CIRANO

Allier savoir et décision

EFFET DES MESURES INCITATIVES ET COERCITIVES SUR LA RÉTENTION RÉGIONALE DES MÉDECINS DE FAMILLE



BERNARD FORTIN
JOSETTE ROSINE ANIWUVI GBETO

RP

2026RP-21
RAPPORT DE PROJET

CIRANO
Allier savoir et décision

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 intended 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	**Partenaires gouvernementaux - Governmental partners**	**Partenaires universitaires - University Partners**
Autorité des marchés financiers	Ministère des Finances du Québec	École de technologie supérieure
Banque de développement du Canada	Ministère de l'Économie, de l'Innovation et de l'Énergie	École nationale d'administration publique
Banque du Canada	Innovation, Sciences et Développement Économique Canada	HEC Montréal
Banque Nationale du Canada	Ville de Montréal	Institut national de la recherche scientifique
Bell Canada		Polytechnique Montréal
BMO Groupe financier		Université Concordia
La Caisse		Université de Montréal
Énergir		Université de Sherbrooke
Hydro-Québec		Université du Québec
Intact Corporation Financière		Université du Québec à Montréal
Mouvement Desjardins		Université Laval
Power Corporation du Canada		Université McGill
Pratt & Whitney Canada		
VIA Rail Canada		

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 centres and university research chairs; list available on its website.*

© Septembre 2026. Bernard Fortin, Josette Rosine Aniwuvi Gbeto. 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)

Effet des mesures incitatives et coercitives sur la rétention régionale des médecins de famille[*]

Bernard Fortin[†], *Josette Rosine Aniwuvi Gbeto*[‡]

Résumé

Ce rapport analyse l'effet des principales mesures incitatives et coercitives mises en œuvre par le gouvernement du Québec sur la rétention régionale et les relocalisations des médecins de famille entre 1975 et 2024. À partir de données longitudinales de l'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS), l'étude retrace les épisodes successifs de pratique des omnipraticiens dans trois super-régions du Québec : les régions universitaires ou périphériques, les régions intermédiaires et les régions éloignées ou isolées. L'analyse descriptive met surtout en évidence une rétention sensiblement plus faible dans les régions éloignées ou isolées que dans les autres régions. L'analyse économétrique permet d'estimer l'effet des principales mesures étudiées — la rémunération différente, les bourses d'études assorties d'une obligation de service et les plans régionaux d'effectifs médicaux (PREM) — sur les risques de relocalisation et sur la durée attendue des séjours des médecins. Les estimations suggèrent que la rémunération différente et les PREM ont un effet positif et significatif sur la rétention régionale des médecins, en particulier dans les régions éloignées ou isolées. En revanche, les résultats relatifs aux bourses du MSSS suggèrent que celles-ci n'ont pas pour conséquence de prolonger la durée de séjour des médecins boursiers dans ces régions, une fois leur obligation de service remplie. Dans l'ensemble, le rapport montre que l'évaluation des politiques de répartition géographique des médecins doit tenir compte non seulement de leurs effets sur l'attraction des médecins dans les différentes régions, mais également de leurs effets sur leur maintien à plus long terme dans ces régions.

---

[*] Nous remercions le Dr Bruno Piedboeuf, directeur des Affaires universitaires au ministère de la Santé et des Services sociaux (MSSS), pour ses conseils avisés lors de la rédaction de ce rapport. Les suggestions d'Aristide Houndetoungan nous ont permis d'améliorer l'approche statistique retenue. Les commentaires de l'évaluateur du comité scientifique du CIRANO et ceux de Carole Vincent ont aussi été fort utiles. Nous remercions Malek Arab, Dre Danielle Daoust, Michel Desrosiers et Justin Ndoutoumou pour leur aide précieuse dans la construction de la base de données. Nous exprimons enfin nos remerciements à l'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS), et en particulier à Ruolz Ariste ainsi qu'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 fort utile. 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.

[†] Professeur émérite, Département d'économique, Université Laval et Chercheur et Fellow CIRANO; bernard.fortin@ecn.ulaval.ca

[‡] Postdoctoral Associate, Western University ; josette-rosine-aniwuvi.gbeto.1@ulaval.ca

Abstract

This report analyzes the effects of the main incentive-based and coercive measures implemented by the Government of Quebec on the regional retention and relocation of family physicians between 1975 and 2024. Using longitudinal data from the Canadian Institute for Health Information (CIHI), the study traces successive periods of practice among family physicians across three super-regions of Quebec: university or peripheral regions, intermediate regions, and remote or isolated regions. The descriptive analysis primarily highlights substantially lower retention in remote or isolated regions than in other regions. The econometric analysis estimates the effects of the main measures examined—differential remuneration, scholarships tied to a return-of-service obligation, and regional medical staffing plans (PREM)—on the risk of relocation and on physicians' expected length of stay. The estimates suggest that differential remuneration and PREM have a positive and significant effect on the regional retention of physicians, particularly in remote or isolated regions. In contrast, the results regarding MSSS scholarships suggest that, once their service obligation has been fulfilled, these scholarships do not lead recipient physicians to remain longer in these regions. Overall, the report shows that the evaluation of policies aimed at improving the geographic distribution of physicians must take into account not only their effects on attracting physicians to different regions, but also their effects on retaining them in those regions over the longer term.

Mots-clés/Keywords : Médecins de famille, rétention régionale, PREM/ Family physicians, regional retention, PREM

Pour citer ce document / To quote this document
Fortin, B., & Gbeto, J. (2026). Effet des mesures incitatives et coercitives sur la rétention régionale des médecins de famille (2026RP-21, Rapports de projets, CIRANO.) https://doi.org/10.54932/LWQS2278

Table des matières

Faits saillants **3**

1 Introduction **5**

2 Effet des mesures incitatives et coercitives sur l'*attraction* des nouveaux médecins de famille : un rappel **7**

3 Mesures visant à favoriser la rétention en régions éloignées et isolées au Québec **9**

4 Population à l'étude et sources de données **12**

5 Statistiques descriptives **16**
5.1 Rétention 16
5.2 Relocalisations 21

6 Modèle de risque de transitions régionales (Cox) **24**
6.1 Variables empiriques 27

7 Résultats des estimations **30**
7.1 Résultats du modèle de risque de transitions régionales (Cox) 30
7.2 Effets des mesures sur la rétention des médecins dans les super-régions . . 37

8 Discussions et conclusion **40**

9 Bibliographie **45**

10 Annexes **51**
10.1 Durée moyenne de survie restreinte dans les cinq types de régions 51
10.2 Analyse de robustesse : le modèle de risque de transitions régionales (Weibull) 55
10.2.1 Rappel du modèle de risque de transitions régionales (Cox) 55
10.2.2 Modèle de risque de transitions régionales avec hétérogénéité (Weibull) 55
10.2.3 Modèle conjoint d'attraction et de risque de transitions régionales avec hétérogénéité (Weibull) 62
10.3 Vraisemblance simulée du modèle de risque de transitions régionales et du modèle conjoint d'attraction et de risque de transitions régionales (Weibull) 68
10.3.1 Extension avec attraction endogène 69

FAITS SAILLANTS

- Ce rapport analyse les effets des mesures incitatives et coercitives mises en œuvre par le gouvernement du Québec sur la rétention régionale des médecins de famille ainsi que leur mobilité interrégionale entre 1975 et 2024. Il prolonge un rapport antérieur du CIRANO (2025RP-02), rédigé en partie par les auteurs du présent rapport, qui portait sur le choix initial du lieu de pratique des nouveaux médecins de famille.

- Trois politiques sont examinées : la rémunération différente selon les régions, les bourses d'études assorties d'une obligation de service et les plans régionaux d'effectifs médicaux (PREM). L'analyse de l'effet de rétention de ces mesures est essentielle, car attirer un médecin dans une région ne garantit pas qu'il y demeure durablement. La disponibilité régionale des médecins dépend non seulement de leurs choix d'installation, mais aussi de la durée de leurs séjours dans les différentes régions.

- Les données longitudinales de l'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS) permettent de suivre les épisodes successifs associés à la région principale de pratique des médecins de famille entre 1975 et 2024. Le territoire est divisé en trois super-régions : les régions universitaires ou périphériques, les régions intermédiaires et les régions éloignées ou isolées. Cette classification permet d'étudier les six relocalisations interrégionales possibles à l'aide d'une approche de risque de transitions régionales tenant compte de la durée de séjour, des mesures, des caractéristiques observées des médecins, des attributs régionaux et de l'hétérogénéité non observée des médecins et des régions.

- Les statistiques descriptives mettent en évidence de fortes disparités de rétention selon le type de région. Les courbes de survie de Kaplan–Meier montrent que les médecins demeurent beaucoup moins longtemps dans les régions éloignées ou isolées que dans les autres régions. La durée médiane de séjour atteint environ 23 ans dans les régions universitaires ou périphériques, 16 ans dans les régions intermédiaires et seulement 6 ans dans les régions éloignées ou isolées.

- Les flux de mobilité apparaissent fortement asymétriques. Les départs des régions éloignées ou isolées vers les régions universitaires et périphériques représentent 45,51 % de l'ensemble des relocalisations observées. En comparaison, les relocalisations en sens inverse sont beaucoup plus rares : 3,89 % des déplacements s'effectuent des régions universitaires ou périphériques vers les régions éloignées ou isolées. Ces résultats suggèrent que les régions éloignées ou isolées constituent souvent des régions de début de carrière ou de passage, alors que les régions universitaires jouent davantage un rôle de pôles d'attraction à plus long terme.

- Le modèle économétrique repose sur une approche de risque de transitions régionales proportionnel. Il analyse le risque qu'un médecin quitte une région d'origine pour une région de destination, en tenant compte de la durée déjà passée dans la région,

des caractéristiques observées du médecin et des attributs régionaux.

- Les estimations suggèrent un effet positif et significatif de la rémunération différente sur la rétention régionale, en particulier dans les régions éloignées ou isolées. Pour les médecins qui exercent dans ces dernières régions, une augmentation d'un écart-type de la rémunération est associée à une diminution de 11,3 % du risque de départ vers les régions universitaires ou périphériques et de 35,8 % du risque de départ vers les régions intermédiaires. L'élasticité de la durée attendue de séjour par rapport à la rémunération différente est d'environ 0,31 dans les régions éloignées ou isolées, comparativement à 0,12 dans les régions universitaires ou périphériques.

- Les résultats relatifs aux bourses d'études avec obligation de service sont plus nuancés. Les estimations suggèrent que celles-ci n'ont pas d'effet sur la prolongation de séjour des médecins dans les régions éloignées ou isolées une fois leur obligation de service remplie. Cette interprétation doit demeurer prudente en raison d'une possible sélection des médecins participant au programme. Ainsi, certaines caractéristiques non observées de ces médecins peuvent influencer simultanément leur participation et leurs choix de localisation.

- Les PREM sont associés à une durée de séjour plus longue dans les régions éloignées ou isolées. Leur introduction en 2004 et leur resserrement en 2015 sont associés à des hausses estimées de la durée moyenne de séjour dans ces régions de 11,14 % et de 11,39 %, respectivement. Les estimations suggèrent également que les PREM sont associés à une moindre fréquence des déplacements en provenance des régions éloignées ou isolées vers les régions universitaires ou périphériques ainsi qu'à une légère augmentation estimée (1,98 %) de la durée de rétention dans les régions universitaires ou périphériques.

- Plusieurs caractéristiques individuelles sont également associées à la mobilité régionale. L'âge est associé à une probabilité plus faible de déplacement, ce qui suggère que les médecins plus expérimentés changent moins fréquemment de région. Les femmes apparaissent moins susceptibles de quitter des régions universitaires ou périphériques en faveur des régions éloignées ou isolées, tandis que les médecins francophones présentent une propension plus élevée à effectuer cette relocalisation. Les médecins diplômés des universités Laval et de Sherbrooke qui exercent dans les régions éloignées ou isolées semblent également moins susceptibles de se déplacer vers les régions universitaires ou périphériques que les diplômés hors Québec.

- Les résultats mettent en évidence les relations empiriques entre les mesures financières et réglementaires étudiées, et la rétention régionale des médecins de famille au Québec. La rémunération différente apparaît systématiquement associée à une durée de séjour plus longue dans les régions éloignées ou isolées, tandis que les PREM sont associés à une moindre fréquence de certains déplacements vers les régions les plus attractives. Le rapport souligne qu'une politique efficace de répartition régionale des médecins doit tenir compte à la fois des déterminants du choix initial du lieu de pratique et de ceux qui influencent leur rétention à plus long terme.

1 Introduction

En page A.4 de son plan budgétaire 2024-2025 portant sur les priorités en santé et éducation (Ministère des Finances, 2024), le gouvernement du Québec souligne qu'il se positionne comme un employeur de choix et favorise l'attraction et la rétention du personnel. Dans le secteur de la santé, l'attraction et la rétention des médecins de famille (ou omnipraticiens) en région constituent des éléments cruciaux pour l'équité et l'efficacité de la dispensation des soins à la population. À cet égard, le récent rapport CIRANO de Fortin et collab. (2025), rédigé entre autres par les co-auteurs du présent rapport, porte essentiellement sur l'incidence des mesures visant à attirer en région les nouveaux médecins de famille au Québec. Or, ce rapport n'aborde pas la question de la rétention et, plus généralement, celle des facteurs influençant la durée de séjour des médecins dans les différentes régions du Québec. Il s'avère donc limitatif à cet égard. En effet, du point de vue des politiques publiques, attirer un médecin dans une région n'est qu'une première étape. Une question primordiale consiste également à déterminer combien de temps ce médecin demeure dans cette région et, le cas échéant, vers quelle autre région de pratique il transite. Une mesure peut être efficace pour orienter le choix initial, sans pour autant garantir une présence durable.

L'étude de l'effet de ces mesures sur la rétention des médecins de famille, en particulier dans les régions éloignées et isolées, est importante pour plusieurs raisons :

— Améliorer l'accès aux soins de santé : une plus grande rétention régionale des médecins permet d'assurer une prise en charge continue des populations, améliorant ainsi les services médicaux.

