

Laboratoire d'Economie de Dauphine



WP n°3/2011

Document de travail

Stratégies de Localisation des médecins généralistes français : Mécanismes économiques ou hédonistes

Eric Delattre
CREST (Ensaï-UEB) et THEMA (UMR CNRS 8184)

Anne-Laure Samson
(LEDa-LEGOS, Université Paris Dauphine)

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

Eric Delattre
CREST (Ensaï-UEB) et THEMA (UMR CNRS 8184)

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

Janvier 2012
1^{ère} version : décembre 2010

Introduction

La densité médicale est très élevée en France. Et pourtant, comme le montre le graphique 1 pour les généralistes libéraux, les médecins sont très inégalement répartis sur le territoire national. Parce qu'elle renvoie à des questions d'équité et d'efficacité, cette inégale répartition est aujourd'hui 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. Selon la liste établie par les Missions Régionales de Santé, 4% de la population française vivrait d'ailleurs dans une commune déficitaire², avec de fortes disparités entre régions puisque ce chiffre atteindrait 10% pour les régions Bourgogne, Franche-Comté ou Champagne-Ardenne (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 délivrent au cours de chaque consultation. Ces comportements sont plus marqués dans les départements où la densité est élevée (Delattre et Dormont, 2005).

¹ Nous tenons à remercier, pour l'ensemble de leurs remarques et suggestions, les deux rapporteurs anonymes de la revue ainsi que Muriel Barlet, Alain Carpentier, Arnold Chassagnon, Hugh Gravelle et Morgane Laouenan. Nous remercions également les participants des 10èmes Journées LAGV (Marseille, juin 2010), du groupe de travail en Economie de la Santé (PSE, octobre 2010), des 3èmes Journées des Economistes de la Santé Français (Lyon, décembre 2010), du 2nd Irdes Worskshop on Applied Health Economics and Policy Evaluation (Paris, juin 2011) et des séminaires de recherche de l'INRA-Rennes (février 2011) et de du Health Economics Research Unit de l'université d'Aberdeen, Ecosse (mai 2011) 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 Une commune déficitaire est 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)

Ces constats sont d'autant plus préoccupants que la médecine ambulatoire se caractérise actuellement par un vieillissement de la population des médecins, une féminisation de la profession (avec des femmes qui travaillent en moyenne 34% de moins que leurs confrères masculins (Dormont et Samson, 2009)) et un déclin de l'attractivité de l'exercice de la médecine en libéral. En 2010, parmi les médecins nouvellement inscrits au tableau de l'Ordre, 70% ont choisi un mode d'exercice salarié mais seulement 9,4% ont choisi un mode d'exercice libéral (Cnom 2011). Les conséquences de cette inégale répartition pourraient donc, à terme, s'aggraver.

A partir d'un échantillon exhaustif de médecins généralistes débutants, notre étude analyse les déterminants des choix de localisation des médecins au moment de leur installation. Il vise à fournir des éléments d'information sur les politiques susceptibles d'influencer les comportements de localisation des médecins et pouvant contribuer, à terme, à modifier la répartition géographique des médecins sur le territoire.

Comment 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 (Bourgueil et al., 2007b). La régulation de la localisation géographique des médecins en France est limitée à deux types de mesures, plus incitatives que coercitives.

La première 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. Entre 2000 et 2007 par exemple, le *numerus clausus* est ainsi passé de 3850 à 7100 places, soit une hausse de près de 85% du nombre d'étudiants. Or, sur cette période, l'augmentation du *numerus clausus* a été plus faible dans les régions très densément peuplées en médecins (+77% et +71% pour les régions PACA et Aquitaine) et bien supérieure pour les régions dans lesquelles la densité médicale était plus faible (+102% et +93% pour le Centre et la Picardie). Toutefois, la ventilation à la hausse du *numerus clausus* au niveau régional est nécessairement limitée par les disparités régionales en matière de capacités de formation (Vilain et Niel, 1999). En outre, étant donnée la longueur des études de médecine, les répercussions d'une telle politique ne peuvent être visibles qu'à long terme. Enfin, rien ne garantit que les médecins formés dans une région s'y installeront ensuite pour exercer.

La seconde politique est plus récente. Depuis 2004, des aides financières sont accordées par l'Etat, l'Assurance Maladie et/ou les collectivités locales 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). Mais ces aides sont encore récentes, la plupart d'entre elles ne sont pas entrées en vigueur ; elles n'ont donc encore concerné qu'un très faible nombre de médecins (Cnom, 2008).

Comment expliquer la répartition des médecins sur le territoire ?

L'inégale répartition des médecins sur le territoire n'étant pas une spécificité française, il existe une littérature abondante qui vise à quantifier ces disparités géographiques, au moyen

d'indicateurs de Gini notamment (voir par exemple Horev et *al.* (2004) pour les Etats-Unis, Gravelle et Sutton (2001) pour la Grande-Bretagne ou Correia et Veiga (2009) pour le Portugal). En revanche, il n'existe presque aucune étude qui s'interroge sur les déterminants des choix de localisation des médecins. Les mesures adoptées par les différents pays de l'OCDE (Simoens et Hurst, 2006) semblent donc avoir été mises en place sans pour autant connaître celles qui étaient susceptibles d'avoir le plus d'impact sur les décisions de localisation des médecins.

Les quelques études françaises qui analysent les choix d'installation des médecins aboutissent toutes aux mêmes conclusions : ce sont les critères d'ordre personnels qui les influencent le plus fortement.

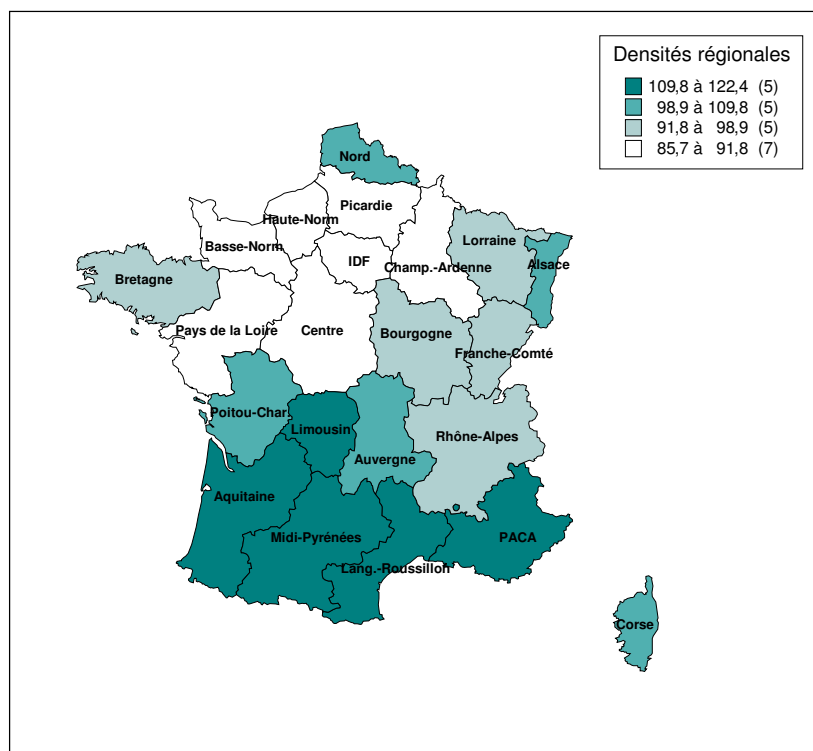
Ainsi, Bui et Lévy (2000) ont montré, à partir d'une enquête postale menée auprès de médecins libéraux en exercice en 1999, que 81% des jeunes médecins généralistes citent en premier lieu des critères d'ordre personnel (tels que la proximité de la famille, l'activité professionnelle du conjoint, l'agrément du cadre de vie) pour expliquer le choix de leur lieu d'installation. Le marché potentiel et les possibilités de rachat de cabinet jouent par ailleurs une part importante dans le processus de choix de la région.

