ij} = 1) = p_{ij} = \frac{\exp(X_j' \beta + Z_i' \gamma_j)}{\sum_{j=1}^J \exp(X_j' \beta + Z_i' \gamma_j)}, i=1 \dots N; j=1, \dots, J \quad (2)$$

→ Le vecteur des $K+1$ variables explicatives X_j ($X_j = (1, X_{(1)j}, X_{(2)j}, \dots, X_{(K)j})$) est constitué de variables spécifiques à la région, ie dont la valeur dépend de la région considérée (par exemple, la densité médicale observée en moyenne dans chaque région). La première composante du vecteur X_j vaut 1 : notre spécification contient donc des constantes spécifiques à chaque région. Ces constantes reflètent l'attractivité de chaque région, car elles incluent l'ensemble des variables inobservées qui influencent le choix d'une région et qui sont stables dans le temps.

→ Le vecteur des M variables explicatives Z_i ($Z_i = (Z_{(1)}, Z_{(2)}, \dots, Z_{(M)})$) inclut des variables spécifiques à l'individu, qui sont donc constantes quelle que soit la région choisie (c'est le cas du sexe par exemple).

Il est important de clarifier la terminologie utilisée dans cet article. En règle générale, le modèle logit multinomial renvoie à un modèle dans lequel les variables explicatives ne dépendent que des individus i alors que le logit conditionnel renvoie à un modèle dans lequel les variables explicatives dépendent uniquement des alternatives j (voir par exemple Greene, 2000). Le modèle que nous estimons est plus souple puisqu'il permet d'introduire les deux types de régresseurs. Il porte parfois le nom de modèle logit mixte (Cameron and Trivedi, 2005) mais s'appelle également, plus simplement, logit conditionnel. Plus généralement, les modèles logit conditionnels sont donc des modèles dans lesquels tous les régresseurs, ou seulement une partie, sont spécifiques à l'alternative (Cameron and Trivedi, 2005).

Interprétation des coefficients

Dans les modèles logit conditionnels, comme dans tous les modèles logit, seul le signe des coefficients est directement interprétable. Revenons à la formule (2) ci-dessus.

Aux variables spécifiques à la région est associé un vecteur de paramètres à estimer, noté β , constant. Ainsi, $\hat{\beta}_{(1)} > 0$ signifie qu'une augmentation de la variable $X_{(1)}$ dans une région conduit à une augmentation de la probabilité de choix de cette région au détriment des autres.

Aux variables spécifiques à l'individu est associé un vecteur de paramètres à estimer noté γ_j , qui dépend de la région. Chacun des coefficient estimé est donc interprété par rapport à une région de référence. A titre d'exemple, un coefficient estimé $\hat{\gamma}_{(1)j} > 0$ signifie qu'une hausse de la variable $Z_{(1)}$ conduit à une augmentation de la probabilité de choisir la région j plutôt que la région de référence.

Calcul des effets marginaux

Les effets marginaux permettent de quantifier l'impact des différentes variables explicatives sur la probabilité de choix d'une région.

Nos variables sont toutes introduites sous forme linéaire ou quadratique. Prenons l'exemple du revenu. Il est introduit sous forme quadratique. Dans le cadre du modèle (1), l'utilité individuelle dépend du revenu (rev) et d'un ensemble d'autres variables (X et Z). On a :

$$U_{ij} = \beta_1 * rev_j + \beta_2 * rev_j^2 + X_j' \beta + Z_i' \gamma_j + \varepsilon_{ij} \quad (i = 1, \dots, N; j = 1, \dots, J)$$

L'effet marginal du revenu mesure l'impact d'une hausse de 1 € de revenus dans la région j sur la probabilité de choisir cette région. Il se calcule de la façon suivante :

$$\frac{\partial p_{ij}}{\partial rev_j} = p_{ij} (1 - p_{ij}) (\beta_1 + 2\beta_2 * rev_j)$$

Puisque le revenu est introduit sous forme quadratique, l'effet marginal dépend de la valeur du revenu de la région j . Il est donc possible de calculer les effets marginaux au point moyen (le revenu moyen de chaque région j) ou à d'autres points de la distribution (1^{er} décile, 9^{ème} décile, etc.).

Considérations économétriques

Indépendance entre les perturbations

L'adoption d'un modèle logit conditionnel suppose l'indépendance entre les perturbations ε_{ij} et $\varepsilon_{ij'}$ pour deux régions j et j' . Cela revient à faire l'hypothèse que les caractéristiques inobservables qui expliquent le choix de la région j par les individus ne sont pas corrélées aux caractéristiques inobservables qui expliquent le choix de la région j' . Cette hypothèse est relativement improbable, notamment si on considère deux régions proches géographiquement. A titre d'exemple, les inobservables qui expliquent le choix de s'installer en région PACA (forte valorisation du climat par exemple) sont probablement corrélées, pour partie, à celles qui expliquent le choix de s'installer en Languedoc-Roussillon.

Autoriser une corrélation spatiale entre les perturbations ε_{ij} et $\varepsilon_{ij'}$ pour deux régions j et j' , comme le font Bolduc, Fortin et Fournier (1996), permettrait d'améliorer la modélisation. Estimer un modèle probit multinomial, qui n'impose pas de structure particulière pour la corrélation entre les perturbations, serait un autre moyen d'améliorer notre modélisation. Toutefois, ces modèles sont rarement utilisés en pratique et notamment car l'estimation est très lourde lorsque le nombre d'alternatives est élevé. Notre modèle comporte 22 alternatives différentes. A titre d'exemple, Thomas (2000) indique que le modèle probit multinomial est bien adapté lorsque le nombre de modalités ne dépasse pas 4.

Endogénéité des variables explicatives

Le modèle contient des variables explicatives potentiellement endogènes. Les premières sont les variables de densité (de médecins généralistes et de médecins spécialistes). En effet, on peut penser que les facteurs inobservés qui conduisent un médecin à choisir une région sont probablement les mêmes que les facteurs inobservés qui ont conduit les médecins installés quelques années auparavant à choisir cette même région. C'est notamment le cas si la préférence pour le loisir ou le goût pour un environnement ensoleillé font partie de ces facteurs inobservés. La seconde variable potentiellement endogène est la variable indicatrice qui vaut 1 si la région d'installation correspond à la région dans laquelle le médecin a fait sa thèse. Les facteurs inobservés qui conduisent le médecin i à s'installer dans la région j sont les mêmes que les facteurs qui l'ont conduit à changer de région après sa thèse (sa préférence pour l'exercice dans des régions ensoleillées peut par exemple le conduire à quitter la région du Nord, dans laquelle il a fait ses études, pour s'installer dans le sud).

Dans les modèles logit binaires, il est facile de tester l'endogénéité des variables explicatives et si besoin, de la corriger, en utilisant la procédure décrite par Rivers et Vuong (1988). Mais la potentielle endogénéité de ces variables est complexe à résoudre dans le cadre du modèle logit conditionnel. Bolduc, Fortin et Lemieux (1996) la « résolvent » en n'incluant pas la variable de densité d'omnipraticiens et en incluant la densité de spécialistes à la date $t-1$. En ce qui nous concerne, inclure ces variables définies en $t-1$ ne modifie pas la valeur des coefficients estimés, ni la valeur des coefficients estimés des autres variables. Par ailleurs, nos principaux résultats ne sont pas modifiés lorsqu'on estime un modèle qui ne comporte aucune variable de densité : les variables de revenu et de soleil restent significatives et l'ampleur des coefficients est très proche de l'effet initial.

Etant donné la complexité des procédures de traitement de l'endogénéité des variables explicatives dans le cadre de ces modèles (voir par exemple Bolduc, Lacroix et Muller (1996) ou Sosa-Rubi, Galarraga et Harris (2009)), nous laissons pour l'instant cette question de côté, tout en restant conscients que les coefficients estimés sont potentiellement affectés d'un biais d'endogénéité.

Calcul du taux marginal de substitution (TMS) entre revenus et ensoleillement

Pour calculer le TMS entre revenus et ensoleillement, c'est-à-dire le montant du revenu additionnel nécessaire pour compenser la perte d'une unité d'ensoleillement et maintenir une utilité constante, on se replace dans le cadre du modèle (1). L'utilité individuelle dépend du nombre d'heures d'ensoleillement (so), du revenu (rev) et d'un ensemble d'autres variables (X et Z). On a :

$$U_{ij} = \beta_1 * rev_j + \beta_2 * rev_j^2 + \beta_3 * so_j + \beta_4 * so_j^2 + X_j' \beta + Z_i' \gamma_j + \varepsilon_{ij} \quad (i = 1, \dots, N; j = 1, \dots, J)$$

Mathématiquement, l'arbitrage entre revenu et soleil s'écrit ainsi :

$$dU = \beta_1 * rev + \beta_2 * rev^2 + \beta_3 * so + \beta_4 * so_j = 0$$

Donc le TMS du revenu au soleil est :

$$TMS = \frac{dU/dso}{dU/drev} = \frac{\beta_3 + 2 * \beta_4 * so}{\beta_1 + 2 * \beta_2 * rev}$$

Puisque le soleil et le revenu sont introduits sous forme quadratique dans l'expression de l'utilité, la valeur du TMS dépend du niveau d'ensoleillement et du niveau revenu. Nous calculons un TMS par région et incluons comme valeurs pour le revenu et le nombre d'heures de soleil, les valeurs moyennes observées dans la région.