— Améliorer la qualité des soins : un taux élevé de rotation des médecins peut perturber les soins aux patients, la continuité des traitements et la confiance dans le système de santé. La rétention permet le développement de relations durables entre le médecin et ses patients, ce qui est lié à de meilleurs diagnostics, traitements et soins préventifs. Il importe cependant de noter qu'il est possible qu'après un grand nombre d'années, l'absence de renouvellement nuise à l'évolution des pratiques. Ainsi, après une période prolongée de stabilité, notamment dans les petites équipes, l'absence de renouvellement peut même freiner l'évolution des pratiques professionnelles.

— Lutter contre les inégalités en matière de santé : les mesures de rétention contribuent à réduire les inégalités en matière de santé en garantissant que les populations vulnérables dans les régions éloignées et isolées reçoivent des soins réguliers.

— Avantages économiques : recruter et former de nouveaux médecins pour remplacer ceux qui partent est coûteux. La rétention permet de réduire ces dépenses et permet aux investissements locaux dans les infrastructures de santé d'être utilisés de manière plus efficace.

Le présent rapport propose donc une suite au rapport de Fortin et collab. (2025). Il a comme objectif général d'analyser quantitativement les effets des mesures mises en œuvre par le gouvernement du Québec pour améliorer la rétention régionale des médecins de famille. Dans la partie descriptive, nous présentons une analyse de l'évolution de la durée moyenne de séjour des médecins de famille selon la région ainsi que leur mobilité interrégionale. Ensuite, dans la partie économétrique, nous estimons la relation empirique entre chaque mesure à l'étude (c.-à-d. rémunération différente, bourses, PREM) et la durée moyenne de séjour du médecin dans chaque région ainsi que le risque qu'il change son lieu de pratique d'une région à l'autre.

Dans la partie économétrique de l'étude, nous estimons un modèle de risque (*hazard*) de transitions régionales à épisodes multiples fondé sur l'approche semi-paramétrique de Cox (1972). Le modèle tient également compte de l'hétérogénéité non observée propre aux médecins, laquelle est modélisée séparément pour chacune des transitions. Cette approche semi-paramétrique permet d'analyser l'effet des différentes mesures sur le risque de transition d'un médecin vers un autre type de région. Elle permet également d'évaluer la durée espérée de séjour d'un médecin dans une région donnée et de simuler l'effet des mesures étudiées sur la rétention régionale des médecins. À titre d'analyse de robustesse, nous présentons également, dans l'annexe 10.2, un modèle paramétrique de risque de transitions régionales qui, lui, tient compte des corrélations entre les termes d'hétérogénéité non observée associés aux différentes relocalisations (ou transitions régionales) d'un même médecin. Une telle approche (voir Bijwaard, 2014) a déjà été utilisée par les deux co-auteurs du présent rapport dans d'autres études (p. ex., Fortin et collab., 2019, 2025, Échevin et collab., 2025). Enfin, jusque-là, nous avons supposé que le premier lieu de pratique du nouveau médecin était donné (c.-à-d., exogène). Dans cette annexe, nous présentons aussi un modèle conjoint d'attraction et de risque de transitions régionales qui combine les décisions du médecin quant au choix de son premier lieu de pratique et à ses déplacements régionaux ultérieurs. Le lieu de pratique initial du médecin devient donc endogène.

Comme dans le rapport de Fortin et collab. (2025), les données-médecins utilisées dans cette étude proviennent de l'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS). Il importe par ailleurs de mentionner que ce projet constitue une extension majeure d'un essai de la thèse de doctorat en économie de Gbeto, co-autrice du présent rapport (voir Gbeto, 2025). Cet essai présente une analyse préliminaire de la rétention régionale des médecins de famille au Québec. La valeur ajoutée du présent document par rapport à l'essai de Gbeto (2025) comprend au moins six éléments : 1) il présente une analyse statistique détaillée de l'évolution de la rétention des médecins dans les régions retenues ainsi que leur mobilité interrégionale ; 2) il ne se limite pas à deux régions agrégées (éloignées ou isolées ; universitaires, périphériques ou intermédiaires) comme dans l'essai, mais tient plutôt compte de trois régions agrégées (éloignées ou isolées ; intermédiaires ; universitaires ou périphériques) ; 3) il évalue l'effet des mesures sur la durée espérée de séjour des médecins dans les différentes régions ; 4) la période d'observation est mise à jour dans le rapport (2024 plutôt que 2021 dans l'essai) ; 5) il présente une analyse de robustesse des résultats selon différentes hypothèses économétriques ; 6) il présente une bibliographie beaucoup plus exhaustive de la littérature sur le sujet.

2 Effet des mesures incitatives et coercitives sur l'*attraction* des nouveaux médecins de famille : un rappel

Le rapport précédent de Fortin et collab. (2025) analyse l'effet des politiques publiques québécoises visant à influencer le choix du lieu initial de pratique des nouveaux médecins de famille entre 1975 et 2021. Il s'intéresse principalement à trois mesures : les bourses d'études avec obligation de service en région, la rémunération différente selon les régions et les plans régionaux d'effectifs médicaux (PREM). Son objectif principal est d'évaluer si ces mesures ont contribué à attirer les médecins dans les régions éloignées ou isolées au Québec.

Le contexte de l'étude est marqué par d'importantes disparités territoriales dans l'accès aux médecins de famille. En 1975, les régions éloignées ou isolées comptaient 47 médecins de famille par 100 000 habitants, comparativement à 69 dans les régions universitaires. En 2021, cette situation s'était inversée : on dénombrait 191 médecins de famille par 100 000 habitants dans les régions éloignées ou isolées, contre 146 dans les régions universitaires. Cette évolution témoigne d'un important rattrapage de la densité médicale dans les régions éloignées ou isolées.

Il convient toutefois de ne pas interpréter ce résultat comme indiquant que l'accès aux services médicaux y est désormais supérieur ou que l'offre de soins y est excédentaire. Le nombre de médecins par habitant ne constitue qu'une mesure partielle de l'accessibilité aux soins. Les besoins de santé peuvent être plus importants dans ces régions, notamment en raison des caractéristiques démographiques et socioéconomiques de leur population, et plusieurs indicateurs de santé y demeurent moins favorables. Deux facteurs sont particulièrement susceptibles d'expliquer pourquoi une densité médicale relativement élevée ne se traduit pas nécessairement par une meilleure accessibilité aux soins. Premièrement, les distances à parcourir pour accéder aux services médicaux sont généralement plus importantes que dans les régions plus densément peuplées, notamment les régions universitaires. Deuxièmement, la disponibilité d'autres professionnels de la santé susceptibles de compléter ou de substituer certains services offerts par les médecins — notamment les infirmières, les infirmières praticiennes spécialisées, les pharmaciens, les physiothérapeutes, les ergothérapeutes, les psychologues et les travailleurs sociaux — est généralement plus faible par habitant dans les régions éloignées ou isolées. Ainsi, la densité de médecins de famille doit être interprétée conjointement avec les besoins de la population, l'accessibilité géographique et la disponibilité de l'ensemble des ressources professionnelles en santé.

Les auteurs utilisent des microdonnées provenant de l'ICIS, couvrant 18 290 nouveaux médecins de famille. Ils construisent également, avec l'aide du ministère de la Santé et des Services sociaux, une base de données historique sur les paramètres des politiques publiques étudiées. L'analyse porte sur le premier lieu de pratique des nouveaux médecins, classé selon les 18 régions sociosanitaires du Québec et selon 5 regroupements régionaux. Sur le plan méthodologique, le rapport estime d'abord un modèle de choix discret, selon lequel le médecin choisit la région qui maximise son bien-être, compte tenu des attributs des régions et de ses caractéristiques individuelles. Les attributs régionaux incluent notam-

ment les politiques publiques, le nombre de médecins par 100 000 habitants et certains effets fixes ou tendances régionales. Les caractéristiques individuelles comprennent la langue maternelle, le genre, l'âge, la formation au Québec (le cas échéant), et la distance entre la région et la faculté de formation. Un second modèle, le logit mixte, permet de tenir compte de l'hétérogénéité non observée dans les préférences des médecins.

Les résultats suggèrent que les mesures incitatives et coercitives ont globalement eu les effets recherchés. Les bourses augmentent la probabilité qu'un nouveau médecin s'installe dans les régions visées. Selon le modèle logit mixte, une hausse de 10 % des bourses pour les régions éloignées accroît d'environ 10,05 % la probabilité qu'un nouveau médecin y exerce. L'effet correspondant est de 3,58 % pour les régions isolées. La rémunération différente a également un effet positif : une hausse de 10 % du tarif marginal des actes médicaux dans les régions éloignées augmente la probabilité qu'un médecin choisisse d'y pratiquer de 3,93 %, et de 1,53 % dans les régions isolées. Les PREM semblent aussi avoir influencé la répartition géographique des nouveaux médecins de famille. Après leur introduction en 2004, ils auraient augmenté la probabilité qu'un nouveau médecin exerce dans les régions périphériques ou intermédiaires plutôt qu'à Montréal. Leur sévérité accrue après 2015 aurait renforcé l'attractivité relative des autres régions universitaires, périphériques et intermédiaires, bien que certains effets semblent moins favorables pour les régions éloignées ou isolées.

Le rapport met également en évidence plusieurs déterminants non directement liés aux politiques publiques. Plus une région est éloignée de la faculté où le médecin a été formé, moins il est probable qu'il s'y installe. Ce résultat suggère que les campus délocalisés peuvent jouer un rôle important dans l'attraction régionale. Les médecins formés hors Québec et les médecins non francophones ont davantage tendance à s'installer à Montréal. Les hommes et les jeunes médecins semblent relativement plus enclins à pratiquer hors Montréal, notamment dans les régions intermédiaires, éloignées ou isolées.

Les résultats relatifs aux bourses suggèrent que les incitations financières peuvent influencer le choix initial du lieu de pratique. Toutefois, l'effet plus faible observé pour les régions isolées indique qu'elles ne suffisent pas toujours à compenser les coûts non pécuniaires associés à l'isolement, comme l'éloignement familial, les possibilités d'emploi limitées du conjoint, l'accès réduit aux écoles, les conditions de travail difficiles ou l'isolement professionnel. Les effets de la rémunération différente sont positifs, mais plus modestes. Ce résultat est crédible : une majoration tarifaire peut influencer les décisions de localisation, mais elle ne compense pas nécessairement l'ensemble des désavantages associés à certaines régions. Les résultats sur les PREM doivent être interprétés avec prudence. Les PREM semblent avoir déplacé une partie des nouveaux médecins vers des régions autres que Montréal, notamment les régions périphériques et intermédiaires. Toutefois, ils ne semblent pas nécessairement résoudre le problème des régions les plus isolées. Une politique coercitive peut donc modifier la répartition globale sans nécessairement améliorer suffisamment l'attractivité des territoires les plus difficiles à desservir. La conclusion principale du rapport est que les politiques québécoises étudiées, soit les bourses, la rémunération différente et les PREM, semblent avoir contribué à modifier la répartition géographique des nouveaux médecins de famille. Le rapport souligne cependant une limite importante : il étudie le choix initial du lieu de pratique, mais non la rétention à

long terme ni la mobilité interrégionale ultérieure, auxquelles s'intéresse principalement le présent rapport.

On peut illustrer par une simple formule les objectifs complémentaires du rapport précédent sur l'attraction et du présent rapport sur la rétention. Mécaniquement, le nombre de médecins de famille dans une région éloignée est le résultat de deux forces à long terme : le nombre de nouveaux médecins attirés chaque année dans la région et leur durée moyenne de séjour dans la région. Plus précisément, si une région attire en moyenne A nouveaux médecins par année et que ceux-ci y restent en moyenne R années, le nombre moyen de médecins associés à ce flux est approximativement (Loi de Little)[1] :

$$N \simeq A \times R.$$

Par exemple, si une région attire 5 nouveaux médecins par année et que chacun y demeure en moyenne 3 ans, le stock de médecins associé à ce flux est d'environ 15 médecins à long terme. Si le recrutement augmente à 6 médecins par année, mais que la durée moyenne de séjour demeure de 3 ans, ce stock passe à 18 médecins. En revanche, si le recrutement reste à 5 médecins par année, mais que la durée moyenne de séjour augmente de 3 à 4 ans, le stock passe alors à 20 médecins.

Plus généralement, l'élasticité[2] du nombre de médecins dans une région par rapport à une mesure donnée est égale à la somme de l'élasticité du nombre de nouveaux médecins attirés dans cette région et de l'élasticité de leur durée moyenne de séjour par rapport à cette même mesure. Il en découle qu'il est essentiel d'analyser l'effet des politiques de santé sur l'attraction et sur la rétention des médecins en région afin d'obtenir une vision plus complète de leurs conséquences pour la répartition régionale des effectifs médicaux.

3 Mesures visant à favoriser la rétention en régions éloignées et isolées au Québec

Tel que mentionné dans la section précédente, depuis 1975, le gouvernement du Québec a mis en place un ensemble de mesures incitatives et coercitives afin d'influencer la répartition géographique des médecins. La province est divisée en 18 régions sociosanitaires, regroupées en 5 catégories, soit les régions universitaires, les régions en périphérie des régions universitaires, les régions intermédiaires, les régions éloignées et les régions isolées[3].

1. On suppose pour simplifier que tous les médecins sont semblables (homogénéité) et on ignore les effets de retour des médecins après leur départ de la région. Notre partie empirique tient compte de ces effets.

2. L'élasticité mesure la variation en pourcentage d'une variable d'intérêt associée à une variation de 1 % d'une variable explicative ou d'une mesure donnée. Ainsi, une élasticité égale à 1 signifie qu'une augmentation de 1 % de la mesure est associée à une augmentation de 1 % de la variable d'intérêt. L'un des principaux avantages de l'élasticité est qu'elle est indépendante des unités de mesure utilisées, ce qui facilite la comparaison des effets entre différentes variables.

