

La répartition géographique des internes en médecine générale : un outil de régulation des lieux d'installation ?

Geographical Distribution of Interns in General Practice: A Tool for Regulating Place of Settlement?

Julien Silhol*

Résumé – Depuis 2004, les internes en médecine générale sont répartis entre les universités à l'issue du concours de l'internat à partir de leurs vœux, du classement au concours et du nombre de postes ouverts dans chaque université. L'importante réallocation des postes d'internes intervenue entre 2004 et 2007 est mobilisée comme une expérience naturelle, afin d'évaluer l'effet de la répartition des internes sur la répartition géographique des installations. Nous estimons qu'une augmentation d'un point de pourcentage de la part des internes affectés à une université est associée, en moyenne, à une augmentation de 0,4 point de pourcentage de la part de généralistes libéraux issus de ces promotions installés douze ans plus tard dans la zone de l'université. L'étude montre que le lieu de naissance constitue aussi un déterminant important du lieu d'installation. Recruter des étudiants en médecine dans les « déserts médicaux » pourrait donc constituer un outil de régulation des lieux d'installation.

Abstract – Since 2004, interns in general practice have been distributed among universities following the internship competition based on their wishes, the ranking in the competition, and the number of available positions at each university. The significant reallocation of intern posts which took place between 2004 and 2007 is used as a natural experiment to assess the effect of distribution of interns on geographical distribution of settlement. We estimate that an increase of one percentage point in the proportion of interns placed at a university is associated, on average, with an increase of 0.4 percentage points in the proportion of general practitioners in private practice resulting from these cohorts having settled in the university zone twelve years later. The study shows that place of birth is also a significant decisive factor in relation to place of settlement. Recruiting medicine students in “medical deserts” could therefore be a tool for regulating place of settlement.

JEL : J18, J48, J61

Mots-clés : médecins généralistes, déserts médicaux, répartition, régulation, mobilité
Keywords: general practitioners, medical deserts, distribution, regulation, mobility

* Insee – Amse. Correspondance : julien.silhol@insee.fr

Je remercie Alain Paraponaris et Bruno Ventelou, Dominique Goux et Thomas Barnay, ainsi que Guillaume Chevillard, Véronique Lucas-Gabrielli et Julien Mousquès. Ce travail de recherche a bénéficié d'un financement de l'Institut pour la Recherche en Santé Publique n° IReSP-LIAAP18-HSR-008.

Reçu en mars 2023, accepté en février 2024.

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

Citation: Silhol, J. (2024). Geographical Distribution of Interns in General Practice: A Tool for Regulating Place of Settlement? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 542, 17–36. doi: 10.24187/ecostat.2024.542.2109

Depuis le tournant des années 2000, la question de l'accessibilité aux soins prend une place croissante dans le débat public. Il apparaît effectivement des zones vastes, en expansion, dans lesquelles les médecins sont notoirement moins nombreux au regard de la population que dans le reste du territoire (Vergier & Chaput, 2017). Le vieillissement de la population, la diminution du ratio médecins/habitants et surtout la forte diminution de l'offre de travail moyenne des médecins devraient accroître ces déséquilibres (Bachelet & Anguis, 2017).

Cet article est centré sur les médecins généralistes libéraux, qui réalisent 95 % des actes de médecine générale¹. En plus de leur propre offre de soins – soins de premiers recours, suivi des maladies chroniques, prévention, etc. –, ils ont un rôle d'aiguilleur des patients dans l'ensemble du système de santé. Ils sont à ces titres un facteur essentiel de l'efficience des offres médicales et paramédicales (Ferrer *et al.*, 2005).

Les médecins libéraux choisissent librement leur lieu d'exercice. Le décideur public dispose donc de peu de leviers pour réguler la répartition des installations. Il agit cependant en amont, en répartissant les postes d'internes entre les universités. Beaucoup d'étudiants en médecine sont ainsi contraints à une mobilité géographique au moment où ils deviennent internes. Cette répartition a un effet important à court terme : en tant que médecins juniors, les internes contribuent au fonctionnement des hôpitaux et des cabinets du territoire dans lequel ils sont affectés. Davantage d'internes orientés vers une université se traduit donc par une offre de soins accrue dans les hôpitaux et cabinets des environs.

Mais cette répartition pourrait aussi avoir un effet de long terme. Le système d'affectation conduit des internes à travailler dans des territoires vers lesquels ils ne souhaitaient initialement pas se diriger. En y terminant leurs études, certains parmi eux pourraient finalement décider de s'y installer. L'exposition au territoire d'affectation est en effet longue et intense à un moment clé de la vie du médecin. En général âgés de 25 à 30 ans, les internes le parcourent de stages en stages pendant au moins trois années avec un rythme de travail qui ne leur permet pas de retourner tous les week-ends dans leur région d'origine. Ils perçoivent leurs premiers salaires, constituent leur premier réseau professionnel et sont susceptibles de nouer des liens affectifs. L'expérience de l'internat est donc susceptible de modifier la perception qu'ils avaient du territoire avant d'y être affectés. Ainsi, la répartition des postes d'internes apparaît comme un outil

potentiel de régulation géographique des futures installations.

Cet article documente l'efficacité de cet outil. Nous allons pour cela suivre les trajectoires géographiques des promotions 2004 à 2007 d'internes en médecine générale. Durant cette période, une importante réallocation des postes d'internes a été faite. En comparaison de 2004, ils sont en 2007 moins fréquemment attribués aux universités des plus grandes aires urbaines (Paris, Lyon, Marseille, Toulouse, etc.), au profit de celles situées dans les aires urbaines de taille moins importante (Angers, Clermont-Ferrand, Saint-Étienne, Dijon, etc.). Cette réallocation peut être vue comme une expérience naturelle dans la mesure où, en amont, les répartitions des places d'admis en deuxième année d'études de médecine de ces promotions étaient restées inchangées. Elle permet d'identifier l'effet de la répartition des internes sur la répartition des lieux d'exercice.

Les données utilisées contiennent les communes de naissance des médecins. Nous les utilisons comme proxy du lieu où le médecin a grandi, qui est connu pour être un déterminant majeur du lieu d'installation. Une fois les lieux de naissance pris en compte, nous trouvons qu'en augmentant d'un point de pourcentage la part d'internes d'une promotion affectés à une université, la part de médecins généralistes libéraux de cette promotion qui s'installent dans la zone de l'université augmente d'environ 0,4 point de pourcentage. Nous trouvons aussi que la répartition des naissances a un effet de même ordre de grandeur sur la répartition des installations.

Cet article ne porte pas exactement sur les déterminants d'une installation dans les « déserts médicaux ». En effet, même si un « désert médical » ne correspond pas à une catégorie statistique officielle (Vergier & Chaput, 2017), l'expression renvoie à l'idée d'un territoire dans lequel l'accessibilité aux soins est difficile en tout point. Or, nous travaillons ici sur une partition du territoire national en 28 zones, chaque commune étant associée à l'université accueillant des internes la plus proche (figure I). Ces zones ont des surfaces très importantes (plus de trois départements en moyenne) et contiennent donc des espaces dans lesquels les niveaux d'accessibilité à des médecins sont hétérogènes. Cependant, le ratio moyen généralistes/population est aussi très variable d'une zone à l'autre :

1. Source : Système National de Données de Santé (SNDS) via l'application <https://cartosante.atlasante.fr>, qui est une contribution du réseau des Agences Régionales de Santé (ARS).

en 2020, il s'élève à 10,7 médecins généralistes libéraux pour 10 000 habitants dans les zones des universités de Marseille et Nice, mais il est inférieur à 7,8 dans celles des universités de Reims, Rouen et Tours. Une meilleure répartition des installations entre ces zones participerait donc à un meilleur équilibre géographique de l'offre de soins. Par ailleurs, l'effet du lieu de naissance sur le lieu d'installation, mis en évidence dans cet article, est certainement pour partie extrapolable à des mailles géographiques plus fines.

L'article est organisé comme suit. La section 1 propose une revue de la littérature dévolue aux déterminants des lieux d'installation des médecins. Des éléments de contexte sont donnés dans la section 2. La section 3 est consacrée à la présentation des données. Dans la section 4, nous mobilisons les variations dans la répartition des internes en médecine générale entre 2004 et 2007 pour identifier l'effet du lieu d'internat sur le lieu d'installation. Enfin dans la section 5, nous adaptons un modèle de concurrence pour proposer des simulations contrefactuelles : nous nous demandons comment se seraient réparties les installations (i) si la répartition des internes en 2004 avait été conservée les années ultérieures ou encore (ii) si une politique de recrutement des étudiants en médecine spécifiquement dans certaines zones avait été menée.

1. Revue de la littérature

Les inégalités territoriales d'accès aux soins ne sont pas propres à la France. Dans de nombreux

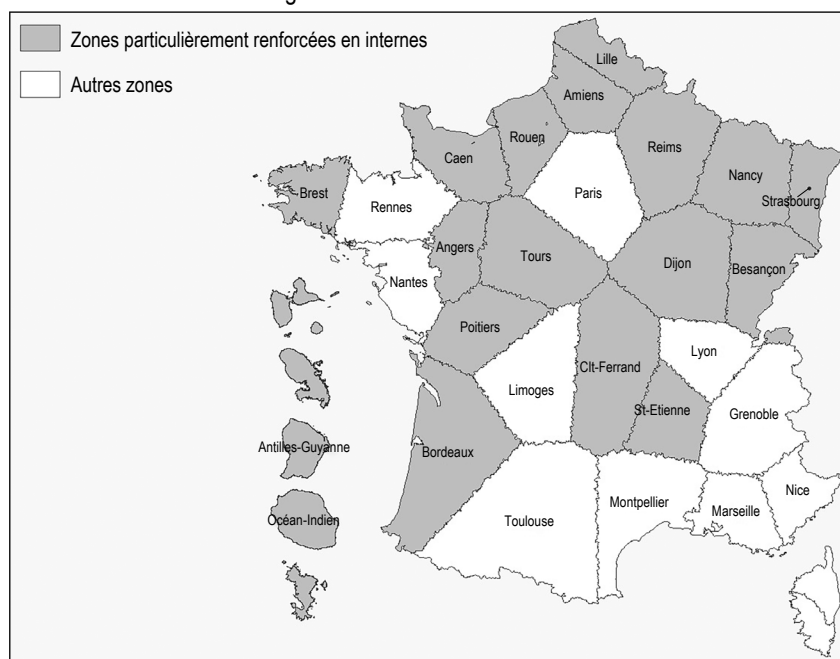
pays, des espaces ruraux et des zones urbaines défavorisées notamment peuvent être moins bien dotées en médecins. Aussi, une littérature importante s'attache à cerner les déterminants d'une installation dans ces types d'espaces. Mieux connaître ces déterminants aide à l'élaboration de politiques publiques de régulation géographique des installations plus efficaces. On peut scinder cette littérature en deux catégories d'études². La première s'intéresse aux trajectoires géographiques des médecins. La seconde aux effets des incitations financières.