Simulations : l'effet d'une politique financière incitative sur les comportements de localisation

Nous simulons les effets d'une politique financière d'incitation à la localisation dans les zones sous dotées en médecins sur les comportements de localisation des médecins qui choisissent de changer de région à l'issue de leur thèse.

Pour cela, nous estimons tout d'abord un modèle dans lequel l'effet du revenu sur les choix de localisation des médecins diffère en fonction du type de la région (région à faible densité ($j \in F$), à densité moyenne ($j \in M$) ou à forte densité ($j \in H$)). L'utilité définie dans le cadre du modèle (1) peut se réécrire :

$$U_{ij} = a_F * rev_{j,j \in F} + b_F * rev_{j,j \in F}^2 + a_M * rev_{j,j \in M} + b_M * rev_{j,j \in M}^2 + a_H * rev_{j,j \in H} + b_H * rev_{j,j \in H}^2 + \beta_2 * rev_j^2 + X_j' \beta + Z_i' \gamma_j + \varepsilon_{ij} \quad (i = 1, \dots, N; j = 1, \dots, J)$$

Nous calculons pour chaque individu i sa probabilité p_{ij} de s'installer dans la région j , telle qu'elle est décrite par la formule (2).

La simulation consiste à attribuer 5000€ ou 10 000€ de revenu supplémentaire aux médecins qui choisissent d'exercer dans les régions dans lesquelles la densité médicale est faible (i.e. pour $j \in F$). Nous recalculons alors, après ajout d'une prime à l'installation, la nouvelle probabilité pour chaque individu i de s'installer dans la région j .

Nous obtenons alors la répartition simulée des médecins après prime à l'installation de 5000€ et après prime à l'installation de 10 000€, que nous pouvons comparer à la répartition effective des médecins.

Encadré 4 : Synthétiser l'information contenue dans les effets fixes régionaux

Les effets fixes régionaux et les variables définies au niveau régional ne peuvent être estimés simultanément que si les variables régionales varient à la fois entre les régions et dans le temps. Dans le cas contraire, il y aurait colinéarité entre les constantes régionales et les variables explicatives. Seule la variation dans le temps des variables définies au niveau régional permet d'identifier leur impact sur le choix d'une région.

Certaines variables sont, par construction, constantes dans la dimension temporelle¹⁴. C'est le cas du nombre d'heures de soleil, du nombre de rotary clubs, etc. Ces variables ne peuvent donc pas être estimées simultanément avec les constantes régionales.

Les autres ne sont pas constantes. Pour elles, nous effectuons la décomposition de la variance suivante. Notons X_{jt} une variable explicative relative à la région j à la date t . On a :

$$Var(X_{jt}) = Var(X_{j.}) + Var(X_{jt} - X_{j.})$$

où $Var(X_{jt})$ est la variance totale de la variable à l'année t . $Var(X_{j.})$ est la variance inter-régions (ou variance « between ») qui est due aux écarts de niveaux moyens entre les régions. $Var(X_{jt} - X_{j.})$ est la variance intra-régions (ou variance « within ») qui est due aux fluctuations autour du niveau moyen.

Il apparaît que pour la plupart de ces variables, la part de la variance between dans la variance totale est prépondérante (tableau B) : 98% pour la densité de médecins généralistes, 93% pour la part des habitants de plus de 75 ans. Seules quelques variables ont une variabilité temporelle plus importante : c'est le cas du revenu moyen des médecins ou du revenu des habitants.

En conclusion, il est impossible, compte tenu de la structure de nos données, d'inclure simultanément dans les modèles estimés les constantes régionales et les variables définies au niveau régional. De ce fait, pour chacun de nos deux modèles, nous proposons deux variantes qui diffèrent par la liste des variables explicatives introduites :

- i) la première inclut les effets fixes régionaux et les quelques variables explicatives définies au niveau régional qui ont suffisamment de variance temporelle (revenu des médecins, revenus des habitants, prix du m² des appartements, taux de chômage, densité de départs à la retraite)
- ii) la seconde n'inclut plus les effets fixes régionaux mais inclut l'ensemble des variables explicatives définies au niveau régional.

¹⁴ En réalité, ces variables ne sont pas constantes, mais elles varient très peu d'une année sur l'autre. De ce fait, et notamment en raison de la lourdeur de la collecte des données, nous n'avons récolté ces données que pour une seule année.

Tableau B : Pourcentage de la variance between dans la variance totale de chacune des variables explicatives définies au niveau régional

	Part de la variance Between
<i>Variables ayant une variance temporelle</i>	
Densité de médecins généralistes	98%
Densité de médecins spécialistes	98%
Densité de départs en retraite	64%
Revenus moyens des médecins	74%
Revenu moyen des habitants	81%
Part des habitants de plus de 75 ans	93%
Taux de chômage des habitants	74%
Taux d'équipement (structures d'hébergement/1000 pers.75 ans et +)	91%
Prix du m ² des appartements	86%
<i>Variables constantes dans la dimension temporelle</i>	
Nombre de rotary clubs (en 2009)	100%
Nombre d'heures de soleil (en 2000)	100%
Part de la population dans des communes rurales (recensement 1999)	100%
Part de communes littorales (recensement 1999)	100%
Nombre de nuitées dans les hôtels (en 2008)	100%

Pour savoir dans quelle mesure les effets régionaux peuvent être expliqués par les différentes variables explicatives régionales, nous calculons ensuite la corrélation entre les prédictions linéaires obtenues à partir de ces deux variantes¹⁵. Dans le cadre du modèle 1, la corrélation entre les deux prédictions est de 0,91 ; elle est de 0,93 dans le cadre du modèle 2. Ces fortes corrélations confirment notre idée : les effets fixes régionaux synthétisent bien l'information contenue dans l'ensemble des variables explicatives définies au niveau régional.

Un autre constat permet de conforter ces résultats : les coefficients estimés des variables ayant suffisamment de variance temporelle varient très peu, quelque soit la spécification considérée, avec ou sans effets fixes régionaux.

Changer de région entre la thèse et l'installation en libéral : une décision très liée à la région de thèse

Notre premier modèle consiste à estimer la probabilité, pour un médecin, de quitter sa région de formation à l'issue de sa thèse. Les résultats de l'estimation sont présentés sur le graphique 4 et dans le tableau 2.

Nous l'avons vu, 75% des médecins s'installent dans la région de leur thèse. Ce premier résultat montre que des politiques ciblées sur les étudiants en médecine sont probablement efficaces pour influencer ensuite la localisation géographique des médecins. Toutefois, il existe de fortes hétérogénéités entre les régions, comme le montre le graphique 4.

Les régions en blanc sont les régions dans lesquelles la probabilité de quitter sa région de formation pour s'installer dans une autre région est significativement plus faible que dans la région de référence (Picardie) ; en revanche, la probabilité de quitter les régions les plus foncées à l'issue de sa thèse pour s'installer dans une autre région est significativement supérieure à la probabilité observée en Picardie.

¹⁵ Les prédictions sont en réalité calculées à partir de deux régressions supplémentaires (non présentées dans l'article) dans lesquelles les variables individuelles (âge à l'installation, sexe) sont exclues. De cette manière, la valeur des corrélations n'est pas affectée par l'influence des variables individuelles.

Les médecins ayant fait leurs études en Ile de France ou dans le Limousin ont une probabilité beaucoup plus élevée de quitter leur région de thèse pour s'installer dans une autre région. En revanche, la probabilité de quitter sa région de thèse, pour un médecin qui a étudié dans toutes les régions du sud et de l'ouest de la France est très faible. Autrement dit, il existe de fortes disparités géographiques dans l'attractivité des régions. Les régions du sud et de l'ouest de la France semblent plus attractives que les autres.

Les régions attractives pour les médecins ne sont pas les mêmes que celles qu'on observe pour les futurs cadres issus de filières scientifiques de l'enseignement supérieur. Ainsi, les futurs cadres sont moins nombreux à quitter l'Ile de France (seulement 17% la quittent pour s'installer dans une autre région ; c'est le cas de plus de 55% des médecins), l'Alsace, la Lorraine ou la Picardie. Ils sont en revanche nombreux à quitter le Languedoc-Roussillon, la région pays de la Loire ou l'Aquitaine, alors que ces régions sont, elles, très attractives pour les médecins (Cereq, 2003). Nous ne cherchons pas ici à expliquer ces différences : les jeunes cadres recherchent probablement à s'installer avant tout dans des régions où le marché du travail est actif, centré sur les emplois les plus qualifiés et où ils peuvent espérer des revenus plus élevés, compte tenu de leurs qualifications. Mais comment expliquer ces différences d'attractivité pour les médecins ? L'estimation du modèle sans les effets fixes régionaux, mais avec les différentes variables relatives à la région de thèse, permet de répondre à cette question.