3. **Régions universitaires :** Capitale-Nationale, Estrie et Montréal. **Périphéries des régions universitaires :** Chaudière-Appalaches, Laval, Lanaudière, Laurentides et Montérégie. **Régions intermédiaires :** Saguenay–Lac-Saint-Jean, Mauricie et Centre-du-Québec, et Outaouais. **Régions éloignées :** Bas-Saint-

La mesure incitative la plus importante est le programme de rémunération différente, introduit en 1982. Dans le cadre de ce programme, un médecin de famille en début de pratique recevait plus de $120\ \%$ des tarifs médicaux de base (soit une prime de $20\ \%$) dans les régions éloignées ou isolées, $100\ \%$ dans les régions intermédiaires, et $70\ \%$ (donc une mesure désincitative) dans les régions universitaires ou leurs périphéries durant ses trois premières années de pratique. De la quatrième à la vingtième année, les médecins de famille pouvaient recevoir une prime pouvant atteindre $30\ \%$, puis une prime de $35\ \%$ au-delà de 20 années de service dans les régions éloignées et isolées. Certaines exceptions s'appliquaient toutefois : la pénalité n'était pas imposée aux médecins de famille exerçant dans des établissements situés en périphérie des régions universitaires, et plusieurs exemptions étaient prévues, notamment pour les professeurs universitaires. À compter de 2003, les mesures désincitatives (c.-à-d. les réductions tarifaires de $30\ \%$) applicables aux omnipraticiens choisissant de commencer leur pratique dans les régions universitaires ou leurs périphéries ont été abolies.

Parmi les autres mesures incitatives figure le programme de bourses, offert depuis 1975, qui procure un soutien financier aux étudiants en médecine s'engageant à exercer dans les régions éloignées ou isolées (Bolduc et collab., 1996). Depuis 1986, des programmes de subventions contractuelles (incitatives) sont également offerts aux candidats intéressés par des postes de résidence contractuels. Ces subventions obligent les bénéficiaires à exercer dans une région désignée pendant une durée déterminée, faute de quoi ils s'exposent à des pénalités (Touati et Turgeon, 2013).

En 2004, le ministère de la Santé et des Services sociaux et la Fédération des médecins omnipraticiens du Québec (FMOQ) ont mis en œuvre une politique obligeant tous les nouveaux médecins ou nouveaux facturants à obtenir un avis de conformité du département régional de médecine générale (DRMG) de la région où ils entendent s'établir. Cet avis n'est accordé que si le plan régional des effectifs médicaux — appelé Plan régional d'effectifs médicaux (PREM) — n'a pas encore atteint sa cible. Bien que certaines exceptions soient permises dans le cadre de l'entente, elles doivent être signalées et justifiées par le Comité de gestion des effectifs médicaux en omnipratique (COGEMO) lors de ses rencontres avec l'ensemble des DRMG. Si un médecin n'obtient pas l'avis de conformité, une réduction de $30\ \%$ est appliquée à la rémunération versée pour les services rendus en cabinet ou au domicile du patient, ce qui constitue une incitation négative. On doit noter que le médecin de famille qui a pratiqué en région éloignée ou isolée pendant au moins trois ans enncontinu peut pratiquer ailleurs au Québec sans devoir se procurer un avis de conformité.

De plus, l'entente abolit les décrets antérieurs liés à cette mesure désincitative, notamment ceux concernant la réduction de la rémunération dans certaines régions. Les omnipraticiens exerçant dans les régions éloignées ou isolées sont admissibles, après chaque période de 12 mois de service, à un maximum de 20 jours par année (avec une limite cumulative de 80 jours) de soutien à la formation en milieu universitaire. Ce soutien comprend le remboursement des frais de déplacement, une allocation compensatoire et la prise en charge des frais de séjour pendant ces périodes, dans la limite de quatre séjours

Laurent, Abitibi-Témiscamingue, Côte-Nord et Gaspésie–Îles-de-la-Madeleine. **Régions isolées :** Nord-du-Québec, Nunavik et Terres-Cries-de-la-Baie-James.

par année. En outre, les omnipraticiens exerçant dans les territoires isolés exclusivement reçoivent une prime d'éloignement annuelle variable. Enfin, les agences régionales de santé peuvent offrir des primes d'installation ou de maintien en poste variant de $15\ 000\ \$$ à $30\ 000\ \$$, selon le degré d'isolement, afin d'encourager les omnipraticiens à s'établir ou à demeurer dans ces régions.

Depuis le 21 décembre 2015, conformément aux clauses 3.05 et 8.02 de l'EP-PREM (nº 53), les omnipraticiens doivent s'engager à effectuer au moins $55\ \%$ de leur facturation au régime d'assurance maladie dans un réseau local de services (RLS) donné afin d'obtenir un avis de conformité d'un DRMG. L'évaluation de la répartition de la pratique d'un médecin repose désormais sur la facturation totale à l'intérieur du RLS où le médecin détient son avis de conformité, plutôt que sur le nombre de jours de facturation dans l'ensemble plus vaste de la région relevant du DRMG.

Les pénalités en cas de non-respect des exigences du PREM ou d'exercice sans avis de conformité ont également été révisées. Une réduction de $30\ \%$ de la rémunération s'applique désormais à l'ensemble des revenus provenant des services facturés au régime d'assurance maladie du Québec, et non plus seulement aux paiements pour les services rendus en cabinet ou à domicile. En plus des règles introduites dans le cadre de la réforme du PREM de 2015, un médecin ayant exercé de façon continue pendant au moins trois ans dans un territoire où l'effectif de professionnels de la santé est insuffisant peut obtenir un avis de conformité du DRMG de la région où il souhaite se relocaliser, même si le quota PREM de cette région est déjà atteint[4]. Par ailleurs, depuis 2025, les PREM ont été remplacés par les plans territoriaux des effectifs médicaux (PTEM). Ceux-ci servent à encadrer la répartition des médecins de famille entre les régions afin de mieux équilibrer l'accès aux services médicaux. Les PTEM sont révisés chaque année selon les besoins régionaux, les effectifs déjà en place, la mobilité des médecins et le nombre attendu de nouveaux médecins. Comme notre période d'observation se termine en 2024, nous ne tenons pas compte des PTEM dans le présent rapport.

La figure 1 illustre l'évolution, entre 1975 et 2024, du ratio d'omnipraticiens par 100 000 habitants, calculé pour les 18 régions sociosanitaires du Québec et présenté selon les 5 catégories régionales. On observe une hausse remarquable du nombre de médecins de famille par 100 000 habitants dans les régions isolées, ainsi qu'une progression légèrement moins marquée dans les régions éloignées, en particulier à partir de 2005. Cette croissance apparaît beaucoup plus limitée dans les régions intermédiaires, universitaires et périphériques. Le rapport de Fortin et collab. (2025) suggère que les mesures introduites par le gouvernement depuis 1975 ont eu un effet significatif sur l'attraction des nouveaux médecins de famille. Les résultats présentés dans la figure 1 soulèvent donc la question de savoir si ces mesures ont également contribué à améliorer la rétention des médecins, notamment dans les régions éloignées et isolées. La figure 2 permet d'examiner la même question lorsque les régions sont regroupées en trois super-régions. Dans l'ensemble, il

4. Même si l'objectif du PREM de la région où le médecin souhaite s'établir a été atteint, celui-ci peut obtenir un avis de conformité du DRMG de cette région, conformément au paragraphe 3.01, s'il provient d'un territoire désigné comme ayant un nombre insuffisant de professionnels de la santé (au sens de l'annexe XII de l'Entente générale). Il doit avoir exercé dans un ou plusieurs de ces territoires pendant une période continue d'au moins trois ans et s'engager à respecter les conditions prévues au paragraphe 3.03.

apparaît clairement que le ratio de médecins de famille par 100 000 habitants a fortement augmenté entre 1975 et 2024 dans les régions éloignées et isolées. Notons toutefois que, comme nous l'avons souligné en début de la section 2, ces résultats ne permettent pas de conclure que l'offre de soins répond désormais adéquatement aux besoins de la population dans ces régions.

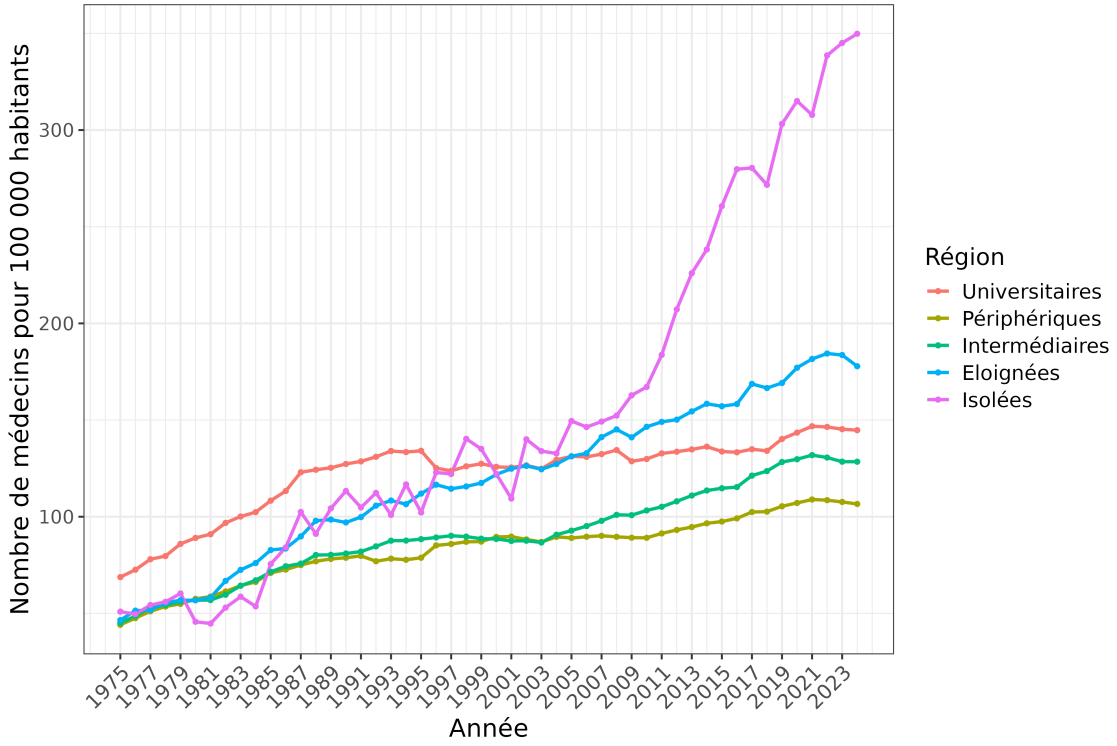


FIGURE 1 – Évolution du nombre de médecins pour 100 000 habitants dans les 5 régions

4 Population à l'étude et sources de données

La population à l'étude dans ce rapport est constituée des médecins de famille ayant commencé à exercer au Québec entre 1975 et 2024. Ceux-ci englobent les omnipraticiens qui sont agréés par le Collège des médecins de famille du Canada (CMFC). 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 de famille faisant partie de notre étude proviennent de la *Scott's Medical Database* de l'ICIS. Comme cette base indique, pour chaque médecin, son principal lieu de pratique (approximé par le code postal de l'adresse de facturation fournie à la RAMQ), elle constitue une source particulièrement bien adaptée à l'étude de la répartition géographique, des relocalisations et de la rétention régionale. En revanche, elle ne permet pas de mesurer directement l'activité clinique des médecins en équivalents temps plein (ETP) ni le volume des services effectivement fournis. Les épisodes observés dans cette étude doivent donc être interprétés comme des périodes d'affiliation au principal lieu de pratique plutôt que comme des

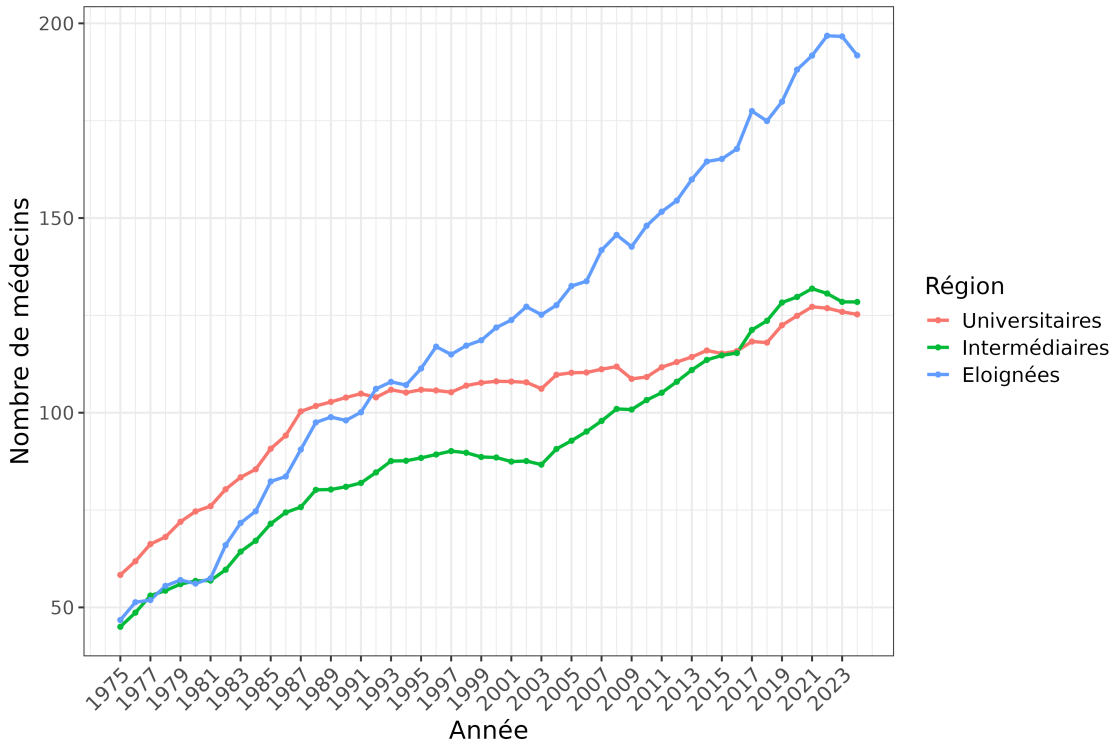


FIGURE 2 – Évolution du nombre de médecins pour 100 000 habitants selon les 3 super-régions. (Ici, les régions universitaires incluent celles qui sont en périphérie, et les régions éloignées incluent celles qui sont isolées).

années de prestation de services médicaux dans une seule région.