Trajectoires géographiques

Une première catégorie d'études se focalise sur les origines géographiques des médecins. Le principal déterminant identifié d'une installation en zone sous-dense en médecins est en effet le fait d'y avoir grandi et dans une moindre mesure d'y avoir étudié. Asghari *et al.* (2020) proposent une méta-analyse sur ce sujet. Pour remédier à la pénurie de médecins en milieux ruraux, les auteurs préconisent une continuité entre lieux de recrutements des étudiants en médecine, lieux d'études et lieux bénéficiant d'incitations à l'installation. L'expression *rural pipeline* que l'on pourrait traduire par *filière rurale* a ainsi émergé

2. Quelques études mettent en avant d'autres déterminants locaux ou individuels des lieux d'installation. Par exemple, Chevillard & Mousquès (2020) montrent que les maisons de santé pluriprofessionnelles ont un pouvoir d'attraction sur les médecins. Nous ne mentionnons pas ce type d'études ici parce que les lieux d'installation observés dans la présente étude sont vastes (cf. figure 1) et contiennent donc des espaces dans lesquels ces déterminants sont présents de manière très hétérogène. De plus, le jeu de données mobilisé contient très peu de caractéristiques individuelles.

Figure 1 – Zones des universités



Note : chaque commune est rattachée à la plus proche université accueillant des internes en médecine générale.

pour caractériser cette continuité géographique, qui apparaît comme un invariant. Ce terme peut aussi qualifier les programmes visant à recruter des étudiants en médecine en milieu rural et/ou à y promouvoir des stages afin d'augmenter les installations dans ce type de territoires (Witter *et al.*, 2020). Les territoires ruraux ne sont cependant pas exactement superposables avec les territoires sous-denses en médecins. Aux États-Unis et au Canada, des études s'attachent aussi à trouver les déterminants d'une installation dans les territoires urbains défavorisés où se concentrent certaines communautés ethniques (en particulier les communautés noires, hispaniques, ou amérindiennes). En cohérence avec le concept de *rural pipeline*, ces études montrent que le fait d'être originaire de chacun de ces types de territoires accroît significativement la probabilité de s'y installer (Goodfellow *et al.*, 2016).

Les liens entre lieux d'études et lieux d'installation sont plus discutés. Sur des données françaises, Vilain & Niel (1999) puis Delattre & Samson (2012) trouvent que les trois quarts des médecins sont installés dans la région où ils ont soutenu leur thèse. Mais cette proportion élevée pourrait en réalité être liée à un effet *rural pipeline*, puisque la plupart des médecins effectuent leurs études dans la région où ils ont grandi. Les recherches visant à désintriquer l'effet du lieu où a grandi un médecin de celui du lieu de sa formation, en tant que déterminants de son lieu d'installation, sont moins nombreuses. Xu *et al.* (1997), à partir d'un échantillon d'un peu plus de 2 000 médecins dont le lieu d'installation est observé dix années après la fin de leurs études, montrent que l'exercice dans une zone rurale est associé au fait d'y avoir grandi, mais pas au fait d'y avoir suivi une partie de sa formation. Le même type de résultat est retrouvé dans Easterbrook (1999). Cependant, l'effet du lieu des études sur le lieu d'installation, net du lieu où le médecin a grandi, reste discuté : il est fortement suspecté de dépendre de la « durée de l'exposition » au territoire concerné (Denz-Penhey *et al.*, 2005) et du moment où cette « période d'acculturation » est faite (Wilkinson *et al.*, 2003). Le présent article s'inscrit dans ces problématiques.

Incitations financières

La seconde catégorie d'études propose des évaluations des effets des incitations financières visant à réguler les lieux d'installation. Cet instrument classique de politique publique consiste en des primes ou des augmentations tarifaires pour les médecins exerçant en zones sous-denses, ou bien prend la forme d'un financement des années d'études contre un

engagement des étudiants qui en bénéficient à exercer dans certains territoires, pendant une durée déterminée, une fois diplômés. Ces deux types d'incitations financières ont cours en France (encadré).

Les évaluations des effets des primes et des augmentations tarifaires sur l'installation dans certains territoires sont peu nombreuses, mais convergentes : les effets sont en général évalués comme assez faibles. Au demeurant, il est constaté que dans les pays qui y ont eu recours précocement (dans les années 1970 et 1980 au Canada et aux États-Unis), les déséquilibres demeurent. Elles n'ont donc pas suffi à attirer un nombre suffisant de médecins. Les travaux d'économie expérimentale menés pour documenter les choix des médecins apportent un éclairage sur cette faible sensibilité des médecins à ce type de dispositif. On trouve dans Polton *et al.* (2021) une revue de neuf études analysant des préférences exprimées par les médecins : le niveau de revenus n'apparaît pas comme un déterminant important lorsque les médecins doivent choisir entre divers scénarios. Sur des données françaises, Delattre & Samson (2012) montrent d'ailleurs que pour infléchir les préférences des médecins jusqu'à modifier leur répartition inter-régionale, les montants des primes devraient être très élevés. De fait, un rapport de la Cour des comptes (Cour des comptes, 2014) note que l'option conventionnelle – un dispositif qui majore de 20 % le tarif des consultations des médecins exerçant dans certains territoires soit en moyenne environ 25 000 € par médecin – n'a abouti, durant la période 2007-2010 qu'à l'arrivée de 60 nouveaux médecins généralistes libéraux, dont certains auraient peut-être choisi ces territoires sans cette intervention. Les zones ciblées étaient pourtant assez vastes (4 500 communes regroupant 2,6 millions d'habitants). Notons aussi que ces incitations financières pourraient avoir des effets contre-productifs. En effet, beaucoup de médecins semblent ajuster leur temps de travail aux revenus qu'ils visent (Rizzo & Blumenthal, 1996 ; Chanel *et al.*, 2017). En assurant une part de leurs revenus aux médecins qui en bénéficient, les incitations financières pourraient ainsi conduire à une diminution du nombre des consultations offertes.

Les études traitant des effets des aides financières aux étudiants en échange d'une période d'exercice en zone sous-dense en médecins sont plus nombreuses. La synthèse de 43 articles proposée par Bärnighausen & Bloom (2009) fait apparaître d'abord que seulement les sept dixièmes des étudiants faisant partie de ces programmes

ENCADRÉ – Politiques de régulation des installations de médecins en France

La liberté d'installation, c'est-à-dire la possibilité de choisir librement son lieu d'exercice figure dans la charte de 1927 écrite par les syndicats de médecins pour poser les principes de la médecine libérale. Cette liberté n'a ensuite jamais été remise en question, ni lors de la création de la sécurité sociale en 1945, ni lors des conventions médicales successives qui définissent les rapports entre les organismes d'assurance maladie et les représentants des médecins.

Jusqu'au milieu des années 2000, la politique de régulation des installations ne repose que sur un seul levier : la fixation du nombre total d'étudiants admis à poursuivre des études de médecine au-delà de la première année. Ce nombre, le *numerus clausus*, est donné chaque année dans un arrêté ministériel qui contient aussi sa déclinaison pour chaque université. Cependant, la répartition des admis en deuxième année entre universités est quasiment stable dans le temps (voir annexe 1) et ne constitue donc pas un outil de régulation géographique des futures installations.

L'évolution du *numerus clausus* suit une courbe en U. Fixé à 8 588 en 1972, le *numerus clausus* a d'abord une tendance à la baisse jusqu'en 1993 (3 500) puis croît jusqu'en 2020 (9 361 étudiants). Il est mis fin au *numerus clausus* à partir de 2021.

En 2004, la médecine générale devient une spécialité médicale. Auparavant, les étudiants s'y destinant pouvaient effectuer l'intégralité de leurs études dans la même université. À partir de 2004, tous les étudiants de 5^e année passent les Épreuves Classantes Nationales (ECN). À l'issue de ces épreuves ils sont affectés à une université pour effectuer leur troisième cycle d'étude, l'internat. L'affectation est faite à partir de leurs souhaits, de leur rang de classement aux ECN et du nombre de postes d'internes ouverts. En ouvrant et fermant des postes d'internes dans les universités, le décideur public pilote cette répartition. L'objectif de la présente étude est de mesurer l'effet de cette répartition des internes entre universités sur la répartition géographique des installations.

La loi du 13 août 2004 modifie le code de la sécurité sociale notamment en élargissant le champ des négociations lors des conventions médicales. Elle ouvre en particulier la possibilité d'introduire des incitations financières à l'installation dans les zones où les médecins sont considérés comme trop peu nombreux.

La convention médicale de 2005, signée en 2007, prévoit ainsi une majoration allant jusqu'à 20 % des honoraires des médecins exerçant dans ces types de zone, définies par les Missions Régionales de Santé. Mais cet outil constituait un effet d'aubaine puisque les médecins déjà installés dans ces zones bénéficiaient de ces majorations. Pour un coût d'environ 20 millions d'euros par an, une soixantaine de nouveaux médecins généralistes libéraux seulement s'installent dans une des 4 600 communes cibles regroupant 2,6 millions d'habitants, entre 2007 et 2010 (Cour des comptes, 2014).

La convention de 2011 met fin à ce dispositif et crée l'*option démographie* (dont le but est d'inciter de nouveaux médecins à s'installer dans les zones déficitaires) et l'*option santé-solidarité* (dont le but est d'inciter des médecins exerçant dans d'autres zones à venir y effectuer des vacations). Un nouveau zonage est mis en place par les Agences Régionales de Santé (ARS). Outre une aide à l'installation, l'*option démographie* conduit à une majoration de 10 % des honoraires, avec un plafond de 20 000 € par an, sous réserve d'un exercice en cabinet de groupe. Elle ne concerne que les nouvelles installations.

Suite à la convention médicale de 2016, un nouveau zonage est opéré, à partir d'un indicateur géostatistique (l'indicateur d'Accessibilité Potentielle Localisée) et de l'expertise locale des ARS. À partir du 1^{er} janvier 2019, les médecins généralistes libéraux s'installant au moins cinq années dans une maison de santé pluridisciplinaire implantée dans une Zone d'Intervention Prioritaire (ZIP) perçoivent une prime dont le montant, qui dépend du nombre de jours travaillés dans la semaine, peut atteindre 60 000 € s'il est majoré par l'ARS.

Par ailleurs, la loi Hôpital Santé Patient Territoire de 2009 offre aux étudiants en médecine la possibilité de percevoir une allocation mensuelle de 1 200 € s'ils s'engagent à travailler à l'issue de leurs études dans une zone déficitaire, pendant une durée au minimum égale au nombre d'années pendant lesquelles cette allocation a été perçue. Ce « Contrat d'Engagement du Service Public » constitue ainsi un outil de régulation des lieux d'exercice. Les médecins qui entrent dans le champ de cette étude n'ont pas pu en bénéficier puisqu'ils ont effectué leur internat entre 2004 et 2007 et que les premiers CES ont été signés en 2011.

respectent leur obligation d'exercice en zone sous-dense une fois diplômés – cette proportion serait en moyenne de 67 % lorsque le programme propose une option de rachat et de 84 % lorsque cette option n'est pas prévue. Il apparaît aussi que la durée d'exercice dans les zones sous-denses des médecins ayant bénéficié de ces programmes et respectant leur engagement sont variables, mais en général plus faible que celle des médecins qui s'y sont installés spontanément. Les incitations financières ne sauraient donc, à elles seules, rééquilibrer la répartition géographique des médecins.

2. Contexte

2.1. Affectation des internes aux différentes universités

L'internat est le nom donné au troisième cycle d'études de médecine. Originellement, les étudiants en fin de cursus de médecine logeaient dans les hôpitaux : c'est de là que viennent les mots *internat* et *interne*. Les internes sont affectés à une université, dans laquelle ils suivent des cours. Mais la majorité de leur temps est consacrée à des stages qu'ils effectuent dans

des structures hospitalières ou en cabinet, situés autour de l'université. Ils sont alors considérés comme des médecins juniors : ils bénéficient d'une certaine autonomie (ils reçoivent des patients seuls et prescrivent) tout en étant supervisés et formés par des médecins seniors.