Avoir fait sa thèse dans une région peu ensoleillée augmente la probabilité pour un médecin de quitter sa région de thèse pour s'installer dans une autre région de 0,37 points. Les médecins préfèrent donc rester dans des régions ensoleillées : avoir fait sa thèse dans une région très ensoleillée diminue de 0,46 point la probabilité de changer de région à l'issue de sa thèse. La probabilité de quitter sa région de thèse diminue également de 0,38 points lorsque celle-ci est proche du littoral.

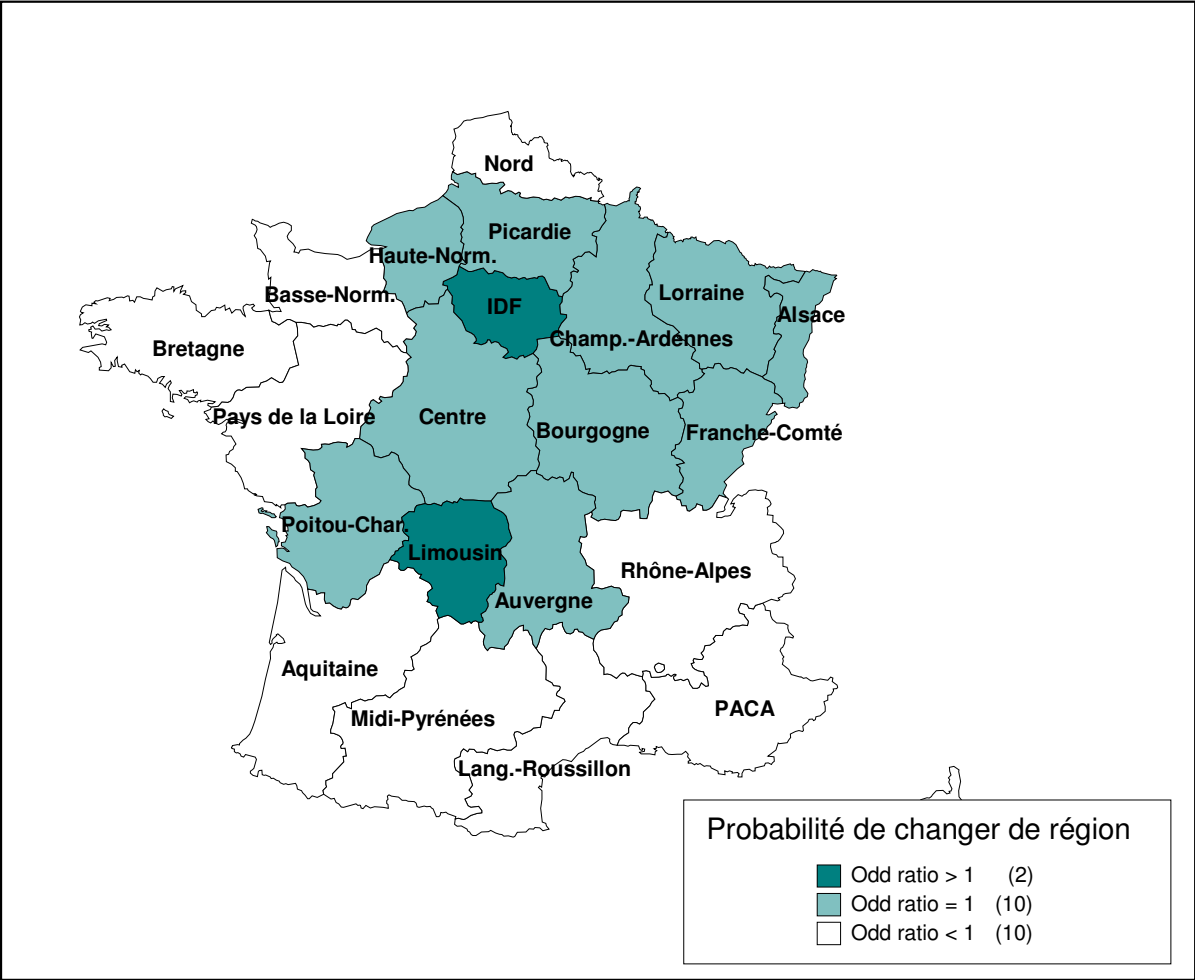
Les médecins sont sensibles au degré de compétition qui prévaut dans leur région de thèse : la probabilité de quitter sa région de thèse augmente de 0,49 points quand le médecin a fait ses études dans une région dans laquelle la densité de médecins spécialistes est élevée ; elle diminue de 0,15 points lorsque la densité de médecins généralistes est faible.

Notons par ailleurs que les dummies temporelles ne sont jamais significatives : la probabilité que les médecins quittent leur région de thèse pour s'installer dans une autre région est constante sur la période 1997-2002.

Par ailleurs, le sexe n'a aucune influence significative sur la probabilité de changer de région : les femmes sont aussi mobiles que les hommes à l'issue de leur thèse.

Enfin, on observe que les médecins qui ont obtenu leur thèse à un âge relativement jeune (avant 30 ans) ont une probabilité supérieure de 0,35 de changer de région à la fin de leurs études, probablement car ils ont moins de contraintes familiales que les étudiants plus âgés. En outre, les médecins qui s'installent tardivement (après 39 ans) ont 2 fois plus de chance de changer de région avant de s'installer. Ces médecins sont généralement des médecins qui ont effectué plusieurs années de remplacements avant de s'installer, et probablement dans des régions autres que celles de leur thèse.

Graphique 4: Estimation du modèle 1 : Le changement de région à l'issue de la thèse - valeur des odd-ratios associés aux effets spécifiques régionaux.



Note : La Corse ne figure pas sur ce graphique car il n'existe pas d'université de médecine en Corse.

Tableau 2 : Estimation du modèle 1 : le changement de région à l'issue de la thèse. Valeur des odd-ratios

	Modèle (1-a)	Modèle (1-b)
Variabiles caractéristiques du médecin		
Sexe (ref : homme)	0.969 (0.055)	0.978 (0.055)
PhD < 30 ans (ref : 30-32 ans)	1.348 *** (0.089)	1.356 *** (0.089)
PhD > 33 ans (ref : 30-32 ans)	0.695 *** (0.053)	0.702 *** (0.053)
Installation < 32 ans (ref : 32-38 ans)	0.520 *** (0.039)	0.522 *** (0.039)
Installation > 39 ans (ref : 32-38 ans)	2.132 *** (0.147)	2.119 *** (0.145)
Année 1998	0.891 (0.097)	0.882 (0.088)
Année 1999	0.911 (0.096)	0.931 (0.094)
Année 2000	0.857 (0.102)	0.892 (0.102)
Année 2001	0.781 (0.102)	0.857 (0.108)
Année 2002	0.704 (0.112)	0.786 (0.114)
Variabiles caractéristiques de la région de thèse		
Dummies régionales	La valeur des odd ratios est présentée sur le graphique 4	-
Revenus Med Génér. < Q1 (=51 700€) (ref : Q1-Q3)	1.153 (0.124)	1.125 (0.095)
Revenus Med Génér. > Q3 (=60 624€) (ref : Q1-Q3)	1.305 ** (0.173)	1.392 *** (0.146)
Revenus habitants < Q1 (=12 492€) (ref : Q1-Q3)	0.925 (0.100)	1.102 (0.097)
Revenus habitants > Q3 (=13 960€) (ref : Q1-Q3)	1.536 *** (0.191)	1.293 *** (0.126)
Taux de chômage > Q3 (=11.6%) (ref : < Q3)	1.118 (0.158)	0.872 (0.100)
Prix du m ² des appart <Q1 (= 1732 €) (ref : Q1-Q3)	0.881 (0.140)	1.084 (0.113)
Prix du m ² des appart >Q3 (= 1919€) (ref : Q1-Q3)	1.228 ** (0.126)	1.144 (0.098)
Densité de Med Génér. < Q1 (=94) (ref : Q1-Q3)	-	0.853 * (0.078)
Densité de Med Génér. >Q3 (=108) (ref : Q1-Q3)	-	1.089 (0.193)
Densité de Med Spéc. < Q1 (=66) (ref : Q1-Q3)	-	0.928 (0.150)
Densité de Med Spéc. >Q3 (=94) (ref : Q1-Q3)	-	1.488 *** (0.191)
Part + 75 ans > Q3 (=14,2%) (ref : < Q3)	-	1.124 (0.134)
Part hab. comm. rurales > Q3 (=30%) (ref : < Q3)	-	1.242 ** (0.120)
Indicatrice Littoral (ref : aucune commune littorale)	-	0.621 *** (0.057)
Nbre d'heures de soleil < Q1 (=1651) (ref : Q1-Q3)	-	1.371 ** (0.198)
Nbre d'heures de soleil > Q3 (=1893) (ref : Q1-Q3)	-	0.540 *** (0.062)

Pseudo R ²	0.088	0.081
Log vraisemblance	- 3 987	- 4 017
% de prédictions correctes	74%	75%

Notes de lecture :

- (1) *** signifie que le coefficient est significatif au seuil de 1% ; ** signifie que le coefficient est significatif au seuil de 5% ; * signifie que le coefficient est significatif au seuil de 10%.
- (2) les écarts types figurent entre parenthèses sous les odd ratios

Expliquer les choix de localisation des médecins

Nous estimons maintenant le choix de la région d'exercice (modèle 2). Nous souhaitons intégrer, dans l'explication du choix de la région, les résultats du modèle 1, c'est-à-dire les comportements d'une forte proportion de médecins qui choisit de s'installer dans la région de sa thèse. Pour ces médecins, il n'y a pas de réel « choix de région ». Pour cela, nous ajoutons à la liste des variables explicatives une indicatrice de « sédentarité » : il s'agit d'une variable qui vaut 1 si le médecin décide de s'installer dans la région dans laquelle il a fait sa thèse et 0 sinon.

