

IMPACT DES MESURES INCITATIVES ET COERCITIVES SUR LE LIEU DE PRATIQUE DES NOUVEAUX MÉDECINS DE FAMILLE

BERNARD FORTIN
JUSTIN NDOUTOUMOU
JOSETTE GBETO
MAUDE LABERGE



Les rapports de projet sont destinés plus spécifiquement aux partenaires et à un public informé. Ils ne sont ni écrits à des fins de publication dans des revues scientifiques ni destinés à un public spécialisé, mais constituent un médium d'échange entre le monde de la recherche et le monde de la pratique.

Project Reports are specifically targeted to our partners and an informed readership. They are not destined for publication in academic journals nor aimed at a specialized readership, but are rather conceived as a medium of exchange between the research and practice worlds.

Le CIRANO est un organisme sans but lucratif constitué en vertu de la Loi des compagnies du Québec. Le financement de son infrastructure et de ses activités de recherche provient des cotisations de ses organisations-membres, d'une subvention d'infrastructure du gouvernement du Québec, de même que des subventions et mandats obtenus par ses équipes de recherche.

CIRANO is a private non-profit organization incorporated under the Quebec Companies Act. Its infrastructure and research activities are funded through fees paid by member organizations, an infrastructure grant from the government of Quebec, and grants and research mandates obtained by its research teams.

Les partenaires du CIRANO – CIRANO Partners

Partenaires corporatifs – Corporate Partners

*Autorité des marchés financiers
Banque de développement du Canada
Banque du Canada
Banque nationale du Canada
Bell Canada
BMO Groupe financier
Caisse de dépôt et placement du Québec
Énergir
Hydro-Québec
Innovation, Sciences et Développement économique Canada
Intact Corporation Financière
Investissements PSP
Manuvie Canada
Ministère de l'Économie, de l'Innovation et de l'Énergie
Ministère des finances du Québec
Mouvement Desjardins
Power Corporation du Canada
Ville de Montréal*

Partenaires universitaires – Academic Partners

*École de technologie supérieure
École nationale d'administration publique
HEC Montréal
Institut national de la recherche scientifique
Polytechnique Montréal
Université Concordia
Université de Montréal
Université de Sherbrooke
Université du Québec
Université du Québec à Montréal
Université Laval
Université McGill*

Le CIRANO collabore avec de nombreux centres et chaires de recherche universitaires dont on peut consulter la liste sur son site web. CIRANO collaborates with many centers and university research chairs; list available on its website.

© Décembre 2024. Bernard Fortin, Justin Ndoutoumou, Josette Gbeto et Maude Laberge. Tous droits réservés. *All rights reserved. Reproduction partielle permise avec citation du document source, incluant la notice ©. Short sections may be quoted without explicit permission, if full credit, including © notice, is given to the source.*

Les idées et les opinions émises dans cette publication sont sous l'unique responsabilité des auteurs et ne représentent pas les positions du CIRANO ou de ses partenaires. The observations and viewpoints expressed in this publication are the sole responsibility of the authors; they do not represent the positions of CIRANO or its partners.

ISSN 1499-8629 (version en ligne)

Impact des mesures incitatives et coercitives sur le lieu de pratique des nouveaux médecins de famille*

*Bernard Fortin[†], Justin Ndoutoumou[‡], Josette Gbeto[§] et Maude Laberge^{**}*

Résumé/Abstract

Les services de première ligne sont une composante essentielle des soins de santé pour la population. Dans une région touchée par une grave pénurie de médecins, le risque de ne pouvoir accéder en temps opportun à des soins appropriés peut engendrer des problèmes de santé sévères en particulier chez les personnes vulnérables.

Dès 1975, le gouvernement du Québec a introduit plusieurs mesures pour influencer le choix de la région de pratique des omnipraticiens et ainsi améliorer l'équité dans leur répartition géographique. Certaines mesures sont incitatives. Celles-ci incluent les bourses-contrat d'étude, la rémunération différente selon les régions, les primes d'installation, les primes d'isolement ou encore les primes de rétention. D'autres mesures sont coercitives. En 2004, les Plans régionaux d'effectifs médicaux (PREM) ont été introduits. Selon les PREM, tout nouveau médecin qui veut s'installer dans une région de pratique doit obtenir un avis de conformité du département régional de médecine générale où il veut s'installer. Cet avis ne peut être délivré que si la cible du PREM n'a pas été atteinte. Les PREM ont été rendus encore plus contraignants en 2015.

À partir d'un riche ensemble de données inédites, les auteurs estiment l'effet causal de trois mesures visant à influencer le choix du lieu de pratique des nouveaux médecins de famille du Québec entre 1975 et 2021. Ils montrent que les bourses, la rémunération différente selon les régions et les PREM semblent avoir eu les effets escomptés.

Primary care is an essential component of healthcare for the population. In a region with a severe shortage of physicians, the risk of not being able to access appropriate care in a timely manner can lead to severe health problems, particularly among vulnerable individuals.

* Nous remercions Dr Bruno Piedboeuf, Directeur des Affaires universitaires au ministère de la Santé et des Services sociaux (MSSS), pour ses conseils avisés dans la rédaction de ce rapport. Nous remercions également Malek Arab et Luc Valiquette du MSSS ainsi que Ousman Ali Ali et Siramane Coulibaly pour leur aide précieuse dans la construction de la base de données. Les commentaires et suggestions d'Aristide Houndetoungan et de Bruce Shearer nous ont permis d'améliorer l'approche statistique retenue. Les remarques incisives du rapporteur anonyme ont aussi été fort utiles. Nous exprimons enfin nos remerciements à l'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS) et, en particulier, à Ruolz Ariste et à l'équipe informatique du Secure access environment (SAE), pour nous avoir donné accès à des données anonymisées nécessaires à la réalisation de cette étude et pour leur aide technique. Nous remercions aussi Julien Mousquès et Anne-Laure Samson pour leurs suggestions pertinentes. Les analyses présentées dans ce rapport restent la seule responsabilité des auteurs et ne reflètent en rien les opinions du MSSS et de l'ICIS.

[†] Département d'économie, Université Laval, CIRANO; bernard.fortin@ecn.ulaval.ca
Chercheur responsable

[‡] Département d'économie, Université Laval; jundo@ulaval.ca

[§] Département d'économie, Université Laval; josette-rosine-aniwuvi.gbeto.1@ulaval.ca

^{**} Département de médecine sociale et préventive, Université Laval, CIRANO; maude.laberge@fmed.ulaval.ca

As early as 1975, the Quebec government introduced several measures to influence the choice of region of practice for general practitioners and improve equity in their geographic distribution. Some of these measures are incentive-based. They include bursaries, differential compensation by region, installation bonuses, isolation bonuses, and retention bonuses. Other measures are coercive. In 2004, Regional Medical Workforce Plans (Plans régionaux d'effectifs médicaux or PREMs) were introduced. Under the PREMs, any new physician wishing to install in a region of practice must obtain a compliance notice from the regional department of general medicine where they wish to settle. This notice can only be issued if the PREM target has not yet been met. PREMs were made even more restrictive in 2015.

Using a rich and unique dataset, the authors estimate the causal effects of three measures aimed at influencing the choice of region of practice among new family doctors in Quebec between 1975 and 2021. They show that bursaries, differential compensation by region and PREMs appear to have achieved the intended effects.

Mots-clés/Keywords : santé, offre de travail, régions éloignées, rémunération des médecins, omnipraticiens, médecins de famille, choix du lieu de pratique / health, labour supply, remote areas, physician compensation, general practitioners, family doctors, choice of region of practice

Pour citer ce document / To quote this document

Fortin, B., Ndoutoumou, J., Gbeto, J., & Laberge, M. (2025). Impact des mesures incitatives et coercitives sur le lieu de pratique des nouveaux médecins de famille (2025RP-02, Rapports de projets, CIRANO.) <https://doi.org/10.54932/QRJ3343>

FAITS SAILLANTS

- Ce rapport a pour objectif général d'analyser l'impact des facteurs qui ont influencé le choix du lieu de pratique des nouveaux médecins de famille du Québec entre 1975 et 2021, selon cinq regroupements de régions sociosanitaires.
- Plus particulièrement, notre analyse porte sur l'effet des mesures incitatives et coercitives mises en œuvre par le gouvernement sur le choix de la région de pratique. Trois mesures sont étudiées : les bourses d'étude conditionnelles à l'installation en région, la rémunération différente selon les régions et les plans régionaux d'effectifs médicaux (PREM) en médecine de famille.
- Les statistiques descriptives agrégées montrent que le nombre de médecins de famille par 100 000 habitants s'est accru, passant de 55 à 132, dans l'ensemble du Québec durant la période à l'étude.
- Les inégalités dans la répartition géographique des médecins de famille se sont beaucoup modifiées durant la même période. Ainsi, en 1975, ce ratio était de 47 médecins de famille par 100 000 habitants dans les régions éloignées ou isolées alors qu'il était de 69 médecins de famille dans les régions universitaires. En revanche, en 2021, le même ratio était de 191 dans les régions éloignées ou isolées alors qu'il était de 146 dans les régions universitaires.
- On ne doit pas en conclure qu'il existe un excédent de services de santé dans les régions éloignées ou isolées par rapport aux régions universitaires. En 2019, les indicateurs de santé étaient tous défavorables dans les zones rurales ayant des liens faibles ou nuls avec un milieu urbain en comparaison avec les zones urbaines composées des régions métropolitaines de recensement (INSPQ, 2019).
- Les microdonnées de notre analyse proviennent de l'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS) et incluent 18 290 nouveaux médecins de famille. À l'aide du ministère de la Santé et des Services sociaux, les auteurs ont aussi construit une base de données sur l'évolution des paramètres des mesures à l'étude au cours de la période.
- Le modèle de base (logit) suppose que le médecin choisit, sous diverses contraintes, la région de pratique qui maximise son bien-être. Celui-ci dépend des attributs de la région (mesures incitatives et coercitives s'appliquant à la région, effets fixes de région, nombre de médecins par 100 000 habitants, variables de tendance) ainsi que des caractéristiques du médecin (langue maternelle, distance entre la région et la faculté de formation, formation hors Québec, genre, âge). Un modèle plus complexe (logit mixte) tient compte de la possibilité que les préférences des médecins varient selon des caractéristiques non observables.
- Selon les résultats du logit mixte, une hausse de 10 % des bourses pour les régions éloignées a pour effet d'accroître de 10,05 % la probabilité qu'un nouveau médecin

de famille exerce dans l'une de ces régions. Il en coûterait annuellement 1137 \$ de plus pour attirer un nouvel omnipraticien dans ces régions (pour quatre ans).

- Une hausse de 10 % des bourses pour les régions isolées a pour effet d'accroître de 3,58 % la probabilité qu'un nouveau médecin de famille exerce dans ces régions.
- Une hausse de 10 % du tarif marginal des actes médicaux dans les régions éloignées (rémunération différente) accroît la probabilité qu'un médecin exerce dans ces régions de 3,93 %. Le résultat correspondant dans les régions isolées est de 1,53 %.
- L'introduction des PREM après 2004 a eu pour effet d'accroître de 85 % la probabilité qu'un nouveau médecin de famille exerce dans les régions périphériques plutôt qu'à Montréal. La probabilité qu'il exerce dans les régions intermédiaires plutôt qu'à Montréal s'est accrue de 66 %. En revanche, cette probabilité a diminué de 18,4 % dans les régions isolées.
- La sévérité accrue des PREM après 2015 augmente de 5 % la probabilité que le nouveau médecin exerce dans les autres régions universitaires plutôt qu'à Montréal. Elle a aussi eu pour effet d'augmenter cette probabilité de 53,10 % dans les régions périphériques et de 52,3 % dans les régions intermédiaires.
- Plus la région est éloignée de la faculté de formation du médecin, moins il aura tendance à exercer dans cette région. Ceci suggère que le médecin qui a fait sa formation dans un *campus délocalisé* peut être incité à exercer dans une région proche de celui-ci.
- Les nouveaux médecins de famille qui ont été formés hors Québec ont fortement tendance à exercer à Montréal plutôt qu'ailleurs au Québec.
- Les nouveaux médecins de famille non francophones ont plus tendance à exercer à Montréal que les francophones.
- Les médecins de famille hommes ont plus tendance à exercer dans les régions intermédiaires et éloignées que les médecins de famille femmes. Cet effet semble être plus fort dans les régions éloignées.
- Les jeunes médecins de famille ont plus tendance à exercer à l'extérieur de Montréal. Cet effet est plus marqué dans les régions éloignées et isolées.
- Une hausse du nombre de médecins par 100 000 habitants dans une région encourage le nouveau médecin de famille à exercer dans cette région. Pour expliquer ce résultat, on peut avancer l'hypothèse qu'un nombre élevé de médecins *per capita* influence positivement l'environnement social et professionnel du nouveau médecin de famille.

Table des matières

1	Introduction	2
1.1	Contexte et questions de recherche	2
2	Mesures incitatives et coercitives mises en œuvre dans divers territoires	8
2.1	Mesures mises en œuvre au Québec	8
2.2	Mesures mises en œuvre dans certaines provinces hors Québec	9
2.3	Mesures mises en œuvre aux États-Unis	11
2.4	Mesures mises en œuvre en France	12
2.5	Mesures mises en œuvre au Brésil	13
2.6	Mesures mises en œuvre en Inde	14
3	Évolution des inégalités interrégionales dans la répartition des omnipraticiens	14
4	Population à l'étude et sources de données	23
5	Un modèle empirique du choix du lieu de pratique du nouveau médecin de famille	24
5.1	Le modèle logit	24
5.2	Le modèle logit mixte	26
5.3	Variables empiriques	27
6	Résultats	30
6.1	Résultats du logit	30
6.2	Résultats du logit mixte	37
7	Conclusion	43
8	Annexes	46
8.1	Un modèle théorique du choix du lieu de pratique du médecin de famille	46
8.2	Analyse de robustesse	48
9	Bibliographie	52

1 Introduction

1.1 Contexte et questions de recherche

Les services médicaux de première ligne constituent une composante essentielle des soins de santé dans la population. Dans ce contexte, les inégalités géographiques dans la répartition des médecins omnipraticiens peuvent influencer de façon très significative l'état de santé des individus. Ainsi, dans les régions touchées par une grave pénurie de ces médecins, le risque de ne pouvoir accéder en temps opportun à des soins appropriés peut engendrer de graves problèmes de santé en particulier chez les personnes vulnérables. Au Québec, comme au Canada en général, le système de santé public vise un accès universel et gratuit aux soins médicaux pour l'utilisateur. Toutefois, l'on y observe en général des inégalités importantes dans la répartition des médecins de famille. Au Québec, par exemple, ces inégalités étaient considérables dans les régions éloignées et isolées¹ au cours des années 1970. À titre d'exemple, en 1975, on observait un ratio de 55 médecins de famille par 100 000 habitants dans l'ensemble du Québec. Cependant, ce ratio était de 69 médecins de famille dans les régions universitaires² alors qu'il n'était que de 47 médecins de famille dans les régions éloignées ou isolées, soit un écart en pourcentage de 46,8 % (voir le tableau 2)³.

En l'absence de mesures gouvernementales, de telles disparités régionales dans l'accès aux services médicaux de première ligne peuvent s'expliquer en partie par les facteurs d'attraction influençant le choix du lieu de pratique des omnipraticiens. La variabilité dans les attributs des régions et les caractéristiques (ou les préférences) de ces médecins sont des éléments importants à cet égard (e.g., Hurley, 1991; Bolduc et collab., 1996; Holmes, 2005b; Kulka et McWeeny, 2019; Costa et collab., 2024). Ainsi, au niveau de l'offre des omnipraticiens, les régions à proximité du réseau familial du médecin ou de son lieu de formation, les régions où se trouvent les meilleurs hôpitaux, un nombre élevé de médecins spécialistes et d'infirmières ou d'infirmiers *per capita*, une population bien scolarisée et s'exprimant dans la même langue maternelle que le médecin, ou encore les régions offrant des loisirs de grande qualité auront tendance à attirer le médecin. En outre, les régions qui offrent d'excellentes possibilités d'emploi au conjoint et des écoles de qualité supérieure pour les enfants peuvent être aussi attrayantes pour le médecin.

1. Les régions éloignées sont le Bas-Saint-Laurent, l'Abitibi-Témiscamingue, la Côte-Nord et la Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine. Les régions isolées sont le Nord-du-Québec, le Nunavik et les Terres-Criées-de-la-Baie-James. Voir le tableau 1.

2. Les régions universitaires sont Montréal, la Capitale-Nationale et l'Estrie. Voir le tableau 1.

3. Ce rapport se limite à l'analyse des inégalités interrégionales en matière de répartition des médecins de famille. L'étude des médecins spécialistes se pose différemment, étant surtout liée au déploiement territorial des hôpitaux et à la constitution des pôles régionaux d'expertise spécialisée (Fournier et collab., 2004).

TABLEAU 1 – Classification des régions sociosanitaires du Québec

	Emplacement géographique	Désignation
1	Bas-Saint-Laurent	Éloignée
2	Saguenay-Lac-Saint-Jean	Intermédiaire
3	Capitale-Nationale	Universitaire
4	Mauricie-Centre-du-Québec	Intermédiaire
5	Estrie	Universitaire
6	Montréal	Universitaire
7	Outaouais	Intermédiaire
8	Abitibi-Témiscamingue	Éloignée
9	Côte-Nord	Éloignée
10	Nord-du-Québec	Isolée
11	Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine	Eloignée
12	Chaudière-Appalaches	Périphérique
13	Laval	Périphérique
14	Lanaudière	Périphérique
15	Laurentides	Périphérique
16	Montérégie	Périphérique
17	Nunavik	Isolée
18	Terres-Cries-de-la-Baie-James	Isolée

Source : FMEQ, 2020.

La demande régionale de médecins de famille (*e.g.*, Costa et collab., 2024), quant à elle, dépend notamment de la taille de la population, de sa structure démographique (qui peut, entre autres, influencer les indicateurs de mortalité), de son revenu *per capita* et de la distance moyenne séparant les services de santé du lieu de résidence des membres de la population. Notons par ailleurs que puisque les tarifs de base des actes médicaux sont fixés par le gouvernement (en interaction avec les fédérations de médecins omnipraticiens et spécialistes du Québec), ceux-ci ne s’ajustent pas en général pour égaliser l’offre et la demande de services médicaux selon la région. Comme dans un système de santé universel le tarif à l’acte est nul pour l’usager, du moins dans le secteur public,^{4, 5} il en résulte le plus souvent souvent des demandes excédentaires de services médicaux se manifestant par des listes d’attente pouvant cependant varier d’une région à l’autre.

Face à ces déséquilibres territoriaux, le gouvernement du Québec a introduit, dès 1975, une panoplie de mesures dans le but d’influencer le choix de la région de pratique des médecins de famille et, ainsi, d’améliorer l’équité (et, potentiellement, l’efficacité) dans leur répartition géographique (*e.g.*, Bolduc et collab., 1996; Fournier et collab., 2004; Bilodeau et collab., 2006; Touari et Turgeon, 2013). Elles incluent notamment des mesures incitatives (*e.g.*, les bourses d’étude conditionnelles à l’installation en région (éloignée ou isolée), la rémunération différente selon les régions, les primes d’installation, les primes d’isolement, les primes de rétention, une stratégie de formation continue, les stages d’été Sarros, *etc.*). Ces programmes incluent aussi des mesures coercitives. Ainsi, le gouvernement a décrété en 1996 que seule une fraction de l’attrition soit remplacée dans les régions universitaires. En outre, les plans régionaux d’effectifs médicaux (PREM) en médecine de famille, introduits en 2004 et rendus plus sévères dans la nouvelle entente de 2015, ont pour objectif

4. En 2023, environ 4% des omnipraticiens étaient non participants au régime d’assurance maladie du Québec. Ce taux n’était que de 2% en 2012.

5. Nous ignorons ici le coût du temps requis par l’usager (temps de déplacement, temps d’attente, temps passé à l’hôpital) pour recevoir les services médicaux.

de répartir équitablement les effectifs médicaux en médecine de famille dans toutes les régions du Québec (ministère de la Santé et des Services sociaux (MSSS), 2023-2024). Pour chaque région administrative, une cible annuelle de recrutement, c.-à-d., un nombre de places, est autorisée par le ministre de la Santé. Le médecin omnipraticien participant au régime doit obtenir un avis de conformité du département régional de médecine générale (DRMG) pour pratiquer dans une région. Le cas échéant, il s'engage à faire au moins 55 % de ses jours de facturation dans la région (ou le sous-territoire après 2015), sinon son revenu trimestriel sera pénalisé de 30 %. En somme, ces différentes mesures d'incitation et de coercition ont visé à améliorer l'équité dans la répartition géographique des médecins de famille au Québec, en introduisant des conditions pécuniaires et non pécuniaires pour le médecin, pouvant varier d'une région à l'autre.

Sur un plan purement descriptif, en comparant les années 1975 et 2021, on constate que le nombre d'omnipraticiens par 100 000 habitants s'est accru, passant de 55 à 132 dans l'ensemble du Québec, soit une hausse de 140 %⁶. À prime abord, ce résultat peut sembler étonnant, compte tenu du fait qu'une fraction importante de la population (environ une personne sur cinq) n'avait pas de médecin de famille au Québec en 2021 et que la situation ne semble pas s'améliorer. On peut l'expliquer par divers facteurs, notamment la proportion élevée du temps de travail des omnipraticiens passée dans les urgences, la réduction de leurs heures annuelles de travail⁷, la féminisation croissante de la profession⁸ (les femmes travaillant habituellement moins d'heures que les hommes) et enfin la croissance élevée de la demande de services médicaux en raison du vieillissement de la population. L'analyse de ces questions par ailleurs fort importantes ne fait cependant pas l'objet du présent rapport.

Par ailleurs, la structure des inégalités régionales dans la répartition des omnipraticiens s'est aussi grandement modifiée. Alors que le nombre d'omnipraticiens par 100 000 habitants s'est accru de 69 à 146 dans les régions universitaires, soit une hausse de 112 %, il est passé de 47 à 191 dans les régions éloignées ou isolées, soit une hausse de 306 % (voir tableau 2). Étonnamment, on remarque que la hausse de ce ratio a été telle dans ces dernières régions qu'il excédait en 2021 celui observé dans les régions universitaires.

Pourtant, on ne doit pas en conclure qu'il existe un excédent de services de santé dans les régions éloignées ou isolées par rapport aux régions universitaires. En effet, en 2019, les indicateurs de santé étaient tous défavorables dans les zones rurales ayant des liens faibles ou nuls avec un milieu urbain en comparaison avec les zones urbaines composées des régions métropolitaines de recensement (RMR). Une telle affirmation se fonde sur des indicateurs tels que le taux de mortalité par maladie cardiaque ou vasculaire, maladie pulmonaire chronique ou cancer du poumon ; le taux de mortalité infantile ; le taux de suicide ; et l'espérance de vie à la naissance selon le sexe (Institut national de santé publique

6. Ces résultats se basent sur les données/médecins de l'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS) et sur les données de recensement obtenues de l'Institut de la statistique du Québec (ISQ). Voir la section 4 pour plus d'informations sur les données/médecins de l'ICIS.

7. Entre 2006 et 2015, le nombre moyen de jours travaillés par année par les omnipraticiens est passé de 203 à 194 jours, soit une réduction de 9 jours, ou 4,5 %.