La médecine générale a accédé au rang de spécialité médicale à partir de la promotion d'internes 2004. Auparavant, les étudiants s'y destinant pouvaient rester dans l'université où ils avaient fait leurs cinq premières années d'études. Le troisième cycle d'études s'appelait alors le *résidanat* et non l'*internat*. L'entrée de la médecine générale parmi les spécialités médicales a conduit l'ensemble des étudiants en médecine à entrer dans le processus d'affectation des internes.

Ce processus est centralisé. Chaque année, les postes d'internes sont répartis par spécialité médicale et par université. Les étudiants en cinquième année de médecine passent un concours, officiellement appelé « Épreuves Classantes Nationales » (ECN), plus connu sous le nom de « concours de l'internat », à l'issue duquel ils choisissent un poste d'interne, par ordre de classement (Billaut, 2005). Les étudiants choisissent l'un après l'autre un couple Spécialité×Université. Lorsqu'un étudiant choisit le dernier poste d'interne de la spécialité médicale Sk ouvert dans l'université Uj, les étudiants moins bien classés ne peuvent plus choisir la combinaison Sk×Uj. Un tel système conduit les étudiants les moins bien classés à n'avoir qu'un choix restreint de spécialités et d'universités pour effectuer leur internat.

Les choix d'université d'affectation pour l'internat se sont progressivement restreints entre 2004 et 2007 pour les étudiants les moins bien classés aux ECN. D'après Vanderschelden (2007), la totalité des places d'internes en médecine générale de 19 universités sur 28 étaient pourvues en 2007, ce qui signifie qu'elles n'étaient pas accessibles aux étudiants les moins bien classés. C'était le cas de 15 universités en 2006 et de seulement 11 en 2005. Au contraire, en 2004, année de mise en place de ce système d'affectation, on observe une certaine souplesse : des universités ont pu accueillir des internes au-delà du nombre de postes ouverts. Le décideur public maîtrise donc une bonne part du processus de répartition des internes. Cette maîtrise n'est toutefois pas totale. En effet, le nombre de postes ouverts est supérieur au nombre d'internes affectés puisqu'à l'issue du processus d'affectation certains étudiants redoublent leur cinquième année³.

2.2. Importantes modifications de la répartition des internes en médecine générale entre 2004 et 2007

Entre 2004 et 2007, le nombre d'internes en médecine générale a doublé (+96 %). Ce doublement provient d'une augmentation en amont du *numerus clausus* (voir annexe 1), ainsi que d'une modification de la répartition des étudiants entre spécialités en faveur de la médecine générale.

Ce doublement n'est pas homogène entre les universités, ce qui conduit à une modification de la répartition des internes entre les universités (tableau 1). Ainsi, le nombre d'internes en médecine générale affectés à l'université de Montpellier a même diminué de 17 % durant cette période, tandis qu'il a augmenté pour toutes les autres universités, mais dans des proportions allant de +10 % (Grenoble) à +400 % (Saint-Étienne).

D'une année à l'autre, les variations peuvent être modestes, ou dans des sens opposés, comme pour l'université d'Angers où le nombre d'internes affectés a d'abord doublé entre 2004 et 2005, puis baissé de 30 %, puis de nouveau doublé. Cependant, une tendance générale se dégage : en réduisant la proportion de postes ouverts dans les universités des plus grandes agglomérations (Paris, Lyon, Marseille, Nice, etc.) qui sont les plus attractives (Vanderschelden, 2007), au profit des universités des villes de moins grande taille (Amiens, Caen, Reims, etc.), le décideur public conduit de plus en plus d'étudiants à effectuer leur internat hors des grandes métropoles (cf. figure I). Des exceptions existent cependant. Ainsi, les effectifs d'internes en médecine générale affectés aux universités des agglomérations de Bordeaux, Lille et Strasbourg, croissent légèrement plus fortement que la moyenne. Une explication pourrait être leur position, très éloignée des autres universités concernant celle de Bordeaux, ou au sein de territoires à faible densité en médecins (le Haut-Rhin, la Moselle et les Vosges sont des départements dans lesquels la densité en généralistes était inférieure à 9 médecins généralistes libéraux pour 10 000 habitants en 2006, alors que la densité moyenne en France Métropolitaine excédait légèrement 10). À l'inverse, la croissance du nombre d'internes affectés à l'université de Limoges (+84 %), plus faible que la croissance moyenne, pourrait provenir d'une difficulté à y attirer des étudiants, même parmi les moins bien classés.

3. Parce qu'ils sont insatisfaits de leur affectation et souhaitent repasser le concours des ECN ou parce qu'ils n'ont pas validé la totalité de leur cinquième année.

Tableau 1 – Répartition des internes en médecine générale entre universités durant la période 2004-2007

Université	2004		2005		2006		2007		Évolution effectif (%) (entre 2004 et 2007)
	Effectif	%	Effectif	%	Effectif	%	Effectif	%	
Amiens	22	1,8	17	1,2	74	3,6	77	3,2	+250
Angers	23	1,9	50	3,5	35	1,7	74	3,1	+222
Antilles Guyane	13	1,1	21	1,5	38	1,9	41	1,7	+215
Besançon	18	1,5	25	1,8	50	2,5	50	2,1	+178
Bordeaux	50	4,1	49	3,5	64	3,1	117	4,8	+134
Brest	26	2,1	31	2,2	44	2,2	71	2,9	+173
Caen	26	2,1	37	2,6	51	2,5	71	2,9	+173
Clermont-Ferrand	23	1,9	31	2,2	50	2,5	70	2,9	+204
Dijon	13	1,1	15	1,1	61	3,0	49	2,0	+277
Grenoble	67	5,4	69	4,9	65	3,2	74	3,1	+10
Lille	82	6,7	89	6,3	150	7,4	170	7,0	+107
Limoges	19	1,5	24	1,7	26	1,3	35	1,4	+84
Lyon	85	6,9	95	6,7	111	5,5	125	5,2	+47
Marseille	66	5,4	70	4,9	83	4,1	90	3,7	+36
Montpellier	79	6,4	39	2,8	45	2,2	65	2,7	-18
Nancy	47	3,8	53	3,7	83	4,1	121	5,0	+157
Nantes	50	4,1	60	4,2	65	3,2	75	3,1	+50
Nice	27	2,2	27	1,9	31	1,5	35	1,4	+30
Océan-Indien	9	0,7	15	1,1	17	0,8	25	1,0	+178
Paris	209	17,0	292	20,6	380	18,7	372	15,4	+78
Poitiers	21	1,7	46	3,2	63	3,1	101	4,2	+381
Reims	16	1,3	18	1,3	51	2,5	54	2,2	+238
Rennes	65	5,3	52	3,7	60	3,0	73	3,0	+12
Rouen	30	2,4	29	2,0	65	3,2	77	3,2	+157
Saint-Étienne	11	0,9	22	1,6	50	2,5	55	2,3	+400
Strasbourg	50	4,1	70	4,9	84	4,1	108	4,5	+116
Toulouse	60	4,9	48	3,4	63	3,1	80	3,3	+33
Tours	26	2,1	24	1,7	73	3,6	59	2,4	+127
Total	1 233	100	1 418	100	2 032	100	2 414	100	+96

Lecture : 22 internes en médecine générale étaient affectés dans l'université d'Amiens en 2004, ce qui représentait 1,8 % des internes en médecine générale. Ils étaient 77 en 2007 (3,2 %) : l'évolution est de +250 %.
Source : arrêtés d'affectation des internes.

Cette réallocation des postes d'internes est de grande ampleur : entre 2004 et 2007, un tiers des affectations ont été réallouées entre universités. Elle semble traduire une volonté du décideur public de diriger les internes vers les territoires qui manquent le plus de médecins généralistes. Hors zones⁴ de Paris et DROM⁵, il y avait 9,8 médecins généralistes libéraux pour 10 000 habitants en 2006 dans les zones des universités où le nombre d'internes a plus que doublé entre 2004 et 2007 alors que ce taux était de 11,0 dans les autres zones.

2.3. Stabilité des répartitions des étudiants en amont de l'internat

C'est sur ces évolutions des affectations d'internes très variables selon les universités que nous nous appuyons pour identifier l'effet de la répartition entre universités d'une promotion d'internes sur la répartition des lieux d'installation des médecins qui en sont issus. Il

est important de noter que si la répartition des internes connaît une grande variabilité entre 2004 et 2007, ce n'était pas le cas, en amont, de leur répartition en tant qu'étudiants de premier cycle universitaire. Des évolutions dans la répartition de ces étudiants auraient en effet pu constituer un facteur confondant. Les étudiants affectés en internat entre 2004 à 2007 avaient généralement débuté leur deuxième année de médecine entre septembre 1999 et septembre 2002. Or, la répartition des étudiants admis en deuxième année, fixée par arrêté, était restée stable ces quatre années-là (voir annexe 1).

4. Les zones des universités sont représentées dans la figure 1 et définies dans la section 3.1.

5. La zone de Paris a une densité assez faible en médecins généralistes libéraux (8,5 en 2006), mais elle est très spécifique : sa population est plus jeune et sa densité en médecins spécialistes beaucoup plus élevée. Les densités en médecins généralistes en 2006 dans les DROM ne sont pas disponibles.

3. Données

3.1. Zones de naissance, d'internat, d'installation

Afin d'établir les liens entre les lieux de naissance, d'internat et d'exercice des médecins, nous partitionnons l'espace en rattachant chaque commune à l'université la plus proche. Nous utilisons pour cela le critère de la plus courte distance à vol d'oiseau entre le centroïde de la commune considérée et les centroïdes des communes où se trouvent les universités accueillant les internes (cf. figure I). Nous considérons que les internes affectés dans une université effectuent l'essentiel de leurs stages dans la zone ainsi obtenue⁶. La maille géographique d'observation est donc identique pour ces trois moments de la vie du médecin. Ainsi, un médecin né à Mulhouse est compté parmi les médecins nés dans la zone de Strasbourg.

3.2. Croisement de trois sources

La base de données utilisée dans cette étude est issue d'un appariement des bases des non-salariés (produites par l'Insee), du répertoire Sirene et des arrêtés d'affectation en internat.

De chaque base annuelle de non-salariés de 2016 à 2019, nous extrayons les médecins généralistes libéraux, leur commune d'exercice, leur sexe et leur numéro Siren. Le Système national d'Identification et du Répertoire des ENtreprises et de leurs Établissements (Sirene) attribue un numéro Siren aux entreprises, aux organismes et aux associations. L'enregistrement est obligatoire. Ce numéro Siren permet (i) de désanonymiser les médecins présents dans les bases des non-salariés⁷, ce qui permet l'appariement avec les arrêtés d'affectation en internat, (ii) d'accéder à la commune de naissance des médecins, cette information figurant dans le répertoire Sirene.