Nous estimons deux types modèles. Le premier modèle (modèle 2) n'inclut pas cette indicatrice de sédentarité. Les résultats sont présentés dans le tableau 3 (colonnes 1 et 2) et sur le graphique 5. Dans ce cas, on considère les comportements de localisation de l'ensemble des médecins, qu'ils aient ou non changé de région entre leur thèse et leur installation en libéral. Le second modèle (modèle 2') inclut l'indicatrice de sédentarité. Les résultats sont présentés dans le tableau 3 (colonnes 3 et 4) et sur le graphique 6. Notre analyse toutes choses égales par ailleurs tient donc compte de la probabilité, pour un médecin, de changer de région entre sa thèse et son installation. Plus précisément, puisque cette variable vaut 0 lorsque le médecin quitte sa région de thèse pour s'installer dans une autre région, les coefficients estimés des autres variables explicatives peuvent s'interpréter comme l'impact des différentes variables explicatives sur les choix de localisation des médecins *qui choisissent de changer de région entre la thèse et l'installation en libéral*. En effet, le comportement des médecins sédentaires est entièrement résumé dans la variable indicatrice. Le pouvoir explicatif additionnel des variables relatives à la région est quasi nul.

Notons que notre modèle n'inclut pas d'indicatrices temporelles, qui permettraient notamment de tester si les comportements d'installation des médecins se sont significativement modifiés sur la période 1997-2002. Toutefois, cela impliquerait d'estimer 105 coefficients supplémentaires (5 dummies temporelles pour chacune des 21 régions), ce qui rend le modèle non estimable. Nos spécifications font de ce fait l'hypothèse que l'attractivité des différentes régions est constante au cours du temps. Ceci ne constitue probablement pas une hypothèse trop forte, étant donnée la faible plage temporelle que nous considérons. Par ailleurs, l'estimation du modèle 1 a montré que la probabilité de changer de région après la thèse était, elle, constante dans le temps.

Une très forte influence de la région dans laquelle les médecins ont fait leur thèse

En magnitude, le coefficient estimé de l'indicatrice de sédentarité est très élevé par rapport aux autres coefficients du modèle : entre 15 et 17 selon la version du modèle envisagée, avec ou sans effets fixes régionaux (colonnes 3 et 4 du tableau 3). Ce coefficient positif indique que s'installer dans la région de sa thèse a un effet positif sur l'utilité du médecin. Cette indicatrice de sédentarité capture l'impact de variables inobservables qui influencent, pour un

médecin, sa décision de changer de région à l'issue de sa thèse. En particulier, si on reprend l'interprétation donnée par Davies, Greenwood et Li (2001) qui expliquent les décisions de migrations des individus entre les différents états des Etats-Unis, cette variable résume l'ensemble des coûts que représente le changement de région : les coûts psychologiques (le fait de quitter sa région d'origine, ses habitudes, probablement sa famille) et les coûts financiers. Autrement dit, dans notre cas, les coûts associés à un déménagement à l'issue de la thèse sont énormes pour un médecin, et expliquent qu'une grande majorité de médecins choisisse de rester dans sa région de thèse.

Où vont les médecins qui choisissent de quitter leur région de thèse ? Quelles variables influencent le plus le choix de leur localisation ?

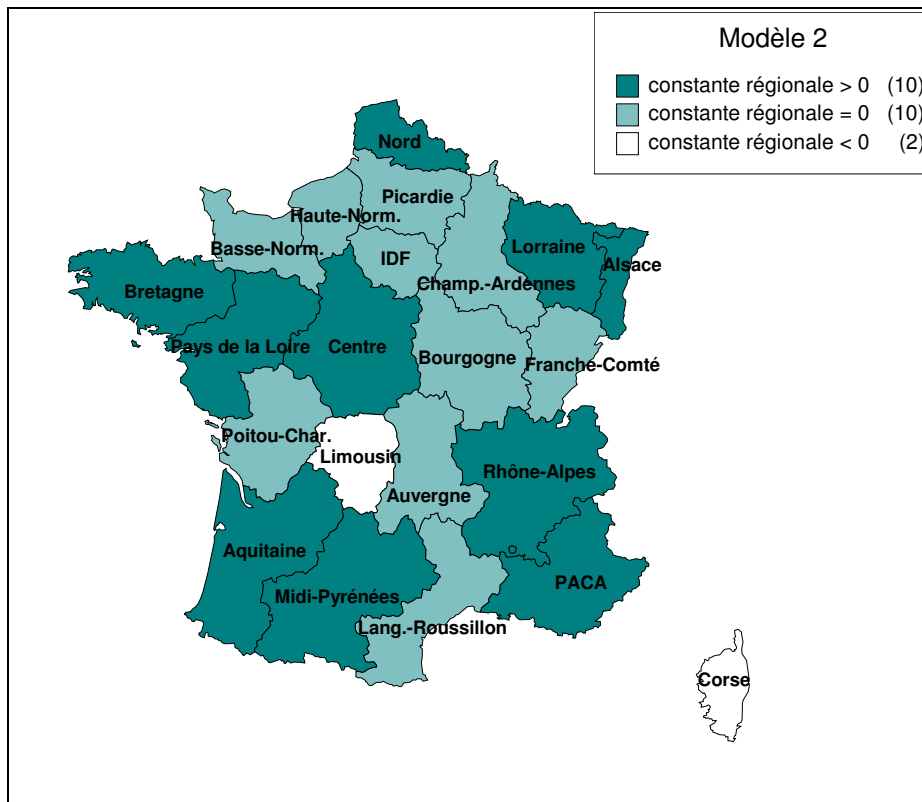
Des différences marquées dans le degré d'attractivité des différentes régions françaises

Les graphiques 5 et 6 représentent les effets fixes régionaux estimés, c'est-à-dire l'attractivité des différentes régions françaises. Le graphique 6, qui présente les effets fixes estimés en tenant compte de l'indicatrice de sédentarité, met en évidence l'attractivité des régions pour les seuls médecins qui changent de région à l'issue de leur thèse, c'est-à-dire pour les médecins qui effectuent véritablement un choix de localisation au moment de leur installation. Les écarts régionaux sont beaucoup plus marqués que sur le graphique 5 : on observe une nette séparation entre les régions du sud et de l'ouest de la France très attractives pour les médecins qui changent de région à l'issue de leur thèse (i.e. les médecins qui ont fait leurs études en Ile de France ou dans le Limousin, mais aussi dans les régions du centre de la France – régions mises en évidence sur le graphique 4) et les régions du Nord un peu moins attractives.

Un point est crucial dans cette analyse si nous nous intéressons aux comportements de localisation des médecins qui changent de région après leur thèse. Le graphique 4 montre que certaines régions sont plus exportatrices que d'autres : les étudiants formés en Ile de France changent plus souvent de région après leur thèse. On pourrait imaginer que ces étudiants sont originaires d'une autre région française et ont fait le choix d'étudier en région parisienne, car le nombre de postes ouverts en médecine est plus élevé qu'en province. Une fois formés, ces étudiants repartiraient dans leur région d'origine. Dès lors, le changement de région à l'issue de la thèse ne serait pas la traduction du choix d'exercer dans une autre région que celle de la thèse mais simplement la manifestation d'un retour vers sa région d'origine. Nous ne connaissons pas l'origine géographique (lieu de naissance ou lieu d'obtention du baccalauréat) des médecins, données qui permettraient de répondre à cette critique. Néanmoins, les données agrégées du ministère de l'éducation nationale sur l'origine géographique des étudiants en médecine de chaque région, fournissent des éléments d'information sur cette question¹⁶. Ainsi, on observe que 75% des étudiants en médecine en Ile de France viennent de cette région. Parmi les 25% venant de province, 1/4 vient des régions voisines (académies d'Amiens, Reims, Rouen ou Tours); les 3/4 restant viennent uniformément de l'ensemble des autres régions françaises. Il n'y a donc pas sur-représentation des étudiants originaires du sud de la France (régions d'installation les plus prisées par les médecins qui choisissent de quitter leur région de thèse) dans les étudiants d'Ile de France. C'est également le cas pour le Limousin.