8. En 1972, on comptait 6 % de femmes dans la profession médicale. Ce pourcentage a atteint 55 % en 2024 et même 62 % chez les médecins de famille.

du Québec, 2019). Ce constat s'explique en particulier par une plus grande proximité des services de santé de pointe (hôpitaux, médecins spécialistes, etc.) dans les RMR et plus généralement par de meilleures conditions de vie dans ces régions.

Les graphiques présentés dans le tableau 3 illustrent l'évolution du ratio d'omnipraticiens par 100 000 habitants dans les 18 régions sociosanitaires du Québec classifiées selon les cinq regroupements de régions⁹ et l'ensemble du Québec. L'on constate une hausse importante du nombre de médecins de famille par 100 000 habitants dans les régions isolées à partir de 1995, et un peu moindre dans les régions éloignées, en particulier à partir des années 1980. Un tel accroissement se compare à une évolution significative de ce ratio dans les régions intermédiaires à partir de 2004. Pour l'ensemble du Québec, la hausse de ce ratio s'avère assez stable sur l'ensemble de la période. Il est cependant difficile d'attribuer ces hausses aux différentes mesures introduites par le gouvernement et à d'autres variables de contrôle. Ceci apporte une justification additionnelle à la mise en œuvre de nos modèles statistiques.

TABLEAU 2 – Effectifs des omnipraticiens et ratio par 100 000 habitants

		Capitale-Nationale		Estrie		Montréal		Régions universitaires		Chaudière-Appalaches		Laval		Lanaudière		Laurentides		Montérégie		Régions périphériques		Saguenay-Lac-Saint-Jean		Mauricie et Centre-du-Québec		Outaouais		Régions intermédiaires		Bas-Saint-Laurent		Abitibi-Témiscamingue		Côte-Nord		Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine		Régions éloignées		Nord-du-Québec		Nunavik		Terres-Cries-de-la-Baie-James		Régions isolées		Régions éloignées + isolées		Province de Québec			
		N	Ratio	N	Ratio	N	Ratio	N	Ratio	N	Ratio	N	Ratio	N	Ratio	N	Ratio	N	Ratio	N	Ratio	N	Ratio	N	Ratio	N	Ratio	N	Ratio	N	Ratio	N	Ratio	N	Ratio	N	Ratio	N	Ratio	N	Ratio	N	Ratio	N	Ratio								
1975	N	414	199	1 232	1 845	177	104	90	130	365	866	111	210	100	421	112	55	48	54	269	13	2	2	17	286	3418																											
	Ratio	75	81	65	69	56	43	44	50	39	44	41	49	42	45	55	39	41	47	47	52	56	41	51	47	55																											
1976	N	427	223	1 289	1 939	194	118	99	139	405	955	124	224	110	458	120	65	53	60	298	12	2	3	17	315	3 667																											
	Ratio	77	91	69	73	61	48	46	52	42	48	46	52	45	49	59	46	44	52	51	47	55	60	50	51	59																											
1981	N	543	268	1 546	2 357	247	158	139	186	585	1 315	158	267	132	557	143	67	66	68	344	10	3	4	17	361	4 590																											
	Ratio	94	105	88	91	71	59	54	60	55	59	55	60	54	57	68	46	56	59	58	37	73	56	45	57	71																											
1982	N	562	306	1 659	2 527	271	161	145	201	615	1 393	162	285	140	587	156	84	73	81	394	13	4	3	20	414	4 921																											
	Ratio	97	119	94	97	77	59	56	65	57	61	56	64	57	60	73	58	63	70	67	50	91	40	53	66	76																											
1983	N	579	344	1 708	2 631	293	165	154	215	653	1 480	181	302	153	636	173	101	68	85	427	13	5	4	22	449	5 196																											
	Ratio	99	133	96	100	83	59	58	68	60	64	63	67	61	64	81	69	60	74	73	52	108	51	59	72	79																											
1984	N	602	357	1 750	2 709	294	181	171	228	670	1 544	182	306	179	667	171	109	78	89	447	11	5	4	20	467	5 387																											
	Ratio	102	137	97	102	82	64	63	71	61	66	63	68	70	67	80	74	70	78	76	45	102	49	54	75	82																											
1985	N	640	375	1 871	2 886	315	188	198	248	724	1 673	200	330	185	715	186	112	93	95	486	16	5	7	28	514	5 788																											
	Ratio	108	143	104	108	87	66	71	77	65	71	69	74	72	72	87	75	85	83	68	97	83	76	82	87																												
1986	N	686	379	1 974	3 039	324	214	203	247	748	1 736	212	342	204	758	178	119	92	101	490	17	10	4	31	521	6 054																											
	Ratio	114	143	108	113	89	74	71	76	71	75	73	74	78	75	83	79	86	88	84	75	184	45	84	84	91																											
2003	N	946	533	2 207	3 686	387	307	329	439	1 023	2 485	269	386	292	947	227	160	130	156	673	27	16	10	53	726	7 844																											
	Ratio	143	123	118	125	99	86	81	89	85	87	97	80	88	87	112	110	134	162	124	170	156	74	134	125	105																											
2004	N	995	555	2 285	3 835	385	327	353	468	1 062	2 595	281	411	303	995	241	159	127	159	686	27	15	11	53	739	8 164																											
	Ratio	150	128	122	129	98	90	85	93	87	90	102	85	90	91	119	110	131	165	127	172	143	80	133	127	108																											
2005	N	998	576	2 323	3 897	388	322	348	478	1 075	2 611	287	428	307	1 022	249	168	129	160	706	30	20	10	60	766	8 296																											
	Ratio	150	132	124	131	98	88	82	94	87	89	104	88	90	93	123	116	133	167	131	195	186	71	149	132	109																											
2014	N	1 093	624	2 554	4 271	438	377	434	582	1 328	3 159	358	568	397	1 323	289	216	153	186	844	36	29	40	105	949	9 702																											
	Ratio	151	133	131	136	105	90	88	100	98	97	129	112	104	114	145	146	161	202	158	254	226	234	238	164	119																											
2015	N	1 085	615	2 502	4 202	444	395	440	616	1 314	3 209	366	567	408	1 341	285	204	158	185	832	34	37	45	116	948	9 700																											
	Ratio	149	131	128	133	106	94	89	105	97	98	132	112	107	115	144	139	168	202	157	241	281	260	260	165	119																											
2016	N	1 075	623	2 517	4 215	452	417	467	633	1 321	3 290	369	566	418	1 353	288	205	159	182	834	38	37	50	125	959	9 817																											
	Ratio	146	131	129	133	107	98	94	106	96	99	133	111	108	115	146	139	172	200	158	272	276	287	279	167	119																											
2021	N	1 209	661	2 936	4 806	485	496	558	727	1 555	3 821	428	664	510	1 602	310	266	172	212	960	34	46	62	142	1 102	11 331																											
	Ratio	159	131	145	146	111	112	104	112	107	109	153	125	126	132	156	180	190	230	181	253	315	332	304	191	132																											

Sources : Auteurs, Institut canadien d'information sur la santé (ICIS) et Institut de la statistique du Québec (ISQ).

9. Pour alléger le texte, nous utiliserons souvent le terme région plutôt que regroupement de régions quand cela ne porte pas à confusion.

À cet égard, l'objectif principal du rapport est triple. Il s'agit d'abord de développer des méthodes économétriques permettant d'estimer l'impact des principales mesures incitatives et coercitives sur le choix du lieu de pratique des nouveaux médecins de famille au cours de leur première année de pratique au Québec¹⁰. Notre rapport porte une attention particulière à l'impact des mesures telles que les bourses (incluant les bourses-contrats) accordées aux étudiants en médecine et aux résidents en médecine de famille, la rémunération différente selon les régions ainsi que les PREM. En second lieu, nous estimerons les modèles retenus à l'aide de microdonnées (c.-à-d., en tenant compte de certaines caractéristiques individuelles des médecins) portant sur la période à l'étude (1975-2021). Enfin, grâce aux résultats obtenus, nous évaluons l'effet de changements dans les paramètres de ces mesures sur les choix du lieu de pratique des nouveaux médecins.

Ici, il convient d'émettre une remarque importante quant aux limites du présent rapport. Celui-ci n'aborde pas les sources de changement du nombre total d'omnipraticiens au Québec durant la période à l'étude. Ainsi, nous n'analysons pas les facteurs comme les variations dans les quotas d'étudiants en médecine, les guichets d'accès à un médecin de famille (GAMF), les choix de migration hors Québec des médecins omnipraticiens, le choix des nouveaux médecins de pratiquer hors RAMQ, et la réduction de la proportion d'omnipraticiens relativement à celle des médecins spécialistes. Nous n'analysons pas non plus l'évolution des ressources humaines complémentaires ou substituts aux omnipraticiens telles que les infirmières, les infirmiers (en particulier, les Infirmières praticiennes spécialisées ou Infirmiers praticiens spécialisés (IPS)) et le service Info-Santé 811. Ceci dit, nous introduisons des variables de temps dans nos modèles. Celles-ci visent à tenir compte des variations tendanciennes dans les ressources humaines, physiques et technologiques inobservables qui varient selon les régions et qui influencent le choix du lieu de pratique des nouveaux médecins.

En somme, notre rapport porte essentiellement sur les facteurs (en particulier, les mesures incitatives et coercitives) qui ont influencé la répartition géographique des nouveaux médecins de famille, compte tenu du leur nombre total à chaque année de notre période échantillonnale. Notre recherche se fonde en particulier sur les études de Bolduc, Fortin et Fournier (1996); Kulka et McWeeny (2019); Costa et collab. (2024), mais les généralise dans au moins deux directions :

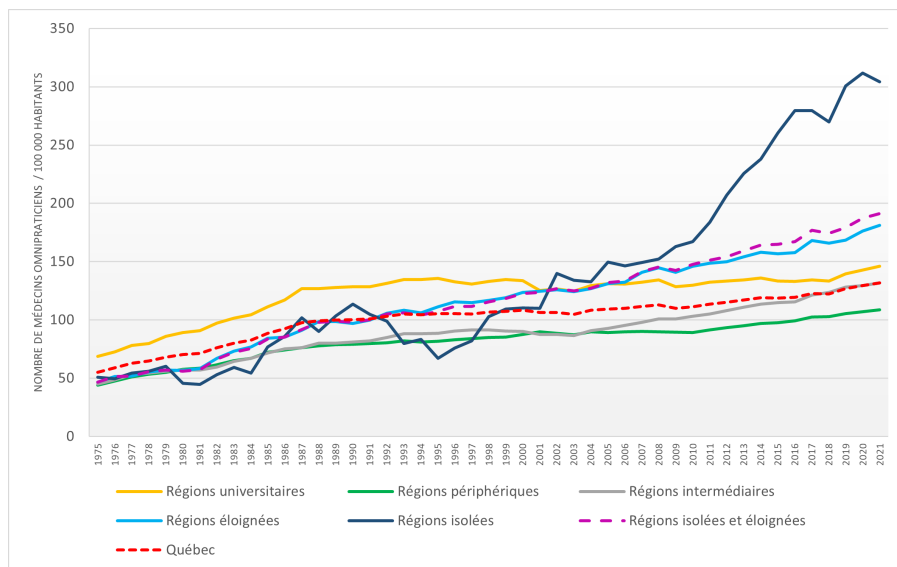
- la période échantillonnale est beaucoup plus longue que dans ces études (*e.g.*, Bolduc et collab., 1996, utilisent la période 1976-1988) et permet donc de tenir compte, sur une période plus étendue, de la variabilité des mesures incitatives;
- cette nouvelle période échantillonnale permet d'analyser l'impact des mesures coercitives introduites par le gouvernement du Québec (PREM) qui n'ont pas été prises en compte par Bolduc et collab. (1996), puisqu'elles n'étaient pas en vigueur à l'époque.

10. La variable de lieu de pratique est l'une des plus importantes de nos analyses. Il s'agit de la première apparition du médecin de famille dans l'une des 18 régions sociosanitaires du Québec selon les dossiers de l'ICIS, ou le lieu de résidence lors de sa première année de pratique si le premier lieu de pratique est non disponible.

En prenant en compte ces avantages, nous cherchons plus précisément :

- à développer deux modèles empiriques visant à quantifier l’impact des variables influençant le choix du lieu de pratique des nouveaux médecins de famille entre les 18 régions sociosanitaires et selon les cinq regroupements de régions. Le premier modèle est un modèle de choix discret du médecin entre régions de type logit polytomique (c.-à-d., comprenant plusieurs alternatives de région). Nous avons aussi estimé un second modèle (le logit mixte) qui est une version élargie du premier. Ces deux modèles tiennent compte des caractéristiques observables des médecins ainsi que des attributs observables des régions. Ils tiennent compte en particulier des mesures incitatives et coercitives telles que les bourses, la rémunération différente et les PREM dans chacune des régions ou des regroupements de régions. Le second modèle permet en plus de tenir compte de l’hétérogénéité non observée dans certaines préférences des médecins. Il importe de noter que, suivant l’approche de Bolduc et collab. (1996) et Costa et collab. (2024), nous nous limitons à l’effet des mesures sur le choix du lieu de pratique lors de la première année après l’obtention du permis de pratique. L’étude des mesures sur la rétention des médecins en région et sur la migration interrégionale fera l’objet de recherches ultérieures ;
- à estimer ces deux modèles et à évaluer l’impact (à l’aide d’élasticités ou de semi-élasticités) des différentes mesures à l’étude sur les choix du lieu de pratique des nouveaux médecins de famille.

TABLEAU 3 – Évolution du ratio d’omnipraticiens par 100 000 habitants selon la région



Source : Auteurs. Données de l’ICIS et de l’ISQ.

Ce rapport est présenté de la façon suivante. Dans la section 2, nous décrivons plus en détail les mesures mises en place par le gouvernement du Québec durant la période. Nous discutons en outre des mesures mises en œuvre dans d’autres provinces et d’autres pays.

Dans la section 3, nous présentons un portrait statistique de l'évolution des inégalités géographiques dans la répartition territoriale des médecins de famille au Québec de 1975 à 2021. Dans la section 4, nous présentons la population à l'étude et les données utilisées dans notre analyse empirique. Dans la section 5, nous présentons les modèles économétriques portant sur l'impact des variables (y compris les mesures mises en œuvre par le gouvernement) influençant le choix du lieu de pratique des nouveaux médecins de famille. Nous présentons aussi les variables empiriques utilisées pour estimer les modèles. Les résultats sont discutés dans la section 6. Nous concluons dans la section 7.

2 Mesures incitatives et coercitives mises en œuvre dans divers territoires

2.1 Mesures mises en œuvre au Québec

Cette sous-section s'inspire en partie des articles de Bolduc et collab. (1996), Fournier et collab. (2004) et Touari et Turgeon (2013). Elle porte surtout sur les mesures incitatives et coercitives mises en place au Québec entre 1975 et 2021. Nous discutons peu les mesures de formation et de soutien en raison de l'absence de données les concernant. Il importe de souligner que le Québec, contrairement à certains pays comme le Brésil, n'a que peu ou pas utilisé de critères de sélection des candidats admis aux facultés de médecine fondés sur des caractéristiques personnelles susceptibles d'inciter ceux-ci à pratiquer en région.

Dès 1975, le gouvernement du Québec a introduit un programme de bourses (deux ans) pour les étudiants en médecine (externat) acceptant de s'installer en région éloignée ou isolée. De plus, le gouvernement a instauré en 1986 des bourses-contrats pendant les deux années de résidence en médecine de famille. Ces bourses-contrats sont liées à l'obligation d'exercer en région pendant deux ans et entraînent une pénalité en cas de non-respect de l'entente.

De plus, le gouvernement a mis en œuvre en 1981 une loi (projet de loi 27) établissant des pourcentages différents sur les tarifs selon la région d'exercice pour les trois premières années de pratique des nouveaux médecins. Ainsi, un nouveau médecin généraliste reçoit 115 % des honoraires de base de l'assurance-maladie s'il exerce dans des régions éloignées ou isolées, 100 % des honoraires de base dans les régions intermédiaires et 70 % des honoraires de base dans les régions universitaires et les périphéries des régions universitaires pour ses trois premières années de pratique. La pénalité de 30 % pour les régions universitaires et leurs périphéries n'est pas appliquée si le médecin travaille dans un établissement universitaire. De plus, il existe un certain nombre d'exceptions concernant, notamment, les professeurs d'université. À partir de 1985, les tarifs bonifiés en régions éloignées ont été généralisés à tous les médecins généralistes (quel que soit leur nombre d'années de pratique). La réduction des tarifs pour les nouveaux médecins de famille dans certaines régions a été abolie en 2003.

Les mesures d'encouragement incluent une prime d'installation, une prime d'éloignement en région éloignée, une prime de déplacement pour la formation continue et le remboursement des frais de déménagement, de ressourcement et de déplacement (pour les

médecins en régions éloignées). D'autres mesures ont aussi été mises en œuvre pour les étudiants et les résidents en régions éloignées, comme des primes d'installation, d'éloignement et de déplacement pour la formation continue (Fournier et collab., 2004). De plus, au-delà de la stratégie d'incitation, le gouvernement a déployé, dès 1990, une stratégie de formation pour susciter de l'intérêt pour la pratique en région. En outre, plusieurs facultés de médecine, appuyées par le gouvernement du Québec, offrent des formations de médecine de 1er cycle dans des campus délocalisés¹¹ pouvant stimuler l'intérêt des étudiants à pratiquer plus tard dans des régions autres que des régions universitaires (Fédération médicale étudiante du Québec, 2020).

S'agissant des mesures coercitives, et tel que discuté en introduction, le MSSS et la Fédération des médecins omnipraticiens du Québec (FMOQ) ont convenu en 2004 d'une entente selon laquelle tout nouveau médecin de famille du secteur public qui veut changer de région de pratique doit obtenir du DRMG du territoire où il veut s'installer un avis de conformité, qui ne peut être délivré que si la cible du PREM n'a pas été atteinte¹². S'agissant de la rémunération, il est précisé que si le médecin n'a pas obtenu d'avis de conformité ou s'il n'a pas facturé au moins 55 % de son temps de pratique dans le territoire où il a obtenu un avis de conformité, une pénalité de 30 % sera appliquée à sa rémunération associée à sa pratique en cabinet. Par ailleurs, l'entente sur le respect des PREM est accompagnée d'un certain nombre d'autres incitatifs (voir Touari et Turgeon, 2013).

En 2015, le MSSS a rendu les PREM plus sévères. Deux points sont importants à souligner ici. D'une part, le médecin ne peut plus contourner la pénalité de 30 % en travaillant en établissement plutôt qu'en cabinet ou à domicile. La pénalité s'applique à tout revenu du médecin fautif facturé à la RAMQ. D'autre part, le gouvernement a introduit la notion de sous-territoire. Avant 2015, les PREM étaient gérés au niveau de la région socio-sanitaire. Par exemple, un médecin qui détenait un avis de conformité pour Montréal devait facturer 55 % de ses jours de facturation dans la région de Montréal, peu importe le réseau local de services (RLS). Depuis 2015, les médecins qui obtiennent un avis de conformité doivent plutôt s'engager à travailler 55 % de leurs jours de facturation dans un sous-territoire de la région, par exemple, le RLS des Faubourgs – Plateau-Mont-Royal – Saint-Louis-du-Parc.

2.2 Mesures mises en œuvre dans certaines provinces hors Québec

En Ontario, le Programme de santé dans le Nord est administré par la Direction des soins de santé primaires et vise à améliorer l'accès aux services de santé dans les petites collectivités rurales et nordiques de la province, qui ont du mal à attirer et à retenir des

11. Un campus délocalisé se définit comme une formation universitaire offerte à l'extérieur du campus principal de l'université. Ainsi la faculté de médecine de l'Université de Montréal offre une formation en médecine localisée à Trois-Rivières. La faculté de médecine de l'Université Laval offre une formation en médecine à Lévis et à Rimouski. La faculté de médecine de Sherbrooke offre une formation en médecine à son campus délocalisé à Saguenay et à Moncton.

12. Le médecin de famille qui a pratiqué en région éloignée ou isolée pendant au moins trois ans en continue peut pratiquer ailleurs au Québec sans devoir se procurer un avis de conformité.

professionnels de la santé. Il prévoit également diverses mesures visant à attirer et à retenir les prestataires de soins de santé dans les collectivités de l'Ontario ayant un indice de ruralité (RIO) de 40 ou plus¹³. L'Initiative de maintien en poste des médecins dans le Nord (NPRI) a été mise en place dans le contexte de l'accord-cadre de 2000 de l'Association médicale de l'Ontario (AMO) pour permettre aux médecins admissibles du nord de l'Ontario de recevoir l'équivalent d'une prime de rétention de 7 000 \$, versée à la fin de chaque exercice financier au cours duquel ils ont pratiqué à temps plein dans le nord de l'Ontario. Le but de la NPRI est de soutenir le recrutement et la rétention des médecins dans le nord de l'Ontario et d'encourager les médecins à maintenir des privilèges hospitaliers actifs. Depuis 2010, l'Initiative de recrutement et de maintien en poste pour le Nord et les régions rurales (NRRR) offre des incitatifs financiers imposables à chaque médecin admissible qui établit une pratique à temps plein dans une collectivité admissible de la province. Les subventions, qui varient entre 80 000 \$ et 117 600 \$, sont payées sur une période de quatre ans. Dans le cadre du Programme d'obligation de service postdoctoral (OSP), les médecins s'engagent à travailler pendant une période déterminée dans un lieu donné en échange d'une occasion de formation postdoctorale.

Le gouvernement de la Colombie-Britannique a également mis en place une série de fonds et de paiements incitatifs pour le recrutement et la rétention des médecins en milieu rural. Ces mesures comprennent le Rural General Practitioners Locum Group (2001), qui aide les médecins généralistes dans les communautés rurales avec sept médecins ou moins à obtenir des suppléants subventionnés pour les vacances, la formation médicale continue (FMC) et les raisons de santé¹⁴. Le programme Rural Continuing Medical Education (RCME) (2001) offre un soutien à travers deux éléments distincts. Le premier inclut les fonds individuels de RCME qui fournissent un financement directement aux médecins admissibles par le biais de leur autorité sanitaire¹⁵. Le second élément inclut un programme communautaire de RCME offrant un financement et des ressources aux groupes de médecins locaux dans les communautés rurales (RSA) pour soutenir leurs besoins en matière d'éducation communautaire. L'allocation d'isolement (2001) est accordée aux médecins qui dispensent des services médicaux dans les communautés admissibles RSA pendant au moins neuf mois par an. La communauté admissible doit avoir moins de quatre médecins, aucun hôpital et ne pas être admissible aux paiements Medical On-call Availability Program (MOCAP), Call-Back et Doctor of the Day. Les paiements étaient calculés et versés annuellement et variaient entre 5 000 \$ et 75 000 \$ en 2001.