Enfin, les arrêtés d'affectation sont des arrêtés ministériels contenant la liste des internes, la spécialité dans laquelle ils s'engagent et leur université d'affectation. Nous ne retenons que les étudiants affectés en internats de médecine générale. Ces arrêtés indiquent aussi le rang de classement aux ECN. Certains noms apparaissent dans plusieurs millésimes d'arrêtés. Ils correspondent à des étudiants ayant repassé le concours. Cela nous conduit à ne pas apparier les arrêtés d'affectation bruts, mais à d'abord supprimer de l'arrêté de l'année t tous les noms qui réapparaissent dans les arrêtés des années $t+1$ ou $t+2$. L'appariement se fait par le nom, les prénoms, le sexe et l'année de naissance,

sauf l'arrêté de l'année 2006 qui ne contient pas l'année de naissance.

Nous ne retenons que les médecins généralistes libéraux nés en France et ayant passé leur internat entre 2004 et 2007. Retenir cette période permet d'observer, pour chaque promotion, le lieu d'installation douze années après le début de l'internat, soit huit années environ après la thèse. Le lieu d'exercice douze ans après le début d'internat est en effet plus pérenne que le lieu d'exercice observé juste après l'obtention de la thèse⁸.

Ces données ne sont pas exhaustives : l'immatriculation au répertoire Sirene laisse en effet la possibilité de ne pas rendre diffusables les informations qui y sont recensées. De plus, nous excluons les médecins pour lesquels la commune de naissance ou la commune d'exercice n'est pas renseignée.

Sur les 5 048 médecins généralistes libéraux ayant passé le concours de l'internat entre 2004 et 2007 que nous identifions au moins une fois dans les bases des non-salariés, nous ne retenons dans nos analyses que ceux qui sont observés comme ayant une activité libérale douze années après le début de l'internat. La commune d'exercice du généraliste douze années après le début de son internat est considérée dans cet article comme sa commune d'installation. Pour la promotion de 2004 (resp. 2005, 2006, 2007), la commune observée est donc celle où le généraliste exerce en 2016 (resp. 2017, 2018, 2019). Les généralistes qui n'ont eu qu'une courte expérience en libéral – quelques remplacements en début de carrière par exemple – puis qui ont été salariés ne font donc pas partie de nos analyses. L'effectif est finalement de 3 798 médecins généralistes libéraux. Nous considérons la base de données obtenue comme représentative (voir annexe 2). Nous observons :

- la zone de naissance (les communes de naissance sont agrégées au niveau des zones des universités, cf. section 3.1.),
- l'université d'affectation en internat,
- la zone d'installation (cf. section 3.1), douze années après le début de l'internat,

6. En réalité, il existe des exceptions. Par exemple, pour des raisons historiques, les internes affectés à Lyon peuvent effectuer un stage dans l'hôpital René Sabran de la commune de Giens, rattaché aux Hospices Civils de Lyon.

7. Le répertoire Sirene permet d'accéder au nom et aux prénoms des médecins libéraux à partir de leur numéro Siren.

8. Nous sommes par ailleurs bornés par l'année 2004 (avant 2004, la médecine générale n'était pas reconnue comme une spécialité médicale et ne figurait pas dans les arrêtés d'affectation en internat). En 2008, l'affectation des internes n'a pas donné lieu à un arrêté nominatif : nous ne connaissons donc pas la répartition de cette promotion entre universités.

- le sexe du médecin et son rang de classement aux ECN : les promotions étant de tailles différentes, ce rang est normalisé.

Il est important d'avoir à l'esprit que les données ne concernent que les médecins généralistes ayant une activité libérale. Les données sont en effet construites à partir des numéros Siren des médecins généralistes libéraux. L'article renseigne donc sur le lien entre répartition des internes en médecine générale et répartition des médecins généralistes libéraux.

3.3. Statistiques descriptives

Douze années après le début de leur internat, plus des deux tiers (68 %) des médecins généralistes libéraux exercent dans la zone dans laquelle ils ont effectué leur internat. Nous retrouvons ainsi un lien important, déjà documenté, entre lieu d'internat et lieu d'installation (Vilain & Niel, 2007 ; Delattre & Samson, 2012). Plus intéressant, nous observons une corrélation entre l'augmentation du nombre d'internes dans une université entre 2004 et 2007 et l'augmentation des installations de médecins issus de ces promotions dans la zone de l'université (figure II).

Le lieu de naissance constitue aussi un déterminant important du lieu de l'installation. Environ la moitié (46 %) des médecins exercent dans

la zone (cf. figure I) dans laquelle ils sont nés et un tiers (32,6 %) dans leur département de naissance. Nous observons aussi que la moitié des médecins exercent à moins de 85 km à vol d'oiseau de leur commune de naissance.

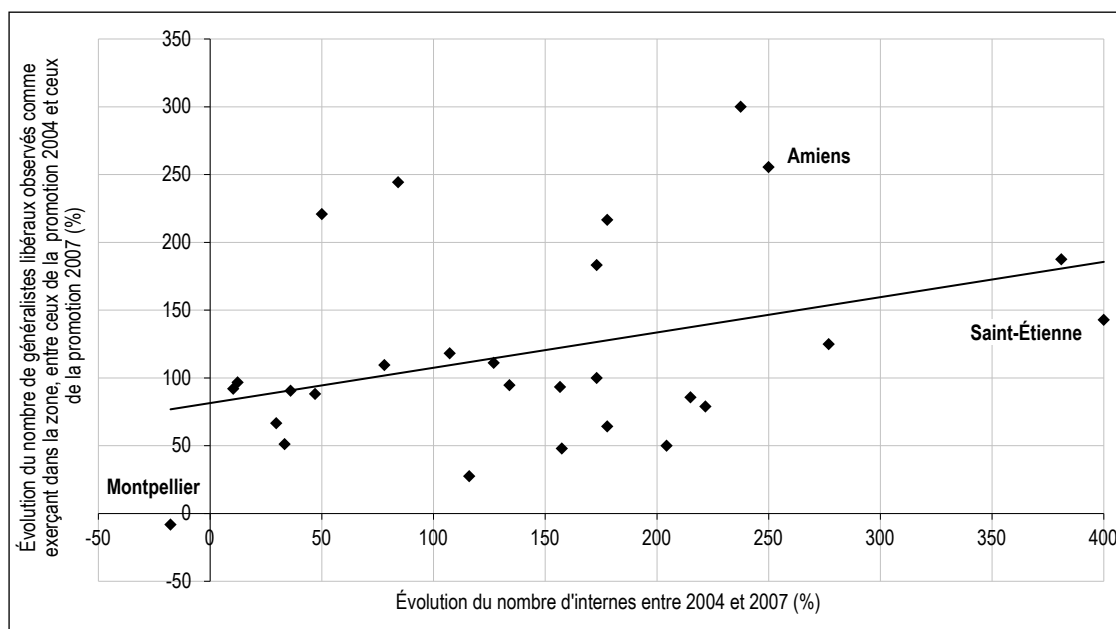
4. Effets du lieu de naissance et du lieu d'internat sur le lieu de l'installation

Le lieu de naissance et le lieu d'internat sont tous les deux des déterminants du lieu d'installation. Cependant, ces effets sont mêlés, puisqu'une proportion importante de médecins effectuent l'internat dans la zone dans laquelle ils sont nés. Nous souhaitons ici séparer ces deux effets.

Les données permettent de calculer les parts de généralistes libéraux, issus de ces promotions, installés dans chaque zone. Nous calculons ces parts à partir des lieux d'exercice observés douze années après le début de l'internat. Par exemple, 1,4 % des généralistes libéraux ayant débuté leur internat en 2004 exercent dans la zone d'Amiens en 2016. Cette part croît pour les internes des promotions 2005, 2006 et 2007 (respectivement de 2,7 %, 2,6 % et 2,5 %) dont les lieux d'installation sont respectivement observés en 2017, 2018 et 2019.

Enfin, les données permettent de calculer les parts de généralistes libéraux nés dans chaque zone.

Figure II – Corrélation entre l'évolution du nombre d'internes dans une université et l'évolution du nombre d'installations dans la zone de cette université



Note : le lieu d'installation est observé 12 années après le début de l'internat. Le coefficient directeur de la droite des moindres carrés représentée sur la figure vaut 0,26.
Lecture : entre 2004 et 2007, le nombre d'internes affectés dans l'université d'Amiens a augmenté de 250 %. Le nombre de généralistes libéraux issus de la promotion 2007 installés dans la zone d'Amiens est de 256 % supérieur au nombre de généralistes libéraux issus de la promotion 2004 installés dans cette zone.
Source et champ : arrêtés d'affectation en internat et base des non-salariés (Insee). Médecins généralistes libéraux ayant débuté l'internat en 2004 ou en 2007.

Il est ainsi possible de mettre en regard les parts de naissances, d'internes et d'installations : nous estimons le modèle (1), en panel, dans lequel t indexe les promotions et j les universités ou zones correspondantes.

$$S_{jt}^{Installations} = \alpha_1 S_{jt}^{Internes} + \alpha_2 S_{jt}^{Naissances} + \beta_j + \gamma_t + \varepsilon_{jt} \quad (1)$$

avec $j \in \{1; 2; \dots; 28\}$ et $t \in \{2004; \dots; 2007\}$

où :

- $S_{jt}^{Installations}$ est la part des médecins généralistes libéraux issus de la promotion t exerçant dans la zone j en $t+12$,
- $S_{jt}^{Internes}$ est la part des internes de la promotion t affectés à l'université j ,
- $S_{jt}^{Naissances}$ est la part des médecins généralistes libéraux issus de la promotion t qui sont nés dans la zone j ,
- β_j et γ_t sont des effets fixes respectivement de zone et de date.

Intuitivement, on peut s'attendre à ce que la part des médecins exerçant dans la zone j dépende fortement de son attractivité. Par exemple, le nombre moyen de jours d'ensoleillement annuel est identifié dans Delattre & Samson (2012) comme ayant une influence sur le choix du lieu d'installation des médecins. Ce type de facteur d'attractivité ainsi que tous ceux qui sont invariants entre 2004 et 2007 sont contrôlés par l'effet fixe β_j .

La part d'étudiants admis en deuxième année dans chaque université quatre années auparavant n'est pas introduite comme variable de contrôle dans ce modèle puisqu'elle est constante dans le temps (voir annexe 1).

Nous testons aussi l'ajout de deux variables de contrôle :

- La part des femmes parmi les internes de la promotion t affectés à l'université j ,
- La proportion d'étudiants mal classés au concours de l'internat. Plus précisément, au sein de chaque groupe d'internes affectés à l'université j l'année t , nous retenons la proportion de ceux dont le rang de classement au concours de l'internat (ECN) est parmi les 20 % les plus bas.

Les coefficients estimés sont donnés dans le tableau 2⁹. L'annexe 3 propose des tests de robustesse pour ces estimations.

Sans prise en compte du lieu de naissance, nous trouvons qu'en moyenne une augmentation de 1 point de pourcentage (pp) de la part des internes en médecine générale affectés dans une université est associée à une augmentation de 0,44 de la part des généralistes libéraux qui s'installent dans cette zone. L'effet estimé est moins élevé quand on prend en compte le lieu de naissance (0,35 pp), sans que la différence soit statistiquement significative aux seuils usuels. Nous constatons que la répartition des lieux de naissance a un effet de même ordre de grandeur (0,37 pp). Le lieu où le médecin a grandi est connu pour être un déterminant important du lieu d'installation. Dans cet article, le lieu de naissance permet de rendre compte du lieu où le médecin a grandi. Si nous disposions, par exemple, de la répartition des lieux d'obtention du baccalauréat, nous constaterions certainement que cette répartition a un effet plus grand

9. Nous trouvons un index d'inflation de variance égal à 8,5 ce qui traduit une situation dans laquelle les corrélations entre les parts de naissances, d'internats et d'installations sont modérées. L'usage est de prendre en compte les problèmes liés à la multicollinéarité lorsque cet index excède 10.