¹⁶ Ces données sont disponibles, pour chaque année de 1997 à 2002, dans la base documentaire du service de documentation statistique de la Direction de l'Evaluation, de la Prospective et de la performance (DEPP), Ministère de l'Education Nationale et Ministère de l'Enseignement supérieur et de la Recherche (<http://www.infocentre.education.fr/acadoc/>).

Graphique 5 : Estimation du modèle 2 : le choix de la région d'installation – valeur des effets spécifiques régionaux (estimations sans l'indicateur de sédentarité)



Graphique 6 : Estimation du modèle 2' : le choix de la région d'installation – valeur des effets spécifiques régionaux (estimations avec l'indicateur de sédentarité)

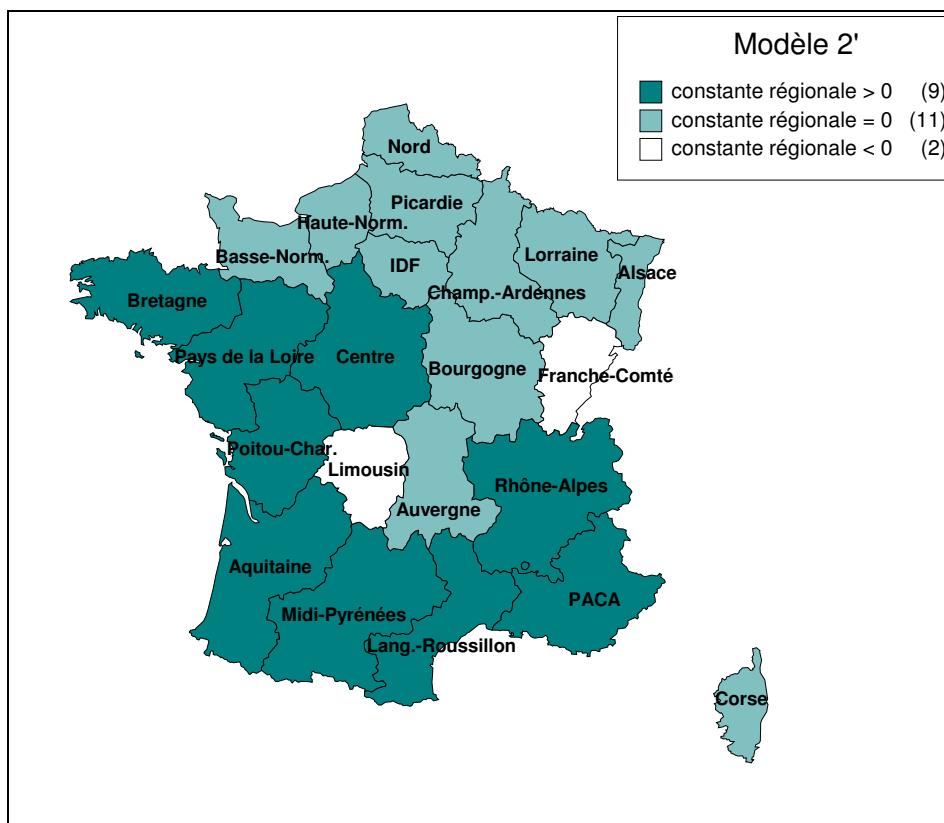


Tableau 3 : Estimation du modèle 2 : le choix de la région d'installation – valeur des coefficients estimés

	Modèle 2 : sans l'indicatrice de sédentarité		Modèle 2' : avec l'indicatrice de sédentarité	
	Modèle 2-a	Modèle 2-b	Modèle 2'-a	Modèle 2'-b
Effets fixes régionaux	Cf. graphique 5	-	Cf. graphique 6	-
Indicatrice de sédentarité	-	-	17.5 *** (0.109)	15.6 *** (0.107)
Revenu des généralistes (/ 1000)	0,073 ** (0,029)	0,070 ** (0,028)	0,128 ** (0,052)	0,121 ** (0,049)
Revenu des généralistes au carré (/ 1000)	-0,0006 ** (0,0002)	-0,0006 *** (0,0002)	-0,00099 ** (0,00046)	-0,00085 ** (0,00044)
Densité de médecins généralistes partant à la retraite	-0,116 (0,071)	-0,033 (0,069)	-0,311 ** (0,125)	-0,338 *** (0,125)
Densité des médecins généralistes partant à la retraite au carré	0,026 ** (0,013)	0,010 (0,013)	0,039 * (0,024)	0,033 (0,024)
Taux de chômage	0,083 ** (0,039)	-0,048 ** (0,023)	-0,045 (0,081)	-0,044 (0,045)
Prix du m² des appartements	0,0004 ** (0,0002)	-0,00013 (0,00015)	0,00025 (0,00033)	-0,00013 (0,00028)
Revenu des habitants	-0,000004 (0,00005)	-0,00015 (0,00004)	-0,00006 (0,00009)	-0,000157 ** (0,00007)
Nombre d'heures de soleil (/ 1000)	-	-0,531 (0,513)	-	2,483 *** (1,047)
Nombre d'heures de soleil au carré (/ 1000)	-	0,073 (0,080)	-	-0,339 *** (0,156)
Nombre de Rotary clubs	-	0,024 *** (0,002)	-	0,022 *** (0,005)
Densité de médecins généralistes	-	-0,153 ** (0,067)	-	-0,330 *** (0,117)
Densité de médecins généralistes au carré	-	0,0008 ** (0,0003)	-	0,0013 *** (0,0006)
Densité de médecins spécialistes	-	0,060 *** (0,014)	-	0,131 *** (0,027)
Densité de médecins spécialistes au carré	-	-0,0003 *** (0,00007)	-	-0,0006 *** (0,00013)
Taux d'équipement	-	0,0045 ** (0,0017)	-	-0,00003 (0,0033)
Part des plus de 75 ans	-	-0,228 *** (0,017)	-	0,180 * (0,098)
Région avec un littoral	-	0,268 *** (0,091)	-	0,705 *** (0,176)
Part Population en Commune Rurale	-	0,0055 (0,006)	-	0,0039 (0,013)
Taux occupation hôtels	-	-0,023 (0,017)	-	0,004 (0,034)
Observations	7 925	7 925	2 178	2 178

(1) *** signifie que le coefficient est significatif au seuil de 1% ; ** signifie que le coefficient est significatif au seuil de 5% ; * signifie que le coefficient est significatif au seuil de 10% ;

(2) les effets des variables spécifiques au médecin (sexe et âge à l'installation, soit 66 coefficients) ne sont pas reportés dans ce tableau par souci de lisibilité.

(3) les écarts types figurent entre parenthèses sous les coefficients estimés

Le revenu espéré dans une région influence les décisions des médecins qui choisissent de changer de région

L'effet du revenu est introduit sous forme quadratique. Nous autorisons ainsi le revenu à avoir un effet non linéaire sur le choix d'une région. Quelle que soit la régression considérée, les signes des coefficients montrent que l'effet du revenu est croissant à taux décroissant : la probabilité qu'un médecin choisisse une région augmente quand le revenu augmente, mais de moins en moins vite. Afin de comprendre la signification de cet effet du revenu, nous avons calculé les effets marginaux du revenu (tableau 4). La méthodologie de calcul de ces effets marginaux est décrite dans l'encadré 3.

Dans le tableau 4 sont reportés les effets marginaux de quelques régions représentatives, calculés au « point moyen » de chaque région (c'est-à-dire avec le revenu moyen de chaque région). On observe que le revenu a un effet positif sur le choix d'une région. Cet effet est beaucoup plus élevé lorsqu'on considère la spécification qui introduit l'indicatrice de sédentarité. Cela signifie que le revenu espéré de la région dans laquelle les médecins prévoient de s'installer influence beaucoup plus fortement les décisions des médecins qui choisissent de changer de région entre la thèse et l'installation que les autres¹⁷. Toutes choses égales par ailleurs, les médecins choisissent de changer de région pour s'installer dans des régions où le revenu est élevé. En effet, les médecins qui choisissent de changer de régions sont des médecins dont la qualité de vie peut potentiellement diminuer (en raison des différents coûts associés au changement de la région) : ils peuvent compenser ces coûts en choisissant d'aller vers des régions où le revenu est plus élevé.

Les effets marginaux indiquent que la probabilité moyenne de s'installer en région PACA augmente de 0.004 points lorsque le revenu de cette région augmente de 1000 euros (le revenu des autres régions restant constant). En termes de pourcentages, la probabilité de s'installer en PACA augmente de 3.6% par rapport à la probabilité initiale de 11%. L'effet du revenu est plus faible dans les autres régions. On peut apporter plusieurs interprétations à ce résultat, la première étant que l'effet marginal dépend fortement (voir la formule de l'encadré 3) de la probabilité non conditionnelle de choisir la région. Il est d'autant plus élevé que celle-ci est forte. Mais ce résultat signifie également que, toutes choses égales par ailleurs (et notamment à conditions de vie identiques), les individus sont d'autant plus sensibles à une hausse du revenu que leurs revenus sont faibles.