A partir d'une revue de la littérature, Bilodeau et Leduc (2003) montrent également que ce sont les facteurs personnels (connaissance antérieure de la région, lieu des études, etc.) qui conditionnent le plus le choix du 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 de son niveau d'emploi.

Enfin, Couffignal 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.

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.). En conséquence, à la différence des études précédemment citées, notre analyse vise à quantifier l'importance d'une grande diversité de facteurs plus « macroéconomiques » sur les stratégies de localisation des médecins : l'attractivité monétaire des régions (revenu espéré), le dynamisme économique (revenu des habitants, taux de chômage,...), le dynamisme démographique et enfin des facteurs hédonistes (la qualité de vie, mesurée par différents indicateurs). Ce type d'approche a déjà été utilisée par Dionne et al (1987) et plus récemment par Bolduc et *al.* (1996, 1997) qui étudient les choix de localisation des médecins québécois ou par Goddard et *al.* (2010) qui analysent les déterminants de la densité de médecins généralistes dans les différentes régions anglaises. Tous mettent en évidence une influence forte de l'attractivité d'une région (mesurée par le revenu des habitants, ou des variables hédoniques telles que le nombre de restaurants étoilés, la qualité de l'air,...) sur le choix de celle-ci par les médecins.

Graphique 1 : Répartition régionale des médecins généralistes libéraux (en 2007)



Source : Eco-Santé 2010 (données DREES)

Notes : Densité nationale = 99 médecins pour 100 000 habitant

Une analyse représentative des comportements individuels de localisation des médecins libéraux

Un échantillon exhaustif de médecins généralistes débutants

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 qui contient des informations sur environ 9 000 médecins généralistes ayant débuté leur activité entre 1997 et 2002 (encadré 1). Le choix de localisation des médecins au moment de leur installation est défini par le choix de la *région* d'exercice.

Il existe probablement de fortes disparités intra-régionales en termes de comportement d'installation des médecins, certains départements ou communes étant plus attractifs que d'autres (les cantons ruraux sont généralement moins prisés que les grandes villes et les cantons urbains (Couffinhal et al, 2002)). Toutefois, une décomposition de la variance montre que 59% de la variance totale des niveaux de densité est due aux écarts entre régions. Raisonner au niveau régional nous permet donc probablement de capter une part importante des stratégies de localisation des médecins. En outre, l'étude de ce niveau géographique semble pertinent dans le contexte actuel de « régionalisation » de l'offre de soins, avec la création des Agences Régionales de Santé depuis le 1^{er} avril 2010.

Encadré 1 : Les données : 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 libérale³ 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 exploiter la dimension panel des données et de se concentrer sur les comportements observés lors de la première année d'exercice. Nous conservons donc uniquement l'information relative à la première année d'apparition dans le panel. Nous n'analysons donc pas les éventuels comportements de mobilité après la première installation des médecins. Dans le cas des médecins généralistes, les comportements de mobilité sont cependant en général très rares : à l'aide d'une autre source de données⁴, nous observons que seuls 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 ou vice versa). 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.

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

³ Les médecins remplaçants ne sont pas présents dans nos données : tous les médecins observés sont des médecins installés à leur compte.

⁴ Il s'agit d'un panel représentatif, fourni par la Cnamts, dans lequel les omnipraticiens sont suivis sur la période 1979-2004. Ce panel pourrait sembler plus approprié pour notre étude, mais ce n'est pas le cas. En effet, il ne couvre qu'environ 10% des médecins en activité chaque année : les médecins dont on observe le début de carrière et donc la première localisation sont donc peu nombreux (1900 médecins), Le nombre de médecins qui s'installe dans chaque région est donc trop faible pour mener une analyse économétrique robuste.

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 et sont donc identiques pour tous les médecins ; dans le secteur 2, les dépassements sont autorisés. Les médecins n'ont pu s'installer en secteur 2 qu'entre 1980 et 1992. Après 1992, son accès a été restreint aux seuls anciens chefs de clinique ou assistants des hôpitaux. De ce fait, le nombre de généralistes s'installant en secteur 2 entre 1997 et 2002 est marginal (moins de 2% chaque année) et ils ont des caractéristiques en termes d'activité et de localisation très différentes des autres médecins.

Par ailleurs, certains médecins sont observés dans l'échantillon deux à trois années seulement après l'année de leur première installation en libéral. Il s'agit probablement d'une erreur dans la collecte des données : nous n'observons pas leurs premières années de carrière. La localisation géographique actuelle mentionnée dans les données peut ne pas correspondre à leur localisation au moment de leur installation, celle que nous cherchons à expliquer. 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

L'échelon géographique utilisé pour l'étude étant la région, le tableau 1 synthétise les principales caractéristiques 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-Ardennes, région faiblement peuplée en médecins généralistes, gagnent 36% de plus que les médecins de la région PACA, région la plus densément peuplée en médecins généralistes⁵. Indépendamment de toute mesure financière visant à inciter les médecins à s'installer dans des zones sous dotées, ces statistiques montrent 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 3).

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-Ardennes a connu en moyenne 1630 heures de soleil en 2007, ce chiffre était de 2881 pour PACA.

Au final, comme le montre le graphique 2, il existe une relation décroissante entre qualité de vie et revenu moyen. Il est probable 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. Ce type de mécanisme n'est pas spécifique aux médecins. Un des premiers travaux sur ce sujet (Roback (1982)) montre ainsi que, localement, de plus faibles niveaux de revenus individuels compensent les aménités (principalement climatiques).

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 et de besoins en santé de la population. Dans le tableau 1, la consommation de soins de santé par habitant en euros ainsi que la part des habitants de plus de 65 ans sont utilisés pour 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. Toutefois, 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). La part des plus de 65 ans apparaît également plus élevée 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

⁵ 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 Ardennes et PACA.