Tableau 2 – Effet de la répartition des internes sur la répartition des installations

	Toutes les zones			Toutes les zones sauf celle de Paris		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Part d'internes	0,44*** (0,07)	0,35*** (0,07)	0,40*** (0,10)	0,52*** (0,08)	0,42*** (0,08)	0,45*** (0,10)
Part de naissances	-	0,37*** (0,09)	0,35*** (0,10)	-	0,38*** (0,10)	0,38*** (0,10)
Contrôles (classement ECN et proportion de femmes)	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui
R ²	0,96	0,97	0,97	0,88	0,89	0,93
Observations	28 x 4	28 x 4	28 x 4	27 x 4	27 x 4	27 x 4

Note : les installations de chaque promotion d'internes sont observées 12 années après le début de l'internat. *** correspond au seuil de significativité à 1 %, ** à 5 % et * à 10 %.

Lecture : en moyenne, une augmentation de 1 point de pourcentage de la part d'internes affectés dans une université est associée à une augmentation de 0,44 point de pourcentage de la part des libéraux qui s'installent dans la zone de l'université lorsqu'on ne prend pas en compte les lieux de naissance.

Source et champ : arrêtés d'affectation en internat, base des non-salariés (Insee) et répertoire Sirene (Insee). Médecins généralistes libéraux ayant débuté leur internat entre 2004 et 2007.

encore sur le lieu de l'installation, peut-être au détriment de celui associé à la répartition des internes. L'ajout des variables de contrôle ne change pas significativement ces résultats.

Paris est une zone atypique qui concentre un cinquième des postes d'internes. Le lien entre lieu d'internat et lieu d'installation est plus important, quelle que soit la spécification, lorsque nous refaisons les estimations sans les internes affectés dans les universités de cette zone (cf. les trois colonnes de droite du tableau 2), sans que les écarts ne soient significatifs. Ces estimations un peu plus élevées pourraient traduire des opportunités d'emplois salariés plus importantes en région parisienne ou une trajectoire résidentielle des jeunes médecins homologues à celle de beaucoup de jeunes cadres, de la région parisienne vers la province.

Nos estimations montrent donc un effet significatif de la répartition des lieux d'internat sur celle des lieux d'installation, et un effet de même magnitude de la répartition des lieux de naissance.

L'effet estimé de la répartition des lieux de naissance est certainement un minorant de l'effet de la répartition des lieux où ont grandi les médecins. Ainsi, en cohérence avec le concept de *rural pipeline* (cf. section 1), nos estimations montrent que pour renforcer un territoire en médecins, une politique qui consisterait à inciter les lycéens de ce territoire à s'engager dans des études de médecine, en les accompagnant, pourrait participer à une meilleure répartition géographique des installations.

5. Modification de la répartition des installations suite à une réallocation des postes d'internes ou des places d'admis en deuxième année

Dans quelle mesure la répartition des internes en 2007 a-t-elle conduit à une répartition des installations différente de celle qui aurait eu lieu si la répartition des internes en 2004 avait été conservée ?

À quelle répartition des installations pourrait-on s'attendre si l'on mettait en place une politique visant à recruter des étudiants en médecine dans les zones qui manquent de médecins ?

Dans cette partie, nous proposons de simuler des situations contrefactuelles pour répondre à ces questions.

5.1. Spécifications économétriques

Afin de simuler des situations contrefactuelles, nous adaptons un modèle de concurrence

introduit par Berry (1994) en nous inspirant de Silhol & Wilner (2023). Dans ce modèle, les consommateurs potentiels font face à une variété de produits et chacun est libre d'acheter celui qui maximise son utilité ou de ne rien acheter. Lorsque le consommateur opte pour un des produits, il « révèle » un niveau d'utilité de ce produit (son prix hédonique). Ce modèle peut être transposé aux jeunes médecins qui ont à choisir une des 28 zones dans laquelle s'installer en tant que généraliste libéral, révélant alors leur niveau d'utilité pour la zone. Pour achever la transposition, les internes qui ne s'installent pas en libéral (parce qu'ils se salarient, ne travaillent pas ou exercent à l'étranger) jouent le rôle des consommateurs qui renoncent à acheter.

L'adaptation du modèle conduit à estimer l'équation (2) dans laquelle δ_{jt} représente le niveau d'attractivité exercée par la zone j sur les médecins généralistes issus de la promotion t ($t \in \{2004; \dots; 2007\}$ et $j \in \{1; 2; \dots; 28\}$). L'attractivité de chaque zone dépend de ses spécificités, considérées comme constantes dans le temps et captées par l'effet fixe β_j . Elle dépend aussi de la part $S_{jt}^{Internes}$ d'internes qui y ont été affectés : plus ils sont nombreux à créer des liens avec cette zone durant leur internat, plus importante est l'attractivité que la zone exerce sur la promotion. Elle dépend enfin de la part de naissances, $S_{jt}^{Naissances}$, les médecins ayant une forte propension à s'installer là où ils ont grandi.

$$\delta_{jt} = \alpha_1 S_{jt}^{Internes} + \alpha_2 S_{jt}^{Naissances} + \beta_j + \gamma_t + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

Berry (1994) propose une mesure de l'attractivité δ_{jt} ($j \in \{1; 2; \dots; 28\}$) sous la forme $\delta_{jt} = \log s_{jt} - \log s_{0t}$, où s_{jt} est la proportion d'internes installés en libéral dans la zone j parmi l'ensemble des internes de la promotion t , et s_{0t} la part d'internes qui ne sont pas observés comme exerçant en libéral douze années après le début de l'internat. On note δ_{0t} l'attractivité associée au renoncement à un exercice libéral en France. Cette mesure permet d'obtenir une expression de s_{jt} qui ne dépend que des δ_{jt} puisque la nullité de δ_{0t} assure l'équivalence des égalités (3) et (4) :

$$\delta_{jt} = \log s_{jt} - \log s_{0t} \quad (3)$$

$$s_{jt} = \frac{e^{\delta_{jt}}}{\sum_{k=0}^{28} e^{\delta_{kt}}} \quad (4)$$

Les coefficients du modèle (2) sont estimés par les moindres carrés ordinaires, à partir des données utilisées dans la section précédente. Ils permettent ensuite d'estimer les niveaux d'attractivité $\hat{\delta}_{jt}$ de chacune des zones, correspondant à des répartition données d'internes dans les universités ($S_{jt}^{Internes}$) et de naissances

dans les zones ($s_{jt}^{Naissances}$). L'égalité (4) permet enfin d'obtenir une estimation de la répartition correspondante des lieux d'installation (s_{jt}).

Les modèles (1) (cf. section 4) et (2) (dans cette section) sont donc complémentaires. Les coefficients estimés dans le modèle (1) s'interprètent directement comme un effet sur la part des installations dans une zone, ce que ne permet pas le modèle (2), en raison de la forme de la variable expliquée. En revanche, le modèle (2) permet d'obtenir une estimation directe (via l'égalité (4)) de la répartition des lieux d'installation pour des répartitions de lieux de naissance et de lieux d'internat données, ce que ne permet pas le modèle (1)¹⁰.

Le tableau 3 donne les estimations des coefficients α_1 et α_2 du modèle (2)¹¹.

5.2. Agrégation en deux types de zones

Les estimations sont faites au niveau jt (avec $j \geq 1$) comme décrit ci-dessus. Mais les résultats sont présentés après agrégation des zones en deux groupes, selon qu'elles ont été particulièrement renforcées en internes (i.e. le nombre d'internes a plus que doublé entre 2004 et 2007) ou pas (cf. figure I). Cette agrégation permet de mieux rendre compte de la politique publique qui a consisté à renforcer plus particulièrement 18 universités en internes en médecine générale, au détriment des 10 autres. Elle permet aussi de présenter des résultats plus robustes.

Les proportions de naissances, d'internes et d'installations dans ces deux types de zones sont présentées dans la figure III. Par construction, les courbes sont symétriques (la somme des deux parts vaut 100 %¹²). Les médecins des promotions 2004 et 2005, dont les lieux d'installation sont observés respectivement en 2016 et 2017, sont majoritairement installés dans les zones

qui ne sont pas particulièrement renforcées en internes. Pour les promotions 2006 et 2007, la répartition des installations est plus équilibrée entre les deux types de zones. Cette évolution est à mettre en relation avec la répartition de ces médecins dans les internats, douze ans plus tôt, et peut-être aussi avec la répartition de leurs lieux de naissance. Les proportions de médecins des promotions 2006 et 2007 nés dans les zones particulièrement renforcées en internes sont en effet légèrement plus importantes que celles des promotions 2004 et 2005.

5.3. Simulation de l'absence de changement de répartition des internes entre universités

À partir de l'équation (2), nous obtenons une estimation des niveaux moyens d'attractivité de chaque zone en 2005, 2006 ou 2007 sous l'hypothèse d'une conservation de la répartition de 2004 par :

$$\hat{\delta}_{jt}^{R_{2004}} = \hat{\delta}_{jt} - \hat{\alpha}_1 (s_{jt}^{Internes} - s_{j2004}^{Internes})$$

$$\forall t \in \{2005; 2006; 2007\}$$

Les parts de marchés simulées sont obtenues

grâce à l'égalité (4) : $s_{jt}^{R_{2004}} = \frac{e^{\hat{\delta}_{jt}^{R_{2004}}}}{\sum_{k=0}^{28} e^{\hat{\delta}_{jk}^{R_{2004}}}}$

Elles sont ensuite sommées par types de zone et représentées dans la figure IV.

10. Le modèle (1) ne permet pas de simuler des situations contrefactuelles. En choisissant des répartitions d'internes dans les universités et de lieux naissance, on obtiendrait avec le modèle 1 des parts d'installations qui ne sont pas à 100 et certaines peuvent être négatives.

11. Les modèles (1) et (2) étant distincts, puisque les variables expliquées sont différentes, il n'est pas étonnant que les estimations du tableau 3 soient différentes de celles du tableau 2.