Le Rural Retention Program (RRP) de 2003 est constitué d'un ensemble de mesures de rétention accordant des incitations financières aux médecins travaillant dans des communautés admissibles couvertes par l'ASA. Il est composé de trois éléments de paiement payés aux médecins ruraux admissibles : la prime du RRP, le forfait du RRP et l'avantage du modificateur des coûts des affaires rurales. Le rapport Rural Review de 2008 montre que, dans l'ensemble, les programmes ruraux de la Colombie-Britannique ont un impact positif et sont raisonnablement bien établis. Il montre aussi que, pendant la période de 2007-2008, environ 1 600 médecins étaient admissibles à des programmes de soutien ru-

13. <https://health.gov.on.ca/en/pro/programs/northernhealth/>

14. <https://www2.gov.bc.ca/assets/gov/health/practitioner-pro/rural-guide.pdf>

15. Les montants de financement sont basés sur la désignation de la communauté (A, B, C, D) et le temps qu'un médecin passe dans la communauté.

raux et que 1 200 d'entre eux résidaient dans une communauté rurale. Les résultats des évaluations des programmes ruraux en Colombie-Britannique suggèrent que les facteurs non financiers sont les déterminants les plus forts du recrutement et de la rétention des médecins en milieu rural. Cependant, les incitations financières jouent toujours un rôle dans la compensation de la charge de travail supplémentaire imposée aux médecins de régions rurales ou éloignées.

Le gouvernement de la Nouvelle-Écosse vise également à attirer des médecins dans les communautés rurales. Certains fonds et mesures incitatives sont utilisés pour attirer des prestataires de soins primaires dans la province, notamment le Plan de recrutement des médecins (2001), le Fonds de rétention et de recrutement (2008) et les Équipes de recrutement de médecins (2016)¹⁶.

En 2022, des incitations financières à l'Île-du-Prince-Édouard sont conçues pour attirer et retenir les médecins dans des zones désignées de la province. Pour être admissibles, les médecins doivent déménager d'une autre province ou participer au programme de formation en médecine de famille de la province et ne pas participer à un autre programme d'obligation de service. Des subventions avec obligation de service et des mesures de remboursement de déménagement sont disponibles¹⁶.

2.3 Mesures mises en œuvre aux États-Unis

Il existe, dans d'autres pays développés, un ensemble de politiques gouvernementales visant à remédier aux déséquilibres de répartition des médecins. C'est le cas notamment aux États-Unis. En 1970, les États-Unis ont créé le National Health Services Corps (NHSC), un programme qui encourage les médecins nouvellement formés à travailler dans les communautés médicalement sous-desservies. Il repose sur des options de remise de dette et des programmes de bourses d'études avec une disposition de retour de service. Pour chaque année où l'étudiant reçoit une bourse, il a une obligation contractuelle de servir un an dans un lieu défini par le NHSC (Nunes et collab., 2016). Des programmes de bourses d'études et de remboursement de prêts par le biais du NHSC, des remboursements de cliniques de santé rurales et des paiements incitatifs de Medicare pour les médecins sont également offerts aux médecins de soins primaires (y compris les obstétriciens-gynécologues) désireux de se localiser dans des HPSA désignés (Chou et Lo Sasso, 2009).

En explorant l'impact de ces politiques aux États-Unis, Falcettoni (2018) montre que la combinaison de la remise de dette et des incitations salariales a conduit à une hausse de 1,2 % du nombre de médecins choisissant de s'établir dans des zones rurales. Ses résultats suggèrent que si les dépenses utilisées pour la remise de dette étaient réorientées vers des incitations salariales plus élevées pour l'emploi rural, près de six fois plus de médecins de soins primaires répondraient à cette politique et choisiraient des zones rurales en raison des incitations accrues par rapport à l'effet généré par les politiques actuelles. Holmes (2005a) conclut que l'élimination du programme National Health Services Corps réduirait

16. <https://www.princeedwardisland.ca/en/information/health-and-wellness/financial-incentives-for-physicians>

l'offre de médecins dans les communautés médicalement sous-desservies d'environ 10 % (Holmes, 2005a).

2.4 Mesures mises en œuvre en France

En France, diverses mesures ont aussi été mises en œuvre pour pallier les « déserts médicaux ». Ces mesures ne sont pas destinées uniquement aux médecins mais également à d'autres professionnels de la santé. De façon générale, les dispositifs français combinent des mesures qui incluent des modifications dans le modèle de rémunération des médecins (avec, par exemple, l'introduction de paiement à capitation et à la performance dans un contexte où la quasi-totalité de la rémunération est à l'acte) avec des mesures favorisant l'intégration de d'autres professionnels de la santé et une expansion de leurs activités. Entre autres, un projet pilote qui consistait à soutenir les médecins de famille avec des infirmières ayant une reçu une formation spécifique afin d'effectuer certaines activités normalement réservées aux médecins (appelées infirmières Asalées) semble avoir eu des effets positifs sur le nombre de jours travaillés par les médecins de famille, le nombre de patients vus, et le nombre de patients inscrits (Loussouarn et collab., 2020). Une autre étude complémentaire rapporte que l'intégration d'infirmières de pratique avancée (IPA) était associée à une meilleure qualité des soins mesurée sur la gestion du diabète de type 2 (de la Londe et collab., 2023). Par ailleurs, ces dispositifs soutenant la pratique multidisciplinaire sembleraient avoir un effet positif sur l'attractivité des régions sous-desservies et la rétention des médecins, quoique d'autres caractéristiques régionales modulent ces effets (Chevallard et Mousquès, 2021).

Si la pratique multidisciplinaire semble particulièrement attractive pour les jeunes médecins, elle requiert également d'attirer ces autres professionnels dans ces régions sous-desservies. Les pouvoirs publics français ont instauré un zonage associé à des incitations financières destinées à attirer les infirmières libérales dans les zones sous-desservies. En France, les infirmières peuvent pratiquer en libéral, c.-à-d. avec une facturation à l'acte comme les médecins. Une évaluation de cette mesure en a montré les effets positifs (bien que considérés insuffisants) pour réduire les inégalités régionales d'accès aux soins (Duchaine et collab., 2022).

Par ailleurs, la convention médicale 2016 a prévu la mise en place de quatre contrats pour lutter contre la désertification médicale : CAIM, CSTM, Coscom et Cotram¹⁷ auxquels s'ajoutent d'autres aides financières :

- Contrat d'aide à l'installation des médecins (CAIM) Ce contrat offre une aide financière substantielle dès l'installation en zone sous-dense.
- Contrat de solidarité territoriale médecin (CSTM) Ce dispositif encourage les médecins à exercer ponctuellement dans les zones d'intervention prioritaire (ZIP) :
 - Prise en charge de 25% des honoraires tirés de l'activité en ZIP jusqu'à un maximum.

17. On trouvera sur Internet plus de détails sur ces différents contrats.

- Remboursement des frais de déplacement
- Contrat de stabilisation et de coordination (Coscom) Il valorise la pratique des médecins exerçant dans les territoires fragiles. En 2021, les montants étaient les suivants :
 - 5 000 € par an pendant 3 ans
 - Majoration possible de 1 250 € par an pour une activité partielle en hôpital de proximité
 - 300 € par mois pour l'accueil d'un stagiaire à temps plein
- Contrat de transition pour les médecins (Cotram) Ce contrat s'adresse aux médecins âgés de 60 ans ou plus exerçant en région, préparant leur cessation d'activité et qui sont prêts à accompagner pendant cette période un médecin nouvellement installé dans leur cabinet.
- Autres aides financières
 - Bourses pour les étudiants en médecine s'engageant à exercer en zone sous-dotée après leur diplôme
 - Aides à l'équipement et au local en début d'activité
 - Financement pour le recrutement d'assistants médicaux

2.5 Mesures mises en œuvre au Brésil

Au Brésil, les gouvernements fédéral et régionaux ont mis en place une série de programmes pour atténuer la pénurie de médecins dans les zones défavorisées. Les deux plus importants sont le « Programme de valorisation professionnelle des soins primaires » (Provab) et le programme « Plus de médecins » (MPP). Le Provab, créé en 2011, avait pour objectif d'attirer les nouveaux médecins vers les régions nécessiteuses en introduisant deux mesures incitatives : des salaires compétitifs et exonérés d'impôt et une augmentation de 10 % de la note finale aux examens d'admission aux programmes de spécialisation médicale.

Par ailleurs, le MPP mis en place en 2013 comporte trois stratégies : (i) l'expansion et la construction de nouvelles unités de soins de santé primaires dans les zones nécessiteuses ; (ii) l'augmentation du nombre d'écoles de médecine et de programmes de résidence ; (iii) la création d'emplois de soins de santé primaires bien rémunérés dans les zones sous-desservies (Costa et collab., 2024). Les médecins du MPP, travaillant dans des cliniques de santé communautaires – appelées unités de santé de base (USB) – fournissent gratuitement plusieurs services de santé primaires à tous les citoyens, notamment les soins prénataux, le traitement des maladies mineures et le conseil en santé pour la prévention et le traitement des maladies (Carrillo et Feres, 2019). Le programme recrute des médecins pour travailler dans des zones sous-desservies pendant une période de trois ans ou plus. Les médecins inscrits sont des employés publics et reçoivent un salaire fixe d'environ 3 000 \$ US. Ce salaire est non imposable et cinq fois plus élevé que le salaire minimum fédéral pour les médecins en 2013. De plus, les médecins du MPP bénéficient d'avantages

en matière de logement et d'alimentation financés par les gouvernements régionaux. Les médecins souhaitant rejoindre le MPP doivent suivre un programme de formation en médecine familiale, qui comprend une orientation d'apprentissage à distance réalisée pendant le travail.

Des expériences contrefactuelles menées par Costa et collab. (2024) indiquent que les investissements dans les écoles de médecine dans les zones sous-desservies et l'adoption de politiques d'action positive, telles que des quotas dans les écoles de médecine pour les étudiants nés dans les régions plus pauvres, sont plus rentables pour améliorer la répartition géographique des médecins que les politiques basées sur les incitations financières ou l'investissement dans l'infrastructure de santé.

2.6 Mesures mises en œuvre en Inde

En Inde, des services médicaux ruraux obligatoires ont été mis sur pied. Plusieurs États, comme le Meghalaya, exigent que les étudiants en médecine diplômés dispensent des services dans un ou plusieurs postes ruraux. D'autres États ont introduit des services ruraux obligatoires pour les médecins en tant que condition préalable à l'admission à des programmes de spécialisation de troisième cycle. De plus, des services médicaux ruraux obligatoires ont été introduits dans certains États (*e.g.*, le Tamil Nadu et le Kerala pour les médecins spécialistes) en échange d'une éducation médicale gouvernementale subventionnée. D'autres États, comme le Tamil Nadu, le Gujarat et l'Andhra Pradesh, réservent des sièges de troisième cycle ou accordent des points supplémentaires à l'examen de troisième cycle à ceux qui ont effectué un certain nombre d'années de service rural.

Quant aux incitations pécuniaires pour les zones difficiles, presque tous les États en Inde offrent un salaire plus élevé aux médecins du secteur public travaillant dans les zones rurales, tribales ou éloignées, bien que la prime incitative varie d'un État à l'autre. Par exemple, dans l'État du Karnataka, les médecins reçoivent entre 5 000 et 8 000 roupies par mois, et les infirmières, entre 3 000 et 4 500 roupies par mois pour travailler dans une zone rurale ou éloignée (Rao et collab., 2012). La méthode des choix discrets a été utilisée pour évaluer l'effet relatif des attributs de travail pécuniaires et non pécuniaires sur les choix d'emploi des travailleurs de la santé, suggérant que l'offre de diplômés en médecine pour les emplois ruraux est restée inélastique en présence d'incitations individuelles pécuniaires et pécuniaires (Rao et collab., 2012).

3 Évolution des inégalités interrégionales dans la répartition des omnipraticiens

Il importe d'abord de rappeler que, durant la période à l'étude, le nombre d'omnipraticiens a crû plus rapidement que la population dans l'ensemble du Québec. Ainsi, le nombre d'omnipraticiens par 100 000 habitants est passé de 55 en 1975 à 132 en 2021, une augmentation de 140 %. Une telle hausse n'indique pas, cependant, que la répartition régionale des omnipraticiens s'est améliorée. L'utilisation d'indicateurs d'inégalité de cette

répartition permet d'en visualiser l'évolution.

Le tableau 4 offre un portrait de l'évolution des indices d'inégalité interrégionale dans la répartition des médecins de famille entre 1975 et 2021 mesurés par le coefficient de Gini, l'indice d'Atkinson et l'indice d'entropie généralisée (voir Cowell, 2020). L'indice de Gini est une statistique variant de 0 à 1, où 0 signifie l'égalité parfaite dans la répartition géographique des médecins de famille par 100 000 habitants, et 1 signifie une inégalité parfaite (100 000 habitants ont accès à tous les médecins de famille du Québec et tous les autres habitants n'ont accès à aucun médecin de famille). L'indice d'Atkinson mesure la perte de bien-être social¹⁸ occasionnée par les inégalités dans la répartition régionale des médecins au sein d'une société. Par exemple, un indice de 0,800 signifie qu'environ 80 % des médecins par 100 000 habitants sont gaspillés en bien-être social du fait des inégalités. En d'autres termes, la société n'aurait besoin que de 19,1 % de ces médecins par 100 000 habitants pour atteindre le même niveau de bien-être social si tous les médecins par 100 000 habitants étaient répartis de manière égale. L'indice d'entropie généralisée est un indice de mesure d'inégalité fondé sur l'entropie de Shannon : un indice de 0 indique une égalité parfaite ; un indice de 0,5 indique une inégalité dans la répartition géographique des médecins par 100 000 habitants où 74 % des régions ont 26 % des médecins par 100 000 habitants et 26 % des régions ont 74 % des médecins par 100 000 habitants.

À partir du tableau 4, on constate d'abord qu'à part une translation verticale, les trois indices suivent une trajectoire très semblable. Nous focaliserons l'analyse sur l'indice de Gini, car c'est le mieux connu et le plus utilisé¹⁹. On constate aussi que, de 1975 à 2003, l'évolution des inégalités dans la répartition géographique des médecins a connu des hauts et des bas, tout en restant assez stable sur le long terme. Cependant, à partir de 2005, on observe une hausse tendancielle des inégalités, en particulier jusqu'en 2015. Au-delà de cette période, l'indice de Gini s'est stabilisé tout en s'accroissant quelque peu jusqu'en 2021. Si on se réfère aux tableaux 2 et 3, et tel que mentionné dans l'introduction, il semblerait que cette hausse des inégalités soit en partie due à une hausse beaucoup moins élevée du nombre de médecins de famille par 100 000 habitants dans les régions universitaires que dans les régions périphériques, intermédiaires et, surtout, les régions éloignées ou isolées. Ainsi, ce ratio est passé de 69 à 146 (hausse de 111 %) dans les régions universitaires, alors qu'il est passé de 44 à 109 (hausse de 147 %), de 45 à 132 (hausse de 193 %) et de 47 à 191 (hausse de 306 %) dans les trois derniers regroupements de régions respectivement.

Deux effets (non causals) peuvent être à la source d'un taux de croissance plus faible du nombre d'omnipraticiens par 100 000 habitants dans les régions universitaires que dans les autres régions. En premier lieu, le taux de croissance du nombre d'omnipraticiens a été plus faible dans les premières régions que dans les autres. Ainsi, le taux de croissance du nombre d'omnipraticiens entre 1975 et 2021 n'a été que de 160 % dans les régions universitaires, alors qu'il a été de 341 % dans les régions périphériques, de 280 % dans les régions intermédiaires et de 285 % dans les régions éloignées ou isolées.

18. L'indice d'Atkinson se fonde sur une fonction de bien-être social où on suppose un paramètre ϵ d'averssion à l'inégalité. Ici, on pose $\epsilon = 1$.

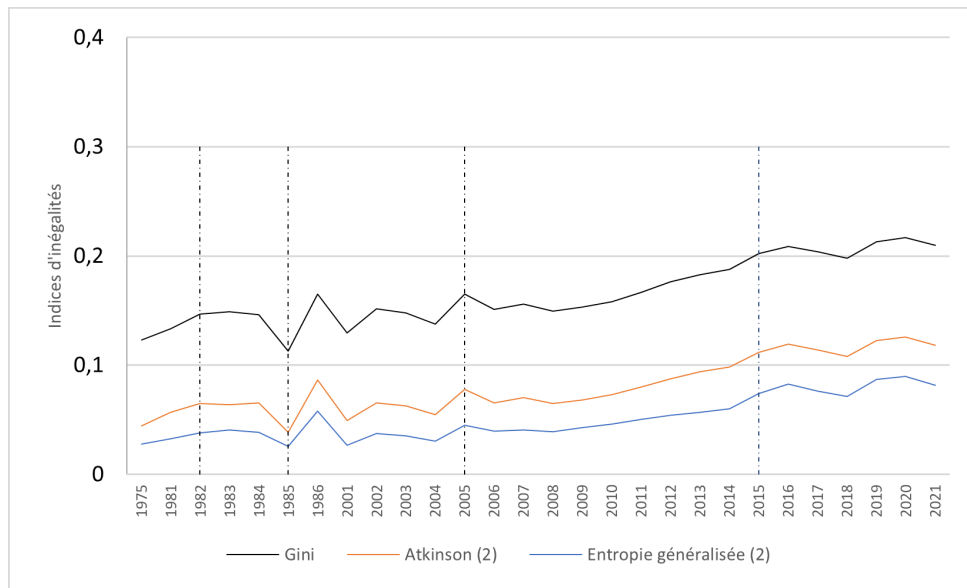
19. On peut donner une interprétation géométrique de l'indice de Gini à partir de la courbe de Lorenz (voir Cowell, 2020).

Le tableau 7 illustre ce phénomène de façon équivalente, mais plus complète. Il présente l'évolution de la répartition annuelle des omnipraticiens entre les régions de 1975 à 2021. On constate que, durant cette période, malgré une certaine instabilité annuelle dans les changements à court terme, le pourcentage des omnipraticiens a beaucoup diminué dans les régions universitaires par rapport aux autres régions à long terme. Ainsi, il a diminué de 54 % à 42 % dans les régions universitaires, alors qu'il a augmenté de 25 % à 34 % dans les régions périphériques, de 12 % à 14 % dans les régions intermédiaires, et de 8 % à 10 % dans les régions éloignées ou isolées.

En second lieu, le taux de croissance de la population s'est avéré plus élevé dans les régions universitaires que dans les autres régions. À titre d'exemple, il a été de 22,75 % (positif) dans les régions universitaires, mais de -5,72 % (négatif) dans les régions éloignées ou isolées (voir le tableau 6). Cependant, il est clair que le premier effet domine le second. En effet, le taux de croissance plus élevé de médecins de famille en régions éloignées ou isolées « explique » environ 81 % du taux de croissance plus élevé du nombre de médecins par 100 000 habitants dans ces régions par rapport aux régions universitaires.

Les tableaux 8 et 9 présentent des statistiques semblables aux tableaux 2 et 7, mais portant sur les nouveaux médecins de famille. Ainsi, à partir du tableau 9, on constate que la proportion des nouveaux médecins exerçant en région universitaire a baissé considérablement entre 1975 et 2021, passant de 54 % à 34 %. On remarque aussi que cette diminution s'est fait le plus sentir à partir de 2004 (introduction des PREM), année durant laquelle la proportion des nouveaux médecins de famille était de 52 %. Cette proportion s'est accrue dans toutes les autres régions. Ainsi, celle-ci est passée de 25 % à 36 % dans les régions périphériques, de 12 % à 16 % dans les régions intermédiaires et de 8 % à 14 % dans les régions éloignées ou isolées. On note en particulier une hausse importante de cette proportion dans les régions périphériques à partir de 2004, année à laquelle la proportion était de 24 %. Il importe cependant de ne pas attribuer aux PREM les changements dans la répartition des nouveaux médecins de famille après 2004, sans une analyse statistique approfondie.

TABLEAU 4 – Évolution des indices d'inégalité géographique des médecins de famille



Source : Auteurs. Données de l'ICIS et de l'ISQ, Canada.

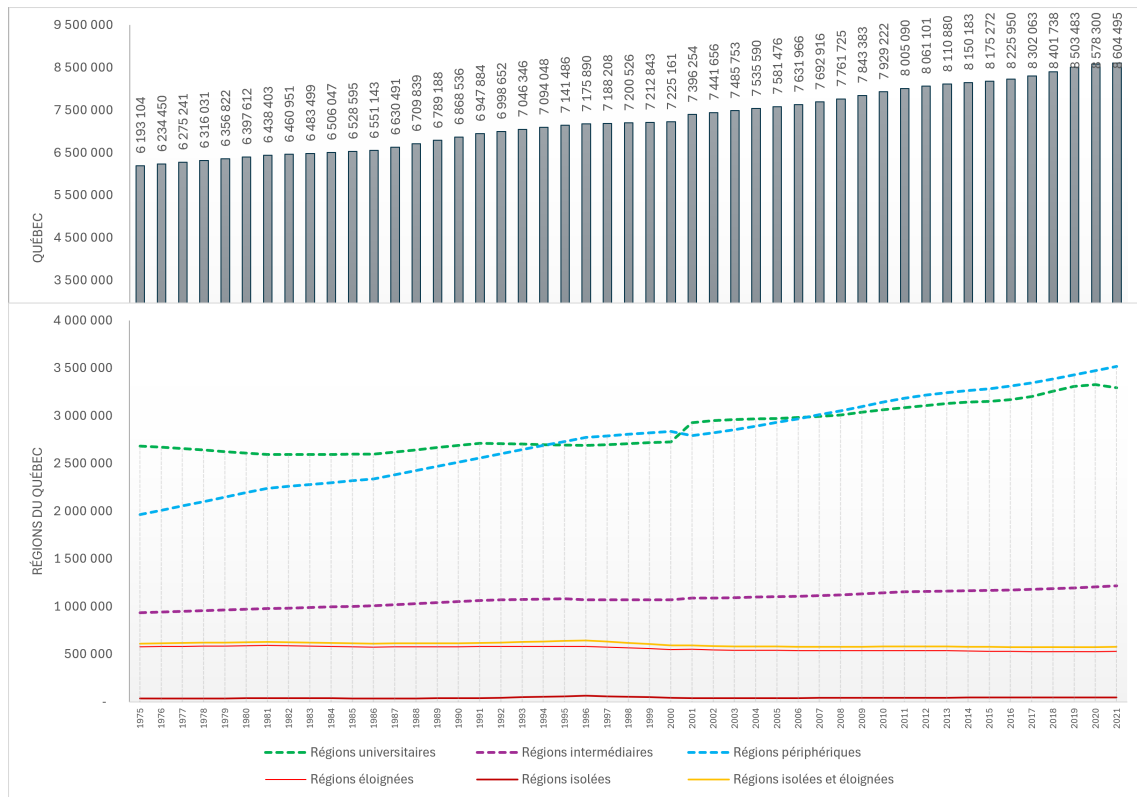
Note : Les indices sont construits à partir du ratio du nombre de médecins de famille pour 100 000 habitants.