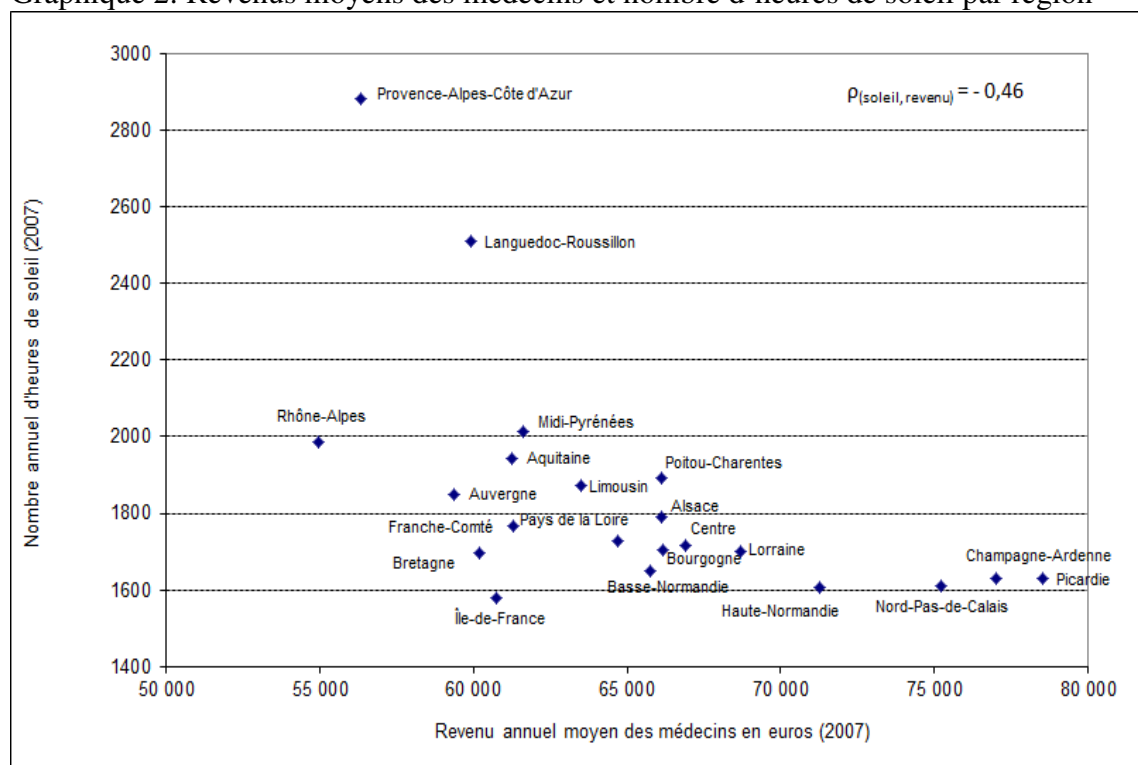
reste sommaire car elle est effectuée au niveau agrégé et elle ne contrôle pas des disparités dans la composition de la population par CSP, dans le taux de chômage, etc. Mais elle montre que l'offre de soins peut correspondre à une demande. Toutefois, les disparités interrégionales en matière de niveaux de densité ne correspondent pas exactement aux disparités en matière de demande de soins. Ainsi, certaines régions caractérisées par une part élevée d'habitants de plus de 65 ans (Bourgogne, Centre) se caractérisent par ailleurs par une faible densité médicale. La répartition des médecins sur le territoire dépend donc de facteurs autres que la seule demande de soins, qu'il importe de comprendre.

A partir du tableau 1, nous observons également que les caractéristiques sociodémographiques 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 des MG	activité annuelle des MG	conso soins / hab (€)	Part des hab de + de 65 ans	part des femmes MG	age moyen des MG	nbre heures de soleil
Centre	85,8	66 899	5 513	229	18,3%	19%	47,1	1718
Île-de-France	86,8	60 744	4 766	237	12,3%	29%	46,8	1581
Picardie	88,2	78 537	6 503	233	14,8%	19%	46,4	1631
Basse-Normandie	88,8	65 749	5 455	206	18,6%	24%	47,4	1651
Pays de la Loire	91,0	64 694	5 489	213	16,8%	25%	46,8	1726
Haute-Normandie	91,6	71 267	6 044	247	15,6%	16%	47,5	1608
Champagne-Ardenne	91,8	76 999	6 471	226	16,6%	23%	48,1	1630
Bourgogne	92,7	66 184	5 368	222	19,7%	28%	47,4	1706
Lorraine	95,2	68 692	5 764	249	16,5%	20%	46,9	1699
Rhône-Alpes	96,3	54 942	4 591	226	15,6%	30%	46,2	1987
Franche-Comté	97,1	61 304	5 049	225	16,7%	26%	44,9	1765
Bretagne	97,7	60 186	5 027	207	18,4%	26%	46,2	1695
Auvergne	98,9	59 378	5 128	213	20%	24%	47,1	1849
Alsace	103,1	66 118	5 429	274	15%	15%	46,6	1790
Poitou-Charentes	103,5	66 103	5 478	217	20,3%	22%	47,0	1893
Nord-Pas-de-Calais	103,7	75 219	6 323	274	14,3%	17%	46,7	1611
Corse	103,9	56 379	4 169	281	19,9%	13%	47,2	5503
Midi-Pyrénées	109,8	61 630	5 084	267	18,8%	26%	46,8	2012
Aquitaine	114,2	61 265	5 083	264	19,2%	24%	47,3	1945
Limousin	116,3	63 516	5 099	218	22,8%	15%	46,8	1873
Languedoc-Roussillon	121,7	59 910	4 945	284	19,1%	30%	46,9	2510
Provence-Alpes-Côte d'Azur	122,3	56 314	4 513	309	18,9%	28%	46,0	2881
Moyenne nationale	99,0	63 317	5 246	244	16,3%	24%	46,7	2012

Graphique 2: 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.

74% d'entre eux s'installent dans la région dans laquelle ils ont soutenu leur thèse, c'est-à-dire dans laquelle ils ont fait leurs études de médecine⁶. Il existe toutefois une forte hétérogénéité entre les régions, certaines retenant plus leurs étudiants que d'autres, ce que le modèle 1 présenté ci-après analyse.

Les médecins sont donc peu mobiles, en comparaison de ce qu'on observe chez les étudiants issus de filières scientifiques dans l'enseignement supérieur. A titre d'exemple, pour 62% des diplômés des écoles d'ingénieurs en 2001 et 43% des diplômés d'un troisième cycle universitaire en mathématiques ou sciences, la région du premier emploi est différente de la région de formation (Cereq, 2003). Une partie de cette différence peut probablement s'expliquer par un âge moyen à l'installation des médecins (33 à 35 ans) bien supérieur à celui des futurs cadres (25 ans) ; leurs coûts de mobilité sont donc plus élevés.

Parmi les 25% de médecins qui choisissent de quitter leur région de thèse pour s'installer dans une autre région, on observe également une forte hétérogénéité entre les régions, certaines

⁶ Ce constat est un phénomène déjà observé à partir d'autres sources de données : Vilain et Niel (1999) le quantifient à 69% et Bessière et al. (2004) à 73%. 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.

étant beaucoup plus attractives que d'autres. Le modèle 2 présenté dans la section suivante analyse donc également les raisons de ces différences d'attractivité entre les régions.

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 pour les médecins qui choisissent de changer de région à l'issue de leur thèse⁷.

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. Ce modèle est appelé « modèle 1 ».

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.

Nous supposons que chaque médecin 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. Chaque médecin maximise son utilité pour déterminer son lieu d'activité, sous la contrainte de la demande potentielle qui s'adresse à lui et qui détermine son revenu (proportionnel à l'activité).

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.

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. L'approche économétrique est décrite dans l'encadré 3. Ce modèle est appelé « modèle 2 ».

⁷ Une analyse plus complète consisterait à modéliser simultanément les deux décisions, en tenant compte de l'endogénéité de la décision de changer de région à l'issue de la thèse. Ce type de modélisation est cependant complexe à mettre en œuvre dans le cas d'un modèle logit conditionnel. Nous choisissons d'adopter une approche plus descriptive, séquentielle et qui ne tient pas compte de la potentielle endogénéité du changement de région dans le 2^{ème} modèle qui utilise un sous échantillon de médecins mobiles après leur thèse.

Les facteurs explicatifs des comportements individuels de localisation

Nos deux modèles utilisent les mêmes variables explicatives :

- des variables spécifiques aux médecins : le sexe et l'âge à l'installation
- 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 ailleurs⁸.
- des variables spécifiques à la région, qui caractérisent la région de thèse (modèle 1) ou la région d'installation (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 espéré dans chaque région. D'un côté, les généralistes sont probablement plus à même de s'installer dans des régions dans lesquelles le revenu espéré est élevé. Toutefois, les médecins étant payés à l'acte avec des tarifs fixés, 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 (tableau 1). 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 donc de sa préférence pour le « loisir ».