Les effets marginaux mesurent l'influence d'un supplément de revenu sur la probabilité de s'installer dans une région. Du fait de l'effet quadratique du revenu, l'effet marginal est généralement positif mais diminue avec les niveaux de revenus. C'est ce qui apparaît dans le tableau 4 où les effets marginaux sont calculés à différents points de la distribution des revenus de chaque région (1^{er} décile et 9^{ème} décile). Lorsqu'on considère des niveaux élevés de revenus (9^{ème} décile), l'effet marginal est même négatif pour deux régions (Champagne-Ardenne et Nord). En effet, étant donné l'effet quadratique du revenu, il existe un niveau maximum de revenu au-delà duquel la probabilité de s'installer dans une région diminue. Ce maximum est d'environ 70 500€ annuels, ce qui correspond à la valeur du 98^{ème} décile de la distribution des revenus : seuls 2% des médecins sont concernés par des niveaux de revenus aussi élevés et il s'agit principalement des médecins exerçant dans ces deux régions.

¹⁷ On observe en outre, sur une régression qui n'inclurait que les médecins qui s'installent dans leur région de thèse (résultats non présentés ici), que le revenu espéré n'a aucune influence significative sur les comportements de ces médecins. Plus généralement, pour ces médecins, aucune variable observable ne permet d'expliquer significativement le choix d'une région, à l'exception des variables indicatrices de la région de thèse.

Tableau 4 : Calcul de l'effet marginal (EM) du revenu, pour différentes régions et différentes valeurs du revenu : effet d'une hausse de revenus de 1000 euros dans la région j sur la probabilité de choisir cette région

	Densité moyenne	p _j	Ensemble des médecins	Ensemble des médecins + indicatrice de sédentarité		
			EM calculé au pt moyen	EM calculé au pt moyen	EM calculé au D1	EM calculé au D9
PACA	130	11%	0.00146	0.00415	0.00532	0.00278
Bretagne	101	6.6 %	0.00053	0.00206	0.00235	0.00142
Ile de France	94	4.4%	0.00038	0.00144	0.00179	0.00106
Champagne-Ardenne	91	2.6%	-0,00023	0.00019	0.00052	-0.00014
Nord	103	1.9%	-0,00018	0.00014	0.00037	-0.00005

Notes de lecture : On utilise pour le calcul des effets marginaux, les coefficients présentés dans la colonne 4 du tableau 3

Ces résultats sont confirmés lorsqu'on introduit un effet différencié du revenu

Avec cette méthode, il est cependant impossible de savoir si les médecins valorisent différemment le revenu selon la région dans laquelle ils s'installent. Pour cela, il faudrait que l'influence du revenu dépende de la région d'installation. Cette régression est lourde à mettre en œuvre. Nous avons donc opté pour une autre régression dans laquelle nous autorisons un effet différencié du revenu en fonction de trois « types » de régions : les régions dans lesquelles la densité de médecins généralistes est inférieure au 1^{er} quantile ; les régions dans lesquelles la densité de généralistes est comprise entre le 2^{ème} et le 4^{ème} quantile ; les régions dans lesquelles la densité est supérieure ou égale au 5^{ème} quantile. On autorise comme précédemment un effet quadratique du revenu.

Les résultats des coefficients estimés de ces variables de revenu, ainsi que leurs effets marginaux associés, sont présentés dans le tableau 5¹⁸.

Les résultats indiquent toujours que l'effet du revenu est supérieur dans les régions dans lesquelles la densité est élevée (et donc dans lesquelles le niveau moyen de revenu est plus faible). Toutes choses égales par ailleurs, une augmentation du revenu a plus d'impact sur le niveau d'utilité des médecins qui exercent dans des régions où le niveau moyen de revenu est faible. La prise en compte d'un effet différencié du revenu montre toutefois que les résultats présentés dans le tableau 4 tendent à sur-estimer l'impact du revenu pour les médecins qui exercent dans les régions où la densité est élevée et à le sous-estimer pour ceux qui exercent dans les régions où la densité de médecins est faible.

Ces résultats ne sont pas contradictoires avec notre intuition initiale selon laquelle les médecins effectueraient, au moment de leur installation, un arbitrage entre soleil et revenus (cf graphique 3) : il s'agit ici d'un effet du revenu mesuré toutes choses égales par ailleurs, et notamment à niveau de soleil identique.

¹⁸ Nous ne présentons pas les résultats de l'estimation car les coefficients estimés des autres variables sont très proches de ceux présentés dans le tableau 3.

Tableau 5 : Calcul de l'effet marginal (EM) du revenu, pour différentes régions et différentes valeurs du revenu : effet d'une hausse de revenus de 1000 euros dans la région j sur la probabilité de choisir cette région

	Densité moyenne	p _j	Coefficients estimés		EM calculés pour l'ensemble des médecins avec l'indicatrice de sédentarité		
			Coeff. du revenu	Coeff. du revenu ²	EM calculé au pt moyen	EM calculé au D1	EM calculé au D9
PACA	130	11%	0.213	-0.0019	0.00314	0.00585	-0.00001
Bretagne	101	6.6 %	0.190	-0.0015	0.00200	0.00254	0.00087
Ile de France	94	4.4%	0.166	-0.0011	0.00219	0.00270	0.00176
Champagne-Ardenne	91	2.6%	0.166	-0.0011	0.00047	0.00090	0.00004
Nord	103	1.9%	0.190	-0.0015	-0.00026	0.00014	-0.00062

Les politiques financières peuvent-elles alors influencer les comportements de localisation des médecins ?

Les pouvoirs publics ont récemment mis en place des politiques financières incitatives à l'installation dans des zones sous dotées en médecins. Les estimations réalisées précédemment peuvent être exploitées afin de simuler l'impact de ces politiques financières sur les comportements de localisation des médecins : dans quelle mesure permettraient-elles de modifier la répartition des médecins ?

En utilisant les estimations qui autorisent un effet différencié du revenu selon les régions, nous simulons l'impact de l'attribution d'une « prime à l'installation » (de 5 000€ ou de 10 000 €) à tous les médecins qui choisissent de s'installer dans une région dans laquelle la densité médicale est faible¹⁹ sur la répartition des médecins. La méthodologie est décrite dans l'encadré 3. Nous comparons ensuite la répartition observée des médecins entre les régions, à la répartition simulée en fonction de ces deux politiques. Les résultats sont présentés dans le tableau 6.

Notons que la simulation de cette politique n'est effectuée que pour les médecins qui choisissent de changer de région entre la thèse et l'installation en libéral. Autrement dit, les résultats de cette simulation ne nous permettent pas de savoir si les médecins qui choisissent initialement de s'installer dans leur région de thèse pourraient changer de comportement suite à la mise en place de cette prime. Deux raisons nous conduisent à faire ce choix :

- D'une part, le coefficient associé à la variable de sédentarité est tellement fort, i.e. les coûts associés au changement de région après la thèse sont tellement élevés, que même une augmentation de revenu ne permet pas de compenser l'impact de ces coûts²⁰.
- D'autre part, pour examiner les comportements en population générale, il serait intéressant de considérer une probabilité de changer de région dépendante du revenu

¹⁹ Il s'agit bien ici d'une prime à l'installation et non pas d'un supplément de revenu attribué sur l'ensemble de la carrière du médecin s'il choisit de s'installer dans une des régions concernées par ce mécanisme incitatif car, dans nos données, nous n'observons les médecins que pendant leur première année d'exercice.

²⁰ Ainsi, lorsqu'on fait une simulation en population générale, l'évolution du nombre de médecins s'installant dans chaque région n'est modifiée que par l'évolution de la répartition géographique des médecins ayant décidé de changer de région à l'issue de leur thèse.

espéré dans les régions d'installation potentielles. A la place de l'indicatrice de sédentarité, on intégrerait au modèle la probabilité estimée de changer de région. En expliquant la probabilité de changer de région à la suite de la thèse par des indicatrices de la région d'origine et les variables de revenus des différentes régions d'installation potentielles (réduites en trois classes : revenus dans les régions où la densité est faible, moyenne ou forte), il s'avère toutefois que la probabilité de changer de région ne dépend pas des variables de revenus. Il est donc ensuite impossible de mesurer comment cette probabilité est modifiée lorsqu'on augmente le revenu dans certaines régions. Cela signifie par ailleurs que les comportements de ces médecins ne devraient pas être influencés par la politique d'augmentation des revenus : ils continueront à s'installer dans la région de leur thèse.

Pour ces deux raisons, nous restreignons notre analyse à une simulation en population restreinte : sur les seuls médecins qui choisissaient, avant la mise en place de cette politique, de changer de région entre la thèse et l'installation en libéral.