Cette distinction est particulièrement pertinente dans le cas des médecins exerçant à temps partiel, des médecins remplaçants (*locums*) ou de ceux partageant leur pratique entre plusieurs régions. Dans ces situations, la base Scott rattache généralement le médecin à une seule adresse, ce qui peut entraîner une certaine erreur de classification quant au lieu réel d'exercice de l'ensemble de son activité clinique. Cette limite est inhérente à la nature des données administratives et concerne l'ensemble des études reposant sur cette base de données.[5]

Toutefois, cette limitation ne remet pas en cause l'objectif poursuivi dans ce rapport. Les politiques étudiées — notamment la rémunération différente, les bourses avec obligation de service et les PREM — visent principalement à influencer le choix du principal lieu de pratique des médecins ainsi que leur maintien dans une région donnée. L'objet de notre analyse concerne la rétention géographique des médecins plutôt que la mesure de l'offre clinique en ETP. Les résultats doivent donc être interprétés comme portant sur la stabilité du lieu principal de pratique, et non sur l'intensité des services médicaux effectivement dispensés. Si la fréquence du travail à temps partiel ou de la pratique itinérante diffère systématiquement entre les régions, nos résultats pourraient ne pas refléter parfaitement les différences régionales d'offre clinique. Cette distinction paraît particulièrement importante dans le contexte des régions éloignées ou isolées, où la pratique à temps partiel, les remplacements et les modalités itinérantes peuvent être relativement fréquents. Cette limite est aussi potentiellement importante pour l'interprétation des figures 1 et 2 dont le résultat pourrait être surinterprété en termes d'activités cliniques dans ces régions. Les résultats de notre étude demeurent néanmoins pertinents pour analyser les déterminants des relocalisations interrégionales et l'effet des politiques publiques sur la mobilité géographique des médecins.

Par ailleurs, les données sur les médecins sont longitudinales, ce qui permet de fournir l'information sur leur relocalisation d'une année à l'autre et ainsi d'analyser la durée de séjour dans chaque région retenue. Nous avons divisé la carte géographique du Québec en trois super-régions à partir des 18 régions sociosanitaires : les régions universitaires ou en périphérie des régions universitaires, les régions intermédiaires et les régions éloignées ou isolées (voir note 3 de bas de page). Une subdivision plus fine du territoire aurait conduit à des modèles surparamétrés, donc impossibles à estimer[6]. Cette structure permet de construire des « séjours continus »du médecin — c'est-à-dire des périodes annuelles distinctes de pratique dans chacune des 3 super-régions données — donnant lieu à 28 442 épisodes originaux[7]. Certains médecins se sont relocalisés neuf fois au cours de la période d'observation.

5. Comme ces données se limitent au lieu principal de pratique des médecins, une autre limite de celles-ci tient au fait qu'elles ne permettent pas de prendre pleinement en compte la pratique temporaire de type *fly-in/fly-out*, notamment celle effectuée dans le cadre du mécanisme québécois de dépannage. Des médecins de famille dont le lieu principal de pratique se situe dans une région peuvent en effet se rendre temporairement dans une autre région afin d'y dispenser des services médicaux.

6. Ainsi, si l'on divise le territoire en 5 régions, on obtient 20 ($= 5 \times 4$) relocalisations à estimer. Il n'y a malheureusement pas assez d'observations par relocalisation pour estimer un tel modèle.

7. Pour l'analyse économétrique, certains séjours ont été dupliqués afin de tenir compte des changements dans les régimes de rémunération selon les intervalles de temps, ce qui donne lieu à 36 032 observations.

La base de données comprend également des caractéristiques démographiques et professionnelles détaillées des omnipraticiens, soit le genre, la langue maternelle (déduite de la langue de facturation), le groupe d'âge (parmi cinq catégories) et l'université de diplomation (si elle est située au Québec). Cette richesse d'information permet une analyse approfondie de la dynamique de l'offre de soins et de la mobilité des médecins entre les régions. La base de données a également été enrichie par l'ajout de caractéristiques régionales, notamment le revenu médian et le nombre total de médecins pour 100 000 habitants.

Les variables de l'ICIS sont listées dans le tableau suivant :

TABLEAU 1 – 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 : ICIS.

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, qui est l'ordre professionnel des médecins du Québec. Elle fournit, pour chaque année et chaque région, les paramètres principaux de chaque mesure retenue.

La liste des mesures comprend les bourses d'études en médecine familiale, les rémunérations différentes (loi 27), les PREM et les primes d'installation. À ces différentes variables, nous ajoutons des variables de contrôle sur des données socioéconomiques des régions (population de la région, niveau de revenu médian en termes réels)[8], qui proviennent de la base régionale Atlas. Ces variables permettent de tenir compte de l'influence des caractéristiques socioéconomiques des régions sur les relocalisations des médecins entre les trois catégories de régions.

8. Nous utilisons l'indice annuel des prix à la consommation du Québec comme déflateur pour toutes les variables monétaires. Nous supposons également que les bourses ne sont pas imposables.

5 Statistiques descriptives

5.1 Rétention

L'analyse descriptive porte d'abord sur la durée de séjour des médecins de famille dans les différentes régions de pratique et sur son évolution au cours de la période d'observation. Elle met notamment en évidence des écarts importants de rétention entre les régions, ainsi que des changements significatifs au fil du temps. Toutefois, avant d'approfondir l'analyse, il convient de souligner que la rétention régionale d'un médecin est une notion délicate à mesurer, susceptible d'entraîner des biais substantiels de sous-estimation. Cette difficulté tient en particulier au fait que la période d'observation est censurée à droite, les données se terminant en 2024. Ainsi, pour les médecins qui exercent encore dans la même région à cette date, la durée complète de leur séjour dans cette région n'est pas observée. On sait seulement qu'ils y sont demeurés jusqu'à la fin de la période d'observation. Autrement dit, ces médecins ont « survécu » dans cette région jusqu'en 2024, sans que l'on observe la date éventuelle de leur départ.

Par conséquent, utiliser simplement la durée écoulée entre le début du séjour dans la région et l'année 2024 comme mesure de rétention conduit généralement à sous-estimer la durée réelle de séjour. Pour les épisodes encore en cours à la fin de l'échantillon, la durée observée ne constitue en effet qu'une borne inférieure de la durée complète. Il est donc nécessaire de recourir à des méthodes d'analyse de survie, telles que l'estimateur de Kaplan-Meier (p. ex., Klein et Moeschberger, 2003, Cameron et Trivedi, 2005) ou la moyenne de survie restreinte, afin de tenir compte adéquatement de la censure à droite.

Dans le cas de l'estimateur de Kaplan-Meier (KM), le concept central est celui de la fonction de survie, que l'on peut interpréter ici comme une fonction de rétention régionale. Pour une région r, la survie correspond à la probabilité ($Prob$) qu'un médecin demeure continûment dans cette région au-delà d'une durée donnée t, conditionnellement au fait qu'il y soit entré au début de l'épisode. Soit T_r la durée continue de pratique dans la région r. La fonction de survie associée à cette région est définie par

$$S_r(t) = Prob(T_r > t). \tag{1}$$

Cette fonction de survie dépend de l'ensemble des risques de sortie de la région r vers les autres régions. Ainsi, la survie dans la région r mesure la probabilité de ne pas quitter cette région, quelle que soit la région de destination éventuelle.

La figure 3 présente les courbes de survie de KM estimées pour les épisodes de pratique des omnipraticiens dans trois grands regroupements régionaux : les régions universitaires ou périphériques, les régions intermédiaires ainsi que les régions éloignées ou isolées. L'estimation porte sur l'ensemble de la période d'échantillonnage, soit de 1975 à 2024. Plusieurs constats se dégagent de cette figure. Premièrement, les trois courbes commencent à 1, puisque l'analyse porte uniquement sur des épisodes dont le début correspond à une entrée dans l'un des trois regroupements régionaux considérés. Deuxièmement, les courbes de survie diminuent en escalier avec la durée de l'épisode. Cette forme traduit l'accumulation progressive du risque de quitter la région de pratique au fil du temps. À long terme, la probabilité de survie tend vers zéro lorsque les épisodes finissent par se

terminer. Troisièmement, pour une durée donnée de l'épisode, la probabilité de survie est la plus élevée dans les régions universitaires ou périphériques. La médiane de survie y est estimée à 23 ans, ce qui correspond au point où la courbe de survie atteint le seuil de 0,50[9]. Les régions intermédiaires occupent une position intermédiaire, avec une médiane de survie de 16 ans. Enfin, les régions éloignées ou isolées présentent la survie la plus faible, avec une médiane de survie de 6 ans. Ces résultats suggèrent que la rétention des omnipraticiens est nettement plus élevée dans les régions universitaires ou périphériques que dans les régions éloignées ou isolées. Enfin, les tests du log-rang effectués par paires rejettent tous l'hypothèse nulle d'égalité des courbes de survie. Les différences observées entre les profils régionaux de survie sont donc statistiquement significatives.

Dans le cadre de notre analyse, nous retenons la moyenne de survie restreinte (MSR) comme indicateur principal de la rétention régionale des médecins. La médiane de survie demeure une mesure descriptive utile, mais elle présente certaines limites lorsque les données sont censurées à droite ou lorsque la fonction de survie estimée ne franchit pas le seuil de 0,5. En effet, la médiane dépend du point précis où la courbe de survie atteint ce seuil. Lorsque la courbe de survie ne descend pas sous 0,5, la médiane n'est pas définie. Cette situation peut notamment survenir lorsque la rétention est élevée ou lorsque la censure à droite est importante, en particulier pour les cohortes de médecins récemment entrés dans une région.

Pour cette raison, nous utilisons également la MSR, définie pour un horizon donné τ. Cette mesure correspond au nombre moyen d'années passées dans la région au cours des τ premières années suivant l'entrée dans cette région. Elle permet ainsi de répondre à la question suivante : combien d'années, en moyenne, un médecin demeure-t-il dans une région au cours des τ premières années suivant son entrée ? Par exemple, une valeur de $\mu(10) = 7,2$ signifie qu'un médecin demeure en moyenne environ 7,2 années dans la région au cours des 10 premières années suivant son entrée. Contrairement à la médiane, la MSR exploite l'ensemble de l'information contenue dans la courbe de survie jusqu'à l'horizon τ et demeure définie pour tout horizon sur lequel la courbe de KM peut être estimée.

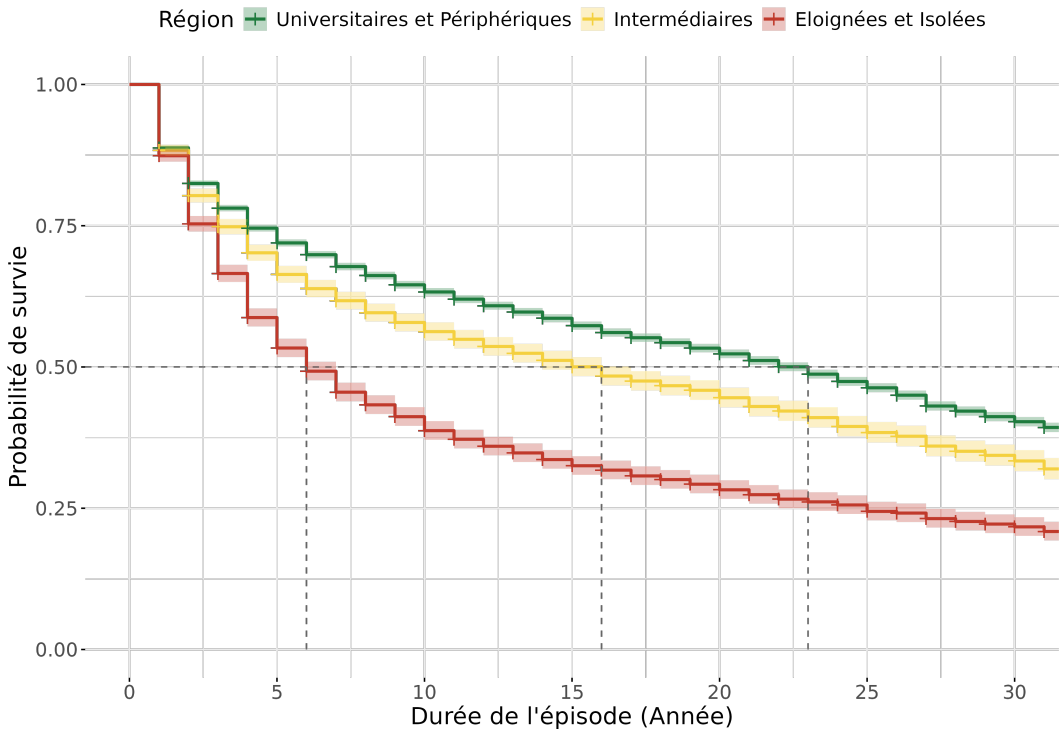
Dans notre application, la MSR permet donc de comparer les régions sur des horizons communs, par exemple 5, 10 et 15 ans. Ces horizons sont particulièrement utiles lorsque les cohortes de médecins diffèrent quant à la durée maximale d'observation disponible, en raison de la censure à droite. La médiane de survie est ainsi présentée comme indicateur complémentaire, tandis que les MSR calculées à différents horizons constituent les indicateurs principaux de la rétention régionale.

Le tableau 2 montre que, pour l'ensemble des horizons considérés, les médecins demeurent en moyenne plus longtemps dans les régions universitaires ou périphériques que dans les régions intermédiaires ainsi que dans les régions éloignées ou isolées[10]. Par exemple, sur un horizon de 5 ans, les médecins restent en moyenne 4,24 années dans les

9. La médiane de survie correspond à la durée t telle que $S_r(t) = 0,5$.

10. Afin d'assurer la cohérence avec l'analyse économétrique, qui repose sur un découpage du Québec en trois super-régions, et pour ne pas alourdir le texte, l'analyse descriptive est elle aussi limitée à ce niveau d'agrégation. Les résultats obtenus à partir d'un découpage plus fin du territoire en cinq régions sont présentés à l'annexe 10.1.

régions universitaires ou périphériques, contre 4,14 années dans les régions intermédiaires et seulement 3,88 années dans les régions éloignées ou isolées. Les écarts s'accroissent progressivement avec l'horizon retenu. À l'horizon de 25 ans, la durée moyenne atteint près de 16 ans dans les régions universitaires ou périphériques, contre environ 14,4 ans dans les régions intermédiaires et seulement 10,9 dans dans les régions éloignées ou isolées. Ces résultats suggèrent que les régions éloignées et isolées se caractérisent par une mobilité plus élevée et par des durées de pratique plus courtes, tandis que les régions universitaires ou périphériques présentent une capacité de rétention plus forte.