L'effet est également ambigu pour les 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, qui donne une indication du degré de compétition entre les médecins généralistes d'une même région, est inconnu a priori. Une densité médicale élevée (resp. faible) est associée à un nombre de patients potentiels plus faible (resp. plus élevé), ce qui a un effet négatif (resp. positif) sur les revenus. Au total, comme pour la variable de revenu, l'impact de la variable de densité de généralistes sur la probabilité de choix d'une région permettra de connaître le poids accordé par les médecins à leur revenu ou à leur qualité de vie lorsqu'ils choisissent de s'installer dans une région.

Dans les deux modèles, les variables définies au niveau régional ne peuvent être estimées simultanément avec les effets fixes régionaux que si elles ont suffisamment de variance

⁸ Pour des raisons d'identification, une de ces constantes sert de région de référence et son coefficient est nul. Dans les deux modèles, nous choisissons comme référence la région Picardie.

temporelle. La plupart de nos variables hédoniques (nombre d'heures de soleil, nombre de chambres d'hôtel par habitants, ...) sont, par construction, constantes ; elles ne peuvent donc pas être estimées simultanément avec les constantes régionales. Pour d'autres indicateurs variant dans le temps, la part de la variance inter-régionale dans la variance totale est trop élevée (98% pour la densité de médecins généralistes, 93% pour la part des habitants de plus de 75 ans) pour que ces variables soient incluses simultanément avec les constantes régionales. Seules quelques variables (le revenu moyen des médecins ou le revenu des habitants par exemple) ont une variabilité temporelle plus importante.

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, nous utilisons 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 ils 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) 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 sélectionnant les médecins de plus de 6

années d'ancienneté⁹ exerçant entre 1997 et 2002, nous obtenons alors l'activité et les honoraires moyens annuels des médecins installés dans chaque région.

Les revenus moyens des médecins (c'est-à-dire les honoraires nets de l'ensemble des charges professionnelles) ont été obtenus, pour chaque région et chaque année entre 1997 et 2002, à partir des déclarations des bénéficiaires non commerciaux, répertoriées dans les statistiques fiscales de la Direction Générale des Finances Publiques.

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) 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 nombre de chambres d'hôtels par habitant (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, afin de les utiliser comme variables explicatives du modèle 1 (la probabilité de changer de région après la thèse) et du modèle 2 (le choix de la région d'exercice).

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 ($j=1, \dots, J$)

⁹ Nous supposons qu'il s'agit du nombre d'années nécessaires à la constitution de la clientèle d'un médecin.

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 :

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

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 :

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

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 ($X_j = (X_{j(1)}, X_{j(2)}, \dots, X_{j(K)})$) est constitué de variables spécifiques à la région, i.e. dont la valeur dépend de la région considérée (par exemple, la densité médicale observée en moyenne dans chaque région). Ces variables peuvent être constantes, ou non, dans la dimension temporelle. En effet, des médecins qui s'installent dans la même région mais à des années différentes, font face à des caractéristiques régionales différentes.

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

Etant donnée la distribution retenue pour les perturbations ε_{ij} et $\varepsilon_{ij'}$, nous faisons donc 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 forte, notamment si on considère deux régions

proches géographiquement. Ainsi, 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. Pour lever cette hypothèse, il serait envisageable d'autoriser une corrélation spatiale entre les perturbations de deux régions j et j' (comme le font Bolduc, et al. (1996)) ou encore d'estimer un modèle probit multinomial, qui n'impose pas de structure particulière sur la corrélation entre les perturbations des différentes régions. Néanmoins, ces modèles sont lourds à mettre en œuvre dans le cas où le nombre d'alternatives est élevé, comme c'est le cas dans cette étude (22 alternatives). Selon Thomas (2000), le modèle probit multinomial est bien adapté lorsque le nombre de modalités ne dépasse pas 4.

Interprétation des coefficients

Dans les modèles logit conditionnels, seul le signe des coefficients est directement interprétable.

L'écriture (2) montre que, aux variables spécifiques à la région X_j est associé un vecteur constant (β) de paramètres à estimer. Ainsi, $\hat{\beta}_1 > 0$ signifie qu'une augmentation de la variable $X_{j(1)}$ 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 Z_i est associé un vecteur de paramètres à estimer (γ_j) qui dépend de la région. Chaque 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 $Z_{i(1)}$ 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. Prenons l'exemple du revenu, qui 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 :

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

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 (Train, 2003) :

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

Puisque le revenu est introduit sous forme quadratique, l'effet marginal dépend également de la valeur du revenu de la région j . Plutôt que de calculer un effet marginal au point moyen de l'échantillon, nous calculons ici l'effet marginal pour chaque individu puis la moyenne de ces effets marginaux sur l'ensemble des médecins. C'est l'approche qui est généralement utilisée (Cameron et Trivedi, 2005).

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 :

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

Donc le TMS du revenu au soleil est :

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

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 de revenu de la région j considérée. Nous calculons donc un TMS par région, en utilisant le niveau moyen de revenu et de nombre d'heures de soleil de cette 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 :

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

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 5 000€ 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 5 000€ et après prime à l'installation de 10 000€, que nous pouvons comparer à la répartition effective des médecins.

Changer de région entre la thèse et l'installation en libéral : une décision très liée aux caractéristiques de 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 3 et dans le tableau 2.

Nous l'avons vu, 75% des médecins s'installent dans la région de leur thèse. Des politiques ciblées sur les étudiants en médecine pourraient donc être efficaces pour influencer ensuite la localisation géographique des médecins. Toutefois, il existe de fortes hétérogénéités entre les régions, comme le montre le graphique 3.

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.

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 (la plus faible probabilité étant obtenue pour la région PACA). Autrement dit, il existe de fortes disparités d'attractivité des régions : le sud et l'ouest de la France semblent beaucoup plus attractif.

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 (Cereq, 2003). 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. 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 question¹⁰. Notons que l'Ile de France est une région très particulière : il s'agit de la région qui forme le plus de médecins (près de 15% des médecins y ont été formés) mais c'est aussi la région la plus « exportatrice » d'étudiants (43% des étudiants qui y ont été formés la quittent à l'issue de leur thèse, contre 26% en moyenne). Les coefficients des variables explicatives relatives à la région de thèse peuvent donc être fortement influencés par le poids de cette région. Nous présentons alors deux variantes de l'estimation du modèle sans effets fixes régionaux : le modèle (1-b) est estimé sur l'ensemble des médecins ; le modèle (1-c) est estimé sur l'ensemble des médecins, hormis ceux ayant soutenu leur thèse en Ile de

¹⁰ La corrélation entre les deux prédictions obtenue à partir de ces deux types d'estimation est de 0,91 : les effets fixes régionaux synthétisent bien l'information contenue dans l'ensemble des variables explicatives définies au niveau régional. Le fait que les coefficients estimés des variables ayant suffisamment de variance temporelle varient très peu, qu'on considère la spécification avec ou sans effets fixes régionaux, renforce cette idée.

France. Nous commentons ci-dessous les résultats de l'estimation du modèle (1-b), sauf lorsque les coefficients estimés diffèrent.

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 37 points. Les médecins préfèrent donc rester dans des régions ensoleillées : avoir fait sa thèse dans une région très ensoleillée diminue de 46 points la probabilité de changer de région à l'issue de sa thèse. La probabilité de quitter sa région de thèse diminue également de 38 points lorsque celle-ci est proche du littoral.