TABLEAU 5 – Population des régions du Québec entre 1975 et 2021

Année	Population totale par région						
	Universitaires	Périphériques	Intermédiaires	Éloignées	Isolées	Éloignées et isolées	Québec
1975	2 683 042	1 963 328	935 093	578 239	33 402	611 641	6 193 104
1976	2 671 740	2 007 570	941 375	579 520	34 245	613 765	6 234 450
1977	2 655 989	2 054 027	948 539	581 694	34 990	616 685	6 275 241
1978	2 640 238	2 100 485	955 704	583 869	35 735	619 604	6 316 031
1979	2 624 488	2 146 942	962 868	586 043	36 481	622 524	6 356 822
1980	2 608 737	2 193 400	970 033	588 218	37 226	625 443	6 397 612
1981	2 592 986	2 239 857	977 197	590 392	37 971	628 363	6 438 403
1982	2 593 717	2 259 271	983 118	587 245	37 599	624 844	6 460 951
1983	2 594 449	2 278 686	989 039	584 098	37 227	621 325	6 483 499
1984	2 595 180	2 298 100	994 960	580 951	36 856	617 807	6 506 047
1985	2 595 912	2 317 515	1 000 881	577 804	36 484	614 288	6 528 595
1986	2 596 643	2 336 929	1 006 802	574 657	36 112	610 769	6 551 143
1987	2 619 686	2 381 174	1 017 755	575 544	36 333	611 877	6 630 491
1988	2 642 729	2 425 418	1 028 708	576 430	36 554	612 984	6 709 839
1989	2 665 773	2 469 663	1 039 660	577 317	36 775	614 092	6 789 188
1990	2 688 816	2 513 907	1 050 613	578 203	36 996	615 199	6 868 536
1991	2 711 859	2 558 152	1 061 566	579 090	37 217	616 307	6 947 884
1992	2 707 053	2 601 247	1 068 520	579 379	42 453	621 832	6 998 652
1993	2 702 246	2 644 342	1 072 401	579 669	47 688	627 357	7 046 346
1994	2 697 440	2 687 436	1 076 290	579 958	52 924	632 882	7 094 048
1995	2 692 633	2 730 531	1 079 915	580 248	58 159	638 407	7 141 486
1996	2 687 827	2 773 626	1 070 505	580 537	63 395	643 932	7 175 890
1997	2 697 712	2 789 429	1 069 923	572 713	58 431	631 144	7 188 208
1998	2 707 597	2 805 231	1 069 341	564 889	53 467	618 356	7 200 526
1999	2 717 483	2 821 034	1 068 759	557 065	48 503	605 568	7 212 843
2000	2 727 368	2 836 836	1 068 177	549 241	43 539	592 780	7 225 161
2001	2 927 211	2 790 041	1 088 931	550 942	39 129	590 071	7 396 254
2002	2 947 943	2 819 843	1 089 347	545 229	39 294	584 523	7 441 656
2003	2 958 349	2 853 287	1 092 792	541 734	39 591	581 325	7 485 753
2004	2 966 274	2 891 468	1 097 378	540 511	39 959	580 470	7 535 590
2005	2 971 669	2 929 034	1 101 368	539 253	40 152	579 405	7 581 476
2006	2 982 278	2 965 735	1 105 475	538 194	40 284	578 478	7 631 966
2007	2 991 982	3 009 781	1 112 670	537 611	40 872	578 483	7 692 916
2008	3 008 621	3 053 020	1 122 056	536 675	41 353	578 028	7 761 725
2009	3 037 640	3 095 865	1 131 570	536 550	41 758	578 308	7 843 383
2010	3 063 711	3 143 283	1 142 643	537 095	42 490	579 585	7 929 222
2011	3 086 160	3 184 882	1 152 828	538 205	43 015	581 220	8 005 090
2012	3 106 824	3 214 955	1 157 870	538 005	43 447	581 452	8 061 101
2013	3 127 790	3 241 030	1 161 497	536 719	43 844	580 563	8 110 880
2014	3 144 070	3 262 928	1 164 880	534 210	44 095	578 305	8 150 183
2015	3 149 882	3 283 042	1 167 000	530 815	44 533	575 348	8 175 272
2016	3 167 601	3 312 233	1 172 848	528 548	44 720	573 268	8 225 950
2017	3 203 551	3 346 431	1 179 475	527 520	45 086	572 606	8 302 063
2018	3 256 669	3 386 300	1 186 539	526 673	45 557	572 230	8 401 738
2019	3 307 466	3 428 036	1 195 750	526 337	45 894	572 231	8 503 483
2020	3 327 249	3 471 529	1 205 983	527 350	46 189	573 539	8 578 300
2021	3 293 517	3 517 277	1 217 074	529 954	46 673	576 627	8 604 495

Source : Auteurs. Données de Statistique Canada, Recensement de la population (1975 à 2021).
Les chiffres entre les recensements proviennent d'interpolations.

TABLEAU 6 – Évolution de la population des régions du Québec



Source : Auteurs. Données de Statistique Canada, Recensement de la population (1975 à 2021).
 Les chiffres entre les recensements proviennent d'interpolations exponentielles.

TABLEAU 7 – Répartition annuelle (en %) des médecins de famille par région

	Régions universitaires	Régions périphériques	Régions intermédiaires	Régions éloignées	Régions isolées	Régions éloignées et isolées
1975	53,98	25,34	12,32	7,87	0,50	8,37
1976	52,88	26,04	12,49	8,13	0,46	8,59
1977	52,51	26,60	12,78	7,63	0,48	8,11
1978	51,38	27,50	12,71	7,92	0,49	8,41
1979	52,09	27,23	12,47	7,69	0,51	8,20
1980	51,75	28,13	12,30	7,44	0,38	7,82
1981	51,35	28,65	12,14	7,49	0,37	7,86
1982	51,35	28,31	11,93	8,01	0,41	8,41
1983	50,64	28,48	12,24	8,22	0,42	8,64
1984	50,29	28,66	12,38	8,30	0,37	8,67
1985	49,86	28,90	12,35	8,40	0,48	8,88
1986	50,20	28,68	12,52	8,09	0,51	8,61
1987	51,34	28,02	11,98	8,09	0,57	8,66
1988	50,26	28,34	12,38	8,52	0,50	9,02
1989	50,15	28,64	12,26	8,40	0,56	8,96
1990	50,07	28,85	12,33	8,14	0,61	8,75
1991	49,71	29,07	12,42	8,24	0,56	8,80
1992	49,29	29,04	12,60	8,49	0,58	9,07
1993	49,09	29,21	12,73	8,46	0,51	8,97
1994	48,95	29,38	12,79	8,30	0,59	8,89
1995	48,51	29,68	12,71	8,59	0,52	9,10
1996	47,21	30,47	12,80	8,89	0,64	9,52
1997	46,74	30,97	12,96	8,70	0,64	9,33
1998	46,93	31,06	12,71	8,58	0,72	9,30
1999	47,30	31,00	12,46	8,56	0,68	9,24
2000	46,61	31,78	12,31	8,68	0,61	9,30
2001	46,67	31,93	12,12	8,73	0,55	9,28
2002	47,07	31,51	12,05	8,68	0,69	9,37
2003	46,99	31,68	12,07	8,58	0,68	9,26
2004	46,97	31,79	12,19	8,40	0,65	9,05
2005	46,97	31,47	12,32	8,51	0,72	9,23
2006	46,51	31,75	12,54	8,50	0,70	9,20
2007	46,11	31,67	12,69	8,82	0,71	9,53
2008	46,15	31,31	12,94	8,88	0,72	9,60
2009	45,21	32,04	13,22	8,75	0,79	9,53
2010	45,05	31,85	13,39	8,91	0,81	9,71
2011	44,95	32,06	13,32	8,80	0,87	9,66
2012	44,59	32,31	13,46	8,68	0,97	9,64
2013	44,29	32,39	13,58	8,71	1,04	9,75
2014	44,02	32,56	13,64	8,70	1,08	9,78
2015	43,32	33,08	13,82	8,58	1,20	9,77
2016	42,94	33,51	13,78	8,50	1,27	9,77
2017	42,29	33,70	14,06	8,71	1,24	9,95
2018	42,26	33,79	14,26	8,50	1,20	9,69
2019	42,79	33,50	14,21	8,22	1,28	9,50
2020	42,76	33,47	14,08	8,38	1,30	9,68
2021	42,41	33,72	14,14	8,47	1,25	9,73

Sources : Auteurs, Institut canadien d'information sur la santé (ICIS) et Institut de la statistique du Québec (ISQ).

TABLEAU 8 – Effectifs des nouveaux médecins de famille et ratio par 100 000 habitants

		Capitale-Nationale	Estrie	Montréal	Régions universitaires	Chaudière-Appalaches	Laval	Lanaudière	Laurentides	Montréal	Régions périphériques	Saguenay—Lac-Saint-Jean	Mauricie et Centre-du-Québec	Outaouais	Régions intermédiaires	Bas-Saint-Laurent	Abitibi-Témiscamingue	Côte-Nord	Gaspésie—Îles-de-la-Madeleine	Régions éloignées	Nord-du-Québec	Nunavik	Terres-Cries-de-la-Baie-James	Régions isolées	Régions éloignées + isolées	Province de Québec
1976	N	27	27	138	192	18	13	12	17	43	103	14	18	14	46	12	14	13	13	52	1	1	0	2	54	395
	Ratio	5	11	7	7	6	5	6	6	4	5	5	4	6	5	10	6	11	11	9	4	27	0	6	9	6
1981	N	30	14	108	152	12	5	4	6	32	59	5	7	7	19	9	6	10	8	33	1	0	0	1	34	264
	Ratio	5	5	6	6	3	2	2	2	3	3	2	2	3	2	4	4	8	7	6	4	0	0	3	5	4
1982	N	34	41	191	266	26	14	8	25	46	119	9	23	17	49	11	19	11	19	60	7	2	1	10	70	504
	Ratio	6	16	11	10	7	5	3	8	4	5	3	5	7	5	13	5	10	17	10	27	46	13	26	11	8
1983	N	29	39	128	196	24	6	11	9	45	95	26	22	23	71	18	20	10	9	57	1	0	0	1	58	420
	Ratio	5	15	7	7	7	2	4	3	4	4	9	5	9	7	14	9	9	8	10	4	0	0	3	9	6
1984	N	36	29	143	208	12	18	16	18	37	101	11	18	29	58	11	16	16	8	51	1	0	1	2	53	420
	Ratio	6	11	8	8	3	6	6	6	3	4	4	4	12	6	11	5	15	7	9	4	0	12	5	8	6
1985	N	41	27	188	256	23	13	22	27	56	141	20	25	23	68	15	14	17	17	63	7	0	1	8	71	536
	Ratio	7	10	11	10	6	5	8	8	5	6	7	5	9	7	10	7	16	15	11	31	0	12	22	11	8
1986	N	37	24	118	179	16	14	7	12	35	84	15	21	21	57	8	17	11	12	48	2	3	1	6	54	374
	Ratio	6	9	7	7	4	5	3	4	3	4	5	5	8	6	12	4	11	11	8	9	55	11	16	9	6
2003	N	4	2	12	18	0	2	1	3	2	8	1	0	4	5	0	1	0	0	1	0	1	0	1	2	33
	Ratio	1	0	1	1	0	1	0	1	0	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0	10	0	3	0	0
2004	N	30	34	130	194	12	15	15	14	32	88	12	23	11	46	13	9	6	12	40	2	1	0	3	43	371
	Ratio	5	8	7	7	3	4	4	3	3	3	4	5	3	4	6	6	6	12	7	13	10	0	8	7	5
2005	N	19	20	72	111	5	2	8	8	31	54	8	22	12	42	9	7	6	5	27	1	3	0	4	31	238
	Ratio	3	5	4	4	1	1	2	2	3	2	3	5	4	4	5	4	6	5	5	7	28	0	10	5	3
2014	N	18	19	118	155	12	17	22	27	52	130	13	24	29	66	15	16	7	10	48	1	1	3	5	53	404
	Ratio	2	4	6	5	3	4	4	5	4	4	5	5	8	6	11	8	7	11	9	7	8	18	11	9	5
2015	N	30	15	95	140	10	19	22	43	52	146	16	22	26	64	18	11	15	10	54	0	6	4	10	64	414
	Ratio	4	3	5	4	2	5	4	7	4	4	6	4	7	5	7	9	16	11	10	0	46	23	22	11	5
2016	N	14	21	97	132	15	27	32	27	65	166	16	26	21	63	13	11	9	11	44	4	4	6	14	58	419
	Ratio	2	4	5	4	4	6	6	5	5	5	6	5	5	5	7	7	10	12	8	29	30	34	31	10	5
2021	N	34	18	130	182	15	29	27	40	86	197	21	38	27	86	16	26	16	9	67	1	3	3	7	74	539
	Ratio	4	4	6	6	3	7	5	6	6	6	8	7	7	7	18	8	18	10	13	7	21	16	15	13	6

Sources : Auteurs, Institut canadien d'information sur la santé (ICIS) et Institut de la statistique du Québec (ISQ).

TABLEAU 9 – Répartition annuelle (en %) des nouveaux médecins de famille par région

	Régions universitaires	Régions périphériques	Régions intermédiaires	Régions éloignées	Régions isolées	Régions isolées et éloignées
1975	53,98	25,34	12,32	7,87	0,50	8,37
1976	48,61	26,08	11,65	13,16	0,51	13,67
1977	50,00	26,75	13,16	9,21	0,88	10,09
1978	46,33	30,99	7,03	13,42	2,24	15,65
1979	53,10	22,33	13,65	10,17	0,74	10,92
1980	48,85	30,82	11,15	8,85	0,33	9,18
1981	57,58	22,35	7,20	12,50	0,38	12,88
1982	52,78	23,61	9,72	11,90	1,98	13,89
1983	46,67	22,62	16,90	13,57	0,24	13,81
1984	49,52	24,05	13,81	12,14	0,48	12,62
1985	47,76	26,31	12,69	11,75	1,49	13,25
1986	47,86	22,46	15,24	12,83	1,60	14,44
1987	59,86	17,15	7,72	12,86	2,40	15,27
1988	52,06	21,90	11,31	13,29	1,44	14,72
1989	57,89	19,74	10,53	8,55	3,29	11,84
1990	54,14	19,05	13,78	11,53	1,50	13,03
1991	51,24	19,28	14,05	14,05	1,38	15,43
1992	54,25	17,53	15,07	10,68	2,47	13,15
1993	55,43	21,17	11,70	10,86	0,84	11,70
1994	55,36	17,41	11,61	13,39	2,23	15,63
1995	50,95	19,39	13,31	15,21	1,14	16,35
1996	43,55	22,58	16,13	14,92	2,82	17,74
1997	55,35	20,47	11,16	11,16	1,86	13,02
1998	51,85	24,24	10,44	11,45	2,02	13,47
1999	64,06	17,58	7,81	10,55	0,00	10,55
2000	52,51	25,11	7,76	14,61	0,00	14,61
2001	53,81	22,03	10,17	12,29	1,69	13,98
2002	58,88	18,09	9,87	10,86	2,30	13,16
2003	54,55	24,24	15,15	3,03	3,03	6,06
2004	52,29	23,72	12,40	10,78	0,81	11,59
2005	46,64	22,69	17,65	11,34	1,68	13,03
2006	37,55	23,58	22,27	15,72	0,87	16,59
2007	42,28	20,96	16,18	18,01	2,57	20,59
2008	43,34	20,74	19,81	15,17	0,93	16,10
2009	37,50	28,63	17,34	15,32	1,21	16,53
2010	38,46	22,31	19,23	18,46	1,54	20,00
2011	37,15	31,27	18,27	10,22	3,10	13,31
2012	36,12	30,19	18,33	13,48	1,89	15,36
2013	32,59	34,58	16,17	13,93	2,74	16,67
2014	38,37	32,18	16,34	11,88	1,24	13,12
2015	33,82	35,27	15,46	13,04	2,42	15,46
2016	31,50	39,62	15,04	10,50	3,34	13,84
2017	30,90	34,91	19,81	13,68	0,71	14,39
2018	35,44	35,64	17,52	9,98	1,43	11,41
2019	44,46	31,91	13,74	8,27	1,62	9,90
2020	36,09	33,46	15,79	12,78	1,88	14,66
2021	33,77	36,55	15,96	12,43	1,30	13,73

Sources : Auteurs. Institut canadien d'information sur la santé (ICIS) et Institut statistique du Québec (ISQ).

4 Population à l'étude et sources de données

La population à l'étude dans ce rapport est constituée des nouveaux médecins de famille au Québec ayant commencé à exercer entre 1975 et 2021. Ceux-ci englobent les omnipraticiens agréés par le Collège des médecins de famille du Canada. Deux principales sources de données sont utilisées dans cette étude : la base de données sur les médecins et la base de données sur les mesures incitatives et coercitives. Les médecins faisant partie de notre étude proviennent de la base de données Scott's (BDMS) de l'ICIS. Notons qu'ils ne sont pas calculés en *équivalents temps complet* (ETC), ce qui peut introduire, nous l'admettons, des erreurs de mesure. On rapporte des effectifs (*head counts*) dans la BDMS. Ou bien les médecins sont inclus ou bien ils sont exclus. On exclut les semi-retraités, les médecins en congé parental, ainsi que les résidents²⁰.

Ici une remarque importante s'impose. La façon de quantifier le nombre de médecins de famille en exercice au Québec par l'ICIS diffère de celle utilisée par le MSSS et/ou la FMOQ²¹. Cette différence semble particulière au Québec et peut donc biaiser les comparaisons avec les autres provinces. Elle provient de plusieurs facteurs, dont le nombre élevé de médecins de famille désengagés ou non participants²² et la difficulté d'exclure les médecins de famille ayant une pratique majoritaire dans une autre province. Cependant, comme l'analyse ne porte que sur les données du Québec et sur des années d'installation antérieures au virage vers le privé d'un nombre important de médecins de famille, cela ne devrait pas avoir d'impact significatif sur les analyses et les conclusions.

La liste des variables reçues de l'ICIS est résumée dans le tableau suivant :

TABLEAU 10 – Liste des variables provenant de l'ICIS

Nom/description de la variable	
1	Année de diplomation comme médecin de famille
2	Première année de pratique du médecin
3	Lieu de pratique pour la première année
4	Lieu de pratique pour les autres années de pratique
5	Genre du médecin
6	Âge du médecin (en groupe de 5 ans)
7	Première langue parlée par le médecin (Langue de facturation comme proxy)
8	Université de diplomation comme médecin de famille
9	Pays d'origine du médecin (Pays de diplomation comme proxy)
10	Le nombre de médecins spécialistes par région de pratique et année

Source : Institut canadien d'information sur la santé (ICIS).

20. Voir le lien (notes méthodologiques) pour la liste des incl/excl. : <https://www.cihi.ca/sites/default/files/document/supply-distribution-migration-physicians-2023-meth-notes-fr.pdf>

21. Pour des raisons de confidentialité, nous n'avons pu avoir accès aux données provenant de ces sources.

22. Au Québec, il existe trois catégories de médecins : ceux qui pratiquent à l'intérieur du régime d'assurance maladie (les participants), ceux qui pratiquent à l'extérieur du régime, mais qui facturent le régime (les désengagés), et ceux qui sont complètement en dehors du système (les non participants).

La base de données sur les mesures a été construite par les auteurs à partir de données de base provenant des sources suivantes : le MSSS et le Collège des médecins du Québec (CMQ), l'ordre professionnel des médecins du Québec. La base de données sur les mesures donne, pour chaque année et chaque région sociosanitaire (18), les paramètres principaux de chaque mesure qui s'y applique.

La liste des mesures inclut les bourses d'étude en médecine familiale, la rémunération différente (loi 27), les PREM et les primes d'installation. À ces différentes variables, nous avons construit un ensemble de variables socioéconomiques régionales (population de la région, le niveau de revenu médian en terme réel, *etc.*). Celles-ci proviennent de la base régionale Atlas. Elles permettent de tenir compte des changements dans le choix du lieu de pratique des médecins provenant des variations dans certains attributs des régions. Les données sur les médecins et sur les mesures au niveau du Québec sont colligées à l'échelle des 18 régions sociosanitaires.

5 Un modèle empirique du choix du lieu de pratique du nouveau médecin de famille

5.1 Le modèle logit

Cette section présente un modèle empirique du choix du lieu de pratique du nouveau médecin de famille. Le modèle théorique correspondant est présenté en détail dans l'annexe 8.1. Ici, nous nous concentrons uniquement sur les éléments de base permettant de bien comprendre l'approche retenue. Nous développons d'abord un modèle élémentaire de choix discret de type logit à plusieurs alternatives ou polytomique (*e.g.*, Train, 2009, Chapitre 3). Ce modèle ignore l'hétérogénéité dans les caractéristiques inobservées des médecins (*e.g.*, situation professionnelle du conjoint, enfants d'âge scolaire, préférence du médecin pour la vie en région rurale). Dans une approche plus élaborée, nous introduisons une telle hétérogénéité dans le cadre d'un modèle de type logit mixte (*e.g.*, Train, 2009, Chapitre 6).

Dans le modèle de type logit, nous supposons que le nouveau médecin de famille choisit son premier lieu de pratique parmi les 18 régions sociosanitaires du Québec de façon à maximiser son utilité (ou bien-être), compte tenu des attributs de chaque région et des caractéristiques observées du médecin. Les attributs des régions tiennent compte des paramètres des mesures incitatives et coercitives associées à ces régions. Les variables d'attribut des régions et des caractéristiques des médecins sont présentées ci-dessous, dans la sous-section 5.3.

Les préférences d'un médecin $i, i = 1, \dots, n$ dans la région j , où $j = 1, \dots, J$, sont représentées par la fonction d'utilité indirecte suivante, correspondant à l'équation (16)

du modèle théorique²³ :

$$V_{ij} = \mathbf{x}'_{ij}\boldsymbol{\beta} + \epsilon_{ij}, \quad j = 1, \dots, J, \quad (1)$$

où V_{ij} est l'indicateur d'utilité indirecte du médecin i dans la région j , \mathbf{x}_{ij} est un vecteur ($K \times 1$) observable (par l'économètre) d'attributs de la région j et de caractéristiques du médecin i , $\boldsymbol{\beta}$ est un vecteur ($K \times 1$) de paramètres à estimer et ϵ_{ij} est un terme aléatoire.

Dans ce modèle logit, on suppose que le terme d'erreur, ϵ_{ij} , est distribué de façon indépendante et identique et suit une loi Gumbel standard²⁴ (ou loi d'extrémum de type 1).

Le modèle empirique suppose que le médecin choisit le lieu de pratique qui maximise son utilité, c'est-à-dire :

$$y_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si } V_{ij} \geq V_{ik} \quad \text{pour } k = 1, \dots, J, \\ 0 & \text{sinon,} \end{cases} \quad (2)$$

où y_{ij} est une variable indicatrice qui représente le choix observé du lieu de pratique.

Comme notre modèle est aléatoire, on peut en déduire les probabilités que le médecin i choisisse son lieu de pratique dans l'une ou l'autre des 18 régions. On peut démontrer (McFadden, 1974) que la probabilité p_{ij} qu'il choisisse la région j est donnée par

$$p_{ij} = \frac{\exp(\mathbf{x}'_{ij}\boldsymbol{\beta})}{\sum_k \exp(\mathbf{x}'_{ik}\boldsymbol{\beta})}. \quad (3)$$

Il est à noter que, comme il se doit, la probabilité définie par l'équation (3) est comprise entre 0 et 1 et que la somme des probabilités du médecin i pour $j = 1, \dots, 18$ est égale à 1. Une façon simple d'identifier le modèle est de définir les x_{ij} comme étant nets des x_{il} d'une région de référence l quelle qu'elle soit (dans notre analyse, nous utilisons $l =$ Montréal) et en posant la constante de cette région égale à 0²⁵.