Médiane de survie (années)

Universitaires et périphériques 23 Intermédiaires 16 Éloignées et isolées 6

Sujets à risque

Région	0	5	10	15	20	25	30
Universitaires et périphériques	20 621	13 782	10 158	7 940	6 485	5 137	3 834
Intermédiaires	4 055	2 547	1 754	1 300	975	735	554
Éloignées et isolées	3 766	1 994	1 183	800	590	449	315

Durée de l'épisode (année)

FIGURE 3 – Courbes de survie de KM selon la super-région, 1975–2024 (log-rang par paire $p < 0{,}001$).

TABLEAU 2 – Durée moyenne de survie restreinte (MSR) selon la super-région

Horizon (τ)	Univ. ou périph.	Intermédiaires	Éloignées ou isolées
5	4,240 (0,010)	4,137 (0,023)	3,880 (0,025)
10	7,643 (0,025)	7,232 (0,058)	6,207 (0,060)
15	10,687 (0,041)	9,915 (0,094)	8,010 (0,096)
20	13,450 (0,057)	12,300 (0,131)	9,553 (0,131)
25	15,946 (0,074)	14,403 (0,168)	10,893 (0,166)

Note : Les valeurs rapportées (en années) correspondent à la durée MSR jusqu'à l'horizon τ. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses.

Le tableau 3 confirme les résultats du tableau précédent pour le même horizon de cinq ans, selon des cohortes d'entrée quinquennales, entre le début et la fin de la période d'observation. On remarque que la hausse temporelle de la MSR est moins marquée dans les régions universitaires ou périphériques (0,20) que dans les régions éloignées ou isolées (0,54).

TABLEAU 3 – Moyenne restreinte de survie par cohorte d'entrée et par super-région, horizon de 5 ans

Cohorte d'entrée	Universitaires ou périphériques	Intermédiaires	Éloignées ou isolées
1975–79	4,376	4,340	3,743
1980–84	4,123	3,744	3,610
1985–89	3,798	3,725	3,388
1990–94	3,802	3,953	3,906
1995–99	4,049	3,888	4,025
2000–04	4,229	4,007	4,103
2005–09	4,115	4,233	3,830
2010–14	4,373	4,245	3,839
2015–19	4,582	4,332	4,275

Note : Les valeurs correspondent à la moyenne restreinte de survie sur 5 ans. Les cohortes sont définies selon l'année d'entrée dans un épisode continu de pratique régionale. Trois catégories de régions sont considérées : les régions universitaires ou périphériques ; les régions intermédiaires ; et les régions éloignées ou isolées.

Les résultats du tableau 4 portent sur l'horizon de 10 ans. Ici, on remarque que la MSR passe de 7,88 à 7,99 ans, soit une hausse de 0,11 année dans les régions universitaires ou périphériques alors que, dans les régions éloignées ou isolées, elle passe de 6,02 à 6,28 années, soit une hausse de 0,26 année. À l'inverse, dans les régions intermédiaires, la MSR diminue légèrement, passant de 7,74 à 7,62 ans, soit une baisse de 0,12 année.

Le tableau 5 présente les résultats obtenus pour un horizon de 15 ans. Comme dans les analyses précédentes, les différences d'évolution de la MSR entre les super-régions demeurent relativement modestes. Dans les régions universitaires ou périphériques, la MSR recule légèrement, passant de 10,90 à 10,27 ans, ce qui correspond à une diminution de 0,63 année. Dans les régions éloignées ou isolées, elle passe de 7,76 à 7,81 ans, soit une hausse de 0,05 année. À l'inverse, dans les régions intermédiaires, la MSR diminue également de façon limitée, passant de 10,59 à 10,31 années, soit une baisse de 0,28 année.

TABLEAU 4 – Moyenne restreinte de survie par cohorte d'entrée et par super-région, horizon de 10 ans

Cohorte d'entrée	Universitaires ou périphériques	Intermédiaires	Éloignées ou isolées
1975–79	7,879	7,736	6,017
1980–84	7,372	6,344	5,529
1985–89	6,639	6,236	4,989
1990–94	6,636	6,663	6,083
1995–99	7,187	6,468	6,474
2000–04	7,491	6,832	6,646
2005–09	7,337	7,432	6,046
2010–14	7,996	7,625	6,281

Note : Les valeurs correspondent à la moyenne restreinte de survie sur 10 ans. Les cohortes sont définies selon l'année d'entrée dans un épisode continu de pratique régionale. Trois catégories de régions sont considérées : les régions universitaires ou périphériques ; les régions intermédiaires ; et les régions éloignées ou isolées.

TABLEAU 5 – Moyenne restreinte de survie par cohorte d'entrée et par super-région, horizon de 15 ans

Cohorte d'entrée	Universitaires ou périphériques	Intermédiaires	Éloignées ou isolées
1975–79	10,903	10,588	7,756
1980–84	10,333	8,647	7,042
1985–89	9,186	8,373	6,040
1990–94	9,191	8,896	7,721
1995–99	10,058	8,788	8,394
2000–04	10,325	9,197	8,635
2005–09	10,272	10,311	7,814

Note : Les valeurs correspondent à la moyenne restreinte de survie sur 15 ans. Les cohortes sont définies selon l'année d'entrée dans un épisode continu de pratique régionale. Trois catégories de régions sont considérées : les régions universitaires ou périphériques ; les régions intermédiaires ; et les régions éloignées ou isolées.

Dans l'ensemble, cette analyse descriptive met en évidence la présence d'hétérogénéité territoriale significative des trajectoires de pratique des médecins. Les écarts de rétention entre régions tendent à s'accentuer avec l'horizon retenu et apparaissent particulièrement marqués entre les régions isolées ou éloignées et les deux autres super-régions. Par ailleurs, lorsque l'horizon est fixé à 15 ans, la MSR présente une légère tendance à la baisse au fil du temps dans les régions universitaires ou périphériques, tandis qu'elle affiche une légère tendance à la hausse dans les régions éloignées ou isolées.

5.2 Relocalisations

Dans notre analyse statistique, il importe également d'examiner les relocalisations des médecins de leur région de pratique d'origine à leur région de destination. Une telle analyse permet de faire ressortir les flux de mobilité régionale et d'identifier les régions qui exercent le pouvoir d'attraction le plus fort auprès des médecins.

Les résultats présentés au tableau 6 mettent en évidence une forte asymétrie des mouvements de médecins entre les régions. Dans l'ensemble de l'échantillon (panel A), les relocalisations en provenance des régions éloignées ou isolées vers les régions universitaires ou périphériques représentent la fréquence la plus élevée (45,51 %), ce qui suggère une forte attraction des grands centres urbains. À l'inverse, les relocalisations en provenance des régions universitaires ou périphériques vers les régions éloignées ou isolées demeurent relativement rares (3,89 %), ce qui indique une faible mobilité durable vers ces régions.

Les régions intermédiaires se situent entre ces deux pôles. Les médecins qui quittent ces régions se dirigent principalement vers les régions universitaires ou périphériques (24,44 %), alors que les mouvements vers les régions isolées ou éloignées restent beaucoup plus limités (3,28 %).

Le panel B, portant sur les médecins ayant commencé leur pratique dans les régions éloignées ou isolées, révèle une dynamique similaire. Une proportion importante de ces médecins se relocalise tôt ou tard dans les régions universitaires ou périphériques (48,83 %), tandis que les mouvements vers les régions intermédiaires demeurent beaucoup plus faibles (7,40 %). Par ailleurs, les déplacements ultérieurs des régions universitaires ou périphériques vers les régions intermédiaires, éloignées ou isolées existent (7,43 %), mais leur fréquence demeure relativement modeste. Ce résultat suggère que, lorsqu'une première relocalisation vers les grands centres a eu lieu, les trajectoires professionnelles tendent ensuite à rester fortement orientées vers ces régions.

Dans l'ensemble, ces résultats suggèrent que les régions éloignées ou isolées jouent davantage un rôle de régions de passage ou de début de carrière, alors que les régions universitaires ou périphériques constituent le principal pôle d'attraction à long terme des médecins.

TABLEAU 6 – Fréquence des relocalisations entre les trois super-régions

Panel A : ensemble de l'échantillon			
	Destination		
Origine	Univ. ou périph.	Intermédiaires	Éloign. ou iso.
Univ. ou périph.	–	3,07	3,89
Intermédiaires	24,44	–	3,28
Éloign. ou iso.	45,51	6,74	–
Panel B : médecins ayant commencé en régions éloign. ou iso.			
	Destination		
Origine	Univ. ou périph.	Intermédiaires	Éloign. ou iso.
Univ. ou périph.	–	2,12	5,31
Intermédiaires	2,71	–	1,10
Éloign. ou iso.	48,83	7,40	–

Note : Les valeurs rapportées correspondent aux fréquences de relocalisation, en pourcentage. Le panel A présente les déplacements observés dans l'ensemble de l'échantillon. Le panel B se limite aux médecins ayant commencé leur pratique en région éloignée, tout en conservant l'ensemble de leurs déplacements ultérieurs. Les éléments diagonaux sont omis, car ils ne correspondent pas à des relocalisations entre régions distinctes.

TABLEAU 7 – Statistiques descriptives selon les relocalisations

Variable	Stat	U→I	U→E	I→U	I→E	E→U	E→I
Taux de rémunération différente	moyenne	87,84	87,88	100,00	100,00	112,58	110,83
en % (région d'origine)	E-T	14,74	14,73	0,00	0,00	10,44	10,83
	Min	70,00	70,00	100,00	100,00	100,00	100,00
	Max	100,00	100,00	100,00	100,00	130,00	130,00
Bourses+prime d'installation+	moyenne	11267,37	18378,39	10952,93	19977,70	56839,20	55703,02
correction pour progress. de l'impôt	E-T	24771,16	33517,53	23795,98	36728,05	47421,12	49982,27
	Min	50,68	50,68	50,68	50,68	50,68	52,95
	Max	204553,00	148675,10	142422,40	142422,40	204553,00	142422,40
Nombre d'épisodes de relocalisation	moyenne	3,17	3,48	2,88	3,41	2,77	3,15
	E-T	1,42	1,39	1,23	1,43	1,19	1,33
	Min	2,00	2,00	2,00	2,00	2,00	2,00
	Max	9,00	8,00	9,00	8,00	8,00	8,00
Genre F	moyenne	0,48	0,45	0,48	0,49	0,44	0,45
	E-T	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50
	Min	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	Max	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Âge	moyenne	32,68	32,62	32,61	31,88	31,63	31,73
	E-T	10,03	9,31	9,97	9,51	9,49	9,45
	Min	25,00	25,00	25,00	25,00	25,00	25,00
	Max	72,00	67,00	77,00	62,00	72,00	67,00
Francophone	moyenne	0,86	0,86	0,89	0,89	0,90	0,88
	E-T	0,35	0,34	0,31	0,32	0,30	0,32
	Min	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	Max	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Université Laval	moyenne	0,37	0,31	0,43	0,42	0,38	0,41
	E-T	0,48	0,46	0,50	0,50	0,49	0,49
	Min	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	Max	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Université McGill	moyenne	0,04	0,07	0,02	0,04	0,05	0,03
	E-T	0,19	0,26	0,14	0,19	0,21	0,17
	Min	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	Max	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Université de Sherbrooke	moyenne	0,18	0,15	0,16	0,20	0,14	0,17
	E-T	0,39	0,36	0,36	0,40	0,35	0,38
	Min	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	Max	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Université de Montréal	moyenne	0,25	0,33	0,21	0,20	0,29	0,22
	E-T	0,43	0,47	0,40	0,40	0,46	0,42
	Min	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	Max	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
N^{bre} de médecins par 100 000 hab.	moyenne	109,27	110,38	83,75	84,66	114,78	107,71
(région d'origine)	E-T	29,57	28,26	23,26	25,15	50,59	49,47
	Min	39,02	39,02	41,30	41,30	37,45	38,88
	Max	163,43	163,43	152,89	152,89	337,73	281,07
Revenu médian	moyenne	33662,33	33004,26	29176,39	29856,91	33082,78	30821,56
(région d'origine)	E-T	19260,28	17821,36	18622,97	20011,41	21601,00	22243,91
	Min	5352,00	5352,00	0,00	0,00	2800,00	3760,00
	Max	85000,00	80000,00	81000,00	81000,00	112723,00	105029,00

Note : Les statistiques descriptives sont présentées pour chacune des six relocalisations entre les trois super-régions. Les variables binaires sont codées 1 si la caractéristique est présente, et 0 dans le cas contraire.
Super-régions : U = régions universitaires ou périphériques, I = régions intermédiaires, E = régions éloignées ou isolées.

Le tableau 7 présente les statistiques descriptives liées aux variables utilisées dans les modèles empiriques et ventilées selon les six relocalisations considérées. On constate notamment qu'en moyenne, sur la période d'observation, le taux de rémunération différente est inférieur à 100 % lorsque les super-régions d'origine sont universitaires ou périphériques (mesure coercitive). À l'inverse, ce taux excède 100 % lorsque les super-régions d'origine sont éloignées ou isolées (mesure incitative). On observe également que le nombre moyen de déplacements varie entre 2,77 et 3,48, selon la relocalisation considérée. Par ailleurs, en comparaison avec les médecins non francophones, les médecins francophones se déplacent plus fréquemment des super-régions éloignées ou isolées vers les super-régions universitaires ou périphériques que dans le sens inverse. On constate aussi que 64 % $(= 31\ \% + 33\ \%)$ des médecins ayant quitté des régions universitaires ou périphériques pour s'installer dans des régions éloignées ou isolées sont diplômés de l'Université Laval ou de l'Université de Montréal.