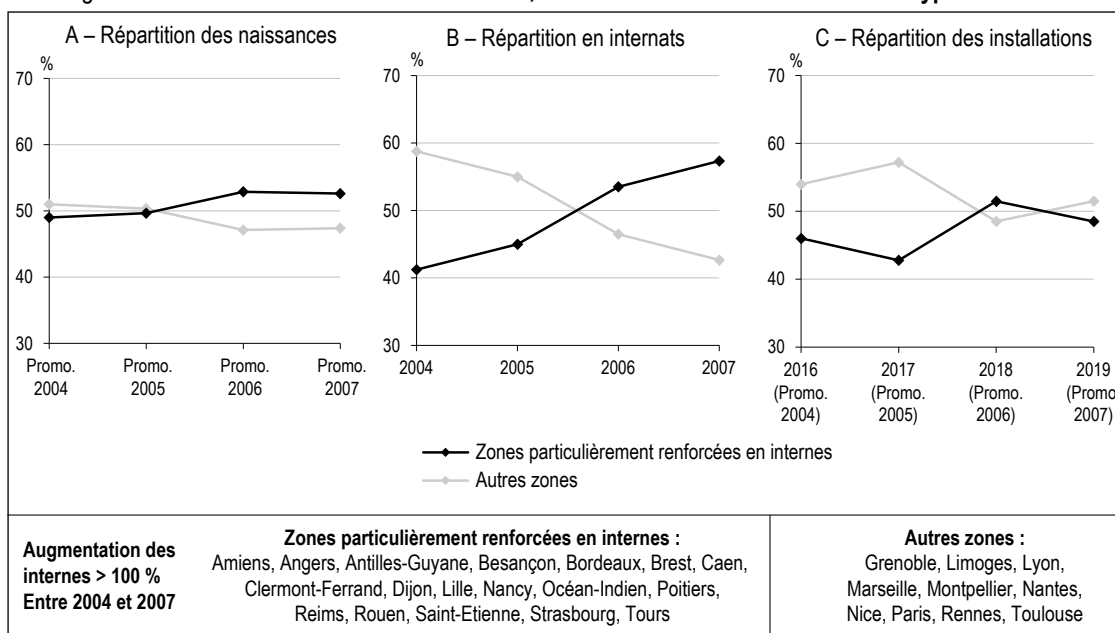
12. Le modèle donne la part s_{0t} d'internes n'ayant pas d'activité libérale douze années après le début de l'internat et des parts s_{jt} de médecins libéraux installés dans chacune des zones j , toutes ces parts étant rapportées à l'ensemble des internes de la promotion t . La figure III-C représente en revanche la part de médecins libéraux installés dans un type de zone rapportée aux seuls médecins généralistes libéraux.

Tableau 3 – Estimations du modèle de choix du lieu d'installation (modèle 2)

	Toutes les zones			Toutes les zones sauf celle de Paris		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Part d'internes	0,12*** (0,03)	0,09*** (0,03)	0,09*** (0,03)	0,15*** (0,03)	0,12*** (0,03)	0,13*** (0,04)
Part de naissances	-	0,11*** (0,04)	0,11*** (0,04)	-	0,13*** (0,04)	0,13*** (0,04)
Contrôles (classement ECN et proportion de femmes)	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui
R ²	0,92	0,92	0,93	0,90	0,91	0,92
Observations	28 x 4	28 x 4	28 x 4	27 x 4	27 x 4	27 x 4

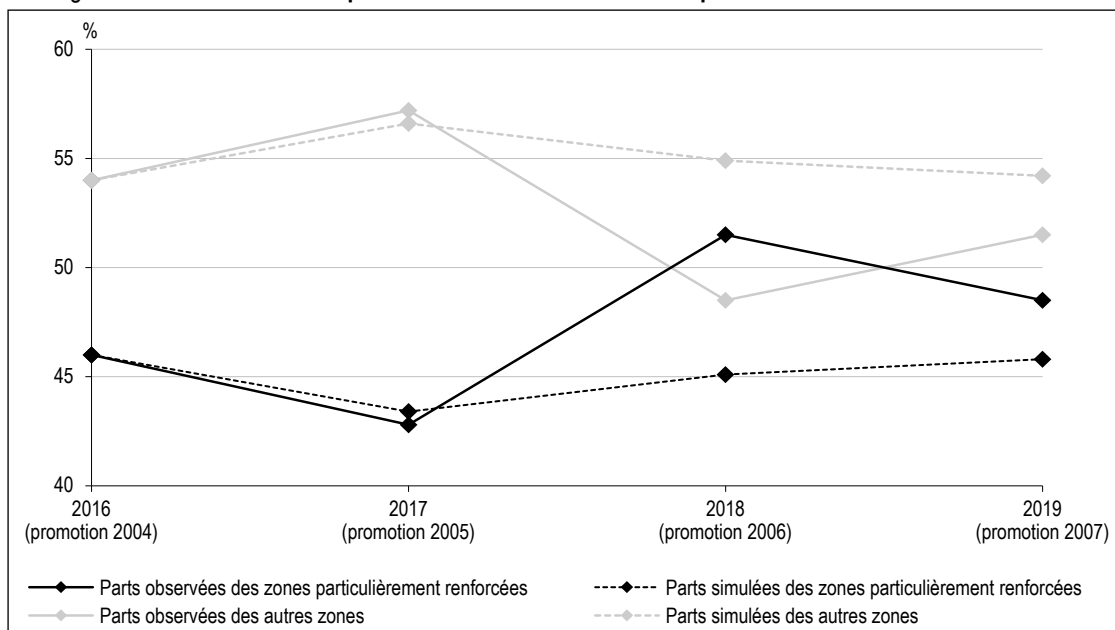
Note : les installations de chaque promotion d'internes sont observées 12 années après le début de l'internat. *** correspond au seuil de significativité à 1 %, ** à 5 % et * à 10 %.
Source et champ : arrêts d'affectation en internat, base des non-salariés (Insee) et répertoire Sirene (Insee). Médecins généralistes libéraux ayant débuté leur internat entre 2004 et 2007.

Figure III – Évolutions des lieux de naissance, d'internat et d'installation selon les types de zones



Note : la commune d'installation observée est celle où exercent les médecins 12 ans après le début de l'internat.
 Lecture : parmi les médecins généralistes libéraux ayant débuté leur internat en 2004, 49 % sont nés dans une zone particulièrement renforcée en internes, 41 % y ont fait leur internat et 46 % y sont installés
 Source et champ : base des non-salariés (Insee), répertoire Sirene (Insee) et arrêtés d'affectation en internats. Médecins généralistes libéraux ayant débuté l'internat entre 2004 et 2007.

Figure IV – Simulation des répartitions des installations si la répartition de 2004 avait été conservée



Note : la commune d'installation observée est celle où exercent les médecins 12 ans après le début de l'internat.
 Lecture : parmi les médecins généralistes libéraux ayant débuté leur internat en 2007, 48,5 % sont observés comme étant installés dans une zone particulièrement renforcée en internes. La proportion de ces installations, si la répartition des internes de 2004 avait été conservée, est estimée à 41,6 %
 Source : base des non-salariés (Insee), répertoire Sirene (Insee) et arrêtés d'affectation en internats. Médecins généralistes libéraux ayant débuté l'internat entre 2004 et 2007

D'après cette modélisation, la conservation de la répartition des internes de 2004 aurait conduit à l'installation d'une plus faible proportion de médecins dans les zones renforcées en 2006 et 2007. Autrement dit, la réallocation des

internes faite entre 2004 et 2007 semble avoir conduit à une réallocation des installations. Plus précisément, l'écart entre installations effectives et installations simulées dans les deux types de territoires est de 6,4 points de

pourcentage pour la promotion 2006 et de 2,7 points pour la promotion 2007. En extrapolant ces écarts à l'ensemble des médecins généralistes issus de ces deux promotions d'internes (ceux qui sont observés comme libéraux et les autres), nous estimons que le changement de la répartition des internes a conduit environ 200 généralistes (libéraux ou salariés) à exercer dans les zones particulièrement renforcées en internes plutôt que dans les autres zones¹³.

5.4. Simulation du recrutement d'étudiants locaux

Au sein de chaque université, les étudiants inscrits en première année passent des épreuves et sont classés par ordre de résultats à ces épreuves. À l'époque qui nous intéresse, le nombre d'admis en deuxième année était fixé de manière centralisée, par le numerus clausus et sa ventilation par université. Les admis en deuxième année poursuivaient alors leurs études au sein de la même université.

Les internes des promotions 2004 à 2007 ont généralement été admis en deuxième année de médecine entre 1999 et 2002. Durant ces années-là, la répartition des admis en deuxième année a très peu varié (voir annexe 1). Nous simulons ici une réforme de la répartition des admissions en deuxième année d'études de

médecine pour les années 1999 à 2002 qui aurait consisté à admettre davantage d'étudiants dans les universités des zones particulièrement renforcées en internes¹⁴ (telles que définies dans la section 5.2). Pour simuler cette réforme avec les données utilisées dans cet article, nous considérons qu'elle se traduit par une modification de la répartition des lieux de naissance des médecins. L'hypothèse sous-jacente est que les étudiants inscrits en premier cycle dans une université sont nés dans la zone de cette université.

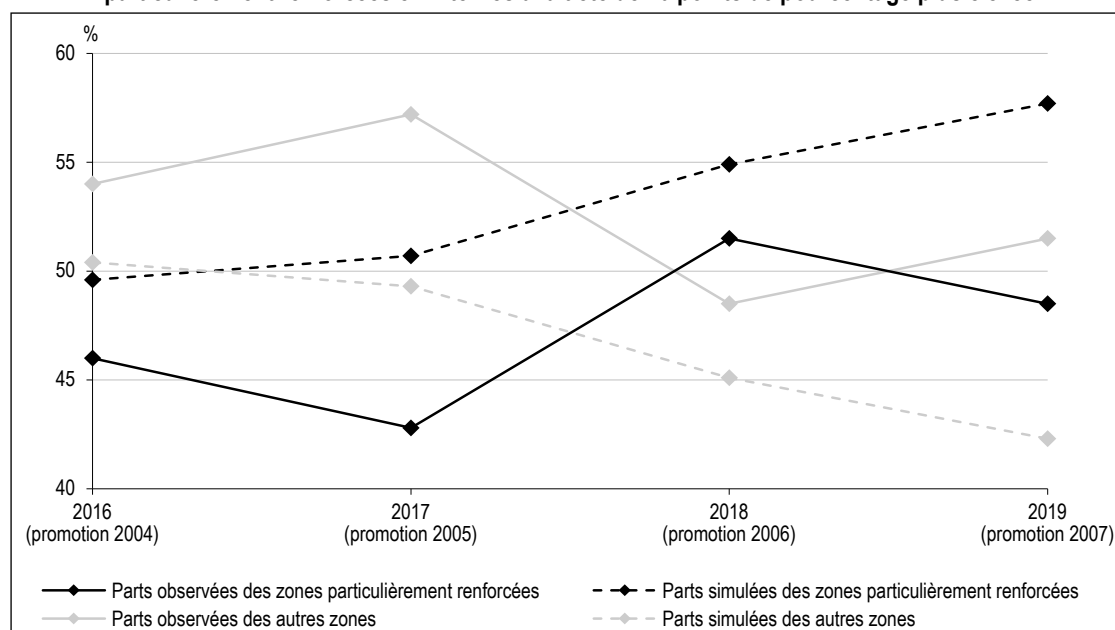
Dans ce paragraphe, nous proposons la simulation d'une réforme de la répartition des admis en deuxième année qui aurait consisté à augmenter de 10 points de pourcentage la proportion d'étudiants admis en deuxième année dans les universités des zones plus particulièrement renforcées en interne. Nous supposons que cette réforme se traduit par une proportion de médecins nés dans les zones particulièrement renforcées en internes supérieure de 10 points de pourcentage à ce qu'elle a été réellement¹⁵.

13. En 2020, environ 48 000 médecins généralistes (libéraux, salariés ou mixtes) exercent dans les zones particulièrement renforcées en internes et environ 52 000 dans les autres zones.

14. Par exemple la zone d'Angers fait partie des zones plus particulièrement renforcées en interne (section 5.2). Entre 1999 et 2002 elle accueillait chaque année 2,0 % des admis en deuxième année (voir annexe 1). La réforme simulée ici aurait consisté en une augmentation de cette proportion.

15. Cette augmentation de 10 % correspond à une part de réallocation des lieux de naissance proche de la part de postes d'internes réalloués entre 2004 et 2007.