Le tableau 6 montre que la prime à l'installation de 5 000€ (l'équivalent d'un revenu mensuel) conduit à une augmentation de 2% du nombre de médecins exerçant en Ile de France, de 8% en Basse Normandie et de 9% dans le Centre. Il s'agit d'un effet non négligeable : grâce au supplément de revenu, ces régions deviennent suffisamment attractives pour qu'un nombre relativement élevé de nouveaux médecins décide de s'y installer. En contre-partie, le nombre de médecins diminue mécaniquement dans les régions à densité moyenne à élevée. Mais la diminution n'est pas uniforme et dépend fortement de l'attractivité des régions. Ainsi, le nombre de médecins diminue de 1,6% en Picardie mais seulement de 1,2% en PACA et Languedoc Roussillon. L'agrément apporté par les conditions de vie dans les différentes régions étant constant, les régions les plus attractives avant cette politique d'incitation financière le demeurent. En conséquence, une telle politique d'incitations financière n'aboutit pas à tous les effets désirés : l'incitation financière permettrait de résorber une partie du déséquilibre dans la mesure où les régions les plus déficitaires verraient le nombre de leurs médecins augmenter. Mais le rééquilibrage se ferait au détriment des régions juste à l'équilibre qui perdraient le plus de médecins. En revanche, les régions très excédentaires resteraient en excédent. Les résultats sont encore plus marqués, mais restent similaires quand la prime à l'installation est plus élevée, égale à 10 000€.

Tableau 6 : Modification de la répartition des médecins sur le territoire suite à deux types de politiques financières incitatives (régions classées par ordre croissant de densité)

region	nb médecins installés	nb médecins simulé prime de 5000€	% variation	nb médecins simulé Prime de 10000€	% variation
Centre	131	142,5	8,78	149,5	14,09
Île-de-France	97	99,0	2,06	100,9	3,99
Basse-Normandie	63	68,0	7,89	70,7	12,20
Champagne-Ardennes	56	56,9	1,69	55,9	-0,19
Picardie	75	73,8	-1,64	70,0	-6,70
Pays de Loire	144	142,5	-1,04	142,0	-1,39
Haute-Normandie	57	56,7	-0,57	56,1	-1,59
Bourgogne	64	63,3	-1,07	63,1	-1,45
Lorraine	44	43,5	-1,10	43,3	-1,51
Rhône-Alpes	219	216,7	-1,05	215,9	-1,40
Franche-Comté	25	24,7	-1,05	24,7	-1,39

Bretagne	144	142,5	-1,07	141,9	-1,45
Auvergne	59	58,4	-1,05	58,2	-1,41
Alsace	32	31,7	-1,01	31,6	-1,36
Poitou-Charentes	97	96,0	-1,07	95,6	-1,45
Nord - Pas-de-Calais	42	41,5	-1,13	41,3	-1,57
Corse	54	53,4	-1,07	53,2	-1,41
Midi-Pyrénées	140	138,5	-1,05	138,0	-1,42
Aquitaine	158	156,3	-1,07	155,7	-1,45
Limousin	22	21,8	-1,02	21,7	-1,38
Languedoc-Roussillon	215	212,8	-1,04	212,0	-1,38
PACA	240	237,6	-1,02	236,8	-1,34

Au-delà du revenu, les médecins privilégient fortement leur qualité de vie

Dans la régression, plusieurs variables sont introduites afin de capturer l'influence du contexte économique et socio-démographique, ainsi que des conditions de vie sur le choix d'installation dans les différentes régions.

Le revenu des habitants n'influence pas significativement le choix d'une région d'exercice. Ce résultat n'est pas surprenant dans la mesure où nous considérons des médecins généralistes : ils pratiquent des tarifs fixés et, en théorie, peu de dépassements (rappelons que notre échantillon ne comporte que des médecins du secteur 1). Le taux de remboursement des patients pour les consultations effectuées chez les généralistes est donc élevé. A la différence des médecins spécialistes, la probabilité de recours à un médecin généraliste ne dépend donc pas du revenu des individus (voir par exemple, Raynaud (2005)). Pour les mêmes raisons, le choix d'une région ne dépend pas non plus du taux de chômage des individus.

Les comportements des généralistes ne sont donc pas influencés par les revenus de leurs patients potentiels, mais, en raison du paiement à l'acte qui relie étroitement leurs revenus au niveau de leur activité, ils sont influencés par leur nombre potentiel de patients. Deux variables sont, à ce titre, éclairantes. D'une part, la probabilité de choix d'une région dépend négativement du nombre de généralistes déjà installés dans cette région. Toutes choses égales par ailleurs, cela signifie que les médecins sont plus à même de s'installer dans des régions où le nombre de généralistes en activité est faible et donc où la clientèle potentielle y est élevée. Par ailleurs, les généralistes sont plus à même de s'installer dans des régions dans lesquelles la part des patients de plus de 75 ans est élevée. En effet, le taux de recours aux soins et les dépenses de santé étant croissantes avec l'âge, une part élevée de patients âgés se traduit par une augmentation de la demande qui s'adresse aux médecins. En revanche, la probabilité de choix d'une région dépend positivement du nombre de spécialistes. Ce résultat montre qu'il ne semble pas y avoir de concurrence mais plutôt une complémentarité entre les généralistes et les spécialistes. En outre, ce sont donc les mêmes régions qui sont attractives pour les deux catégories de médecins.

Enfin, la qualité des conditions de vie influence fortement les comportements de localisation des médecins. Trois variables sont significatives dans la régression. Toutes choses égales par ailleurs, la probabilité de s'installer dans une région est une fonction croissante du nombre d'heures de soleil, du nombre de Rotary Clubs dans la région mais également de la présence du littoral. Nous nous intéressons plus particulièrement à la variable d'ensoleillement. Afin de quantifier l'importance de cette variable par rapport à une variable d'ordre économique, comme le revenu espéré, nous calculons le taux marginal de substitution (TMS) entre revenus et ensoleillement dans chaque région. Plus précisément, nous obtenons donc pour chaque région le montant de revenu additionnel nécessaire pour compenser la perte d'une heure de

soleil et maintenir une utilité constante. La méthode de calcul de ce TMS est décrite dans l'encadré 3. Nous ne présentons pas directement les calculs de ces TMS, mais les résultats sont les suivants : le montant de revenu nécessaire pour compenser la perte d'une heure de soleil est croissant avec le niveau de revenu de la région ou encore décroissant avec le nombre d'heures de soleil. Ainsi, les médecins valorisent plus le soleil quand ils exercent dans des régions où le nombre d'heures de soleil est faible. Toutefois, un calcul plus intéressant consiste à utiliser la valeur de ces TMS régionaux pour calculer le montant de revenu additionnel qu'il faudrait donner aux médecins qui choisissent de s'installer dans les régions à forte densité (PACA, Languedoc-Roussillon) pour qu'ils modifient leurs choix et acceptent de s'installer dans les régions à faible densité (Centre, Ile de France et Basse Normandie) ; en d'autres termes, il s'agit du montant de revenu qui leur permettrait de maintenir le même niveau d'utilité malgré la diminution de leur qualité de vie (baisse du nombre d'heures de soleil). Ce montant est noté revenu équivalent dans le tableau 7. Les résultats de ce tableau montrent par exemple que des médecins qui s'installeraient dans le Centre plutôt qu'en PACA gagneraient 12 317€ annuels supplémentaires (soit une augmentation de 26% de revenu) mais perdraient en revanche 1163 heures de soleil, soit une diminution de 40%. Pour compenser cette perte de qualité de vie, et maintenir la même utilité, ces médecins devraient gagner 14 460€. Ce revenu équivalent est supérieur au supplément de revenu apporté par un exercice dans la région Centre plutôt que la région PACA, expliquant ainsi pourquoi les médecins qui valorisent leur qualité de vie ne s'installent pas dans cette région du Centre. Nous observons le même schéma pour les autres régions, notamment le Languedoc Roussillon. La différence entre le revenu équivalent et le différentiel de revenu (colonne 1) représente en fait la prime qu'il conviendrait de verser aux médecins pour qu'ils acceptent de s'installer dans ces régions moins attractives.

Tableau 7 :

	différence de revenu (euros)	différence en %	différence de soleil (heures)	différence en %	TMS région choisie (origine)	revenu équivalent
PACA → Centre	12 317	26,85	-1 163	-40,37	12,43	14 455
PACA → IDF	4 971	10,84	-1 300	-45,12	12,43	16 158
PACA → Basse Normandie	13 230	28,84	-1 230	-42,69	12,43	15 288
Lang,Rouss → Centre	5 981	11,45	-792	-31,55	24,69	19 557
Lang.rouss → IDF	-1 365	-2,61	-929	-37,01	24,69	22 940
Lang.Rouss → Basse Normandie	689	13,20	-859	-34,22	24,69	21 211

Une faible influence des caractéristiques individuelles des médecins

Les seules variables définies au niveau individuel sont les caractéristiques socio-démographiques des médecins (âge à l'installation et sexe). Les résultats des régressions (non présentés ici) montrent que les femmes sont plus à même de s'installer dans les régions PACA, Pays de la Loire, Languedoc-Roussillon, Midi Pyrénées et Rhône Alpes que dans la région Basse Normandie (la région de référence). Les régions du sud de la France seraient donc relativement plus attractives pour les femmes. Nous l'avons déjà montré dans le tableau 1 : la proportion de femmes exerçant dans les régions à forte densité est significativement supérieure à celle exerçant dans les régions à plus faible densité. Ainsi, la région PACA compte 28% de femmes, le Languedoc Roussillon en compte 30% ; mais elles ne représentent que 19% dans le Centre ou la Picardie.