Les médecins paraissent sensibles au degré de compétition qui prévaut dans leur région de thèse : la probabilité de quitter sa région de thèse augmente de 49 points quand le médecin a fait ses études dans une région dans laquelle la densité de médecins spécialistes est élevée ; elle diminue de 15 points lorsque la densité de médecins généralistes est faible. Mais ces coefficients sont essentiellement dus à l'influence des caractéristiques particulières de l'Ile de France (forte densité de spécialistes notamment) : lorsque cette région est exclue de l'estimation, les coefficients associés à ces variables ne sont plus significatifs.

Notons par ailleurs que les effets fixes temporels ne sont jamais significatifs : 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 35 points de changer de région à la fin de leurs études, probablement car ils ont moins de contraintes familiales que les étudiants plus âgés. Sur la base de cette interprétation, l'âge à la thèse pourrait être utilisé comme un proxy de la situation familiale du médecin, que nous ne connaissons pas. 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.

Tableau 2 : Résultats de l'estimation de la probabilité de changer de région à l'issue de la thèse (modèle 1). Valeur des odd-ratios

	Modèle (1-a) (avec effets fixes régionaux)	Modèle (1-b) (sans effets fixes régionaux)	Modèle (1-c) (sans effets fixes régionaux et sans l'Ile de France)
Variables caractéristiques du médecin			
Sexe (ref : homme)	0.969 (0.055)	0.978 (0.055)	0.957 (0.060)
Thèse avant 30 ans (ref : entre 30 et 32 ans)	1.348 *** (0.089)	1.356 *** (0.089)	1.417 *** (0.103)
Thèse après 33 ans (ref : entre 30 et 32 ans)	0.695 *** (0.053)	0.702 *** (0.053)	0.763 (0.065)
Installation avant 32 ans (ref : entre 32 et 38 ans)	0.520 *** (0.039)	0.522 *** (0.039)	0.547 *** (0.045)
Installation après 39 ans (ref : entre 32 et 38 ans)	2.132 *** (0.147)	2.119 *** (0.145)	2.434 *** (0.186)

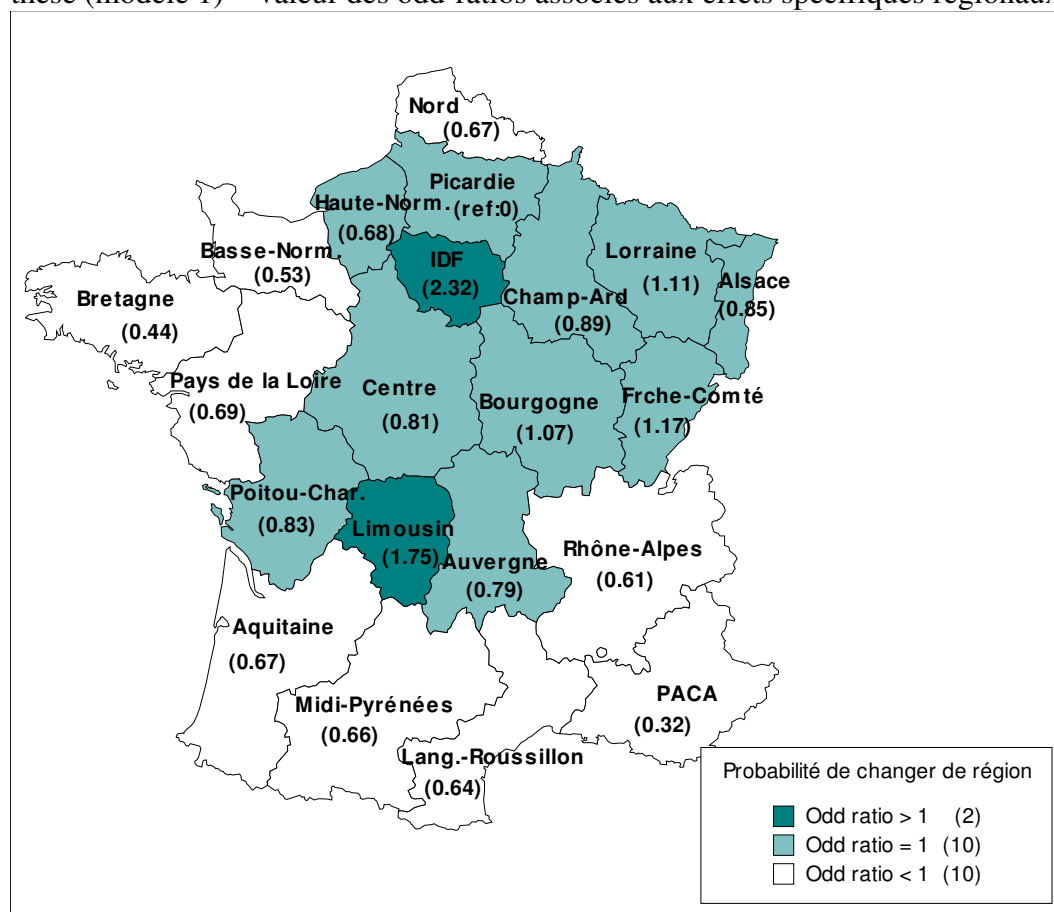
Année 1998	0.891 (0.097)	0.882 (0.088)	0.829 (0.093)
Année 1999	0.911 (0.096)	0.931 (0.094)	1.001 (0.119)
Année 2000	0.857 (0.102)	0.892 (0.102)	0.995 (0.136)
Année 2001	0.781 (0.102)	0.857 (0.108)	0.915 (0.142)
Année 2002	0.704 (0.112)	0.786 (0.114)	0.907 (0.159)
Variabes caractéristiques de la région de thèse			
Effets fixes régionaux	La valeur des odd ratios est présentée sur le graphique 3	-	-
Revenus Med Génér. < Q1 (=51 700€) (ref : Q1-Q3)	1.153 (0.124)	1.125 (0.095)	1.068 (0.111)
Revenus Med Génér. > Q3 (=60 624€) (ref : Q1-Q3)	1.305 ** (0.173)	1.392 *** (0.146)	1.434 *** (0.164)
Revenus habitants < Q1 (=12 492€) (ref : Q1-Q3)	0.925 (0.100)	1.102 (0.097)	1.066 (0.098)
Revenus habitants > Q3 (=13 960€) (ref : Q1-Q3)	1.536 *** (0.191)	1.293 *** (0.126)	1.225 ** (0.123)
Taux de chômage > Q3 (=11.6%) (ref : < Q3)	1.118 (0.158)	0.872 (0.100)	1.115 (0.134)
Prix du m ² des appart < Q1 (= 1732 €) (ref : Q1-Q3)	0.881 (0.140)	1.084 (0.113)	1.154 (0.122)
Prix du m ² des appart > Q3 (= 1919€) (ref : Q1-Q3)	1.228 ** (0.126)	1.144 (0.098)	0.946 (0.091)
Densité de Med Génér. < Q1 (=94) (ref : Q1-Q3)	-	0.853 * (0.078)	1.044 (0.119)
Densité de Med Génér. > Q3 (=108) (ref : Q1-Q3)	-	1.089 (0.193)	1.281 (0.236)
Densité de Med Spéc. < Q1 (=66) (ref : Q1-Q3)	-	0.928 (0.150)	1.199 (0.211)
Densité de Med Spéc. > Q3 (=94) (ref : Q1-Q3)	-	1.488 *** (0.191)	0.889 (0.162)
Part + 75 ans > Q3 (=14,2%) (ref : < Q3)	-	1.124 (0.134)	1.106 (0.134)
Part hab. comm. rurales > Q3 (=30%) (ref : < Q3)	-	1.242 ** (0.120)	1.225 ** (0.121)
Indicatrice Littoral (ref : aucune commune littorale)	-	0.621 *** (0.057)	0.680 *** (0.066)
Nbre d'heures de soleil < Q1 (=1651) (ref : Q1-Q3)	-	1.371 ** (0.198)	0.795 (0.155)
Nbre d'heures de soleil > Q3 (=1893) (ref : Q1-Q3)	-	0.540 *** (0.062)	0.695 *** (0.095)
Pseudo R ²	0.088	0.081	0.055
Log vraisemblance	- 3 987	- 4 017	- 3 305
% de prédictions correctes	74%	75%	77%

Notes de lecture :

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

(2) les écarts types figurent entre parenthèses sous les odd ratios

Graphique 3: Résultats de l'estimation de la probabilité de changer de région à l'issue de la thèse (modèle 1) - 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 dans cette région. La valeur des odd-ratios figure entre parenthèses sous le nom des régions.