Figure V – Simulation des répartitions des installations si la proportion de médecins nés dans les zones particulièrement renforcées en internes avait été de 10 points de pourcentage plus élevée



Note : la commune d'installation observée est celle où exercent les médecins 12 ans après le début de l'internat.
 Lecture : parmi les médecins généralistes libéraux ayant débuté leur internat en 2007, 48,5 % sont observés comme étant installés dans une zone particulièrement renforcée en internes. La proportion de ces installations, si 10 points de pourcentage supplémentaire d'internes de la promotion 2007 été nés dans ces zones est estimée à 57,7 %
 Source et champ : base des non-salariés (Insee), répertoire Sirene (Insee) et arrêtés d'affectation en internats. Médecins généralistes libéraux ayant débuté l'internat entre 2004 et 2007.

Cette réallocation des lieux de naissance se fait au détriment des autres universités et au prorata des naissances réellement observées dans chaque zone.

Les attractivités associées à une installation dans chacune des zones, pour chacune des promotions sont estimées par :

$$\hat{\delta}_{jt}^{Simulation-naiss} = \hat{\delta}_{jt} - \hat{\alpha}_2 (s_{jt}^{Naissances} - s_{jt}^{Naissances-simulées})$$

$$\forall t \in \{2004; \dots; 2007\}$$

Les proportions d'installations simulées dans chacune des zones et pour chaque promotion sont calculées via l'égalité (4) puis agrégées selon les deux types de zones (figure V).

Dans le même esprit que dans la section 5.3, extrapolons les écarts estimés d'installations entre les deux types de zone, à l'ensemble des médecins généralistes (libéraux, salariés et mixtes). Le gain en installations en faveur des zones particulièrement renforcées en médecins au détriment des autres zones, associé à la modification de la répartition des admis en deuxième année est d'environ 450 généralistes pour les quatre promotions considérées dont environ 300 pour les seules promotions 2006 et 2007.

Dans la section 5.3, nous avons estimé à environ 200 le gain en généralistes exerçant dans les zones particulièrement renforcées en internes associé aux changements de répartition des internes de ces deux promotions. Comparativement à la répartition des internes en 2004, la répartition de 2006 correspond à une relocalisation de 12 % des affectations, celle de 2007 à une relocalisation de 16 % (figure V). Il apparaît donc qu'une augmentation plus modérée (+10 %) des étudiants originaires des zones particulièrement renforcées en internes produirait un gain plus élevé. L'écart entre les gains en installations obtenus avec les deux simulations est cependant à interpréter avec prudence. Ces gains sont en effet calculés à partir d'une estimation des coefficients du modèle (2), et donc d'une méthode reposant sur des hypothèses assez fortes.

* *
*

Les analyses qui viennent d'être présentées sont basées sur des données individuelles concernant environ 3 800 médecins généralistes libéraux ayant débuté leur troisième cycle d'études de

médecine (l'internat) entre 2004 et 2007. La présence conjointe, dans le jeu de données, des lieux de naissance, d'internat et d'installation permet d'appréhender des aspects peu étudiés du comportement d'installation des médecins. Nous avons notamment pu proposer une désin- trication des effets du lieu de naissance et du lieu de l'internat sur le lieu d'installation.

Nous trouvons que la répartition géographique des internes a un effet significatif sur la répartition géographique de leurs lieux d'installation. En moyenne, nous trouvons qu'une augmentation d'un point de pourcentage de la part des internes affectés à une université est associée à une augmentation de l'ordre de 0,4 point de pourcentage de la part de généralistes libéraux, issus de ces promotions, qui s'installent dans la zone de l'université. Ainsi, la réallocation des places d'internes opérée entre 2004 et 2007 a agi comme un outil de régulation des lieux d'installation. La répartition des lieux de naissance a un effet d'ampleur comparable.

Les lieux d'internat et les lieux de naissance ne sont pas les seuls facteurs susceptibles d'influencer les choix de localisation des jeunes médecins. Les recherches futures pourraient notamment explorer la façon dont ces facteurs s'articulent avec d'autres facteurs connus pour être des déterminants importants du lieu d'installation, comme la profession et l'origine du conjoint le cas échéant, ou le rôle de certaines aménités territoriales comme la présence de Maisons de Santé Pluridisciplinaires (Chevallard & Mousquès, 2020). Ces analyses territoriales gagneront sans doute à s'appuyer sur un découpage géographique plus fin que celui en 28 zones retenu dans notre étude. Il serait enfin intéressant de disposer d'information sur le choix de localisation des médecins qui n'ont pas d'activité libérale, pour élargir la portée de nos résultats.

En définitive, nos résultats suggèrent qu'une politique de recrutement local des étudiants en médecine parmi les lycéens des territoires à renforcer en médecins pourrait être efficace. Il s'agirait de s'appuyer sur le fait qu'un certain nombre de médecins souhaitent s'installer près des lieux où ils ont grandi. Une telle politique pourrait s'accommoder de l'inégale répartition des capacités de formation sur le territoire, par exemple en s'appuyant sur des dispositifs de type inter-CHU, qui permettent à un interne d'effectuer certains stages dans des hôpitaux hors de la zone de l'université d'affectation. □

BIBLIOGRAPHIE

- Asghari, S., Kirkland, M. C., Blackmore, J., Boyd, S., Farrell, A., Rourke, J., Aubrey-Bassler, F. K., Godwin, M., Oandasan, I. & Walczak, A. M. (2020).** A Systematic Review of Reviews: Recruitment and Retention of Rural Family Physicians. *Canadian Journal of Rural Medicine*, 25(1), 20–30. https://doi.org/10.4103/CJRM.CJRM_4_19
- Bachelet, M. & Anguis, M. (2017).** Les médecins d'ici à 2040 : une population plus jeune, plus féminisée et plus souvent salariée. DREES, *Études et Résultats* N° 1011. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2020-08/er1011.pdf>
- Berry, S. (1994).** Estimating Discrete-Choice Models of Product Differentiation. *The RAND Journal of Economics*, 25(2), 242. <https://doi.org/10.2307/2555829>
- Bärnighausen, T. & Bloom, D. E. (2009).** Financial incentives for return of service in underserved areas: a systematic review. *BMC Health Services Research*, 9(1). <https://doi.org/10.1186/1472-6963-9-86>
- Billaut, A. (2005).** Les affectations en troisième cycle des études médicales en 2004 suite aux épreuves classantes nationales (ECN). DREES, *Études et Résultats* N° 429. <https://www.drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/etudes-et-resultats/les-affectations-en-troisieme-cycle-des-etudes-medicales-en-2004>
- Chanel, O., Paraponaris, A., Protière, C. & Ventelou, B. (2017).** Take the Money and Run? Hypothetical Fee Variations and French GPs' Labour Supply. *Revue économique*, 68(3), 357–377. <https://doi.org/10.3917/reco.683.0357>
- Chevillard, G. & Mousquès, J. (2020).** Les maisons de santé attirent-elles les jeunes médecins généralistes dans les zones sous-dotées en offre de soins ? Irdes, *Questions d'économie de la santé* N° 247. <https://www.irdes.fr/recherche/questions-d-economie-de-la-sante/247-les-maisons-de-sante-attirent-elles-les-jeunes-medecins-generalistes-dans-les-zones-sous-dotees-en-offre-de-soins.pdf>
- Cour des comptes (2014).** Rapport sur l'application des lois de financement de la Sécurité sociale. https://www.ccomptes.fr/sites/default/files/EzPublish/20140917_rapport_securite_sociale_2014.pdf
- Delattre, E. & Samson, A. (2012).** Stratégies de localisation des médecins généralistes français : mécanismes économiques ou hédonistes ? Insee, *Economie et Statistique*, 455-456, 115–142. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377736?sommaire=1377742>
- Denz-Penhey, H., Shannon, S., Murdoch, J. & Newbury, J. (2005).** Do benefits accrue from longer rotations for students in Rural Clinical Schools? *Rural and Remote Health*, 5(414). <https://doi.org/10.22605/rrh414>
- Easterbrook, M. J., Godwin, M., Wilson, R. E., Hodgetts, G., Brown, G., Pong, R. & Najgebauer, E. (1999).** Rural Background and Clinical Rural Rotations During Medical Training: Effect on Practice Location. *Canadian Medical Association*, 160(8), 1159–1163. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/10234346>
- Ferrer, R. L., Hambidge, S. J. & Maly, R. C. (2005).** The Essential Role of Generalists in Health Care Systems. *Annals of Internal Medicine*, 142(8), 691–699. <https://doi.org/10.7326/0003-4819-142-8-200504190-00037>
- Goodfellow, A., Ulloa, J. G., Dowling, P. T., Talamantes, E., Chheda, S., Bone, C. & Moreno, G. (2016).** Predictors of Primary Care Physician Practice Location in Underserved Urban or Rural Areas in the United States: A Systematic Literature Review. *Academic Medicine*, 91(9), 1313–1321. <https://doi.org/10.1097/acm.0000000000001203>
- Le Breton-Lerouillois, G., Romestaing, R. & Rault, J.-F. (2015).** Les flux migratoires et trajectoires des médecins, situation en 2014. *Conseil National de l'Ordre des Médecins*, 11–97. https://www.conseil-national.medecin.fr/sites/default/files/external-package/analyse_etude/1akb8r6/flux_migratoires_trajectoires_des_medecins_2014.pdf
- Polton, D., Chaput, H. & Portela, M. (2021).** Remédier aux pénuries de médecins dans certaines zones géographiques. *Les Dossiers de la DREES* N° 89. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2021-12/DD89.pdf>
- Rabinowitz, H., Diamond, J., Hojat, M. & Hazelwood, C. (1999).** Demographic, Educational and Economic Factors Related to Recruitment and Retention of Physicians in Rural Pennsylvania. *The Journal of Rural Health* 15(2), 212–218. <https://doi.org/10.1111/j.1748-0361.1999.tb00742.x>
- Rizzo, J. A. & Blumenthal, D. (1996).** Is the Target Income Hypothesis an Economic Heresy? *Medical Care Research and Review*, 53(3), 243–266. <https://doi.org/10.1177/107755879605300301>
- Silhol, J. & Wilner, L. (2023).** Quel effet des primes spécifiques à l'éducation prioritaire sur les vœux de mobilité des enseignants ? Insee, *Document de travail* N° 2023-09. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/7456340>

Talib, Z., Jewers, M., Strasser, J., Popiel, D. K., Goldberg, D. G., Chen, C., Kepley, H. O., Mullan, F. & Regenstein, M. (2018). Primary Care Residents in Teaching Health Centers: Their Intentions to Practice in Underserved Settings After Residency Training. *Academic Medicine*, 93(1), 98–103.

<https://doi.org/10.1097/acm.0000000000001889>

Vanderschelden, M. (2007). Les affectations des étudiants en médecine à l'issue des épreuves classantes nationales en 2007. DREES, *Études et Résultats* N° 616.

<https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/etudes-et-resultats/les-affectations-des-etudiants-en-medecine-lissue-des-epreuves-1>

Vergier, N. & Chaput, H. (2017). Déserts médicaux : comment les définir ? Comment les mesurer ? *Les Dossiers de la DREES* N° 17. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2020-08/dd17.pdf>

Vilain, A. & Niel, X. (1999). Les inégalités régionales de densité médicale : le rôle de la mobilité des jeunes médecins. DREES, *Études et Résultats* N° 30.