6 Modèle de risque de transitions régionales (Cox)

L'approche empirique retenue pour évaluer l'effet des mesures visant à influencer la rétention régionale des omnipraticiens repose sur le modèle de risque de transitions régionales proportionnel à la Cox (1972). Nous spécifions un modèle de risque distinct pour chacune des transitions possibles entre les régions et tenons compte de l'hétérogénéité non observée entre les médecins (e.g., Andersen et Keiding, 2002, Putter et collab., 2007, Meira-Machado et collab., 2009). Dans cette approche semi-paramétrique, le risque associé à chaque transition est estimé séparément. Le cadre économétrique doit donc être interprété comme un ensemble de modèles de Cox spécifiques aux transitions et autorisant des épisodes multiples pour un même médecin, plutôt que comme un modèle de risque de transitions régionales à épisodes multiples dont l'ensemble des transitions serait estimé conjointement. À titre d'analyse de robustesse, nous présentons et estimons dans l'annexe 10.2 un modèle paramétrique conjoint de risque de transitions régionales à épisodes multiples, dans lequel les différentes transitions sont reliées par des facteurs latents représentant l'hétérogénéité non observée des médecins.

Le modèle de Cox permet d'évaluer le risque annuel qu'un médecin se déplace d'une région d'origine vers une région de destination, sachant qu'il est demeuré de façon continue dans la région d'origine jusqu'à l'année précédente. Comme mentionné plus haut, le Québec est découpé en trois super-régions, et le médecin peut changer de lieu de pratique annuellement d'une super-région à l'autre. De plus, il peut connaître plusieurs épisodes de pratique dans une même région.

Dans notre approche, le risque de déplacement d'une région d'origine à une région de destination dépend de cinq éléments principaux : 1) le nombre d'années déjà écoulées dans la région d'origine de façon continue ; 2) les mesures mises en place par le gouvernement (rémunération différente dans la région d'origine par rapport à la région de destination, variable de bourse, présence des PREM) ; 3) les attributs de la région d'origine par rapport à la région de destination (revenu médian, nombre d'omnipraticiens pour 100 000 habitants) ; 4) les caractéristiques observées du médecin (âge, genre, langue maternelle, université de formation si celle-ci se situe au Québec) ; et 5) les caractéristiques non observées du

médecin tenant compte des facteurs qui influencent sa propension à changer de région, tels que les préférences personnelles pour la pratique rurale, l'attachement familial, la tolérance à l'isolement, les ambitions professionnelles ou encore les attraits de la région. Comme il y a trois régions, il y a six relocalisations possibles : $U \to I$; $U \to E$; $I \to U$; $I \to E$; $E \to U$; $U \to I$, où U désigne les régions universitaires ou en périphérie, I désigne les régions intermédiaires et E désigne les régions éloignées ou isolées. Nous avons finalement ajouté une variable de tendance au modèle.

Dans ce modèle, pour un médecin donné i, lors de l'épisode k, le risque conditionnel de déplacement de la région d'origine r vers la région de destination s au temps t de l'épisode (avec $r \neq s$), s'écrit :

$$\lambda_{ik,rs}(t \mid \boldsymbol{X}_{ik,rs}(t), \nu_{i,rs}) = \lambda_{0,rs}(t)\ \exp(\boldsymbol{X}_{ik,rs}(t)'\boldsymbol{\beta}_{rs})\ \nu_{i,rs}, \tag{2}$$

Ce modèle comporte trois composantes de régression multiplicatives :

— **La fonction $\lambda_{0,rs}(t)$:**

Le premier facteur, $\lambda_{0,rs}(t)$, appelé risque de base (*baseline hazard*), correspond au risque commun des médecins de l'échantillon de quitter la région r pour s'installer dans la région s au temps t. Pour chaque médecin, on observe une succession d'épisodes dans le modèle proportionnel, la forme de cette fonction ne dépendant que du temps passé de façon continue dans la région d'origine (par exemple, du nombre d'années successives passées dans une région isolée ou éloignée). Dans la spécification de Cox spécifique aux relocalisations, nous supposons une forme non paramétrique aux risques de base. Ainsi, $\lambda_{0rs}(t)$ n'est pas spécifié paramétriquement, ce qui confère de la souplesse au modèle. Par ailleurs, dans notre analyse de robustesse en annexe 10.2, nous imposerons plus de structure au modèle en supposant que le risque de base est paramétrique et a la forme Weibull.

— **La fonction $\exp(\boldsymbol{X}_{ik,rs}(t)'\boldsymbol{\beta}_{rs})$:**

Le risque de relocalisation entre régions peut être influencé par des variables explicatives observées. Le vecteur $\boldsymbol{X}_{ik,rs}$ de ces variables varie selon le médecin i, l'épisode m, la super-région d'origine r et la super-région de destination s. Le vecteur $\boldsymbol{\beta}_{rs}$ correspond à l'ensemble des coefficients à estimer dans la relocalisation $r \to s$. Une fonction de régression constitue donc la deuxième composante de la fonction de risque, en captant l'effet des variables explicatives mentionnées ci-haut. Afin de garantir que le risque de mobilité entre régions demeure positif, nous utilisons une fonction exponentielle. Suivant Bijwaard (2009), nous supposons que tout changement dans les composantes temporelles des variables explicatives n'intervient qu'à des dates discrètes, et que les intervalles constants par morceaux permettent de les capter. Cette hypothèse est cruciale pour tenir compte des changements dans les taux de rémunération différente. Les variables explicatives entrant dans le vecteur $\boldsymbol{X}_{ik,rs}$ (incluant les mesures mises en vigueur par le gouvernement) sont discutées

ci-dessous dans la sous-section 6.1.

— **L'hétérogénéité non observée $\nu_{i,rs}$:**

Le troisième élément de notre approche de risque de transitions régionales est l'hétérogénéité non observée (*fragilité*) invariante dans le temps. La variable $\nu_{i,rs}$ capte l'hétérogénéité non observée du médecin i dans sa propension à effectuer la relocalisation $r \to s$. Ainsi, certains médecins peuvent avoir, pour des raisons non observables directement, une propension plus élevée ou plus faible à demeurer dans une région donnée plutôt que de transiter vers une autre région. Ces facteurs peuvent notamment refléter les préférences personnelles pour la pratique rurale, l'attachement familial, la tolérance à l'isolement, les ambitions professionnelles ou les attraits particuliers de certaines régions.

Dans le modèle de Cox avec hétérogénéité, nous supposons que le terme de fragilité associé au médecin i et à la relocalisation $r \to s$, noté $\nu_{i,rs}$, suit une loi Gamma, avec $E(\nu_{i,rs}) = 1$ et $\mathrm{Var}(\nu_{i,rs}) = \theta_{rs}$. La normalisation de l'espérance à 1 permet de préserver l'interprétation du risque de base $\lambda_{0,rs}(t)$, tandis que le paramètre θ_{rs} mesure la variance de l'hétérogénéité propre à la relocalisation $r \to s$. Une valeur de θ_{rs} élevée indique que les médecins diffèrent davantage les uns des autres, pour des raisons non observées, dans leur propension à effectuer ce déplacement. La fragilité Gamma modélise explicitement l'hétérogénéité et induit une corrélation entre les épisodes d'un même médecin dans une relocalisation donnée. De plus, les écarts-types robustes groupés au niveau du médecin au sein d'une relocalisation protègent l'inférence contre une dépendance résiduelle ou une spécification imparfaite de cette structure de dépendance.

En revanche, comme les relocalisations sont estimées séparément dans le modèle de Cox, cette approche ne modélise pas explicitement les corrélations entre les termes d'hétérogénéité associés à différentes relocalisations. Par exemple, elle ne permet pas d'estimer directement la corrélation entre la propension inobservée d'un médecin à effectuer le déplacement $E \to U$ et sa propension inobservée à effectuer le déplacement $I \to U$. Le modèle de Weibull, présenté dans l'annexe 10.2, permet, lui, de tenir compte de cette corrélation. Enfin, en l'absence d'hétérogénéité, le terme de fragilité est normalisé à : $\nu_{i,rs} = 1$, ce qui ramène notre approche au modèle de Cox spécifique aux relocalisations sans hétérogénéité.

Ici, une remarque importante s'impose. Le choix du modèle de Cox est avant tout motivé par le souci de limiter les hypothèses imposées à la forme du risque de base. Compte tenu de la longue période couverte par les données (1975–2024), de l'existence de six relocalisations distinctes entre régions et de plusieurs changements institutionnels survenus au cours de cette période, il apparaît difficile de justifier une spécification paramétrique unique du hasard de base. Le modèle de Cox permet justement de laisser cette fonction entièrement non paramétrique, tout en estimant de manière cohérente les effets des variables explicatives sur les risques de déplacement.

Ce choix est également cohérent avec l'objectif principal de l'étude, qui consiste à mesurer l'effet des politiques publiques sur la mobilité des médecins plutôt qu'à caractériser la forme temporelle des risques de relocalisation. Le risque de base constitue ici un paramètre de nuisance ; il est donc préférable de ne pas lui imposer une structure fonctionnelle susceptible d'introduire un biais de spécification. Le modèle paramétrique de Weibull présenté en annexe répond à un objectif complémentaire. Il permet d'incorporer une structure plus riche d'hétérogénéité non observée, avec des facteurs latents corrélés entre les différentes relocalisations et un mécanisme de sélection endogène. En contrepartie, il impose que le risque de base de chaque déplacement suive une forme de Weibull, hypothèse qui peut s'avérer restrictive dans le contexte étudié. Les estimations obtenues avec ce modèle conduisent toutefois à des conclusions qualitativement semblables à celles du modèle de Cox, ce qui renforce la robustesse des principaux résultats du rapport[11].

6.1 Variables empiriques

Les variables empiriques observables incluses dans le vecteur $\boldsymbol{X}(t)$ d'attributs des régions et des caractéristiques des médecins de famille sont présentées et discutées dans cette sous-section.

A. Variables de mesure gouvernementale

— **Rémunération différente**
La variable de rémunération différente est définie, pour chaque année, comme le rapport entre le paramètre de rémunération de la région d'origine et celui de la région de destination. Le paramètre associé à la région j correspond au tarif moyen des actes médicaux dans cette région, net du taux marginal d'imposition sur le revenu. Au temps t, il est mesuré par $(1 + s_{jt})(1 - m(t))$[12], où s_{jt} désigne le taux de rémunération différente dans la région j à l'année t, et où $m(t)$ correspond à la somme des taux marginaux d'imposition fédéral et provincial applicables aux tranches de revenu les plus élevées au Québec au temps t. Les taux régionaux de rémunération différente ont été construits à partir des règlements de la RAMQ. Après avoir annulé les expressions pour les taux d'imposition au numérateur et au dénominateur, la variable de rémunération différente est donnée par $\frac{1+s_{ot}}{1+s_{dt}}$, où o correspond à la région d'origine et d correspond à la région de destination. La logique économique suggère qu'une hausse de cette variable réduit le risque de relocalisation de la première région vers la seconde.

— **Post-obligation de service-bourse**
Cette variable indicatrice prend la valeur de 1 à partir du moment où un médecin,

11. L'annexe 10.2 donne plus de détails sur la comparaison entre les approches de Cox et de Weibull.
12. En principe, 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. Comme nous ne disposons pas d'un indice de prix standard des actes médicaux, nous avons normalisé ce rapport de prix à 1. Cette normalisation peut introduire une erreur de mesure dans la variable de rémunération différente.

ayant potentiellement reçu une bourse du MSSS comme externe ou résident[13], a satisfait à son obligation de service en région. Cette obligation correspond à une durée de pratique en région égale au nombre maximal d'années durant lesquelles il a pu bénéficier de la bourse. Une fois cette obligation remplie, la variable demeure égale à 1 pour tous les épisodes et toutes les relocalisations subséquentes.

— **PREM1**
Ces six variables indicatrices visent à tenir compte de l'impact moyen des PREM sur chacune des relocalisations considérées[14] à partir de l'année 2004 jusqu'à 2014.

— **PREM2**
Ces six variables indicatrices visent à tenir compte de l'impact moyen de la sévérité accrue des PREM sur chacune des relocalisations considérées, à partir de l'année 2015 jusqu'à 2024.

B. Variables de caractéristiques des omnipraticiens

— **Genre F**
Des études suggèrent que les médecins femmes sont moins susceptibles de s'installer en dehors des grands centres urbains (p.ex., Dedobbeleer et collab., 1980). Nous avons introduit des variables indicatrices (1 = femme) spécifiques au genre pour chaque relocalisation.

— **Âge**
En ce qui concerne l'effet de l'âge, certaines études (p.ex., Contandriopoulos et collab., 1982) suggèrent que le fait d'être jeune augmente la probabilité de s'installer en dehors des centres urbains. Les variables d'âge spécifiques à chaque super-région 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.

— **Francophone**
Une variable indicatrice linguistique (langue de facturation) a été introduite (FRANCOPHONE = 1) dans le modèle pour tenir compte de la probabilité plus élevée qu'un médecin non francophone exerce à Montréal.

— **Université**
Les quatre variables d'université (Laval, McGill, Sherbrooke, Montréal) sont des

13. La base de données ne donne pas d'information à savoir si le médecin a reçu une bourse ou non. Nous supposons donc que celui-ci a reçu une bourse s'il exerçait dans une région éloignée ou isolée dans la période suivant sa diplomation et s'il avait accès à des bourses du MSSS lors de ses études. Cette hypothèse peut créer un problème de sélection que nous discutons dans l'annexe 10.2.3.

14. Bien que nous ayons la valeur des PREM pour chaque région durant la période d'échantillonnage, nous avons omis 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.

variables indicatrices de l'université québécoise où l'omnipraticien a obtenu son diplôme. La variable de référence correspond à une université hors Québec.

C. Variables d'attribut des régions

— **Nombre de médecins par 100 000 habitants**
Ces variables indiquent le nombre de médecins par 100 000 habitants dans la région d'origine par rapport à la région de destination dans les six relocalisations. L'effet de cette variable sur les déplacements du médecin est indéterminé théoriquement. L'offre totale de médecins par habitant peut influencer le choix de localisation d'un médecin généraliste par divers canaux. Ainsi, une augmentation du nombre de médecins spécialistes aura un effet positif ou négatif sur la productivité d'un médecin généraliste dans une région, selon que ces facteurs de production sont complémentaires (+) ou substituables (-). 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, nous avons choisi d'inclure le nombre total de médecins par habitant dans chaque région d'origine relativement à la région de destination dans le modèle.