Quels facteurs influencent le plus le choix de la région d'installation d'un médecin ?

Nous nous intéressons dans un second temps aux comportements de localisation des médecins qui choisissent de changer de région à l'issue de leur thèse afin de comprendre les facteurs qui influencent le plus le choix d'une région d'exercice (modèle 2). Les résultats sont présentés dans le tableau 3 et sur le graphique 4.

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

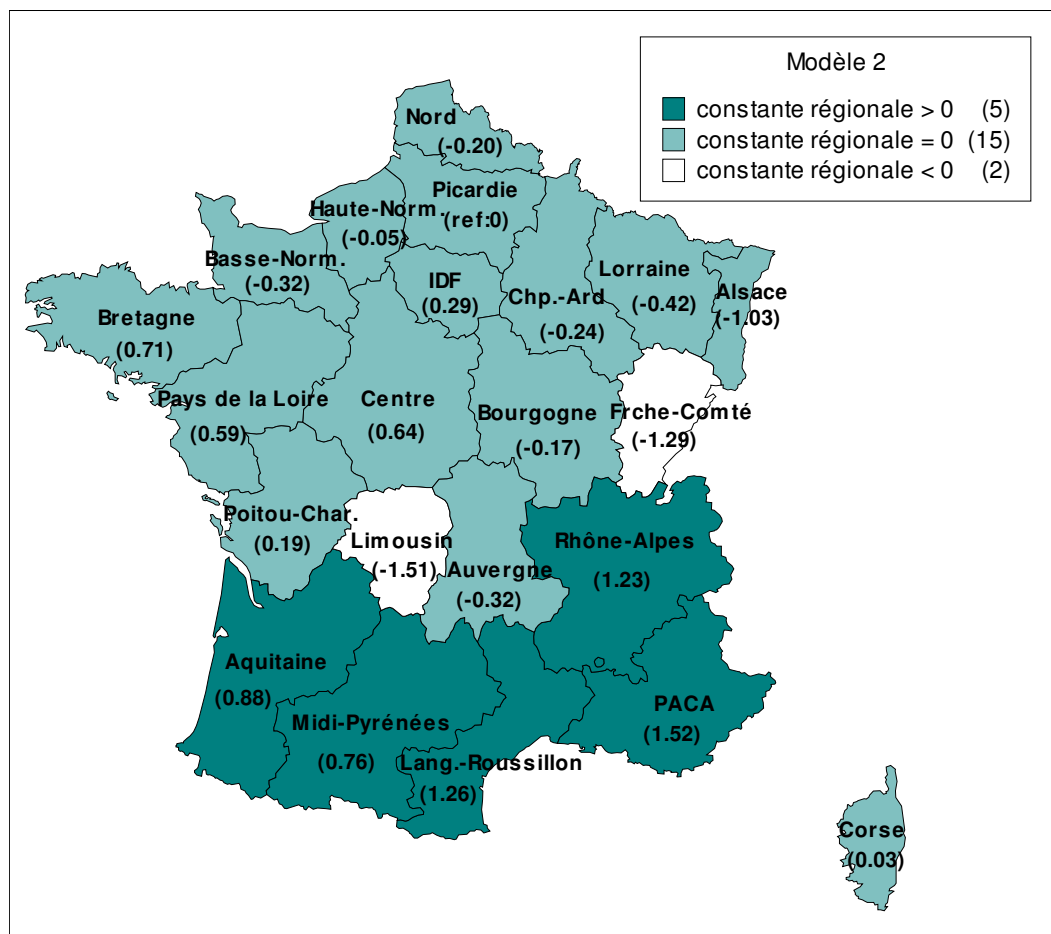
Les effets fixes régionaux estimés présentés sur le graphique 4 reflètent l'attractivité des différentes régions françaises pour les médecins qui choisissent de changer de région à l'issue de leur thèse, c'est-à-dire principalement pour les médecins ayant fait leurs études en Ile de France ou dans le Limousin, mais aussi dans les régions du centre de la France (régions de formation mises en évidence sur le graphique 4). Les régions du sud de la France apparaissent très attractives. Si on met en regard ces résultats avec l'observation du graphique 1, les comportements des nouveaux médecins ne semblent pas différer des choix de localisation fait par les médecins des générations plus anciennes. Les fortes disparités de densité entre le nord et le sud ne sont probablement pas amenées à se résorber dans les années à venir.

Il est important de mentionner ici une limite inhérente à nos données. Le graphique 3 montre que certaines régions sont plus exportatrices que d'autres, et c'est notamment le cas de l'Ile de France. Il est probable que les étudiants formés dans cette région soient originaires d'une autre région mais aient fait le choix d'étudier en région parisienne, où le nombre de postes ouverts en médecine est plus élevé. Une fois formés, ces étudiants repartiraient dans leur région d'origine. Dès lors, le changement de région qu'on observe à l'issue de la thèse n'est pas le reflet d'une volonté 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 cependant pas l'origine géographique des médecins (lieu de naissance ou lieu d'obtention du baccalauréat), une variable qui permettrait de répondre à cette critique. Les données agrégées du Ministère de l'Education Nationale sur l'origine géographique des étudiants en médecine formés dans chaque région fournissent toutefois des éléments d'information sur cette question¹¹. Ainsi, 75% des étudiants 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 de surreprésentation des étudiants originaires du sud de la France qui pourrait expliquer le choix massif de ces régions par les étudiants à l'issue de leur thèse. Le même constat est fait pour le Limousin, deuxième région la plus exportatrice d'étudiants en médecine.

Le graphique 3 montre, réciproquement, que certaines régions, comme les régions du sud de la France, sont très peu exportatrices d'étudiants. Il est possible que certains étudiants fassent le choix, au début de leurs études de médecine, de se former dans la région dans laquelle ils espèrent, plus tard, exercer. Dans ce cas, l'absence de changement de région à l'issue de la thèse serait dû au fait qu'ils ont déjà changé de région, en amont, entre le lycée et la fac de médecine. Pour étayer cette hypothèse, disposer de l'origine géographique des étudiants serait de nouveau nécessaire. Nos données agrégées montrent cependant qu'en PACA par exemple, 86% des étudiants en médecine sont originaires de cette région ; 10% sont originaires des régions limitrophes.

¹¹ 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 4 : Résultat de l'estimation du modèle de choix de la région d'installation (modèle 2) – valeur des effets spécifiques régionaux



Notes : La valeur des effets fixes estimés figure entre parenthèses sous le nom des régions.