Une limite du modèle logit est qu'il impose l'*indépendance des alternatives non pertinentes* (voir Train, 2009, chapitre 3). Cette restriction implique que les rapports entre deux probabilités de choix de la région de pratique, pour un médecin donné, sont indépendants des caractéristiques des autres régions. Ainsi, le rapport entre les probabilités que le médecin choisisse son lieu de pratique dans la Capitale-Nationale ou en Estrie ne dépend pas des caractéristiques de la région de Montréal. Cette contrainte est évidemment forte. Nous leverons celle-ci lorsque nous présenterons le modèle logit mixte.

L'estimation des $\boldsymbol{\beta}$ dans l'équation (3) se fait par la méthode du maximum de vraisemblance. La log vraisemblance à maximiser par rapport à $\boldsymbol{\beta}$ est donnée par :

$$l(\boldsymbol{\beta}|\mathbf{X}_{ij}) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J y_{ij} \log(p_{ij}), \quad (4)$$

23. Pour simplifier la notation, et comme nous observons le médecin une seule année après le début de sa pratique au Québec, nous avons supprimé l'indice de temps t , afin de ne pas donner l'impression que nous utilisons des données de type panel.

24. La fonction de densité de la loi Gumbel standard est donnée par $f(\epsilon) = e^{-\epsilon} \exp(-e^{-\epsilon})$.

25. Les résultats du modèle ne varient pas selon le choix de la région de référence.

où \mathbf{X}_{ij} représente la matrice des variables explicatives sur l'ensemble de la période échantillonnale.

Les chocs dans les variables reflétant les paramètres de mesures incitatives et coercitives permettent de prédire (en utilisant l'équation (3)) leur effet sur la probabilité que chaque médecin choisisse leur lieu de pratique dans l'une ou l'autre des régions socio-sanitaires. Au niveau agrégé, on peut ainsi prédire l'impact d'un changement dans les mesures sur le nombre de nouveaux médecins dans chaque région et à chaque période.

5.2 Le modèle logit mixte

Le second modèle que nous estimons pour analyser le choix du lieu de pratique du nouveau médecin est le modèle logit mixte. Il s'agit d'une extension du modèle logit qui permet de tenir compte de l'hétérogénéité non observée entre les médecins dans le processus de choix de leur lieu de pratique. Ainsi, certaines caractéristiques du médecin absentes de la base de données, comme son état matrimonial, la situation professionnelle du conjoint, la présence d'enfants et leur niveau de scolarité, peuvent influencer l'attractivité des régions. Pour prendre en compte cette hétérogénéité, le modèle logit mixte permet à certains coefficients du vecteur β d'être aléatoires. Le choix de ces paramètres est déterminé par le chercheur.

Dans ce modèle, la fonction d'utilité indirecte du nouveau médecin i dans la région j est maintenant donnée par :

$$V_{ij} = \mathbf{x}'_{ij}\beta_i + \epsilon_{ij}, \quad (5)$$

où β_i est un vecteur de coefficients spécifiques au médecin i . Le terme d'erreur ϵ_{ij} , est distribué de façon indépendante et identique et suit une loi de Gumbel standard (ou loi d'extrémum de type 1). La fonction de densité de β est donnée par $f(\beta|\theta)$ (choisie par le chercheur), où θ sont les paramètres de la loi, par exemple, la moyenne et la variance. On remarque que la différence entre l'équation (1) et l'équation (5) et que, dans ce dernier cas, les β_i peuvent varier d'un médecin à l'autre en raison de l'hétérogénéité non observée de leurs préférences.

La probabilité conditionnelle, c'est-à-dire conditionnelle à β_i , du médecin i de choisir son lieu de pratique dans la région j , est donnée par :

$$p_{ij}(\beta_i) = \frac{\exp(\mathbf{x}'_{ij}\beta_i)}{\sum_k \exp(\mathbf{x}'_{ik}\beta_i)}. \quad (6)$$

Enfin, la probabilité non conditionnelle du médecin i de choisir son lieu de pratique dans la région j , est donnée par :

$$p_{ij}(\theta) = \int \frac{\exp(\mathbf{x}'_{ij}\beta)}{\sum_k \exp(\mathbf{x}'_{ik}\beta)} f(\beta|\theta) d\beta. \quad (7)$$

De façon plus informelle, les probabilités de logit mixte, $p_{ij}(\theta)$, sont la moyenne pondérée des probabilités de logit standard p_{ij} , les poids étant déterminés par la fonction

de densité $f(\beta|\theta)$. Il est important de souligner que le modèle logit mixte n'impose pas, comme le modèle logit, la restriction de l'indépendance des alternatives non pertinentes (IIA). En effet, le rapport entre la probabilité qu'un médecin i exerce dans la région j et dans la région l est donné par :

$$\frac{p_{ij}}{p_{il}}(\theta) = \frac{\int \frac{\exp(\mathbf{x}'_{ij}\beta)}{\sum_k \exp(\mathbf{x}'_{ik}\beta)} f(\beta|\theta) d\beta}{\int \frac{\exp(\mathbf{x}'_{il}\beta)}{\sum_k \exp(\mathbf{x}'_{ik}\beta)} f(\beta|\theta) d\beta}. \quad (8)$$

Comme aucune simplification n'est en général possible dans l'équation (8), il est clair que le rapport de ces deux probabilités dépendra en général des caractéristiques de toutes les alternatives et que la restriction d'IIA ne s'applique donc pas. Bien sûr, dans le cas du modèle logit où les paramètres β sont des constantes (dont la loi de densité est dégénérée), la restriction d'IIA sera respectée.

Enfin, la fonction de vraisemblance à maximiser en fonction de θ est donnée par :

$$l(\theta|\mathbf{X}_{ij}) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J y_{ij} \log(p_{ij}(\theta)). \quad (9)$$

Malheureusement, il n'existe aucune solution analytique pour le problème (9). Celui-ci doit donc être résolu par des techniques de simulation (voir Train, 2009). On aura à maximiser la fonction de vraisemblance simulée donnée par :

$$l(\theta|\mathbf{X}_{ij}) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J y_{ij} \log \left(\frac{1}{R} \sum_{r=1}^R \frac{\exp(\mathbf{x}'_{ij}\beta^r)}{\sum_k \exp(\mathbf{x}'_{ik}\beta^r)} f(\beta^r|\theta) \right), \quad (10)$$

où R est le nombre de tirages et r est le $r^{\text{ème}}$ tirage dans $f(\beta|\theta)$. Le nombre de tirages est choisi par le chercheur.

5.3 Variables empiriques

Les variables empiriques observables incluses dans le vecteur \mathbf{x}_{ij} d'attributs des régions et des caractéristiques des nouveaux médecins de famille sont présentées et discutées dans cette sous-section.

A. ATTRIBUTS DES RÉGIONS

- **REVENU HORS TRAVAIL** Il s'agit du revenu hors travail (ou revenu virtuel) maximal que peut recevoir le nouveau médecin s'il choisit son lieu de pratique dans la région j . On notera d'abord que cette variable ne tient pas compte du revenu d'épargne du médecin, étant donné que nous ne possédons pas d'information à ce sujet. Une composante importante de ce revenu hors travail est donnée par le montant (actualisé) maximal de bourses auquel le médecin a droit comme étudiant ou résident s'il a accepté de pratiquer dans la région j à l'année t . Lorsque le programme de bourses s'applique, la variable de bourses est calculée en termes réels²⁶. Notons que dans le cadre du programme de bourses, le lieu de pratique est déterminé par la

26. Nous utilisons l'indice des prix à la consommation du Québec sur une base annuelle pour déflater toutes les variables monétaires. Nous supposons aussi que les bourses ne sont pas imposables.

RAMQ et se limite en général aux régions éloignées ou isolées. Aucune bourse n'est offerte dans les autres régions. Nous ajoutons aussi à la variable de bourse la prime d'installation que pourrait recevoir le médecin lorsqu'il exerce dans une région éloignée ou isolée. Nous incluons enfin dans le revenu hors travail une correction pour tenir compte du fait que l'impôt fédéral et provincial est progressif (voir l'annexe 7.2). Plus précisément, on suppose que le médecin est imposé à la dernière tranche d'impôt de chaque palier de gouvernement lors de sa première année de pratique²⁷. La correction est donnée par l'écart entre l'impôt que le médecin paierait si son revenu correspondait à celui du début de la dernière tranche d'impôt, \bar{Y} , et que tout ce revenu était imposé au taux marginal de la dernière tranche, m , et l'impôt effectif qu'il paierait dans ce cas, \bar{T} . La correction (en termes réels) est donc donnée par $m\bar{Y} - \bar{T}$ ou, de façon équivalente, par la différence (positive) entre le taux marginal et le taux moyen d'impôt s'appliquant au revenu \bar{Y} , soit $(m - \frac{\bar{T}}{\bar{Y}})\bar{Y}$ ²⁸.

- **RÉMUNÉRATION DIFFÉRENTE** La variable de rémunération différente capte les mesures de rémunération différente appliquées dans chaque région j et chaque année t par le gouvernement du Québec afin d'encourager ou de décourager le choix du lieu pratique du médecin. Il se définit par le tarif moyen des actes médicaux dans la région j (net du taux marginal d'impôt sur le revenu). Il se mesure, au temps t , par $(1 + s_j)(1 - m)$ ²⁹, où s_j est le taux de rémunération différente dans la région j à l'année t et m est la somme des taux marginaux d'impôt sur le revenu fédéral et provincial des tranches d'impôt les plus élevées au Québec. Les taux de rémunération différente régionaux ont été construits en utilisant les règlements de la RAMQ.
- **POST_PREM2004Variable indicatrice de région** Ces cinq variables indicatrices régionales incluent, après 2004, les régions A_m, B, C, D et E, où A_m représente les régions universitaires autres que Montréal (m correspondant à Montréal, la région de référence). Ces cinq variables visent à tenir compte de l'impact moyen des PREM³⁰, à partir de l'année 2004, sur les probabilités de choix du lieu de pratique des nouveaux médecins relativement à la probabilité de pratiquer à Montréal. Ces variables supposent qu'au-delà des variables de tendance régionales, les PREM ont eu un effet tendanciel qui prédomine sur ces choix après 2004.
- **POST_PREM2004Variable indicatrice de DE** Cette variable indicatrice régionale inclut, après 2004, la combinaison des régions D et E (éloignées ou isolées).
- **POST_PREM2015Variable indicatrice de région** Ces cinq variables indicatrices régionales incluent, après 2004, les régions A_m, B, C, D et E, où A_m représente les ré-

27. Malheureusement, nous n'observons pas le revenu du médecin dans nos données.

28. Voir aussi l'équation (13) de l'annexe 8.1.

29. Cette expression devrait être multipliée par un indice de prix standard des actes médicaux et divisée par l'indice des prix à la consommation au Québec. Malheureusement, nous n'avons pas d'indice de prix standard des actes médicaux de sorte que nous avons normalisé ce rapport de prix à 1, ce qui peut créer une erreur de mesure dans notre variable de rémunération différente.

30. Bien que nous ayons les PREM pour chaque région durant la période échantillonnale, nous avons évité d'introduire cette variable, car elle peut soulever des problèmes d'endogénéité, étant déterminée par une formule assez complexe dont les variables peuvent influencer le lieu de pratique des médecins.

gions universitaires autres que Montréal (la région de référence). Ces cinq variables visent à tenir compte de l'impact moyen de la sévérité accrue des PREM, à partir de l'année 2015, sur les probabilités de choix du lieu de pratique des nouveaux médecins relativement à Montréal.

- **POST_PREM2015** Variable indicatrice de DE Cette variable indicatrice régionale inclut, après 2015, la combinaison des régions D et E (éloignées et isolées).
- **TENDANCE** Variable indicatrice de région Ces cinq variables indicatrices correspondent à la première année de pratique du médecin de famille. Elles tiennent compte des changements tendanciels dans les attributs non observables des régions (*e.g.*, nouveaux hôpitaux, arrivée de nouvelles infirmières) qui ont pu inciter le nouveau médecin à exercer dans une région.
- **NOMBRE DE MÉDECINS** Cette variable indique le nombre de médecins par 100 000 habitants dans la région j . L'effet de cette variable sur la probabilité qu'un nouveau médecin choisisse de pratiquer dans une région donnée est indéterminé théoriquement. L'offre totale de médecins par 100 000 habitants dans chaque spécialité (y compris la spécialité de médecine de famille) peut influencer le choix de localisation d'un nouveau médecin généraliste par divers canaux. Ainsi, une augmentation du nombre de médecins spécialistes affectera positivement ou négativement la productivité d'un médecin généraliste dans une région, selon que ces facteurs de production sont complémentaires (+) ou substitués (-). En outre, le nombre de médecins peut influencer positivement l'environnement social et professionnel d'un médecin généraliste et devenir un facteur d'attraction dans une région. Après quelques expérimentations, le nombre total de médecins par 100 000 habitants dans chaque région j a été inclus dans le modèle. En raison du problème d'endogénéité que peut poser cette variable, nous présentons aussi dans l'annexe 8.2 les estimations du modèle en l'excluant des régresseurs.
- **REVENU RÉGIONAL MÉDIAN** Une variable de revenu réel par habitant dans une région j a été introduite dans le modèle. Cette variable peut influencer positivement la demande de services médicaux dans une région, dans la mesure où les services de santé ne sont pas un bien inférieur. Cependant, dans le cadre d'un régime universel d'assurance maladie comme celui du Québec, l'effet revenu sur le niveau de cette demande est moins clair. Le revenu par habitant pourrait alors être interprété comme une variable approximant les coûts en temps associés aux dépenses médicales et ainsi être négativement lié à la demande de services médicaux. D'autre part, on pourrait s'attendre à ce que les médecins préfèrent travailler dans des régions riches plutôt que dans des régions pauvres, *ceteris paribus*.

B. CARACTÉRISTIQUES DES NOUVEAUX MÉDECINS DE FAMILLE

- **FRANCOPHONE** Une variable indicatrice linguistique (langue de facturation) a

été introduite ($\text{FRANCOPHONE} = 1$) dans le modèle pour tenir compte de la probabilité plus élevée qu'un nouveau médecin non francophone exerce à Montréal.

- **DISTANCE_FACULTÉ** Il existe des études suggérant que les médecins tendent à exercer dans des zones proches de la faculté de médecine fréquentée (*e.g.*, Eisenberg et Cantwell 1976). Afin de tester cette hypothèse, nous avons introduit la variable « **DISTANCE_FACULTÉ** » qui mesure la distance entre le centroïde de chaque région et le lieu de la faculté de médecine fréquentée par le médecin, s'il a étudié au Québec.
- **HORS_QUÉBEC_A_m** Nous avons inclus cette variable indicatrice pour tenir compte du fait qu'un médecin qui a étudié hors Québec a plus de chances de pratiquer à Montréal que dans une autre région universitaire (effet négatif).
- **HORS_QUÉBEC_HORS_A** Cette variable indicatrice tient compte du fait qu'un nouveau médecin qui a étudié hors Québec a plus de chance d'exercer à Montréal que dans les régions B à E (*c.-à-d.*, hors A). Un signe négatif est attendu pour les coefficients associés aux deux variables *hors_Québec*, car les médecins migrants tendent à exercer à Montréal.
- **GENRE_Variable indicatrice de région** Des études suggèrent que les médecins femmes sont moins susceptibles de pratiquer en dehors des grands centres urbains (*e.g.*, Dedobbeleer et al. 1980). Nous avons introduit des variables indicatrices (1 = homme) de genre spécifiques à chaque région de A_m à E.
- **ÂGE_Variable indicatrice de région** En ce qui concerne l'effet de l'âge, certaines études (*e.g.*, Contandriopoulos et collab. 1982) suggèrent que le fait d'être un jeune omnipraticien augmente la probabilité de pratiquer en dehors des centres urbains. Les variables d'âge spécifiques à chaque région de A_m à E ont été introduites pour vérifier cette hypothèse. Il y a cinq groupes d'âge, et on retient la moyenne du groupe auquel appartient le médecin.

6 Résultats

6.1 Résultats du logit

Les coefficients estimés du modèle logit sont présentés dans le tableau 11. Six modèles sont présentés, en fonction des restrictions imposées aux variables indicatrices régionales *PostPREM2004* et *PostPREM2015*. Ainsi le modèle 1 (*Mod1*) suppose que l'effet des *PREM* après 2004 dans les régions éloignées ou isolées est le même sur le choix du lieu de pratique des nouveaux médecins. Il suppose aussi que la sévérité accrue des *PREM* après 2015 n'a pas eu d'effet sur ce choix. Les modèles 2 à 6 présentent des résultats d'estimation lorsqu'on lève ou qu'on remplace certaines restrictions sur l'impact des *PREM* par rapport au modèle 1. Ainsi, le modèle 2 correspond au modèle 1 dans le cas où on lève la

contrainte que les coefficients des régions éloignées et isolées sont égaux. Le modèle 3 impose des coefficients nuls pour 2004, mais permet aux coefficients de 2015 d'être différents de zéro tout en imposant que ces coefficients soient égaux pour les régions éloignées ou isolées. Le modèle 4 correspond au modèle 3, mais lève cette dernière contrainte. Le modèle 5 permet aux coefficients de 2004 et de 2015 d'être différents de zéro, mais impose aux coefficients des régions éloignées ou isolées d'être égaux. Enfin, le modèle 6, qui est le moins contraignant, permet à tous les coefficients de 2004 et 2015 d'être différents de zéro et n'impose pas de contraintes d'égalité entre les coefficients des régions éloignées ou isolées.

La qualité d'ajustement (le *fit*) des modèles est mesurée par le pseudo R^2 de McFadden. Cet indice, qu'on retrouve en bas du tableau 11, est donné par $1 - \frac{LV_m}{LV_n}$, où LV_m est la log vraisemblance du modèle estimé et LV_n est la log vraisemblance du modèle nul, c.-à-d. dans le cas où il est estimé en ne gardant que les effets fixes de région comme variables explicatives. Un ajustement parfait donnerait donc un pseudo R^2 de 1 (avec $LV_m = 0$). En revanche, si le modèle estimé n'apportait rien de plus que le modèle nul à effets fixes, on aurait $LV_m = LV_n$ et le pseudo R^2 serait égal à 0 ($= 1 - 1$). Selon McFadden (1974), un pseudo R^2 entre 0,2 et 0,4 correspond à un excellent ajustement. Or sa valeur varie entre 0,174 et 0,177 selon les modèles du tableau 11. On peut en conclure que l'ajustement de nos modèles s'avère très bon, même s'il n'est pas excellent selon le critère de McFadden. Cela peut s'expliquer par un nombre relativement faible d'attributs régionaux et des caractéristiques individuelles observables des médecins. Enfin, il ignore l'hétérogénéité inobservable dans leurs préférences comme dans le logit mixte (voir sous-section 6.2).

Nous allons d'abord analyser les effets (élasticités ou semi-élasticités) des trois mesures principales (bourses, rémunération différente, PREM) obtenus à partir des résultats estimés. À la moyenne de l'échantillon, les élasticités du revenu hors travail (incluant les bourses et la correction pour la progressivité de l'impôt) et de la rémunération différente pour chaque région apparaissent dans le tableau 12. Dans le modèle 1, comme dans les cinq autres modèles, les élasticités régionales du revenu hors travail sont positives et significatives à 1 %. De plus, elles augmentent de la région A à la région D. Elle est la plus faible en région universitaire (= 0,054) et la plus élevée en région éloignée (= 2,529). Ainsi, le premier résultat indique qu'une hausse de 10 % du revenu hors travail³¹ en région universitaire hausserait de 0,54 % la probabilité qu'un médecin exerce en région universitaire. En revanche, une même hausse de 10 % d'une bourse en région isolée accroîtrait de 23,45 % la probabilité qu'un médecin exerce dans cette région. Ce résultat très élevé peut en partie s'expliquer par la non-linéarité du logit. Ainsi, dans ce modèle, toutes choses égales par ailleurs, l'élasticité du revenu hors travail s'accroît avec le montant de celui-ci et avec la probabilité d'exercer ailleurs qu'en région éloignée³². Les résultats d'élasticité sont assez semblables, quoiqu'un peu plus élevés, dans le modèle le plus général (modèle

31. La valeur des bourses est nulle dans les régions universitaires, mais la correction pour la progressivité de l'impôt est positive.

32. Dans le logit, la formule de l'élasticité E d'exercer dans la région j par rapport au revenu hors travail \bar{b}_j , lorsque la probabilité d'exercer dans la région j est de p_j au départ, est donnée par $E_{j,\bar{b}_j} = \beta_{j,\bar{b}_j} \bar{b}_j (1 - p_j)$ (voir Train, 2009, chapitre 3, p. 59), où β_{j,\bar{b}_j} est le coefficient du revenu hors travail dans la région j . Or le montant du revenu hors travail est élevé dans les régions éloignées ou isolées (en raison de la présence des bourses), et la probabilité de s'y installer est faible.

6), où ceux-ci sont égaux à 0,059 dans la région A et à 2,78 dans la région D.