<https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/etudes-et-resultats/les-inegalites-regionales-de-densite-medecale-le-role-de-la-0>

Wilkinson, D., Laven, G., Pratt, N. & Beilby, J. (2003). Impact of Undergraduate and Postgraduate Rural Training, and Medical School Entry Criteria on Rural Practice among Australian General Practitioners: National Study of 2414 Doctors. *Medical Education*, 37(9), 809–814. <https://doi.org/10.1046/j.1365-2923.2003.01596.x>

Witter, S., Hamza, M. M., Alazemi, N., Alluhidan, M., Alghaith, T. & Herbst, C. H. (2020). Human resources for health interventions in high- and middle-income countries: findings of an evidence review. *Human Resources for Health*, 18(1). <https://doi.org/10.1186/s12960-020-00484-w>

Xu, G., Veloski, J. J., Hojat, M., Politzer, R. M., Rabinowitz, H. K. & Rattner, S. L. (1997). Factors influencing primary care physicians' choice to practice in medically underserved areas. *Academic Medicine*, 72(Supplement 1), S109-S111. <https://doi.org/10.1097/00001888-199710001-00037>

STABILITÉ DE LA RÉPARTITION DES ADMIS EN DEUXIÈME ANNÉE D'ÉTUDES DE MÉDECINE

Le champ de cette étude est constitué des généralistes libéraux ayant débuté l'internat lors des rentrées universitaires 2004 à 2007. La majorité d'entre eux avait donc débuté la deuxième année de médecine entre 2000 et 2003. Le nombre d'étudiants admis à poursuivre leurs études de médecine à l'issue de la première année était fixé par arrêté ministériel, pour chaque université.

L'effectif total des étudiants admis à poursuivre leurs études de médecine au-delà de la première année est croissant entre 2000 et 2003 (augmentation du numerus clausus), mais leur répartition entre universités est stable (tableau A1).

Tableau A1 – Répartition des étudiants de deuxième année de médecine

	2000-2001		2001-2002		2002-2003		2003-2004	
	%	#	%	#	%	#	%	#
Amiens	2,3	89	2,4	98	2,4	112	2,4	122
Angers	2,0	77	2,0	81	2,0	93	2,0	101
Besançon	2,1	79	2,1	86	2,1	98	2,1	106
Bordeaux	5,4	208	5,3	218	5,1	242	5,1	262
Brest	1,9	72	1,9	78	1,9	89	1,9	96
Caen	2,2	85	2,3	93	2,3	107	2,3	117
Clermont-Ferrand	2,3	88	2,3	96	2,3	110	2,3	119
Dijon	2,4	94	2,5	102	2,5	117	2,5	127
Grenoble	2,4	92	2,4	98	2,4	112	2,4	121
Lille	7,3	281	7,2	294	7,2	337	7,1	364
Limoges	1,8	69	1,8	75	1,8	86	1,8	93
Lyon	6,4	248	6,3	257	6,0	283	6,0	306
Marseille	5,2	200	5,1	211	5,1	242	5,1	261
Montpellier-Nîmes	3,3	125	3,3	135	3,3	155	3,3	168
Nancy	3,8	146	3,8	156	3,8	179	3,8	193
Nantes	2,7	102	2,6	108	2,6	124	2,6	134
Nice	1,9	73	1,9	79	1,9	90	1,9	98
Paris	23,4	900	23,2	950	23,4	1 098	23,3	1 187
Pointe-à-Pitre	0,4	15	0,4	15	0,5	25	0,6	32
Poitiers	2,2	83	2,2	91	2,2	104	2,3	115
Reims	2,3	90	2,4	98	2,4	112	2,4	121
Rennes	2,5	96	2,4	100	2,4	115	2,5	125
Rouen	2,7	105	2,7	112	2,7	128	2,7	139
Saint-Étienne	1,6	63	1,6	65	1,7	80	1,7	87
Saint-Denis de La Réunion	0,0	0	0,1	6	0,1	7	0,2	10
Strasbourg	3,4	131	3,4	140	3,4	160	3,4	173
Toulouse	3,7	142	3,7	152	3,7	174	3,7	189
Tours	2,5	97	2,6	106	2,6	121	2,6	132
Total	100	3 850	100	4 100	100	4 700	100	5 098

Note : les étudiants qui avaient été admis en deuxième année de médecine pour l'année universitaire 2000-2001 ont généralement passé le concours de l'internat en 2004.

Lecture : 2,3 % des étudiants de deuxième année de médecine de l'année universitaire 2000-2001 étaient inscrits à l'université d'Amiens.

Source : arrêtés fixant le nombre des étudiants de première année du premier cycle des études médicales autorisés à poursuivre leurs études en médecine à la suite des épreuves terminales de l'année universitaire

ANNEXE 2

REPRÉSENTATIVITÉ DE LA BASE

La Direction de la Recherche, des Études, de l'Évaluation et des Statistiques (DREES) diffuse, par tranches d'âge quinquennales, les répartitions des médecins généralistes ayant une activité libérale par région d'exercice et par sexe. Nous retenons cette répartition en 2017 pour la tranche d'âge 35-39 ans comme comparateur. 93,3 % des médecins des données utilisées dans cette étude ont en effet entre 34 et 41 ans en 2017.

La répartition par région des généralistes libéraux de nos données est compatible avec la répartition de l'ensemble des généralistes libéraux (tableau A2). La proportion de femmes plus élevée dans nos données provient certainement de ce que les champs sont légèrement disjoints. Nos données ne contiennent en effet pas de généralistes libéraux nés à l'étranger (qu'ils soient diplômés en France ou à l'étranger).

Les généralistes libéraux nés à l'étranger forment une population peu documentée. D'après Le Breton-Lerouillois *et al.* (2015), ils représentaient 10 % de l'ensemble des médecins en 2010 et 63 % d'entre eux étaient des hommes. Ils seraient de plus inégalement répartis sur le territoire, se concentrant notamment en Île-de-France, en Auvergne-Rhône-Alpes et en PACA. Ces régions sont justement parmi celles où le taux de femmes dans nos données est plus élevé que dans les données exhaustives.

Tableau A2 – Comparaison de la répartition par région et par sexe des médecins des données utilisées à l'ensemble des médecins, pour la tranche d'âge 35 à 39 ans, en 2017

Région	Ventilation par région				Proportion de femmes		
	Données		Ensemble		Données	Ensemble	IC 95
	%	#	%	IC 95			
Bourgogne-Franche-Comté	4,4	144	4,1	[2,4 ; 5,9]	63,9	57,5	[49,1 ; 65,8]
Bretagne	7,0	231	6,4	[4,6 ; 8,1]	67,1	59,2	[52,6 ; 65,7]
Centre-Val de Loire	3,1	102	2,9	[1,1 ; 4,6]	61,8	60,1	[50,2 ; 70,0]
Corse	0,3	9	0,2	[-1,5 ; 2,0]	22,2	45,7	[12,4 ; 79,0]
DROM	2,8	93	3,4	[1,65 ; 5,15]	51,6	64,1	[53,7 ; 74,5]
Grand-Est	8,0	262	7,8	[6,1 ; 9,6]	61,1	55,6	[49,4 ; 61,7]
Hauts-de-France	7,9	259	8,0	[6,3 ; 9,7]	47,5	44,1	[37,9 ; 50,3]
Île-de-France	12,6	414	13,8	[12,0 ; 15,5]	68,4	62,4	[57,4 ; 67,3]
Nouvelle-Aquitaine	9,2	303	10,1	[8,4 ; 11,9]	54,5	51,2	[45,4 ; 56,9]
Normandie	5,1	166	4,9	[3,2 ; 6,7]	63,3	58,9	[51,1 ; 66,7]
Occitanie	9,9	325	9,5	[7,8 ; 11,3]	66,2	63,5	[58,0 ; 69,1]
PACA	6,5	214	7,6	[5,8 ; 9,3]	59,8	56,0	[49,2 ; 62,8]
Pays de la Loire	7,3	240	6,5	[4,8 ; 8,3]	69,6	63,1	[56,6 ; 69,6]
Rhône-Alpes	15,7	517	14,8	[13,0 ; 16,5]	60,7	56,5	[52,1 ; 60,9]
Total	100	3 279	100		61,6	58,8	[57,1 ; 60,5]

Note : (1) Pour les médecins des données de l'étude, la région d'inscription est considérée comme étant celle de l'immatriculation au répertoire Sirene. Pour les données exhaustives, il s'agit de l'inscription au conseil de l'ordre. Ces deux démarches vont de pair. (2) Par construction, les médecins nés à l'étranger ne sont pas dans nos données. Cela peut expliquer au moins une part des différences constatées. (3) Pour effectuer cette comparaison, nous retenons l'ensemble des médecins de nos données exerçant en 2017 et non pas l'ensemble des médecins exerçant en libéral 12 années après le début de l'internat : l'effectif total (3 279) n'est donc pas identique à celui des autres tableaux.

Lecture : 4,4 % des médecins de nos données âgés de 35 à 39 ans en 2017 exercent dans la région Bourgogne-Franche-Comté en 2017. C'était le cas de 4,1 % de l'ensemble des généralistes libéraux de cette tranche d'âge en 2017.

Champ : médecins généralistes libéraux de 2017 ayant entre 35 et 39 ans cette année-là.

TESTS DE ROBUSTESSE

Le tableau A3 ci-dessous présente les estimations du modèle de la section 4 :

- 1) en partitionnant le territoire selon les régions administratives qui prévalaient avant la réforme de 2015 (robustesse 1),
- 2) en calculant les parts d'internes non pas sur la base des arrêtés d'affectation, mais sur le seul champ des médecins de la base de données repérés comme ayant une activité libérale douze années après l'internat.

Les coefficients estimés ne sont pas significativement différents de ceux du tableau 2.

Tableau A3 – Effet de la répartition des internes sur la répartition des installations – Tests de robustesse

	Robustesse 1				Robustesse 2			
	La partition du territoire correspond aux régions administratives en vigueur avant 2015				Le calcul des parts d'internes est fait sur le champ des médecins ayant une activité libérale 12 années après l'internat			
	Toutes les zones		Toutes les zones Sauf celle de Paris		Toutes les zones		Toutes les zones Sauf celle de Paris	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Part d'internes	0,38*** (0,07)	0,28*** (0,07)	0,43*** (0,08)	0,31*** (0,07)	0,54*** (0,06)	0,46*** (0,07)	0,57*** (0,06)	0,50*** (0,07)
Part de naissances	-	0,52** (0,10)	-	0,55*** (0,11)	-	0,24** (0,09)	-	0,21*** (0,10)
Contrôles (classement ECN et proportion de femmes)	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non
R ²	0,97	0,98	0,96	0,97	0,97	0,97	0,93	0,94
Observations	23 x 4	23 x 4	22 x 4	22 x 4	28 x 4	28 x 4	27 x 4	27 x 4

Note : les installations de chaque promotion d'internes sont observées 12 années après le début de l'internat. Les régions PACA et Corse sont regroupées. Les DROM sont regroupés, en Antilles-Guyane et Océan-Indien. *** correspond au seuil de significativité à 1 %, ** à 5 % et * à 10 %.
Source et champ : arrêtés d'affectation en internat, base des non-salariés (Insee) et répertoire Sirene (Insee). Médecins généralistes libéraux ayant débuté leur internat entre 2004 et 2007.