Etant donnés ces résultats, nous avons effectué les régressions précédentes séparément pour les hommes et les femmes. Toutefois, nous ne présentons pas les résultats de ces régressions ici : les variables explicatives économiques (telles que le revenu) ainsi que les aménités (soleil, littoral, etc) influencent identiquement les comportements des hommes et des femmes médecins.

En revanche, l'âge à l'installation n'a pas d'influence sur le choix de la région d'exercice. Cette variable n'est jamais significative²¹. Les médecins qui s'installent plus jeunes ne se tournent par exemple pas vers des régions caractérisées par un dynamisme économique et démographique plus important.

Conclusion

L'analyse économétrique, au niveau individuel, des choix de localisation des médecins, permet de dégager des résultats intéressants et originaux.

Tout d'abord, il est possible d'identifier et de quantifier la sensibilité des médecins à une variation du revenu. Montrer que les agents économiques sont sensibles au revenu n'est évidemment pas novateur. La spécificité de notre étude est de dépasser cette évidence en évaluant l'impact de politiques financières incitatives sur les comportements individuels, puis, au niveau agrégé, sur les hétérogénéités interrégionales de niveaux de densité médicale. Nous montrons ainsi que les récentes politiques d'incitations financières à l'installation dans des zones sous dotées en médecins sont susceptibles d'influencer la répartition des médecins sur le territoire.

Toutefois, ces incitations ne sont pas suffisantes pour contraindre les médecins qui ont choisi de s'installer dans les régions très ensoleillées du sud de la France, à s'installer dans d'autres régions. Les mécanismes financiers incitatifs ne peuvent donc pas être les seuls leviers de correction des inégalités de répartition régionale des médecins.

Nous montrons donc que les variables hédonistes ont un impact fort sur les comportements de localisation des médecins. Les médecins sont plus à même de s'installer dans des régions caractérisées par une meilleure qualité de vie, cette dernière étant notamment mesurée par le nombre d'heures de soleil. Les calculs du taux marginal de substitution du soleil au revenu montrent à ce titre que le supplément de revenu qui serait nécessaire aux médecins pour qu'ils s'installent dans les régions moins densément peuplées, mais également moins ensoleillées, est très largement supérieur au supplément de revenu apporté par l'exercice dans ces régions moins densément peuplées. Cela confirme les limites déjà évoquées de la politique de simulation.

Nous avons également mis en évidence un comportement marqué de sédentarité chez les médecins : ils sont plus à même de s'installer dans les régions dans lesquelles ils ont effectué leur thèse. Ce résultat montre que les politiques tournées vers les étudiants en médecine peuvent être efficaces. Toutefois, ces politiques sont forcément limitées par les capacités de formation des différentes régions.

Dès lors, il se peut qu'un autre levier de correction des inégalités de la répartition des médecins soit d'imposer une contrainte plus forte de la tutelle sur la liberté d'installation des médecins (carte sanitaire) ou par le biais d'un numerus clausus régional au moment de l'installation, tel que c'est le cas pour les pharmacies. Une telle mesure qui viserait à imposer

²¹ Cette variable n'est pas introduite sous forme continue, mais en tranche : âge à l'installation inférieur à 31 ans (1^{er} quartile), entre 31 et 38 ans, supérieur à 38 ans (3^{ème} quartile).

des freins à l'installation des médecins dans les zones déjà trop fortement dotées en offre de soins se heurte cependant à l'hostilité des médecins, attachés à leur identité « libérale », comme l'ont montré les dernières négociations conventionnelles de 2009.

Par ailleurs, une telle mesure risque de détourner encore plus les étudiants en médecine de l'exercice de la médecine, et en particulier de la médecine libérale. Or les dernières études ont montré que les étudiants en médecine étaient de plus en plus réticents à exercer en tant que médecins libéraux. A titre d'exemple, sur l'ensemble des nouveaux médecins inscrits à l'ordre des médecins en 2009, 65% ont choisi un mode d'exercice salarié et seulement 9% un mode d'exercice libéral (Cnom, 2009). Même si nous ne connaissons pas l'évolution du mode d'exercice des 24% inscrits en tant que médecins remplaçants, l'exercice de la médecine libérale semble de moins en moins attractif.

Bibliographie

- Ben-Akiva M., Lerman SR. (1985). *Discrete choice analysis*. MIT Press
- Bessière S., Breuil-Genier P., Darriné S. (2004). La démographie médicale à l'horizon 2025 : une régionalisation des projections. *Etudes et Résultats*, n°353, DREES.
- Bilodeau H., Leduc N. (2003). « Recension des principaux facteurs d'attraction, d'installation et de maintien des médecins en régions éloignées », *Cahiers de Sociologie et de Démographie Médicale*, n°3.
- Bolduc D., Fortin B. et Fournier M.-A. (1996). « The Effect of Incentive Policies on the Practice Location of Doctors: A Multinomial Probit Analysis », *Journal of Labour Economics*, vol. 14, pp. 703-732.
- Bolduc D., Lacroix G. et Muller C. (1997). « The Choice of medical providers in rural Benin: a comparison of discrete choice models », *Journal of Health Economics*, vol. 15, pp. 477-498.
- Bourgueil Y., Mousquès J., Marek A. et Tajahmadi A. (2007a). Améliorer la répartition géographique des médecins : les mesures adoptées en France. *Question d'économie de la santé*, n°122, IRDES
- Bourgueil Y., Mousquès J. et Tajahmadi A. (2007b). Comment améliorer la répartition géographique des professionnels de santé ? Les enseignements de la littérature internationale et des mesures adoptées en France. *Document de travail n°1635*, IRDES
- Bui D., Levy D. (2000). « Les jeunes médecins et l'installation en pratique libérale ». *Cahiers de Sociologie et de Démographie Médicale*, n°3-4.
- Cameron AC, Trivedi PK. (2005). *Microeconomics: Theory and Applications*. Cambridge University Press, New-York.
- Cereq (2003). D'une région à l'autre, la mobilité des jeunes en début de vie active. *Bref* n°198, Cereq.
- CNAMTS. (2009). Point d'information du 22 janvier 2009 : disponible en ligne : http://www.ameli.fr/fileadmin/user_upload/documents/Bilan_medecin_traitant_Vdef2.pdf
- CNOM. (2008). Atlas de la démographie médicale en France – situation au 1^{er} janvier 2008.
- CNOM. (2009). Atlas de la démographie médicale en France – situation au 1^{er} janvier 2009.
- Couffinhall A., Lucas-Gabrielli V., Mousques J. 2002. Où s'installent les nouveaux omnipraticiens ? Une étude cantonale sur 1998-2001. *Question d'économie de la santé* n°61, IRDES
- Cour des Comptes. (2007). « Sécurité Sociale 2007 », chapitre 8 (« Les médecins libéraux : démographie, revenus et parcours de soins »).

- Davies P., Greenwood M., Li H. (2001). « A conditional logit approach to U.S. state-to-state migration », *Journal of Regional Science*, vol. 41, pp. 337-360.
- Delattre E. et Dormont B. (2003). « Fixed Fees and Physician-Induced Demand : a Panel Data Study on French Physicians », *Health Economics*, vol. 12, pp. 741-754
- Delattre E. et Dormont B. (2005). « La régulation de la médecine ambulatoire en France : quel effet sur le comportement des médecins libéraux ? » *Solidarité Santé*, n°1, pp. 135-161, DREES.
- Dormont B. et Samson AL. (2009). « Démographie médicale et carrières des médecins généralistes : les inégalités entre générations ». *Economie et Statistiques*, n°414, pp. 3-30.
- Ecosante (2010). <http://www.ecosante.fr/>
- Greene W.H (2008). *Econometric Analysis*. 6th Edition, Prentice Hall.
- OCDE 2009. *Health at a Glance 2009: OECD Indicators*.
- Raynaud D. (2005). *Les déterminants individuels des dépenses de santé. Etudes et résultats*, n°378, DREES.
- Rivers D., Vuong Q. (1988). « Limited Information Estimators and Exogeneity Tests for Simultaneous Probit Models ». *Journal of Econometrics*, n°39, pp. 347-366.
- Simoens S., Hurst J. (2006). « The supply of physician services in OECD countries ». *OECD Health Working Papers*, n°21, OECD.
- Sosa-Rubi S., Galarraga O., Harris J. (2009). « Heterogeneous impact of the “Seguro Popular” program on the utilization of obstetrical services in Mexico, 2001-2006: a multinomial probit model with a discrete endogenous variable », *Journal of Health Economics*, n°28, pp. 20-34.
- Thomas A. (2000). *Econométrie des variables qualitatives*. Dunod
- URCAM. (2010). Service en ligne Inst@ISanté
- Vilain A., Niel, X. (1999). *Les inégalités régionales de densité médicale : le rôle de la mobilité des jeunes médecins. Etudes et résultats*, n°30, DREES.