Tableau 3 : Résultat de l'estimation du modèle de choix de la région d'installation (modèle 2) – valeur des coefficients estimés

	Modèle 2-a (avec effets fixes régionaux)	Modèle 2-b (sans effets fixes régionaux)
Effets fixes régionaux	Cf. graphique 5	-
Revenu des généralistes (/ 1000)	0,128 ** (0,052)	0,121 ** (0,049)
Revenu des généralistes au carré (/ 1000)	-0,00099 ** (0,00046)	-0,00085 ** (0,00044)
Densité de médecins généralistes partant à la retraite	-0,311 ** (0,125)	-0,338 *** (0,125)
Densité des médecins généralistes partant à la retraite au carré	0,039 * (0,024)	0,033 (0,024)
Taux de chômage	-0,045 (0,081)	-0,044 (0,045)
Prix du m ² des appartements	0,00025	-0,00013

	(0,00033)	(0,00028)
Revenu des habitants	-0,00006 (0,00009)	-0,000157 ** (0,00007)
Nombre d'heures de soleil (/ 1000)	-	2,483 *** (1,047)
Nombre d'heures de soleil au carré (/ 1000)	-	-0,339 *** (0,156)
Nombre de Rotary clubs	-	0,022 *** (0,005)
Densité de médecins généralistes	-	-0,330 *** (0,117)
Densité de médecins généralistes au carré	-	0,0013 *** (0,0006)
Densité de médecins spécialistes	-	0,131 *** (0,027)
Densité de médecins spécialistes au carré	-	-0,0006 *** (0,00013)
Taux d'équipement	-	-0,00003 (0,0033)
Part des plus de 75 ans	-	0,180 * (0,098)
Région avec un littoral	-	0,705 *** (0,176)
Part Population en Commune Rurale	-	0,0039 (0,013)
Nombre de chambres d'hôtels / habitant	-	0,004 (0,034)
Observations	2 178	2 178

- (1) *** signifie que le coefficient est significatif au seuil de 1%, ** au seuil de 5% et * 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
- (4) Notre modèle n'inclut pas d'indicatrices temporelles : nous supposons que l'attractivité des différentes régions est constante sur la période 1997-2002. En effet, cela impliquerait d'estimer 105 coefficients supplémentaires (5 dummies temporelles pour chacune des 21 régions), ce qui rend le modèle difficile à estimer. Toutefois, la plage temporelle est suffisamment faible pour faire cette hypothèse.

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

Le revenu est introduit sous forme quadratique. Quelle que soit la régression considérée, les signes des coefficients estimés montrent que l'effet du revenu est croissant à taux décroissant : la probabilité qu'un médecin choisisse une région augmente avec le revenu, mais de moins en moins fortement. Les moyennes des effets marginaux obtenus pour quelques régions représentatives sont présentées dans le tableau 4 afin de faciliter l'interprétation de l'effet du revenu : La méthodologie de calcul de ces effets marginaux est décrite dans l'encadré 3. Pour information, on a ajouté dans ce tableau la densité moyenne, le revenu moyen et la probabilité non conditionnelle (p_j) de choisir chacune des régions.

Toutes choses égales par ailleurs, on observe que 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 région sont des médecins dont la qualité de vie peut potentiellement diminuer (en raison des différents coûts psychologiques et financiers associés à la mobilité géographique) : ils peuvent compenser ces coûts en choisissant d'aller vers des régions où le revenu est plus élevé¹². Les effets marginaux indiquent que la probabilité moyenne de s'installer en région PACA augmente de 0.0035 à 0.0039 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 entre 3,2 et 3,5% par rapport à la probabilité initiale de 11%. L'effet du revenu est plus faible dans les autres régions, voire négatif (mais dans ce cas, l'effet marginal est non significatif) dans les régions dans lesquelles les revenus moyens sont les plus élevés. Toutes choses égales par ailleurs (et notamment à conditions de vie identiques), les médecins sont donc d'autant plus sensibles à une hausse du revenu que leurs revenus sont faibles. 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 (graphique 2) : il s'agit ici d'un effet du revenu mesuré toutes choses égales par ailleurs, et notamment à niveau d'ensoleillement identique.

Avec cette spécification, il est cependant impossible de savoir si les médecins valorisent différemment le revenu selon la région dans laquelle ils s'installent. Une solution consiste donc à faire en sorte que l'effet du revenu dépende de la région d'installation. Cette régression nécessiterait cependant l'estimation de 42 coefficients différents et rend l'interprétation de ces effets différenciés complexe. Nous avons donc opté pour une voie médiane 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} quintile ; les régions dans lesquelles la densité de généralistes est comprise entre le 2^{ème} et le 4^{ème} quintile ; les régions dans lesquelles la densité est supérieure ou égale au 5^{ème} quintile. On autorise comme précédemment un effet quadratique du revenu. Pour ne pas alourdir la présentation, nous ne présentons pas les résultats de ces estimations. Mais les effets marginaux du revenu, présentés dans le tableau 4, conduisent toujours à la conclusion 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 précédents 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 légèrement (même si le coefficient reste non significatif) pour ceux qui exercent dans les régions où la densité de médecins est faible.

¹² La même régression effectuée sur les médecins qui ne changent pas de région à l'issue de leur thèse (les résultats ne sont pas présentés ici) conduit à un effet non significatif du revenu : le revenu n'est un facteur déterminant du choix de localisation des médecins que pour ceux qui changent de région à l'issue de leur thèse.

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

				EM du revenu (modèle 2)		EM du revenu (modèle 2' avec effet différencié du revenu)	
				Régression avec effets fixes	Régression sans effets fixes	Régression avec effets fixes	Régression sans effets fixes
	Densité moyenne	Revenu moyen	p_j				
PACA	130	45 878	11%	0.0035 [0.0021 ; 0.0048]	0.0039 [0.0027 ; 0.0051]	0.0028 [0,0001 ; 0.0056]	0.0039 [0.0024 ; 0.0054]
Bretagne	101	51 127	6.6 %	0.0016 [0.0008 ; 0.0023]	0.0018 [0.0009 ; 0.0027]	0.0013 [0.0004 ; 0.0022]	0.0018 [0.0006 ; 0.0029]
Ile de France	94	50 849	4.4%	0.0011 [0.0004 ; 0.0017]	0.0014 [0.0007 ; 0.002]	0.0009 [0.0006 ; 0.0013]	0.0017 [0.0006 ; 0.0029]
Champagne -Ardenne	91	66 107	2.6%	-0.00003 [-0.0006 ; 0.0005]	0.0002 [-0.0003 ; 0.0007]	0.0002 [-0.0003 ; 0.0008]	0.0005 [-0.0002 ; 0.0012]
Nord	103	66 371	1.9%	-0.00003 [-0.0004 ; 0.0003]	0.0001 [-0.0002 ; 0.0005]	-0.0003 [-0.0007 ; 0.0007]	-0.0002 [-0.0007 ; 0.0002]

Notes: Pour le calcul des effets marginaux associés au modèle 2, on utilise les coefficients présentés dans le tableau 3 ; Les résultats des estimations du modèle 2' nécessaires au calcul des effets marginaux n'étant pas présentés, les coefficients estimés des variables de revenus, obtenus dans le cadre de l'estimation sans effets fixes régionaux, sont les suivants : coefficient du revenu et du revenu au carré = 0.166 et -0.0011 pour les régions à faible densité, 0.190 et -0.00105 pour les régions de densité moyenne et 0.213 et -0.0019 pour les régions de forte densité.

L'intervalle de confiance à 95% figure en dessous des effets marginaux.

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 faible¹³ 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 5.