— **Revenu régional médian**
Une variable de revenu réel par habitant a été introduite, définie comme le rapport entre le revenu réel par habitant dans la région d'origine et celui dans la région de destination pour les six relocalisations. 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 du 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. Par ailleurs, on pourrait s'attendre à ce que les médecins préfèrent exercer dans des régions riches plutôt que dans des régions pauvres, *ceteris paribus*.

— **Tendance** Les six variables indicatrices de tendance visent à tenir compte des changements tendanciels dans les attributs non observables des régions pouvant inciter le médecin à se relocaliser d'une région d'origine à une région de destination (p. ex., changements technologiques, nouveaux hôpitaux, professionnels de la santé additionnels).

Il convient de souligner que d'autres caractéristiques régionales, notamment des indicateurs de besoins de santé ou de demande de soins, pourraient également influencer les décisions de mobilité des médecins. En principe, des variables telles que la répartition de la population entre les différents groupes d'âge, la prévalence de certaines maladies chroniques ou des indices de défavorisation pourraient contribuer à expliquer l'attractivité relative des différentes régions. Dans la présente étude, nous avons toutefois privilégié un

ensemble restreint de variables régionales directement liées à l'environnement économique et professionnel des médecins, notamment la rémunération relative, la densité médicale et le revenu médian régional. La densité médicale en particulier constitue une variable synthétique qui reflète, au moins en partie, l'équilibre entre les besoins de soins, l'offre médicale et les décisions de planification des effectifs. Par ailleurs, plusieurs indicateurs de santé régionaux présentent une forte persistance temporelle et sont fortement corrélés avec les variables déjà incluses dans le modèle, ce qui limite vraisemblablement leur contribution marginale. Enfin, certaines variables de santé peuvent elles-mêmes être influencées par la disponibilité des médecins et, donc, être potentiellement endogènes. Leur inclusion risquerait alors de contrôler une partie des mécanismes par lesquels les politiques publiques influencent la rétention régionale. Pour ces raisons, nous avons retenu une spécification volontairement parcimonieuse, centrée sur les principaux déterminants économiques et professionnels susceptibles d'influencer les décisions de mobilité des médecins.

7 Résultats des estimations

7.1 Résultats du modèle de risque de transitions régionales (Cox)

Comme nous l'avons mentionné, nous privilégions le modèle de risque de Cox, car il n'impose aucune forme paramétrique aux risques de base de relocalisation communs à l'ensemble des médecins. Le tableau 10 montre d'abord que, dans le modèle de risque de relocalisation avec hétérogénéité, la variance de la loi Gamma (θ) est significative au seuil de 1 % pour chacune des six relocalisations [15]. Notre analyse portera donc principalement sur les résultats du tableau 10, qui tient compte de l'hétérogénéité entre les médecins, plutôt que sur ceux du tableau 9, qui l'ignore. On notera cependant que les coefficients estimés des deux tableaux sont très similaires.

Nous avons standardisé la variable de rémunération différente séparément pour chaque relocalisation en la divisant par son écart-type empirique dans l'échantillon associé à cette relocalisation. Ainsi, le coefficient estimé pour le déplacement $r \to s$ mesure l'effet d'une hausse d'un écart-type de la mesure, propre à ce déplacement, sur le log-risque de départ du médecin de la région r vers la région s. Afin de faciliter l'interprétation économique des coefficients, le tableau 8 présente les écarts-types utilisés pour chacune des six relocalisations.

TABLEAU 8 – Écarts-types de la rémunération différente par relocalisation

Variable	$U \to I$	$U \to E$	$I \to U$	$I \to E$	$E \to U$	$E \to I$
Rémunération différente	0,127	0,141	0,205	0,065	0,215	0,124

Les résultats indiquent que la variable de rémunération différente exerce un effet négatif et significatif au seuil de 5% sur la majorité des relocalisations, à l'exception de celles dont l'origine est une région intermédiaire. Ainsi, pour les médecins pratiquant en régions éloignées ou isolées, une augmentation d'un écart-type (= 0,215) de la variable de rémunération différente réduit de 11,3 % leur risque de départ vers les régions

15. Nous avons effectué des tests du rapport de vraisemblance corrigés pour tenir compte du fait que $\mathrm{Var}(v_r) = \theta_r$ se situe sur la frontière de l'espace des paramètres, puisque $\theta_r \geq 0$.

universitaires ou périphériques (soit le déplacement $E \rightarrow U$)[16]. En outre, une hausse d'un écart-type (= 0,124) de la variable de rémunération différente (= 0,124) diminue de 35,8 % leur risque de départ vers les régions intermédiaires. Dans l'ensemble, ces résultats suggèrent que les incitatifs financiers jouent un rôle important dans la rétention des médecins en région.
Par ailleurs, les effets estimés sont également particulièrement importants pour les relocalisations en provenance des régions universitaires ou périphériques vers les autres régions, soit les déplacements $U \rightarrow E$ et $U \rightarrow I$. Dans le premier cas, une hausse d'un écart-type (= 0,141) de la variable de rémunération différente engendre une baisse du risque de départ de 40,5 %. Dans le second cas, une hausse d'un écart-type (= 0,127) de la variable de rémunération différente diminue le risque de départ de 28,7 %.

S'agissant de la variable *post-obligation de service-bourse*, les résultats suggèrent que les médecins boursiers ayant satisfait aux exigences du programme en pratiquant le nombre d'années requis dans une région éloignée ou isolée présentent un risque plus faible de quitter leur région de pratique, du moins pour se rendre dans une région intermédiaire. Plus précisément, ce risque est réduit de 55,6 %. Ce résultat pourrait indiquer que les premières années de pratique en région éloignée ou isolée contribuent à renforcer l'attachement du médecin à ce type de milieu, ou à accroître ses préférences pour y vivre et y exercer. En outre, lorsqu'un médecin boursier quitte néanmoins sa région de pratique initiale, son risque de revenir ultérieurement pratiquer dans une région éloignée ou isolée demeure très élevé. Plus précisément, en comparaison avec un médecin non boursier, ce risque est plus élevé de 112 % lorsqu'il pratique en région universitaire ou périphérique et de 106 % lorsqu'il pratique dans une région intermédiaire.

Il convient toutefois d'interpréter avec prudence les résultats associés à la variable *post-obligation de service-bourse*. En effet, ces résultats sont conditionnels au choix initial du médecin de s'établir dans une région éloignée ou isolée (attraction). Cette décision peut être endogène, puisqu'elle est susceptible de dépendre de caractéristiques non observables du médecin, lesquelles peuvent également influencer sa probabilité de demeurer dans ce type de région. Les estimations correspondantes peuvent donc comporter un biais de sélection. Une spécification présentée plus loin (voir l'annexe 10.2.3) cherchera à tenir compte de cette source potentielle d'endogénéité.

16. Plutôt que de présenter directement ce coefficient, qui mesure l'effet sur le log-risque, on peut exprimer son effet en termes du rapport de risque, soit $100(\exp(-0,113)-1)\ \% = -10,68\ \%$.

TABLEAU 9 – Modèle de risque de transitions régionales sans hétérogénéité (Cox)

Variable dépendante : risque de relocalisation (en log)						
Variables	$U \to I$	$U \to E$	$I \to U$	$I \to E$	$E \to U$	$E \to I$
Rémunération différente (rapport)	-0,271***	-0,346***	0,165**	-0,030	-0,130***	-0,304**
	(0,049)	(0,047)	(0,062)	(0,151)	(0,034)	(0,104)
Post-obligation de service-bourse	-0,078	0,944***	-0,035	0,959**	-0,086	-0,614**
	(0,192)	(0,118)	(0,159)	(0,303)	(0,065)	(0,191)
PREM1	-0,281	-0,229	-0,041	-0,757*	-0,413***	0,255
	(0,171)	(0,140)	(0,218)	(0,402)	(0,122)	(0,235)
PREM2	-0,020	-0,434**	-0,169	0,534	-0,363***	-0,230
	(0,200)	(0,165)	(0,151)	(0,369)	(0,098)	(0,263)
Genre F	-0,092	-0,221**	0,092	0,186	-0,078	0,080
	(0,091)	(0,085)	(0,075)	(0,206)	(0,058)	(0,156)
Âge	-0,017**	-0,016***	-0,012***	-0,017*	-0,031***	-0,035***
	(0,005)	(0,005)	(0,003)	(0,010)	(0,003)	(0,008)
Francophone	0,202	0,357**	0,316**	0,450	0,107	-0,195
	(0,153)	(0,131)	(0,120)	(0,331)	(0,099)	(0,236)
Université Laval	0,654***	0,413**	0,034	0,289	-0,431***	-0,285
	(0,163)	(0,141)	(0,107)	(0,360)	(0,093)	(0,234)
Université de McGill	-0,444*	0,229	-0,102	0,827	-0,010	-0,541
	(0,240)	(0,189)	(0,245)	(0,529)	(0,145)	(0,429)
Université de Sherbrooke	0,540**	0,244	-0,127	0,373	-0,498***	-0,305
	(0,177)	(0,166)	(0,126)	(0,401)	(0,108)	(0,263)
Université de Montréal	-0,038	0,260*	0,071	0,339	-0,210**	-0,493*
	(0,172)	(0,142)	(0,115)	(0,376)	(0,096)	(0,257)
N^{bre} d'omnipraticiens pour 100 000 hab. (rapport)	0,588***	1,002***	-1,519**	1,266	0,195**	-0,465*
	(0,175)	(0,182)	(0,522)	(1,466)	(0,096)	(0,269)
Revenu médian (rapport)	-0,390	-1,381**	-0,607**	0,874	0,561***	0,868**
	(0,387)	(0,426)	(0,191)	(0,753)	(0,147)	(0,341)
Tendance	0,026***	0,022**	0,009	0,022	0,002	-0,006
	(0,006)	(0,008)	(0,006)	(0,018)	(0,005)	(0,008)
Log-vraisemblance	-5800,12	-7246,49	-7391,30	-1003,06	-13814,76	-2034,98
Observations	24482	24482	4055	4055	7576	7576
Événements	605	761	949	129	1677	248

Note : U = régions universitaires ou périphériques ; I = régions intermédiaires ; E = régions éloignées ou isolées.
Rapport : il s'agit du rapport entre la variable explicative d'origine et la variable correspondante de destination.
Les écarts-types robustes au niveau du médecin et de la relocalisation sont entre parenthèses.
$^{***}p < 0,01$; $^{**}p < 0,05$; $^{*}p < 0,10$.

TABLEAU 10 – modèle de risque de transitions régionales avec hétérogénéité (Cox)

Variable dépendante : risque de relocalisation (en log)						
Variables	$U \to I$	$U \to E$	$I \to U$	$I \to E$	$E \to U$	$E \to I$
Rémunération différente (rapport)	-0,287***	-0,405***	0,181**	-0,002	-0,113**	-0,358**
	(0,051)	(0,051)	(0,071)	(0,155)	(0,039)	(0,128)
Post-obligation de service-bourse	-0,086	1,116***	-0,061	1,056**	0,101	-0,556**
	(0,204)	(0,146)	(0,180)	(0,340)	(0,070)	(0,206)
PREM1	-0,411**	-0,305*	-0,040	-0,892**	-0,435**	0,167
	(0,190)	(0,170)	(0,261)	(0,453)	(0,149)	(0,299)
PREM2	-0,012	-0,383**	-0,171	0,561	-0,398***	-0,321
	(0,202)	(0,180)	(0,166)	(0,405)	(0,108)	(0,292)
Genre F	-0,086	-0,239**	0,094	0,227	-0,098	0,086
	(0,101)	(0,093)	(0,084)	(0,218)	(0,069)	(0,179)
Âge	-0,025***	-0,028***	-0,015***	-0,018*	-0,028***	-0,031***
	(0,005)	(0,005)	(0,004)	(0,011)	(0,003)	(0,009)
Francophone	0,240	0,472**	0,360**	0,467	0,125	-0,265
	(0,149)	(0,147)	(0,127)	(0,342)	(0,114)	(0,282)
Université Laval	0,639***	0,273*	0,039	0,258	-0,414***	-0,254
	(0,161)	(0,158)	(0,119)	(0,336)	(0,111)	(0,282)
Université de McGill	-0,553**	0,106	-0,066	0,788	0,053	-0,433
	(0,256)	(0,203)	(0,273)	(0,585)	(0,180)	(0,510)
Université de Sherbrooke	0,535**	0,109	-0,173	0,437	-0,469***	-0,166
	(0,183)	(0,180)	(0,142)	(0,379)	(0,131)	(0,328)
Université de Montréal	-0,147	0,104	0,081	0,343	-0,134	-0,537*
	(0,167)	(0,155)	(0,130)	(0,360)	(0,115)	(0,307)
N^{bre} d'omnipraticiens pour 100 000 hab. (rapport)	0,598**	1,140***	-1,656**	1,490	0,141	-0,476
	(0,185)	(0,199)	(0,570)	(1,447)	(0,114)	(0,304)
Revenu médian (rapport)	-0,528	-1,658***	-0,647**	0,894	0,553**	0,695*
	(0,427)	(0,478)	(0,214)	(0,687)	(0,168)	(0,360)
Tendance	0,029***	0,022**	0,010	0,028	0,003	-0,000
	(0,007)	(0,009)	(0,008)	(0,024)	(0,006)	(0,012)
Variance hétéro (θ)	5,6548***	5,4692***	0,7731***	3,3623***	0,8170***	5,7308***
Log-Vraisemblance	-4662,46	-5853,78	-6858,27	-815,10	-12817,09	-1565,25
Observations	24482	24482	4055	4055	7576	7576
Événements	605	761	949	129	1677	248

Note : U = régions universitaires ou périphériques, I = régions intermédiaires, E = régions éloignées ou isolées.
Rapport : il s'agit du rapport entre la variable explicative d'origine et la variable correspondante de destination.
Les écarts-types robustes au niveau du médecin et de la relocalisation sont entre parenthèses.
$^{***}p < 0,01$; $^{**}p < 0,05$; $^{*}p < 0,10$.