TABLEAU 11 – Résultats du modèle logit

Variables	Mod1	Mod2	Mod3	Mod4	Mod5	Mod6
REV. HORS TRAVAIL E ⁻⁵	1,738*** (0,105)	1,760*** (0,106)	1,699*** (0,104)	1,700*** (0,104)	1,880*** (0,109)	1,907*** (0,110)
RÉMUNÉRATION DIFF.	0,479** (0,208)	0,494** (0,209)	0,530*** (0,194)	0,536*** (0,194)	0,442** (0,218)	0,456** (0,218)
POST_PREM2004A_m	0,012 (0,104)	0,014 (0,104)			-0,049 (0,105)	-0,047 (0,105)
POST_PREM2004B	0,921*** (0,094)	0,913*** (0,094)			0,842*** (0,095)	0,832*** (0,095)
POST_PREM2004C	0,674*** (0,103)	0,669*** (0,103)			0,581*** (0,104)	0,573*** (0,104)
POST_PREM2004DE	-0,156 (0,128)				-0,207 (0,125)	
POST_PREM2004D		-0,067 (0,133)				-0,118 (0,131)
POST_PREM2004E		-0,759*** (0,270)				-0,819*** (0,260)
POST_PREM2015A_m			0,299** (0,127)	0,301** (0,127)	0,298** (0,130)	0,302** (0,129)
POST_PREM2015B			0,797*** (0,092)	0,796*** (0,092)	0,723*** (0,092)	0,722*** (0,092)
POST_PREM2015C			0,677*** (0,104)	0,676*** (0,104)	0,615*** (0,104)	0,612*** (0,104)
POST_PREM2015DE			-0,248* (0,134)		-0,265** (0,135)	
POST_PREM2015D				-0,197 (0,142)		-0,252* (0,143)
POST_PREM2015E				-0,472* (0,264)		-0,400 (0,270)
TENDANCE_A_m	0,000 (0,003)	0,000 (0,003)	-0,004** (0,002)	-0,004** (0,002)	-0,002 (0,003)	-0,002 (0,003)
TENDANCE_B	-0,004* (0,003)	-0,004* (0,003)	0,011*** (0,002)	-0,011*** (0,002)	-0,010*** (0,003)	-0,010*** (0,003)
TENDANCE_C	-0,007* (0,004)	-0,007* (0,004)	0,002 (0,003)	-0,001 (0,003)	-0,011* (0,004)	-0,011*** (0,004)
TENDANCE_D	0,068*** (0,007)	0,065*** (0,007)	0,059*** (0,005)	0,058*** (0,005)	0,076*** (0,007)	0,074*** (0,007)
TENDANCE_E	0,083*** (0,009)	0,097*** (0,010)	0,067*** (0,008)	0,068*** (0,008)	0,092*** (0,009)	0,108*** (0,011)
NOMBRE DE MÉDECINS	0,003*** (0,001)	0,004*** (0,001)	0,005*** (0,001)	0,005*** (0,001)	0,003** (0,001)	0,003*** (0,001)

Tableau 11 – suite

Variables	Mod1	Mod2	Mod3	Mod4	Mod5	Mod6
REVENU MÉDIAN E ⁻⁵	-0,003 (0,245)	0,058 (0,247)	0,776*** (0,244)	0,790*** (0,244)	0,295 (0,244)	0,364 (0,245)
FRANCOPHONE	1,186*** (0,040)	1,187*** (0,040)	1,244*** (0,041)	1,243*** (0,041)	1,244*** (0,041)	1,244*** (0,041)
DISTANCE_FACULTÉ	-0,005*** (0,000)	-0,005*** (0,000)	-0,005*** (0,000)	-0,005*** (0,000)	-0,005*** (0,000)	-0,005*** (0,000)
HORS_QUÉBEC_A_m	-1,053*** (0,068)	-1,054*** (0,068)	-1,018*** (0,068)	-1,018*** (0,068)	-1,020*** (0,068)	-1,021*** (0,068)
HORS_QUÉBEC_HORS_A	-1,536*** (0,053)	-1,536*** (0,053)	-1,508*** (0,054)	-1,508*** (0,054)	-1,480*** (0,054)	-1,479*** (0,054)
GENRE_A_m	0,054 (0,054)	0,054 (0,054)	0,044 (0,054)	0,044 (0,054)	0,050 (0,054)	0,050 (0,054)
GENRE_B	0,057 (0,046)	0,056 (0,046)	0,056 (0,046)	0,055 (0,046)	0,033 (0,046)	0,032 (0,046)
GENRE_C	0,136*** (0,049)	0,136*** (0,049)	0,133*** (0,049)	0,133*** (0,049)	0,119** (0,050)	0,119** (0,050)
GENRE_D	0,252*** (0,065)	0,249*** (0,065)	0,260*** (0,060)	0,258*** (0,066)	0,273*** (0,066)	0,270*** (0,066)
GENRE_E	-0,006 (0,141)	-0,002 (0,141)	0,002 (0,142)	-0,002 (0,142)	0,006 (0,141)	0,013 (0,141)
ÂGE_A_m	-0,017 (0,027)	-0,017 (0,027)	-0,025 (0,027)	-0,025 (0,027)	-0,024 (0,027)	-0,024 (0,027)
ÂGE_B	0,011 (0,024)	0,010 (0,024)	0,029 (0,023)	0,028 (0,023)	-0,004 (0,024)	-0,005 (0,024)
ÂGE_C	-0,176*** (0,026)	-0,177*** (0,026)	-0,165*** (0,026)	-0,165*** (0,026)	-0,19*** (0,027)	-0,191*** (0,027)
ÂGE_D	-0,606*** (0,042)	-0,609*** (0,042)	-0,623*** (0,042)	-0,624*** (0,042)	-0,6*** (0,042)	-0,604*** (0,042)
ÂGE_E	-1,446*** (0,115)	-1,432*** (0,115)	-1,47*** (0,116)	-1,475*** (0,116)	-1,473*** (0,116)	-1,462*** (0,117)
Log-vraisemblance	-30 787	-30 820	-30 776	-30 751	-30 683	-30 702
Pseudo R ² de McFadden	0,175	0,174	0,175	0,176	0,178	0,177
Nombre de nouv. omni.	18 290	18 290	18 290	18 290	18 290	18 290
Effets fixes de 17 régions	oui	oui	oui	oui	oui	oui

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

S'agissant de la rémunération différente, les résultats du modèle 1 présentés en bas du tableau 12 suggèrent que son élasticité est positive et significative à 1 % ou 5 %. De plus, elle s'accroît de la région A à la région E. En région universitaire, l'élasticité de la rémunération différente est de 0,146 et atteint 0,376 dans les régions isolées. Ceci indique qu'une hausse de 10 % du tarif marginal des actes médicaux (tenant compte de la rémunération différente) dans une région universitaire accroît la probabilité de s'y installer de 1,46 %. Par contre, une hausse de 10 % du tarif marginal dans une région isolée accroît la probabilité qu'un médecin pratique dans une telle région de 3,40 %. Dans le modèle le plus général (modèle 6), les élasticités passent de 0,140 à 0,358 lorsqu'on passe de la région A à E, ce qui est comparable au modèle 1.

TABLEAU 12 – Logit : élasticités
à la moyenne de l'échantillon

Variabes	Mod1	Mod2	Mod3	Mod4	Mod5	Mod6
REVENU HORS TRAVAIL						
RÉGION A	0,054*** (0,003)	0,054*** (0,003)	0,052*** (0,003)	0,052*** (0,003)	0,059*** (0,003)	0,059*** (0,003)
RÉGION B	0,080*** (0,005)	0,081*** (0,005)	0,079*** (0,005)	0,079*** (0,005)	0,086*** (0,005)	0,087*** (0,005)
RÉGION C	0,086*** (0,005)	0,087*** (0,005)	0,084*** (0,005)	0,084*** (0,005)	0,093*** (0,005)	0,094*** (0,005)
RÉGION D	2,529*** (0,155)	2,561*** (0,151)	2,474*** (0,150)	2,475*** (0,151)	2,737*** (0,157)	2,777*** (0,161)
RÉGION E	2,345*** (0,144)	2,376*** (0,140)	2,293*** (0,139)	2,294*** (0,140)	2,536*** (0,145)	2,574*** (0,149)
RÉMUNÉRATION DIFFÉRENTE						
RÉGION A	0,146** (0,064)	0,151** (0,067)	0,162*** (0,058)	0,164*** (0,059)	0,135** (0,066)	0,140** (0,067)
RÉGION B	0,219** (0,095)	0,226** (0,100)	0,243*** (0,087)	0,246*** (0,089)	0,202** (0,099)	0,209** (0,100)
RÉGION C	0,308** (0,134)	0,317** (0,140)	0,340*** (0,122)	0,345*** (0,125)	0,284** (0,139)	0,293** (0,141)
RÉGION D	0,350** (0,152)	0,361** (0,160)	0,387*** (0,139)	0,392*** (0,142)	0,323** (0,158)	0,333** (0,161)
RÉGION E	0,376** (0,163)	0,388** (0,172)	0,416*** (0,150)	0,421*** (0,153)	0,347** (0,169)	0,358** (0,172)

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

TABLEAU 13 – Logit : semi-élasticités de POST_PREM2004 et de POST_PREM2015
à la moyenne de l'échantillon après 2004 (sous-tableau du bas : après 2015)

Variables	Mod1	Mod2	Mod3	Mod4	Mod5	Mod6
POST_PREM2004						
POST_PREM2004A_m	0,003 (0,025)	0,003 (0,025)			-0,011 (0,023)	-0,010 (0,023)
POST_PREM2004B	1,025*** (0,132)	1,013*** (0,131)			0,931*** (0,129)	0,916*** (0,131)
POST_PREM2004C	0,753*** (0,142)	0,745*** (0,142)			0,625*** (0,136)	0,186 (0,134)
POST_PREM2004D		-0,060 (0,119)				-0,100 (0,107)
POST_PREM2004E		-0,524*** (0,128)				-0,549*** (0,121)
POST_PREM2004DE	-0,130 (0,099)				-0,165 (0,094)	
POST_PREM2015						
POST_PREM2015A_m			0,048** (0,023)	0,133*** (0,063)	0,048*** (0,023)	0,049*** (0,000)
POST_PREM2015B			0,612*** (0,084)	0,707*** (0,098)	0,533*** (0,079)	0,531*** (0,003)
POST_PREM2015C			0,599*** (0,113)	0,655*** (0,132)	0,526*** (0,107)	0,523*** (0,005)
POST_PREM2015D				-0,135 (0,089)		-0,164 (0,083)
POST_PREM2015E				-0,159* (0,086)		-0,253 (0,156)
POST_PREM2015DE			-0,158** (0,078)		-0,168** (0,075)	

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Les semi-élasticités des PREM pour 2004 et 2015 sont présentées dans le tableau 13. Les résultats pour 2004, en haut du tableau, approximent l'impact (en pourcentage) de l'introduction des PREM après 2004 sur la probabilité que les médecins exercent dans une région donnée plutôt qu'à Montréal. Les résultats pour 2015, en bas du tableau, approximent l'impact (en pourcentage) de la sévérité accrue des PREM après 2015 sur cette probabilité. On constate que, sauf rares exceptions, les résultats sont sensiblement les mêmes entre les modèles, lorsqu'ils ne sont pas contraints à être nuls. Dans l'analyse, nous mettrons l'accent sur le modèle 6, qui est le plus général. On constate qu'entre 2004 et 2015, l'effet de l'introduction des PREM est d'accroître de 91,6 % (significatif à 1 %) la probabilité qu'un nouveau médecin exerce dans une région périphérique plutôt qu'à Montréal. En revanche, elle aurait réduit de 55 % (significatif à 1 %) cette probabilité en région isolée plutôt qu'à Montréal. Par ailleurs, l'effet des PREM est nul dans les autres régions durant cette période³³.

Par ailleurs, la sévérité accrue des PREM après 2015 a eu pour effet d'augmenter de 5 % la probabilité que le nouveau médecin exerce dans les autres régions universitaires plutôt qu'à Montréal. Il a aussi eu pour effet d'augmenter cette probabilité de 53,10 % dans les régions périphériques et de 52,3 % dans les régions intermédiaires, plutôt qu'à Montréal. En revanche, cette hausse de sévérité n'a pas eu d'effet dans les régions éloignées ou isolées relativement à Montréal^{34 35}.

Les variables de contrôle ont en général le signe attendu. Ainsi, la variable de **DIS-TANCE_FACULTÉ** est négative et significative (à 1 %) dans tous les modèles. Ceci implique, par exemple, que le médecin qui a étudié à l'Université Laval aura plus tendance à choisir un lieu de pratique proche de la région de la Capitale-Nationale³⁶ (voir notre discussion dans la sous-section 2.5 portant sur l'analyse de ce constat appliqué au Brésil). Par ailleurs, les coefficients des variables **HORS_QUÉBEC_A_m** et **HORS_QUÉBEC_HORS_A** sont très négatifs et significatifs (à 1 %), ce qui suggère que les médecins qui ont été formés hors Québec ont fortement tendance à exercer à Montréal.

Les variables de **GENRE** sont positives et significatives dans les régions intermédiaires et éloignées, suggérant que les médecins hommes ont plus tendance à exercer dans ces régions que les médecins femmes. De plus cet effet semble être plus élevé dans les régions éloignées. Les coefficients négatifs et significatifs de la variable AGE dans les régions C à E suggèrent que les jeunes médecins ont plus tendance à exercer à l'extérieur de Montréal. De plus, cet effet est plus marqué encore dans les régions éloignées ou isolées. Comme

33. Dans le modèle 6, la semi-élasticité des PREM en 2004 dans une région donnée mesure la variation en pourcentage de la probabilité que le nouveau médecin de famille exerce dans cette région entre 2004 et 2015, au-delà de l'effet de tendance. Il s'agit bien sûr d'une approximation de l'effet des PREM introduits en 2004 puisque d'autres variables non observables tendanciennes ont pu aussi influencer cette probabilité.

34. Dans ce cas aussi, il s'agit d'effets approximatifs, car d'autres variables non observables ont pu influencer ces probabilités après 2015.

35. L'évaluateur nous a suggéré de simuler les élasticités en supposant que l'Outaouais est en région périphérique et non intermédiaire. Ces résultats sont présentés en annexe 8.2, tableaux 18 et 19. On constate que les élasticités du revenu hors travail ainsi que sur le PREM sont assez robustes alors que celles de la rémunération différente sont un peu plus élevées.

36. Comme mentionné plus haut, un tel effet a pu inciter les facultés de médecine du Québec à ouvrir des campus délocalisés en région, à l'extérieur des régions universitaires.

attendu, la variable **FRANCOPHONE** est positive et significative à 1 %, suggérant que les nouveaux médecins non francophones ont plus tendance à exercer à Montréal que les francophones.

La variable de **NOMBRE DE MÉDECINS** régional par 100 000 habitants a un effet positif et significatif (à 1 %) sur la probabilité que le nouveau médecin de famille exerce dans la région. Comme mentionné plus haut, une interprétation possible est qu'un nombre élevé de médecins *per capita* influence positivement l'environnement social et professionnel du nouveau médecin de famille. La présence d'une complémentarité technique entre les médecins de la région et le nouvel omnipraticien peut aussi s'avérer un facteur d'attraction pour celui-ci. Par ailleurs, il est possible que des variables confondantes non observables influencent à la fois le nombre de médecins *per capita* et le choix du lieu de pratique du nouvel omnipraticien (biais d'endogénéité). Afin de tenir compte de cette hypothèse, nous avons réestimé (en forme réduite) le modèle, mais en enlevant la variable de **NOMBRE DE MÉDECINS** par 100 000 habitants (voir l'annexe 8.1). On constate que les coefficients estimés d'intérêt sont robustes à un tel changement.

Enfin, selon les résultats du modèle 6, les variables de **TENDANCE** régionale suggèrent que l'effet de telles variables est négatif et significatif (à 1 %) dans les régions périphériques ou intermédiaires alors qu'il est positif et significatif (à 1 %) dans les régions éloignées ou isolées. De plus, l'impact est plus élevé dans les régions isolées.

6.2 Résultats du logit mixte

Le tableau 14 présente les résultats du logit mixte³⁷. Après plusieurs expérimentations, il nous est apparu approprié de supposer aléatoires le coefficient des variables **DIS-TANCE_FACULTÉ** (distance entre la région d'installation du nouveau médecin formé au Québec et sa faculté de formation) et **HORS_QUÉBEC_HORS_A** (variable indicatrice si le nouveau médecin formé hors Québec s'est installé hors d'une région universitaire)³⁸. L'effet de ces deux variables est négatif et significatif à 1 % et 5 %, respectivement sur la probabilité qu'il exerce dans une région, plutôt qu'à Montréal. De plus, la présence d'une très forte hétérogénéité non observée entre les médecins dans l'effet de ces deux variables est confirmée par la présence d'écarts-types significatifs à 1 %.

Il est intéressant de constater que le pseudo R^2 de McFadden est maintenant plus élevé que 0,2 dans le logit mixte, variant entre 0,234 et 0,237 selon les six modèles. On peut ainsi en conclure que, selon le critère de ce chercheur (McFadden, 1974), l'ajustement (*fit*) du logit mixte est excellent, alors qu'il ne l'était pas dans les modèles logit, puisque les pseudo R^2 étaient tous inférieurs à 0,2.

37. Il s'agit d'un modèle avec cinq effets fixes pour les regroupements de régions (de A_m à E). Le modèle de logit mixte avec effets fixes pour les 17 régions n'a pu être estimé en raison des limites de calcul du serveur.

38. Nous supposons que les deux coefficients aléatoires suivent une loi normale. Dans le tableau 14, ces coefficients sont des estimés de la moyenne. Les estimés des écarts-types apparaissent en bas du tableau, en seconde page.

TABLEAU 14 – Résultats du modèle logit mixte

Variables	Mod1	Mod2	Mod3	Mod4	Mod5	Mod6
REV. HORS TRAVAIL E ⁻⁵	0,892*** (0,112)	0,798*** (0,113)	0,879*** (0,110)	0,834*** (0,111)	0,712*** (0,115)	0,701*** (0,116)
RÉMUNÉRATION DIFF.	0,479** (0,233)	0,486** (0,234)	0,354* (0,215)	0,311 (0,216)	0,475* (0,244)	0,523** (0,244)
POST_PREM2004A_m	0,048 (0,109)	0,051 (0,109)			-0,002 (0,112)	0,002 (0,112)
POST_PREM2004B	0,895*** (0,099)	0,895*** (0,099)			0,843*** (0,100)	0,834*** (0,100)
POST_PREM2004C	0,686*** (0,113)	0,678*** (0,113)			0,623*** (0,114)	0,625*** (0,114)
POST_PREM2004DE	0,048 (0,163)				0,130 (0,161)	
POST_PREM2004D		0,159 (0,166)				0,224 (0,163)
POST_PREM2004E		-0,895** (0,326)				-0,662** (0,304)
POST_PREM2015A_m			0,355** (0,131)	0,345** (0,131)	0,327** (0,135)	0,332** (0,136)
POST_PREM2015B			0,894*** (0,096)	0,892*** (0,096)	0,837*** (0,098)	0,847*** (0,098)
POST_PREM2015C			0,701*** (0,111)	0,681*** (0,111)	0,656*** (0,113)	0,667*** (0,113)
POST_PREM2015DE			-0,240 (0,175)		-0,216 (0,172)	
POST_PREM2015D				-0,203 (0,177)		-0,128 (0,174)
POST_PREM2015E				-0,866*** (0,311)		-0,558* (0,298)
TENDANCE_A_m	-0,003 (0,003)	-0,003 (0,003)	-0,006*** (0,002)	-0,006*** (0,002)	-0,006*** (0,003)	-0,007* (0,004)
TENDANCE_B	-0,005 (0,003)	-0,005 (0,003)	0,008*** (0,002)	0,008*** (0,002)	-0,013*** (0,003)	-0,014*** (0,003)
TENDANCE_C	-0,009** (0,004)	-0,009** (0,004)	0,001 (0,003)	0,002 (0,003)	-0,015*** (0,005)	-0,016*** (0,005)
TENDANCE_D	0,027*** (0,008)	0,020** (0,008)	0,025*** (0,006)	0,025*** (0,006)	0,021*** (0,008)	0,015* (0,008)
TENDANCE_E	0,028*** (0,010)	0,047*** (0,012)	0,020** (0,008)	0,026** (0,009)	0,020** (0,010)	0,041*** (0,012)
NOMBRE DE MÉDECINS	0,007*** (0,001)	0,007*** (0,001)	0,009*** (0,001)	0,008*** (0,001)	0,006*** (0,001)	0,006*** (0,001)
REVENU MÉDIAN E ⁻⁵	1,137*** (0,207)	1,250*** (0,210)	1,676*** (0,204)	1,661*** (0,204)	1,348*** (0,206)	1,523*** (0,211)

Tableau 14 – suite

Variables	Mod1	Mod2	Mod3	Mod4	Mod5	Mod6
FRANCOPHONE	1,277*** (0,047)	1,280*** (0,047)	1,363*** (0,049)	1,358*** (0,050)	1,377*** (0,050)	1,385*** (0,050)
DISTANCE_FACULTÉ	-0,006*** (0,000)	-0,006*** (0,000)	-0,006*** (0,000)	-0,006*** (0,000)	-0,004*** (0,000)	-0,002*** (0,000)
HORS_QUÉBEC_A_m	-0,990*** (0,068)	-0,992*** (0,068)	-0,946*** (0,069)	-0,952*** (0,069)	-0,937*** (0,069)	-0,935*** (0,070)
HORS_QUÉBEC_HORS_A	-1,708*** (0,118)	-0,815*** (0,062)	-1,685*** (0,119)	-0,783*** (0,062)	-0,123*** (0,120)	0,412** (0,188)
GENRE_A_m	0,083 (0,056)	0,084 (0,056)	0,074 (0,056)	0,073 (0,056)	0,081 (0,057)	0,082 (0,058)
GENRE_B	0,073 (0,049)	0,073 (0,049)	0,070 (0,049)	0,068 (0,049)	0,047 (0,049)	0,046 (0,049)
GENRE_C	0,166*** (0,053)	0,167*** (0,053)	0,164*** (0,053)	0,161*** (0,053)	0,152*** (0,054)	0,150*** (0,054)
GENRE_D	0,307*** (0,081)	0,302*** (0,082)	0,318*** (0,081)	0,320*** (0,082)	0,323*** (0,081)	0,318*** (0,081)
GENRE_E	0,275 (0,174)	0,285* (0,168)	0,288* (0,175)	0,314* (0,169)	0,282* (0,161)	0,311* (0,160)
ÂGE_A_m	-0,004 (0,028)	-0,005 (0,028)	-0,017 (0,028)	-0,014 (0,028)	-0,014 (0,029)	-0,0139 (0,029)
ÂGE_B	-0,098*** (0,026)	-0,104*** (0,026)	-0,088** (0,026)	-0,085** (0,026)	-0,127*** (0,027)	-0,135*** (0,027)
ÂGE_C	-0,215*** (0,029)	-0,218*** (0,029)	-0,212*** (0,029)	-0,206*** (0,029)	-0,232*** (0,029)	-0,236*** (0,030)
ÂGE_D	-0,588*** (0,047)	-0,580*** (0,047)	-0,603*** (0,047)	-0,574*** (0,047)	-0,553*** (0,047)	-0,5596*** (0,047)
ÂGE_E	-0,669*** (0,108)	-0,643*** (0,108)	-0,737*** (0,111)	-0,666*** (0,107)	-0,615*** (0,103)	-0,6224*** (0,106)
SD_DISTANCE_FACULTÉ	0,005*** (0,000)	0,006*** (0,000)	0,005*** (0,000)	0,006*** (0,000)	0,010*** (0,000)	0,011*** (0,000)
SD_HORS_Q_HORS_A	-1,799*** (0,286)	2,156*** (0,354)	-1,844*** (0,287)	2,042*** (0,345)	2,614*** (0,418)	3,066*** (0,482)
Log-vraisemblance	-40 471	-40 436	-40 467	-40 436	-40 298	-40 280
Pseudo R^2 de McFadden	0,234	0,234	0,234	0,234	0,237	0,237
Nombre de nouv. omni.	18 290	18 290	18 290	18 290	18 290	18 290
Effets fixes de 5 régions	oui	oui	oui	oui	oui	oui

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

TABLEAU 15 – Logit mixte : élasticités
à la moyenne de l'échantillon

Variables	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
REVENU HORS TRAVAIL						
Region A	0,033*** (0,004)	0,029*** (0,004)	0,032*** (0,004)	0,034*** (0,004)	0,026*** (0,004)	0,026*** (0,004)
Region B	0,052*** (0,006)	0,046*** (0,006)	0,051*** (0,006)	0,046*** (0,006)	0,041*** (0,006)	0,040*** (0,007)
Region C	0,051*** (0,006)	0,045*** (0,006)	0,051*** (0,006)	0,046*** (0,006)	0,039*** (0,006)	0,039*** (0,006)
Region D	1,333*** (0,162)	1,200*** (0,168)	1,320*** (0,160)	1,200*** (0,158)	1,057*** (0,159)	1,047*** (0,170)
Region E	0,877*** (0,107)	0,651*** (0,091)	0,860*** (0,104)	0,704*** (0,093)	0,391*** (0,059)	0,358*** (0,058)
RÉMUNÉRATION DIFFÉRENTE						
Region A	0,173** (0,085)	0,175** (0,087)	0,128 (0,085)	0,123 (0,088)	0,173 (0,090)	0,190** (0,088)
Region B	0,274** (0,135)	0,276** (0,137)	0,202 (0,135)	0,171 (0,122)	0,269* (0,140)	0,296** (0,138)
Region C	0,359** (0,177)	0,358** (0,177)	0,266 (0,178)	0,225 (0,161)	0,341* (0,178)	0,373** (0,174)
Region D	0,360** (0,177)	0,368** (0,182)	0,267** (0,178)	0,225 (0,160)	0,354** (0,185)	0,393** (0,183)
Region E	0,275** (0,135)	0,232** (0,115)	0,202 (0,135)	0,152 (0,109)	0,150* (0,078)	0,153** (0,071)

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

TABLEAU 16 – Logit mixte : semi-élasticités de POST_PREM2004 et de POST_PREM2015
à la moyenne de l'échantillon après 2004 (tableau du bas : après 2015)

Variables	Mod1	Mod2	Mod3	Mod4	Mod5	Mod6
POST_PREM 2004						
POST_PREM 2004 A_m	0,011 (0,024)	0,012 (0,025)			-0,000 (0,024)	0,000 (0,024)
POST_PREM 2004 B	0,930*** (0,120)	0,913*** (0,121)			0,868*** (0,125)	0,850*** (0,113)
POST_PREM 2004 C	0,755*** (0,151)	0,734*** (0,154)			0,659*** (0,147)	0,659*** (0,143)
POST_PREM 2004 D		0,128 (0,128)				0,181 (0,143)
POST_PREM 2004 E		-0,397*** (0,118)				-0,184*** (0,070)
POST_PREM 2004 DE	0,027 (0,092)				0,064 (0,046)	
POST_PREM 2015						
POST_PREM 2015 A_m			0,055** (0,025)	0,162** (0,069)	0,051** (0,023)	0,052** (0,023)
POST_PREM 2015 B			0,700*** (0,086)	0,547*** (0,064)	0,627*** (0,083)	0,637*** (0,086)
POST_PREM 2015 C			1,751*** (0,202)	0,178* (0,092)	0,175 (0,162)	1,119*** (0,004)
POST_PREM 2015 D				-0,144 (0,113)		-0,074 (0,095)
POST_PREM 2015 E				-0,171*** (0,059)		-0,094** (0,044)
POST_PREM 2015 DE			-0,104 (0,073)		-0,044 (0,033)	

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

À la moyenne de l'échantillon, les élasticités du revenu hors travail (y compris les bourses et la correction pour la progressivité de l'impôt) et de la rémunération différente qui en résultent pour chaque région apparaissent dans le tableau 15. Dans tous les modèles, les élasticités régionales du revenu hors travail sont positives et significatives à 1 %. Compte tenu de la robustesse des résultats dans les six modèles, nous focaliserons notre analyse sur le modèle 6, qui est le plus général. On peut tirer deux observations essentielles de ces résultats, lorsqu'on les compare à ceux du logit (voir tableau 12). D'une part, les élasticités sont beaucoup plus faibles, et ce, dans toutes les régions. Ainsi, dans le cas des régions éloignées et isolées, elles prennent la valeur de 1,05 et 0,36, en comparaison de 2,78 et 2,57 dans le logit. Ces résultats nous paraissent beaucoup plus raisonnables et crédibles. Ainsi, selon les résultats du logit mixte, une hausse de 10 % du revenu hors travail (*e.g.*, bourses) dans une région éloignée a pour effet d'accroître de 10,05 % la probabilité qu'un médecin exerce dans cette région.