Cette simulation n'est effectuée que pour les médecins qui changent de région après leur thèse. De ce fait, elle ne permet pas de modéliser l'impact de la prime à l'installation sur les comportements des médecins qui étaient initialement non mobiles. Nous sommes contraints de raisonner ainsi. En effet, pour examiner les comportements en population générale, il faudrait modéliser, dans un premier temps, l'impact du revenu (de nouveau différencié en 3 tranches en fonction de la densité) sur la probabilité de changer de région à l'issue de la thèse.

¹³ Plus que d'une prime à l'installation, il s'agit ici d'un supplément annuel 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.

Or dans cette régression, les différentes variables de revenus sont non significatives. Il est donc ensuite impossible de mesurer comment cette probabilité est modifiée lorsque le revenu augmente dans certaines régions uniquement, et donc de simuler la politique de prime à l'installation sur l'ensemble de la population des médecins¹⁴.

Le tableau 5 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 que de nouveaux médecins décident de s'y installer, même si, quantitativement, l'effet peut paraître limité au regard du nombre de médecins déjà présents dans la région. 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€.

Cette simulation présente évidemment des limites. Elle est essentiellement statique et ne prend notamment pas en compte le fait que si les incitations parviennent à attirer des médecins supplémentaires dans des zones moins dotées, la variation de la densité qui en résulte influencera les revenus espérés dans cette zone ainsi que les comportements de localisation des autres médecins.

Tableau 5 : 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-Ardenne	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

¹⁴ Ce résultat signifie toutefois que les comportements des médecins non mobiles ne devraient pas être influencés par la politique de prime à l'installation : ils continueront à s'installer dans la région de leur thèse.

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 de la région.

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 revenu et ensoleillement dans chaque région. Plus précisément, nous obtenons, 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 observons que 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 de calculer le 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 6. Les résultats de ce tableau montrent ainsi 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 représente en fait la prime qu'il conviendrait de verser aux médecins pour qu'ils acceptent de se localiser dans ces régions moins attractives.

Tableau 6 : Calcul du taux marginal de substitution entre revenu et soleil pour différentes régions

	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 serait 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 donné 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 significative¹⁵. 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

En utilisant un échantillon exhaustif de médecins généralistes débutants, notre étude vise à comprendre leurs stratégies de localisation. Dans le contexte actuel d'inégale répartition des médecins sur le territoire, il importe de connaître les facteurs influençant le plus leurs décisions afin d'apporter des éléments d'information sur les politiques à même d'influencer les comportements et pouvant, à terme, modifier la répartition sur le territoire.

L'analyse économétrique, au niveau individuel, des choix de localisation des médecins, permet de dégager plusieurs 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, cette influence est quantitativement d'une faible ampleur et les incitations ne semblent par ailleurs 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 initialement moins attractives. 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 d'ensoleillement. 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

¹⁵ 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).

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.

Ces résultats tendent à se demander si un levier de correction des inégalités de la répartition des médecins ne pourrait donc pas être 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 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.

En outre, ce type de mesure n'est pas souhaitable : elle risque de détourner encore plus les étudiants en médecine de l'exercice 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 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).

Un autre résultat de cette étude est la mise en évidence d'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. Les politiques tournées vers les étudiants en médecine pourraient donc être efficaces. Toutefois, ces politiques sont forcément limitées par les capacités de formation des différentes régions.

On peut alors s'interroger sur l'opportunité de la récente augmentation du *numerus clausus*, porté à 8000 places pour la rentrée 2012 (et ventilé entre les régions en fonction de leurs besoins prévisibles en médecins), dans l'objectif de corriger l'inégale répartition des médecins sur le territoire. Cette mesure ne peut à elle seule permettre de modifier la répartition des médecins. En effet, rien ne garantit que les médecins formés dans une région s'y installeront. A ce titre, nos résultats révèlent bien une hétérogénéité des comportements de mobilité entre les régions : les étudiants formés dans les régions considérées comme peu attractives sont plus à même de quitter leur région de formation. Dès lors, ce type de mesure n'est pas suffisant. Une solution serait probablement d'inciter les médecins des régions les moins densément peuplées en médecins à exercer une partie de leur activité dans les communes sous dotées. Cela nécessite de réorganiser l'offre de soins, en facilitant la création des maisons de santé et en obligeant les médecins à assurer une permanence des soins. Pour approfondir cette question, l'analyse des comportements de localisation des médecins, que nous avons menée au niveau régional, nécessiterait d'être complétée par une analyse au niveau communal en étudiant notamment les déterminants des choix d'installation en commune rurale, couronne périurbaine et en ville.

Cette étude apporte des résultats originaux mais elle comporte toutefois un certain nombre de limites, inhérentes aux données que nous utilisons. Tout d'abord, nos données ne comportent aucune information d'ordre personnel (présence d'un conjoint ou d'enfant, âge des enfants, profession du conjoint,...), facteurs qui influencent très probablement la marge de manœuvre

qu'ont les médecins pour choisir une région d'installation différente de leur région de formation et dont nous ne pouvons tenir compte.

Par ailleurs, les données utilisées sont est relativement anciennes. Couvrant uniquement la période 1997-2002, elles ne nous permettent pas d'analyser l'impact de plusieurs réformes, postérieures à 2002, qui ont pu influencer les comportements de localisation des médecins installés récemment. Ainsi, nous ne pouvons pas évaluer l'impact de l'introduction des mesures financières incitatives à la localisation dans des zones sous-dotées en médecins, introduites à partir de 2004. Nous ne pouvons pas non plus évaluer l'impact qu'a eu la mise en place du parcours de soins coordonnés en 2004 sur leurs comportements. 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 et l'introduction des épreuves nationales classantes, qui conduit les médecins à choisir, en fonction de leur rang de classement, une spécialité mais aussi un lieu de formation, aura probablement des conséquences importantes sur les comportements d'installation des médecins. Cette étude nécessiterait donc d'être actualisée en utilisant des données plus récentes qui pourraient apporter un nouvel éclairage sur ce sujet.

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.
- Bolduc D., Fortin B. et Gordon S. (1997). « Multinomial Probit Estimation of Spatially Interdependent Choice: An Empirical Comparison of Two New Techniques », *International Regional Science Review*, vol. 20, pp. 77-101
- 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.
- 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.
- Coreia I., Veiga P. (2009). « Geographic distribution of physicians in Portugal », *European Journal of Health Economics*, vol.11, pp. 383-393
- 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 »).
- 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.
- Dionne G., Langlois A. et Lemire N. (1987). « More on the geographic distribution of physicians », *Journal of Health Economics*, vol. 6, pp. 365-374
- 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/>
- Godard M., Gravelle H, Hole A. et Marini G. (2010). « Where did all the GPs go ? Increasing supply and geographical equity in England and Scotland », *Journal of Health Services Research and Policy*, vol. 15, pp. 28-35
- Gravelle H. et Sutton M. (2001). « Inequalities in the geographical distribution of general practitioners in England and Wales 1974-1995 », *Journal of Health Services Research and Policy*, vol. 6, pp. 6-13
- Horev T., Psis-Katz I. et Mukamel D. (2004) « Trends in geographic disparities in allocation of health care resource in the US », *Health Policy*, vol. 68, pp. 223-232
- Raynaud D. (2005). Les déterminants individuels des dépenses de santé. *Etudes et résultats*, n°378, DREES.
- Roback J. (1982) « Wages, rents and the quality of life », *Journal of Political Economy*, vol 90, pp. 1257-1278.
- Simoens S., Hurst J. (2006). « The supply of physician services in OECD countries ». *OECD Health Working Papers*, n°21, OECD.
- Thomas A. (2000). *Econométrie des variables qualitatives*. Dunod
- Train K. (2003). *Discrete Choice Methods with Simulation*. Cambridge University Press.
- 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.