Ainsi, compte tenu du fait qu'un étudiant boursier peut recevoir 20 000\$ par année durant deux années d'externat et deux années d'internat (donc 80 000 \$ au total) pour exercer pendant quatre ans dans une région éloignée, qu'une hausse de 10 % du revenu hors travail accroît de 10,05 % la probabilité d'exercer dans cette région (pendant quatre ans), et qu'il y avait 67 nouveaux omnipraticiens en 2021 en région éloignée, il en aurait coûté annuellement 1 137\$ ($\approx 80\,000\$/ (67 * 1,05)$) pour attirer un nouveau médecin (pour quatre ans) dans cette région.

S'agissant de la rémunération différente, les résultats du modèle 6 suggèrent que son élasticité est positive et significative à 5 % pour chacune des régions. Par ailleurs, elle est quelque peu supérieure à celle du logit pour les régions A à D mais inférieure à celle du logit dans le cas de la région E. Elle est égale à 0,393 dans la région D (0,302 dans le logit) et à 0,153 dans la région E (0,324 dans la région E). Selon le logit mixte, ce résultat suggère qu'une hausse de 10 % du tarif marginal des actes médicaux dans les régions éloignées accroît la probabilité qu'un médecin exerce dans ces régions de 3,93 %. Le résultat correspondant dans les régions isolées est de 1,53 %.

Le tableau 16 présente les résultats portant sur l'impact des PREM sur la probabilité qu'un nouveau médecin choisisse de s'établir dans une région donnée (après 2004 et après 2015) dans le cas du logit mixte. Sur la base des résultats du modèle le plus général (modèle 6), on constate qu'après 2004, cette probabilité s'accroît respectivement de 85 % et de 66 % dans les régions périphériques et intermédiaires, relativement à Montréal. En revanche, elle diminue de 18,4 % dans les régions isolées. Elle reste stable dans les régions universitaires autres que Montréal et dans les régions éloignées. Ces résultats se comparent au logit (voir tableau 13) à l'exception du fait que les résultats du logit mixte suggèrent une hausse importante de la probabilité d'installation du médecin dans les régions intermédiaires alors que, selon les résultats du logit, les PREM n'ont pas d'effet après 2004.

La partie du bas du tableau 16 présente l'effet de la sévérité accrue des PREM après 2015. Selon les résultats obtenus, cette mesure a haussé de 5,2 % la probabilité que le médecin exerce dans les régions universitaires autres que Montréal, de 63,7 % qu'il exerce dans les régions périphériques et de 112 % qu'il exerce dans les régions intermédiaires. En revanche, elle a réduit de 9,4 % la probabilité que le médecin exerce dans des régions iso-

lées. Ces résultats sont assez semblables à ceux du logit, excepté que l'effet sur les régions intermédiaires a doublé et que l'effet négatif sur les régions éloignées est maintenant significatif. S'agissant des variables de contrôle dans le tableau 14, on constate qu'elles ont en général le signe attendu comme dans le logit, bien que la valeur de leur coefficient diffère parfois quelque peu. Nous renvoyons le lecteur aux résultats du modèle logit pour une discussion détaillée de l'effet de ces variables. Il importe cependant de souligner que, dans le logit mixte, un revenu médian *per capita* élevé (en termes réels) dans une région donnée accroît la probabilité qu'un nouveau médecin exerce dans cette région. Il peut s'agir d'un effet de demande de services médicaux dans les régions favorisées ou encore un effet d'offre des médecins attirés par les régions où le revenu par habitant est plus élevé. Cet effet n'était pas significatif dans le logit.

7 Conclusion

Dans cette recherche, nous avons étudié l'impact des principales mesures incitatives et coercitives mises en oeuvre par le gouvernement du Québec sur le choix du lieu de pratique des nouveaux médecins de famille. Nous avons effectué des analyses aux niveaux macro et micro à l'aide de données provenant entre autres de l'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS) et d'une base de données, que nous avons construite, détaillant les paramètres de ces mesures.

Au niveau macro, nous avons analysé l'évolution des mesures au cours de la période à l'étude (1975–2021). Nous avons de plus examiné les changements des densités médicales régionales (nombre d'omnipraticiens par 100 000 habitants) dans cinq regroupements des régions sociosanitaires du Québec (régions universitaires, régions périphériques, régions intermédiaires, régions éloignées, régions isolées) durant cette période. Cette approche, bien que fort pertinente, reste descriptive et ne permet pas d'isoler l'effet causal des différentes mesures sur la répartition géographique des médecins de famille. Pour cette raison, nous avons aussi développé une approche de type micro, au niveau des nouveaux médecins de famille. Plus précisément, nous avons utilisé deux modèles structurels (logit et logit mixte) pour évaluer les effets causals des mesures retenues (bourses, rémunération différente, PREM) sur la probabilité qu'un nouveau médecin de famille exerce dans l'une ou l'autre des différentes régions. Dans cette dernière analyse, nous avons tenu compte des attributs des régions, des caractéristiques des médecins et de leur hétérogénéité non-observable (dans le logit mixte).

Selon les résultats de notre étude macro, et sous réserve de ses limites ci-haut, les mesures mises en place par le gouvernement du Québec pour attirer les médecins de famille en région semblent avoir eu l'effet escompté. En effet, la densité des médecins de famille qui était, en 1975, plus élevée dans les régions universitaires que dans les régions éloignées ou isolées est maintenant (2021) moins élevée que dans ces dernières régions. En fait, bien que toutes les régions aient connu une augmentation de la densité médicale depuis 1975, celle-ci a été moindre dans les régions universitaires. Ce retournement de situation peut également être en partie attribué à une croissance démographique plus élevée dans ces régions qu'ailleurs.

La valeur ajoutée de notre analyse micro provient du fait qu'elle permet d'estimer séparément l'effet causal de chaque mesure à l'étude et de tenir compte de plusieurs variables de contrôle. Nos résultats suggèrent qu'une augmentation de la tarification des actes médicaux (rémunération différente) et du revenu hors travail (e.g., hausse des bourses) dans une région est associée à une hausse significative de la probabilité qu'un médecin s'y installe. Les effets sont moindres dans les analyses par logit mixte, et ces résultats nous semblent plus réalistes. L'augmentation de la sévérité des PREM en 2015 a également considérablement augmenté la probabilité de s'installer dans une région universitaire autre que Montréal, dans une région périphérique ou dans une région intermédiaire, mais non dans une région éloignée ou isolée. Les résultats du logit mixte sont similaires sauf pour la probabilité de s'installer en région éloignée ou isolée, où on note un effet négatif.

En outre, selon les résultats obtenus, la probabilité qu'un médecin exerce dans une région est d'autant plus élevée que celle-ci est proche de son lieu de formation. La mise en place de campus délocalisés en région pourrait donc être un facteur d'attraction important pour le médecin. Par ailleurs, un nombre élevé de médecins par 100 000 habitants dans une région augmente la probabilité qu'un nouveau médecin de famille s'y installe. Certaines variables affectent les probabilités d'exercer à Montréal. On note que le fait d'avoir étudié à l'extérieur du Québec a un effet positif. Si la proportion de médecins ayant étudié à l'extérieur du Québec varie dans le temps, on peut supposer que ce phénomène aurait un effet sur l'efficacité des mesures. En outre, les médecins hommes ont plus tendance à s'installer dans les régions intermédiaires ou éloignées que les médecins femmes. Or, il y a eu une augmentation de la proportion de femmes dans les facultés de médecine³⁹. De tels changements dans les caractéristiques des étudiants en médecine pourrait affecter l'efficacité des mesures incitatives.

Il est important de noter que notre étude porte sur l'effet des mesures incitatives sur les décisions d'installation des médecins, et non sur les effets de la densité médicale sur la santé des populations. De plus, une plus forte densité médicale dans les régions éloignées ne signifie pas que celles-ci soient en surcapacité médicale par rapport aux régions universitaires. En effet, les populations vivant dans les régions éloignées ou isolées ont des résultats de santé plus faibles, et une densité médicale plus élevée pourrait permettre de mieux répondre à un besoin de soins de santé plus grand. Par ailleurs, les distances à parcourir dans ces régions sont souvent beaucoup plus importantes que dans les régions universitaires. Une plus forte densité médicale pourrait ainsi compenser les distances à parcourir pour un accès aux soins.

Notre rapport montre l'effet positif des mesures sur la densité médicale dans les régions et sur les décisions des médecins dans le choix de la région où s'installer. Nous n'avons pas examiné les autres effets des mesures mises en œuvre par le gouvernement, que ce soit du point de vue des bénéficiaires comme les résultats de santé des populations, ou des iniquités d'accès ou de santé. Nous n'avons pas non plus estimé les coûts de ces mesures. Il pourrait être pertinent de faire une analyse coût-avantage de ces mesures afin d'en déterminer la valeur ajoutée pour le système de santé québécois.

39. En 2021, les deux tiers de la population étudiante en médecine au Québec étaient des femmes.

Par ailleurs, de telles mesures pourraient potentiellement avoir certains effets indésirables qu'il pourrait être intéressant d'examiner, que ce soit sur l'attractivité de la médecine de famille par rapport aux autres spécialités ou sur la productivité des médecins de famille. En effet, considérant que les autres spécialités médicales sont plus concentrées dans les régions universitaires, certaines mesures comme les PREM, introduisant des contraintes pour les omnipraticiens désirant exercer dans ces régions, pourraient avoir pour effet de réduire l'intérêt des étudiants pour cette pratique, ou encore les inciter à devenir désengagé ou non participant au régime d'assurance maladie. D'autre part, étant donné les avantages financiers qu'elle offre, la pratique en région éloignée peut inciter le médecin à réduire ses heures de travail en comparaison de la pratique en région universitaire⁴⁰.

Enfin, notre étude porte précisément sur les médecins de famille et non sur les autres types de professionnels de la santé. Cependant, nous avons observé que la présence d'autres médecins attirait les nouveaux médecins. Il est possible que la présence d'autres types de professionnels de la santé soit également un facteur d'attractivité, d'autant plus que la pratique de la médecine de famille se fait de plus en plus dans un contexte d'équipe multidisciplinaire. De futurs travaux pourraient examiner les mesures mises en œuvre pour attirer les autres types de professionnels de la santé et l'effet de ces mesures non seulement sur ces professionnels, mais également sur les médecins.

Par ailleurs, notre étude porte uniquement sur le choix du premier lieu de pratique des nouveaux omnipraticiens. Elle ne porte pas sur la durée de ce séjour ni sur les transitions régionales des médecins au cours de leur itinéraire professionnel. Une étude approfondie de l'effet des mesures sur la rétention des omnipraticiens en région serait une extension importante et naturelle de la présente recherche.

En conclusion, les mesures mises en œuvre par le gouvernement du Québec ont permis d'attirer les nouveaux médecins de famille dans les régions à l'extérieur de Montréal, tel que souhaité. Cependant, ces mesures ne sont que des moyens pour arriver à des fins en matière de résultats de santé pour les populations. Il est donc crucial que des évaluations de l'impact de ces mesures soient réalisées afin de déterminer les effets de ces mesures sur l'accès et l'utilisation des services de santé et sur des résultats de santé. Par ailleurs, toutes ces mesures ont également des coûts, et il faudrait que de futures études examinent les coûts-avantages de ces mesures. Enfin, celles-ci pourraient avoir des effets indésirables qu'il faudrait documenter et dont il faudrait tenir compte dans l'élaboration de futures politiques relatives aux mesures d'attraction destinées aux nouveaux médecins de famille.

40. En revanche, des activités de loisir (cinéma, restaurants, théâtres, musées, ...) potentiellement plus stimulantes en régions universitaires peuvent favoriser une réduction plus importante des heures de travail dans ces régions.

8 Annexes

8.1 Un modèle théorique du choix du lieu de pratique du médecin de famille

Dans ce modèle statique inspiré de Bolduc et collab. (1996), l'ensemble de choix (c.-à-d., régions de pratique) du nouveau médecin i ⁴¹ est défini par $j = 1, \dots, J$ régions. On notera que $J = 18$ dans notre modèle empirique. On suppose que le médecin choisit d'exercer dans la région qui maximise son utilité (ou bien-être). En première étape, le médecin évalue l'utilité (indirecte) associée à chacune des J régions envisagées. On suppose que le médecin est payé à l'acte et dispense N_j services médicaux composites⁴², conditionnellement à la pratique dans la région j . Le gouvernement, en négociation avec la FMOQ, fixe le prix de base, p_n , de ces services à un niveau uniforme à travers les régions. Dans le cadre de la rémunération différente, un médecin reçoit une subvention *ad valorem* (qui peut être positive ou négative) au taux s_j . En présence de cette subvention, le tarif unitaire des services médicaux devient $p_n(1 + s_j)$. De plus, le médecin reçoit un montant b_j du gouvernement s'il choisit de pratiquer dans la région j . Cette variable prend en compte les bourses d'études et les bourses-contrats (toutes exprimés en termes de la consommation présente). Alors que la rémunération différente influence les choix de localisation par un effet prix, ces dernières mesures affectent les choix de localisation par un effet revenu.

La production de services médicaux nécessite l'utilisation de ressources rares (matériel médical, espace de bureau, secrétaires, équipements hospitaliers, etc.). Le vecteur \mathbf{z}_j représente ces ressources que l'on suppose sous le contrôle du médecin. \mathbf{p}_z désigne le vecteur des prix de ces ressources pour le médecin (certains éléments de \mathbf{p}_z peuvent être nuls). Le vecteur \mathbf{z}_j désigne le vecteur des ressources qui ne sont pas sous le contrôle du médecin (e.g., les équipements hospitaliers). Pour simplifier, le coût de ces ressources pour le médecin est supposé nul. La technologie de production est donnée par la fonction de production implicite suivante, croissante en N_j , décroissante en h_j , \mathbf{z}_j et $\bar{\mathbf{z}}_j$, et concave dans ses arguments.

$$F(N_j, h_j, \mathbf{z}_j, \bar{\mathbf{z}}_j) = 0, \quad j = 1, \dots, J, \quad (11)$$

où h_j désigne les heures de travail dispensées par le médecin conditionnellement à la pratique dans la région.

Le médecin doit également payer des impôts sur son revenu net de ses coûts de production. Le système fiscal est progressif et linéaire par tranches. On suppose que le revenu imposable du médecin est situé dans la tranche d'imposition la plus élevée (ce qui est le cas pour la grande majorité des médecins de notre population). Définissons \bar{T} et \bar{Y} , respectivement, comme le montant de l'impôt sur le revenu et le niveau de revenu net au seuil inférieur de la tranche d'imposition la plus élevée, et m comme le taux marginal d'imposition (fédéral et provincial) correspondant. La contrainte budgétaire du médecin

41. Dans ce qui suit, nous ignorons l'indice i pour simplifier la notation.

42. Un service composite est un agrégat représentant des services dispensés par le médecin, pondérés par leur tarif relatif que l'on suppose constant en terme réel.

dans la région j peut s'écrire comme suit :

$$q_j = \bar{b}_j + p_{nj}N_j - \mathbf{p}'_z(1-m)\bar{\mathbf{z}}_j, \text{ où} \quad (12)$$

$$\bar{b}_j = b_j + (m\bar{Y} - \bar{T}), \text{ et} \quad (13)$$

$$p_{nj} = p_n(1 + s_j)(1 - m), \quad j = 1, \dots, J \quad (14)$$

et q_j est la consommation (le numéraire). La variable \bar{b}_j , déterminée par l'équation (13), représente le revenu hors travail⁴³, c'est-à-dire le montant de la subvention b_j corrigé par l'expression $(m\bar{Y} - \bar{T})$ pour tenir compte de la progressivité du système fiscal lorsque le médecin est sur le marché du travail. L'équation (14) définit le prix marginal des services médicaux, p_{nj} . Dans notre échantillon, les principales sources de variation identifiantes du prix et du revenu virtuel sont, respectivement, le taux de subsidence *ad valorem*, s_j , provenant de la rémunération différente et la subvention corrigée, \bar{b}_j , résultant principalement des bourses et de la correction pour l'impôt progressif.

Dans ce modèle, nous supposons pour simplifier que la demande de services d'omnipraticiens n'est pas contraignante pour le nouveau médecin. En effet, il est vraisemblable de supposer que le côté court du marché est déterminé par l'offre de médecins, compte tenu du fait que les services sont gratuits pour l'utilisateur⁴⁴.

Les préférences du médecin sont représentées par une fonction d'utilité directe croissante dans la consommation, q_j , et décroissante dans les heures de travail, h_j . Elle dépend aussi du vecteur, \mathbf{c}_j , des attributs de la région et d'un vecteur \mathbf{a} des caractéristiques du médecin :

$$U_j = U(q_j, h_j, \mathbf{c}_j, \mathbf{a}), \quad j = 1, \dots, J. \quad (15)$$

Le comportement optimal du médecin est dérivé en maximisant la fonction d'utilité (15) sous contrainte des équations (11) et (12) par rapport à $(q_j, h_j, N_j, \mathbf{c}_j)$. La fonction d'utilité indirecte conditionnelle à la pratique dans la région j est obtenue en remplaçant q_j et h_j dans (15) par leurs valeurs optimales en fonction de toutes les variables exogènes du modèle :

$$V_j = V_j(p_{nj}, \bar{b}_j, \bar{\mathbf{z}}_j, \mathbf{c}_j, \mathbf{a}) = V_j(\mathbf{x}_j), \quad 1, \dots, J, \quad (16)$$

où $\mathbf{x}_j = (p_{nj}, \bar{b}_j, \bar{\mathbf{z}}_j, \mathbf{c}_j, \mathbf{a})$ et où $\mathbf{p}_z(l-m)$ a été retiré, car il est supposé être uniforme entre les régions, et où on suppose que les utilités indirectes (16) sont linéaires dans leurs paramètres. À partir des conditions du premier ordre du problème de maximisation, il est facile de montrer que V_{j1} et V_{j2} sont positifs, c'est-à-dire que l'utilité d'un médecin augmente avec le tarif marginal de ses services et avec son revenu hors travail. Au deuxième stade du processus décisionnel, on suppose que le médecin choisit la région avec le niveau d'utilité indirecte le plus élevé. Un terme aléatoire est introduit aux fonctions d'utilité indirecte pour l'estimation du modèle (voir équation (1)).

43. Dans la littérature sur l'offre de travail avec impôt sur le revenu (e.g., Hausman, 1985), on appelle souvent ce revenu hors travail le "revenu virtuel" en raison du fait qu'il est corrigé pour la progressivité de l'impôt (voir équation (13)).

44. Dans Bolduc et collab. (1996), on introduit la possibilité d'une concurrence monopoliste. Cependant, cette hypothèse ne fait que rendre le modèle plus complexe sans en changer la structure économétrique.

8.2 Analyse de robustesse

TABLEAU 17 – Résultats du modèle logit
(excluant le nombre de médecins par 100 000 habitants)

Variabes	Mod1	Mod2	Mod3	Mod4	Mod5	Mod6
REV. HORS TRAVAIL E ⁻⁵	1,779*** (0,105)	1,797*** (0,106)	1,752*** (0,103)	1,751*** (0,103)	1,907*** (0,109)	1,929*** (0,110)
RÉMUNÉRATION DIFF.	0,391* (0,206)	0,396* (0,206)	0,393* (0,192)	0,393* (0,192)	0,383* (0,216)	0,387* (0,216)
POST_PREM2004A_m	0,011 (0,104)	0,012 (0,104)			-0,048 (0,105)	-0,046 (0,105)
POST_PREM2004B	0,994*** (0,092)	0,995*** (0,092)			0,902*** (0,093)	0,903*** (0,093)
POST_PREM2004C	0,725*** (0,102)	0,726*** (0,102)			0,623*** (0,103)	0,624*** (0,103)
POST_PREM2004DE	-0,106 (0,127)				-0,166 (0,125)	
POST_PREM2004D		-0,034 (0,133)				-0,085 (0,131)
POST_PREM2004E		-0,530** (0,259)				-0,640** (0,259)
POST_PREM2015A_m			0,265** (0,126)	0,265** (0,126)	0,278** (0,129)	0,278** (0,129)
POST_PREM2015B			0,861*** (0,091)	0,861*** (0,091)	0,754*** (0,092)	0,755*** (0,092)
POST_PREM2015C			0,725*** (0,103)	0,725*** (0,103)	0,639*** (0,104)	0,640*** (0,104)
POST_PREM2015DE			-0,165 (0,133)		-0,22 (0,134)	
POST_PREM2015D				-0,169 (0,142)		-0,234 (0,143)
POST_PREM2015E				-0,145 (0,259)		-0,181 (0,263)
TENDANCE_A_m	0,000 (0,003)	0,000 (0,003)	-0,004** (0,002)	-0,004** (0,002)	-0,002 (0,003)	-0,002 (0,003)
TENDANCE_B	-0,006** (0,003)	-0,006** (0,003)	0,010*** (0,002)	-0,010*** (0,002)	-0,012*** (0,003)	-0,012*** (0,003)
TENDANCE_C	-0,006 (0,004)	-0,006 (0,004)	0,004 (0,003)	-0,004 (0,003)	-0,011*** (0,004)	-0,011*** (0,004)
TENDANCE_D	0,075*** (0,006)	0,073*** (0,006)	0,07*** (0,005)	0,07*** (0,005)	0,082*** (0,007)	0,080*** (0,007)
TENDANCE_E	0,096*** (0,008)	0,108*** (0,010)	0,087*** (0,007)	0,087*** (0,007)	0,102*** (0,008)	0,115*** (0,010)
REVENU MÉDIAN E ⁻⁵	-0,100 (0,244)	-0,060 (0,246)	0,705*** (0,245)	0,703*** (0,245)	0,219 (0,242)	0,259 (0,243)

Tableau 17 – suite

Variables	Mod1	Mod2	Mod3	Mod4	Mod5	Mod6
FRANCOPHONE	1,186*** (0,040)	1,186*** (0,040)	1,248*** (0,041)	1,248*** (0,041)	1,246*** (0,041)	1,246*** (0,041)
DISTANCE_FACULTÉ	-0,005*** (0,000)	-0,005*** (0,000)	-0,005*** (0,000)	-0,005*** (0,000)	-0,005*** (0,000)	-0,005*** (0,0001)
HORS_QUÉBEC_A_m	-1,050*** (0,068)	-1,049*** (0,068)	-1,011*** (0,068)	-1,011*** (0,068)	-1,016*** (0,068)	-1,017*** (0,068)
HORS_QUÉBEC_HORS_A	-1,541*** (0,053)	-1,541*** (0,053)	-1,516*** (0,054)	-1,516*** (0,054)	-1,482*** (0,054)	-1,482*** (0,054)
GENRE_A_m	0,052 (0,054)	0,052 (0,054)	0,042 (0,054)	0,042 (0,054)	0,049 (0,054)	0,049 (0,054)
GENRE_B	0,061 (0,046)	0,061 (0,046)	0,063 (0,046)	0,063 (0,046)	0,035 (0,046)	0,035 (0,046)
GENRE_C	0,138*** (0,049)	0,138*** (0,049)	0,137*** (0,049)	0,137*** (0,049)	0,121** (0,050)	0,121** (0,050)
GENRE_D	0,256*** (0,065)	0,254*** (0,065)	0,265*** (0,066)	0,265*** (0,066)	0,275*** (0,066)	0,273*** (0,066)
GENRE_E	0,011 (0,141)	0,015 (0,140)	0,026 (0,141)	0,026 (0,142)	0,02 (0,141)	0,022 (0,140)
ÂGE_A_m	-0,020 (0,027)	-0,020 (0,027)	-0,028 (0,027)	-0,028 (0,027)	-0,026 (0,027)	-0,026 (0,027)
ÂGE_B	0,016 (0,024)	0,016 (0,024)	0,040 (0,023)	0,040 (0,023)	0,000 (0,024)	0,000 (0,024)
ÂGE_C	-0,173*** (0,026)	-0,173*** (0,026)	-0,159*** (0,026)	-0,159*** (0,026)	-0,188*** (0,026)	-0,188*** (0,026)
ÂGE_D	-0,596*** (0,042)	-0,598*** (0,041)	-0,607*** (0,041)	-0,607*** (0,041)	-0,593*** (0,042)	-0,595*** (0,042)
ÂGE_E	-1,448*** (0,116)	-1,437*** (0,116)	-1,472*** (0,117)	-1,472*** (0,117)	-1,475*** (0,117)	-1,463*** (0,117)
Log-vraisemblance	-30 749	-30 744	-30 767	-30 767	-30 682	-30 691
Pseudo R^2 de McFadden	0,176	0,176	0,175	0,175	0,178	0,177
Nombre de nouv. omni.	18 290	18 290	18 290	18 290	18 290	18 290
Effets fixes de 17 régions	oui	oui	oui	oui	oui	oui

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

TABLEAU 18 – Logit : élasticités à la moyenne de l'échantillon
(Outaouais comme région périphérique)

Variabes	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
REVENU HORS TRAVAIL						
Région A	0.053*** (0.003)	0.054*** (0.003)	0.052*** (0.003)	0.052*** (0.003)	0.058*** (0.003)	0.059*** (0.003)
Région B	0.075*** (0.005)	0.076*** (0.005)	0.074*** (0.004)	0.074*** (0.005)	0.081*** (0.005)	0.082*** (0.005)
Région C	0.090*** (0.005)	0.091*** (0.006)	0.088*** (0.005)	0.089*** (0.005)	0.097*** (0.006)	0.098*** (0.006)
Région D	2.515*** (0.152)	2.548*** (0.156)	2.473*** (0.148)	2.474*** (0.150)	2.718*** (0.159)	2.758*** (0.158)
Région E	2.332*** (0.141)	2.363*** (0.145)	2.292*** (0.137)	2.293*** (0.139)	2.519*** (0.148)	2.557*** (0.146)
RÉMUNÉRATION DIFF.						
Région A	0.222*** (0.068)	0.227*** (0.068)	0.202*** (0.066)	0.204*** (0.062)	0.211*** (0.072)	0.215*** (0.071)
Région B	0.315*** (0.097)	0.321*** (0.096)	0.286*** (0.093)	0.289*** (0.087)	0.298*** (0.101)	0.303*** (0.100)
Région C	0.493*** (0.151)	0.503*** (0.151)	0.447*** (0.146)	0.452*** (0.137)	0.466*** (0.159)	0.476*** (0.157)
Région D	0.532*** (0.163)	0.543*** (0.163)	0.483*** (0.157)	0.488*** (0.147)	0.503*** (0.171)	0.513*** (0.169)
Région E	0.571*** (0.175)	0.583*** (0.175)	0.518*** (0.169)	0.524*** (0.158)	0.540*** (0.184)	0.551*** (0.182)

TABLEAU 19 – Logit : semi-élasticités des variables PREM 2004 et PREM 2015
(Outaouais comme région périphérique)

Regions	Mod1	Mod2	Mod3	Mod4	Mod5	Mod6
Post PREM 2004						
Post PREM 2004 <i>A_m</i>	0,005 (0,025)	0,005 (0,025)			-0,009 (0,022)	0,008 (0,023)
Post PREM 2004 B	0,774*** (0,100)	0,764*** (0,100)			0,696*** (0,101)	0,683*** (0,099)
Post PREM 2004 C	1,085*** (0,207)	1,077*** (0,198)			0,931*** (0,198)	0,920*** (0,190)
Post PREM 2004 D		-0,012 (0,121)				-0,057 (0,115)
Post PREM 2004 E		-0,502*** (0,139)				-0,526*** (0,124)
Post PREM 2004 DE	-0,088 (0,109)				-0,126* (0,095)	
Post PREM 2015						
Post PREM 2015 <i>A_m</i>			0,049*** (0,023)	0,135*** (0,066)	0,049*** (0,023)	0,049*** (0,023)
Post PREM 2015 B			0,484*** (0,066)	0,581*** (0,087)	0,424*** (0,063)	0,422*** (0,003)
Post PREM 2015 C			0,774*** (0,154)	0,824*** (0,173)	0,675*** (0,143)	0,671*** (0,004)
Post PREM 2015 D				-0,126* (0,087)		-0,150** (0,090)
Post PREM 2015 E				-0,158** (0,088)		-0,246* (0,153)
Post PREM 2015 DE			-0,151** (0,078)		-0,156** (0,082)	

9 Bibliographie

- Bärnighausen, T. et D. E. Bloom. 2009, « Financial incentives for return of service in underserved areas : a systematic review », *BMC health services research*, vol. 9, n° 1, p. 1–17.
- Becker, G. 2014, *The portfolio structure of German households : A multinomial fractional response approach with unobserved heterogeneity*, rapport technique, University of Tübingen.
- Bilodeau, H., N. Leduc et N. van Schendel. 2006, *Analyse des facteurs d'attraction, d'installation et de maintien de la pratique médicale dans les régions éloignées du Québec*, rapport technique, Groupe de recherche interdisciplinaire en santé.
- Bishop, K. C. 2008, « A dynamic model of location choice and hedonic valuation », *Unpublished, Washington University in St. Louis*, vol. 5.
- Bolduc, D., B. Fortin et M.-A. Fournier. 1996, « The effect of incentive policies on the practice location of doctors : a multinomial probit analysis », *Journal of labor economics*, vol. 14, n° 4, p. 703–732.
- Bourgueil, Y., J. Mousquès et A. Tajahmadi. 2006, *Comment améliorer la répartition géographique des professionnels de santé? Les enseignements de la littérature internationale et des mesures adoptées en France*, rapport technique, Institut de recherche et documentation en économie de la santé.
- Burfield, W. B., D. E. Hough et W. D. Marder. 1986, « Location of medical education and choice of location of practice. », *Journal of Medical Education*, vol. 61, n° 7, p. 545–554.
- Carrillo, B. et J. Feres. 2019, « Provider supply, utilization, and infant health : evidence from a physician distribution policy », *American Economic Journal : Economic Policy*, vol. 11, n° 3, p. 156–96.
- Chen, Y., P. Persson et M. Polyakova. 2022, « The roots of health inequality and the value of intra-family expertise », *American Economic Journal : Applied Economics*, vol. 14, n° 3, p. 185–223.
- Chevillard, G. et J. Mousquès. 2021, « Medically underserved areas : are primary care teams efficient at attracting and retaining general practitioners? », *Soc Sci Med*, vol. 10.
- Chou, C.-F. et A. T. Lo Sasso. 2009, « Practice location choice by new physicians : the importance of malpractice premiums, damage caps, and health professional shortage area designation », *Health services research*, vol. 44, n° 4, p. 1271–1289.
- Costa, F., L. Nunes et F. M. Sanches. 2024, « How to attract physicians to underserved areas? Policy recommendations from a structural model », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 106, n° 1, p. 36–52.
- Cowell, F. 2020, *Measuring Inequality*, Oxford University Press.

- Cutler, D., J. S. Skinner, A. D. Stern et D. Wennberg. 2019, « Physician beliefs and patient preferences : A new look at regional variation in health care spending », *American Economic Journal : Economic Policy*, vol. 11, n° 1, p. 192–221.
- Duchaine, F., G. Chevillard et J. Mousquès. 2022, « L'impact du zonage conventionnel sur la répartition territoriale des infirmières et des infirmiers libéraux en France », *Revue d'économie régionale urbaine*, vol. 5, p. 747–777.
- Dumontet, M., A.-L. Samson et C. Franc. 2016, « Comment les médecins choisissent-ils leur lieu d'exercice ? », *Revue française d'économie*, vol. xxxi, n° 4, p. 221–267.
- Dussault, G. et M. C. Franceshini. 2006, « Not enough there, too many here : understanding geographical imbalances in the distribution of the health workforce », *Human Resources for Health, Review*, vol. 4, p. 1–16.
- Falsettoni, E. 2018, « The determinants of physicians' location choice : understanding the rural shortage », *SSRN 3493178*.
- Finkelstein, A., M. Gentzkow et H. Williams. 2016, « Sources of geographical variation in health care : evidence from patient migration », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 131, n° 4, p. 1681–1726.
- Fournier, M.-A., A.-P. Contandriopoulos, C. P. Diene et L.-H. Trottier. 2004, *Mesures d'attraction et de rétention des médecins en région éloignée : politiques adoptées dans les provinces canadiennes et dans certains pays et leçons à tirer pour le Québec*, rapport technique, Groupe de recherche interdisciplinaire en santé.
- Fédération médicale étudiante du Québec. 2020, « Amener la relève médicale à nos régions : comment valoriser la pratique de la médecine en région au Québec ? », Gouvernement du Québec.
- Gong, G., S. G. Phillips, D. Hudson, D. Curti et B. U. Phillips. 2019, « Higher US rural mortality rates linked to socioeconomic status, physician shortages, and lack of health insurance », *Health Affairs*, p. 2003–2010.
- Gottlieb, D. J., W. Zhou, Y. Song, K. G. Andrews, J. S. Skinner et J. M. Sutherland. 2010, « Prices don't drive regional Medicare spending variations », *Health Affairs*, vol. 29, n° 3, p. 537–543.
- Gow, J., G. George, S. Mwamba, L. Ingombe et G. Mutinta. 2013a, « An evaluation of the effectiveness of the zambian health worker retention scheme (zhwrs) for rural areas », *African health sciences*, vol. 13, n° 3, p. 800.
- Gow, J., G. George, S. Mwamba, L. Ingombe et G. Mutinta. 2013b, « An evaluation of the effectiveness of the zambian health worker retention scheme (ZHWRS) for rural areas », *African health sciences*, vol. 13, n° 3, p. 800–807.
- Gravelle, H., M. Sutton et M. George. 2001, « Inequality in the geographical distribution of general practitioners in England and Wales 1974-1995 », *Journal of Health Services Research Policy*, vol. 6, n° 1, p. 6–13.

- Grobler, L., B. J. Marais et S. Mabunda. 2015, « Interventions for increasing the proportion of health professionals practising in rural and other underserved areas », *Cochrane database of systematic reviews*, , n° 6.
- Hausman, J. A. 1985, « Taxes and labor supply », dans *Handbook of Public Economics*, vol. 1, sous la direction de A. Auerbach et M. Feldstein, Elsevier, p. 213–263.
- Holmes, G. M. 2005a, « Increasing physician supply in medically underserved areas », *Labour Economics*, vol. 12, n° 5, p. 697–725.
- Holmes, G. M. 2005b, « Increasing physician supply in medically underserved areas », *Labour Economics*, vol. 12, n° 5, p. 697–725.
- Holmes, G. M. et E. P. Fraher. 2017, « Developing physician migration estimates for workforce models », *Health services research*, vol. 52, p. 529–545.
- Huh, J. 2021, « Medicaid and provider supply », *Journal of Public Economics*, vol. 200, p. 104430.
- Hurley, J. E. 1991, « Physicians' choices of specialty, location, and mode : A reexamination within an interdependent decision framework », *The Journal of Human Resources*, vol. 26, n° 1, p. 47–71.
- Institut national de santé publique du Québec. 2019, « Milieux ruraux et urbains : quelle différence de santé au Québec? », Gouvernement du Québec.
- Isabel, C. et V. Paula. 2010, « Geographic distribution of physicians in Portugal », *The European Journal of Health Economics*, vol. 11, p. 383–393.
- Jinhu, L., A. Scott, M. McGrail, J. Humphreys et J. Witt. 2014, « Retaining rural doctors : Doctors' preferences for rural medical workforce incentives », *Social Science & Medicine*, vol. 121, p. 56–64.
- Johnson, G., F. Wright et K. Foster. 2018, « The impact of rural outreach programs on medical students' future rural intentions and working locations : a systematic review », *BMC Medical Education*, vol. 18, n° 196.
- Kennan, J. et J. R. Walker. 2011, « The effect of expected income on individual migration decisions », *Econometrica*, vol. 79, n° 1, p. 211–251.
- Kennan, J. et J. R. Walker. 2013, « Modeling individual migration decisions », dans *International handbook on the economics of migration*, Edward Elgar Publishing, p. 39–54.
- Khoury, S., J. Leganza et A. Masucci. 2023, « Health professional shortage areas and physician location decisions », *American Journal of Health Economics*.
- Kruk, M. E., J. C. Johnson, M. Gyakobo, P. Agyei-Baffour, K. Asabir, S. R. Kotha, J. Kwansah, E. Nakua, R. C. Snow et M. Dzodzomenyo. 2010, « Rural practice preferences among medical students in Ghana : a discrete choice experiment », *Bulletin of the World Health Organization*, vol. 88, p. 333–341.

- Kulka, A. et D. McWeeny. 2019, *Rural physician shortages and policy intervention*, rapport technique, SSRN.
- Lehmann, U., M. Dieleman et T. Martineau. 2008, « Staffing remote rural areas in middle- and low-income countries : A literature review of attraction and retention », *BMC Health Services Research*, vol. 8, n° 19.
- de la Londe, G., A. A et M. J. 2023, « How does the quality of care for type 2 diabetic patients benefit from gps-nurses' teamwork? a staggered difference-in-differences design based on a french pilot program », *Int J Health Econ Manag*, vol. 23, n° 3, p. 433–466.
- Loussouarn, C., C. Franc, Y. Videau et J. Mousquès. 2020, « Can general practitioners be more productive? the impact of teamwork and cooperation with nurses on gp activities », *Health Economics*, vol. 30, n° 3, p. 680–698.
- Lévesque, M., S. Hatcher, D. Savard, R. V. Kamyap, P. Jean et C. Larouche. 2018, « Physician perceptions of recruitment and retention factors in an area with a regional medical campus », *Canadian medical education journal*, vol. 9, n° 1, p. e74.
- Masucci, A. 2021, *Essays on Physician Billing and Location Decisions*, thèse de doctorat, UC San Diego.
- McFadden, D. L. 1974, « Conditional logit analysis of qualitative choice behavior », dans *Frontiers in Econometrics*, sous la direction de P. Zarembka, New-York : Academic Press, p. 105–142.
- McGrail, M., B. O'Sullivan et D. Russell. 2018, « Rural training pathways : the return rate of doctors to work in the same region as their basic medical training », *Human Resources for Health*, vol. 16, n° 56.
- McKay, M., M. R. Lavergne, A. P. Lea, M. Le, A. Grudniewicz, D. Blackie, L. J. Goldsmith, E. G. Marshall, M. Mathews, R. McCracken et collab.. 2022, « Government policies targeting primary care physician practice from 1998-2018 in three canadian provinces : A jurisdictional scan », *Health Policy*, vol. 126, n° 6, p. 565–575.
- Ministère de la santé et des services sociaux. 2017a, « Admission en médecine », Gouvernement du Québec.
- Ministère de la santé et des services sociaux. 2017b, « Entente particulière relative au respect des PREM en médecine de famille », Gouvernement du Québec.
- Ministère de la santé et des services sociaux. 2018, « Régions sociosanitaires du québec », Gouvernement du Québec.
- Ministère de la santé et des services sociaux. 2023-2024, « Guide de gestion des plans régionaux d'effectifs médicaux en médecine de famille », Gouvernement du Québec.
- Mitra, G., M. Gowans, B. Wright, F. Brenneis et I. Scott. 2018, « Predictors of rural family medicine practice in Canada », *Canadian Family Physician*, vol. 64, n° 8, p. 588–596.
- Molitor, D. 2018, « The evolution of physician practice styles : evidence from cardiologist migration », *American Economic Journal : Economic Policy*, vol. 10, n° 1, p. 326–56.

- Mullahy, J. 2015, « Multivariate fractional regression estimation of econometric share models », *Journal of Econometric Methods*, vol. 4, n° 1, p. 71–100.
- Myhre, D., S. Bajaj et W. Jackson. 2015, « Determinants of an urban origin student choosing rural practice : a scoping review », *Rural and Remote Health*, vol. 15, n° 3.
- Nunes, L., F. Costa et F. Shanches. 2016, *Practice location of physicians : a discrete choice model approach*, rapport technique.
- Papke, L. E. et J. M. Wooldridge. 1996, « Econometric methods for fractional response variables with an application to 401(k) plan participation rates », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 11, n° 6, p. 619–632.
- Parent, C. 2013, *Évaluation de la politique de répartition géographique des effectifs médicaux spécialisés au Québec*, mémoire de maîtrise, Université Laval.
- Polsky, D., R. K. Phillip, G. D. Wozniak et J. J. Escarce. 2000, « HMO penetration and the geographic mobility of practicing physicians », *Journal of Health Economics*, vol. 19, n° 5, p. 793–809.
- Pong, R. W. 2005, *Geographic distribution of physicians in Canada*, desLibris.
- Publication. 2023, *Rapport tournée des pôles en santé*, rapport technique, Collège des Médecins du Québec.
- Rabinowitz, H., J. Diamond, F. Markham et A. Santana. 2011, « Increasing the supply of rural family physicians : recent outcomes from jefferson medical college’s physician shortage area program (PSAP) », *Academic Medicine*, vol. 86, n° 2.
- Rao, K. D., Z. Shroff, S. Ramani, N. Khandpur, S. Murthy, I. Hazarika, M. Choksi, M. Ryan, B. Berman et M. Vujicic. 2012, « How to attract health workers to rural areas? Findings from a discrete choice experiment from India », .
- Russo, G., P. Ferrinho, B. de Sousa et C. Conceição. 2012, « What influences national and foreign physicians’ geographic distribution? an analysis of medical doctors’ residence location in portugal », *Human Resources for Health*, vol. 10, n° 1, p. 1–11.
- Serneels, p., M. Lindelow, J. G. Montalvo et A. Barr. 2007, « For public service or money : understanding geographical imbalances in the health workforce », *Health Policy and Planning*, vol. 22, n° 3, p. 128–138.
- Skinner, J. 2011, « Causes and consequences of regional variations in health care. », dans *Handbook of Health Economics, Handbook of Health Economics*, vol. 2, sous la direction de M. V. Pauly, T. G. McGuire et P. P. Barros, Elsevier, p. 45–93.
- Starfield, B., L. Shi et J. Macinko. 2018, « Contribution of primary care to health systems and health », *The Milbank Quarterly*, vol. 83, n° 3, p. 457–502.
- Tate, R. B. et F. Y. Aoki. 2012, « Rural practice and the personal and educational characteristics of medical students : survey of 1269 graduates of the university of Manitoba », *Canadian Family Physician*, vol. 58, n° 11, p. e641–e648.

- Touari, N. et J. Turgeon. 2013, « Répartition géographique des médecins de famille : quelles solutions à un problème complexe ? », *Santé Publique*, vol. 25, p. 465–473.
- Train, K. E. 2009, *Discrete choice methods with simulation*, Cambridge university press.
- Viscomi, M., S. Larkins et T. S. Gupta. 2013, « Recruitment and retention of general practitioners in rural canada and australia : a review of the literature », *Canadian Journal of Rural Medicine*, , n° 18, p. 13–23.
- Wilson, N. W., I. D. Couper, E. De Vries, S. Reid, T. Fish et B. J. Marais. 2009, « A critical review of interventions to redress the inequitable distribution of healthcare professionals to rural and remote areas », *Rural and Remote Health*, vol. 9, n° 2, p. 1–21.
- Wooldridge, J. M. 2010, *Econometric analysis of cross-section and panel data*, MIT Press, 2^e éd..
- Zhou, T. J. 2017, *The doctor is in/out : Determinants of physician labor supply dynamics*, rapport technique.