Les plans régionaux d'effectifs médicaux introduits en 2004 (voir la variable PREM1) ont eu pour effet de réduire de 43,5 % le risque de relocalisation des médecins de famille exerçant dans les régions éloignées ou isolées vers les régions universitaires ou périphériques. Ce résultat est conforme à l'objectif poursuivi par le gouvernement, qui visait, entre autres, par l'obligation d'obtenir un avis de conformité, à limiter les mouvements de médecins des régions moins bien desservies vers les grands centres urbains. Or, les résultats indiquent que les PREM ont aussi réduit le risque de déplacement des médecins exerçant dans les régions universitaires ou périphériques vers les régions intermédiaires $(41,1\,\%)$. Ce résultat peut sembler moins attendu, puisque les PREM ont principalement été conçus pour favoriser une meilleure répartition territoriale des médecins. Une explication possible est que les médecins ayant obtenu un avis de conformité dans les régions universitaires ou périphériques peuvent être davantage incités à y demeurer, notamment en raison de la stabilité professionnelle associée à leur lieu de pratique, des contraintes administratives liées à un changement de région, ou encore de la plus forte attractivité des grands centres en matière de conditions de travail, de débouchés professionnels et de

préférences résidentielles.

Les PREM semblent donc avoir contribué à prévenir certaines sorties des régions éloignées ou isolées vers les régions universitaires ou périphériques, ce qui est cohérent avec leur objectif de rétention régionale. Toutefois, il est possible qu'ils aient également renforcé la stabilité des médecins déjà installés dans les régions universitaires ou périphériques, limitant ainsi les mouvements vers les régions intermédiaires, éloignées ou isolées. Ce dernier effet suggère que les PREM peuvent avoir un effet ambivalent : ils peuvent favoriser la rétention dans les régions moins bien desservies, mais aussi réduire la mobilité des médecins déjà établis dans les régions les plus attractives.

Les résultats précédents portent en fait sur la période de 2004 à 2015, année où le gouvernement a introduit une réforme rendant les PREM plus sévères. Nous avons donc introduit la variable *PREM2* pour en tenir compte. Deux éléments de cette réforme méritent d'être rappelés. Premièrement, les médecins ne détenant pas d'avis de conformité pour leur région d'exercice ne pouvaient plus contourner la pénalité de 30 % en exerçant principalement en établissement plutôt qu'en cabinet ou à domicile. Deuxièmement, le gouvernement a introduit la notion de sous-territoire. Avant 2015, les PREM étaient administrés au niveau de la région sociosanitaire. À partir de 2015, les médecins obtenant un avis de conformité devaient s'engager à effectuer au moins 55 % de leurs jours de facturation dans un sous-territoire désigné de cette région sociosanitaire.

Les résultats associés à la variable indicatrice *PREM2* vont dans le même sens que ceux obtenus pour la variable *PREM1*. D'une part, le resserrement des PREM réduit de 39,8 % le risque de départ des médecins exerçant dans les régions éloignées ou isolées vers les régions universitaires ou périphériques. Ce résultat est conforme à l'objectif de la réforme, qui visait à renforcer la rétention des médecins dans les territoires moins bien desservis et à limiter les déplacements vers les régions les plus attractives.

D'autre part, la variable *PREM2* réduit également de 38,3 % le risque de départ des médecins exerçant dans les régions universitaires ou périphériques vers les régions éloignées ou isolées. Ce résultat suggère que le resserrement des PREM a pu réduire la mobilité interrégionale dans les deux directions. Une interprétation possible est que l'obtention d'un avis de conformité, combinée à l'obligation de pratiquer dans un sous-territoire précis, a renforcé la rétention des médecins dans leur région d'exercice. Ainsi, les contraintes introduites en 2015 semblent avoir favorisé non seulement la rétention dans les régions éloignées ou isolées, mais aussi la stabilité des médecins déjà installés dans les régions universitaires ou périphériques.

Dans l'ensemble, ces résultats suggèrent que le resserrement des PREM a eu un effet important sur les mouvements régionaux des médecins. Il a contribué à réduire les sorties des régions éloignées ou isolées vers les régions universitaires ou périphériques, conformément à l'objectif de politique publique, mais il semble également avoir diminué les déplacements inverses, possiblement en accentuant les contraintes administratives liées au changement de région d'exercice.

Les variables de contrôle ont en général le signe attendu. Ainsi, nos résultats suggèrent

que, toutes choses égales par ailleurs, le risque pour une femme médecin de quitter une région universitaire ou périphérique pour s'installer dans une région éloignée ou isolée est inférieur de 24 % à celui observé pour un homme médecin. Ce résultat peut s'expliquer par plusieurs facteurs. D'une part, les conditions de pratique dans les régions éloignées ou isolées peuvent être associées à une charge de travail plus élevée, à une plus grande exigence de disponibilité et à un accès plus limité à certains services professionnels ou familiaux. Ces contraintes peuvent rendre plus difficile la conciliation travail-famille, en particulier pour les femmes médecins ayant de jeunes enfants. D'autre part, les décisions de mobilité géographique étant souvent prises au niveau du ménage plutôt qu'au seul niveau individuel (Mincer, 1978), les perspectives d'emploi offertes au conjoint ou à la conjointe par les régions universitaires ou périphériques peuvent réduire la probabilité de migration du ménage vers les régions éloignées ou isolées.

Nos résultats suggèrent aussi une baisse du risque de départ des médecins avec l'âge, et ce, pour toutes les régions d'origine. Cette évolution peut s'expliquer par plusieurs mécanismes complémentaires. Premièrement, cette baisse de la mobilité peut refléter un phénomène d'accumulation de capital humain, social et territorial. Au fil des années de travail dans une région donnée, le médecin développe une clientèle, des relations professionnelles et une connaissance des ressources locales. Il s'intègre aussi de plus en plus dans les réseaux de soins du territoire. Ces éléments augmentent le coût professionnel d'un départ et peuvent réduire l'incitation à changer de région. Deuxièmement, la mobilité géographique peut diminuer avec l'avancement dans le cycle de vie. Les médecins plus expérimentés sont généralement davantage insérés dans leur milieu de pratique et dans leur communauté. Les contraintes familiales, notamment l'emploi du conjoint ou de la conjointe, la scolarisation des enfants et l'accès aux services, peuvent également accroître les coûts de relocalisation. Enfin, cette tendance est cohérente avec l'idée que la mobilité régionale des médecins comporte des coûts croissants dans le temps. Ces coûts ne sont pas uniquement monétaires ; ils incluent aussi la perte de capital relationnel, l'adaptation à un nouveau milieu clinique, les changements dans l'organisation familiale et les incertitudes liées à la reconstruction d'une clientèle. Ainsi, la baisse de la probabilité de relocalisation peut être interprétée comme le résultat combiné d'un enracinement professionnel, familial et communautaire.

Comme on pouvait s'y attendre, les résultats indiquent que, toutes choses égales par ailleurs, le risque de déplacement en provenance des régions universitaires ou périphériques vers les régions éloignées ou isolées est nettement plus élevé chez les médecins francophones que chez les médecins non francophones. Plus précisément, ce risque est supérieur d'environ 36 % pour les médecins francophones. Ce résultat peut s'expliquer par plusieurs mécanismes. Premièrement, les régions éloignées ou isolées du Québec sont souvent majoritairement francophones, ce qui peut réduire les barrières linguistiques et culturelles pour les médecins francophones. Ceux-ci peuvent donc être plus enclins à y exercer, notamment parce que la communication avec les patients, les collègues et les institutions locales y est facilitée. Deuxièmement, les médecins francophones peuvent avoir des liens sociaux, familiaux ou territoriaux plus étroits avec certaines régions périphériques ou éloignées du Québec, ce qui peut accroître leur propension à accepter une relocalisation vers ces milieux. Enfin, la pratique médicale dans les régions éloignées ou isolées peut exiger une forte intégration à la communauté locale ; la proximité linguistique et culturelle

constitue alors un facteur important d'attraction et de rétention.

Les résultats indiquent que, parmi les médecins installés dans les régions éloignées ou isolées, les diplômés de l'Université de Sherbrooke et de l'Université Laval présentent un risque de relocalisation vers les régions universitaires ou périphériques plus faible que celui des diplômés de l'Université de Montréal et que celui des médecins ayant obtenu leur diplôme à l'extérieur du Québec. Autrement dit, ces diplômés semblent avoir un risque plus faible de quitter les régions éloignées ou isolées pour se réinstaller dans des régions plus centrales. Ce résultat peut s'expliquer par plusieurs facteurs. D'abord, les facultés de médecine de Sherbrooke et de Laval ont historiquement entretenu des liens importants avec plusieurs régions éloignées ou isolées du Québec, notamment par l'intermédiaire de stages cliniques, de formations décentralisées et de réseaux régionaux de pratique. Ces expériences peuvent favoriser une meilleure connaissance des conditions de pratique en région et réduire l'incertitude associée à l'installation dans ces milieux. Ensuite, les diplômés de ces universités peuvent être plus susceptibles d'avoir des attaches personnelles, familiales ou sociales dans certaines régions du Québec, ce qui peut renforcer leur enracinement territorial. Ces attaches peuvent accroître les coûts personnels d'un départ et réduire l'attrait d'une mobilité vers les régions universitaires ou périphériques. Enfin, comparativement aux médecins de l'Université de Montréal et aux médecins diplômés hors Québec, les diplômés de Sherbrooke et de Laval peuvent être mieux intégrés aux réseaux professionnels, institutionnels et linguistiques québécois. Cette intégration peut faciliter leur adaptation aux régions éloignées ou isolées et favoriser leur maintien dans ces milieux. À l'inverse, il est possible que les médecins diplômés hors Québec entretiennent des liens moins forts avec les régions québécoises où ils s'installent initialement, ce qui peut accroître leur propension à se relocaliser dans les régions universitaires ou périphériques lorsque l'occasion se présente.

Lorsque le nombre de médecins par habitant augmente dans la région universitaire ou périphérique d'origine relativement à la région de destination, le risque de départ du médecin augmente de façon positive et significative, quelle que soit la région de destination. En revanche, ce même risque diminue lorsque la région d'origine du médecin est intermédiaire, du moins lorsque la destination est universitaire ou périphérique. Ce résultat est tout à fait plausible sur le plan théorique. D'une part, une densité médicale plus élevée peut réduire le risque de départ en améliorant les conditions de pratique, notamment par une diminution de l'isolement professionnel, un meilleur partage des gardes et une plus grande possibilité de remplacement. Cet effet de complémentarité est susceptible d'être particulièrement important dans les régions éloignées ou isolées. C'est d'ailleurs ce que l'on observe. Toutefois, dans les régions où la densité médicale est déjà élevée, une hausse additionnelle du nombre de médecins par habitant peut refléter une saturation du marché local ou une concurrence accrue entre médecins, ce qui peut accroître le risque de départ. Cette ambiguïté explique que le signe du coefficient puisse varier selon les relocalisations régionales. Elle suggère également que l'effet de cette variable peut être non linéaire et dépendre à la fois de la région d'origine et de la région de destination.

Une hausse du revenu médian dans la région d'origine relativement à la région de destination réduit le risque de départ du médecin installé dans une région universitaire ou périphérique lorsque la région de destination est éloignée ou isolée. En revanche, elle

augmente le risque de départ lorsque la région d'origine est une région éloignée ou isolée, et la région de destination, une région universitaire ou périphérique. Ces résultats sont plausibles, car l'effet du revenu médian relatif de la région d'origine sur le risque de départ est théoriquement ambigu. Une hausse de ce revenu relatif peut refléter une plus grande attractivité économique de la région d'origine, une meilleure qualité de vie ou une population plus aisée, ce qui devrait favoriser la rétention et réduire le risque de départ. Toutefois, comme on l'a mentionné plus haut, dans un régime public d'assurance maladie où le prix monétaire direct des soins est faible, le revenu par habitant peut approximer le coût d'opportunité en temps des patients. Une hausse du revenu pourrait alors réduire la demande effective de soins, en particulier lorsque les coûts en temps associés au déplacement, à l'attente ou à la consultation sont importants, ce qui peut accroître le risque de départ du médecin.

7.2 Effets des mesures sur la rétention des médecins dans les super-régions

Dans cette sous-section, nous présentons les résultats relatifs aux effets des mesures étudiées sur la rétention des médecins dans chacune des trois super-régions. Nous considérons quatre horizons temporels : 5, 10 et 15 années, ainsi qu'un horizon sans restriction temporelle. Ce dernier cas apparaît particulièrement important lorsque l'horizon temporel est suffisamment long pour capter les effets cumulatifs des politiques publiques.

Cette approche permet d'évaluer, pour chaque super-région, le nombre moyen d'années pendant lesquelles on s'attend à ce qu'un médecin demeure dans sa région de pratique, selon l'horizon retenu. Elle tient compte simultanément des deux risques concurrents de sortie auxquels le médecin est exposé. Par exemple, un médecin exerçant dans une région éloignée ou isolée peut se relocaliser soit dans une région universitaire ou périphérique, soit dans une région intermédiaire. Les durées présentées ci-dessous sont donc obtenues à partir des fonctions de survie régionales estimées, lesquelles combinent les deux risques de déplacement pour chaque région d'origine. Ces résultats sont construits à partir des fonctions de survie prédites issues du modèle de Cox avec hétérogénéité présenté précédemment[17].

Les résultats sont présentés dans le tableau 11. À titre d'illustration, lorsque l'horizon est fixé à 15 années, la durée moyenne attendue de séjour des médecins exerçant dans les

17. Même si le modèle de Cox ne spécifie pas de forme paramétrique pour les risques de base, il est possible de récupérer les risques cumulés de base après l'estimation des coefficients. Ces risques cumulés sont ensuite utilisés pour reconstruire les fonctions de survie régionales et calculer les durées espérées. En pratique, les coefficients des modèles de Cox sont estimés séparément pour chaque déplacement au moyen de la fonction `coxph` du *package* `survival`, avec correction d'Efron pour les ex æquo. Les risques cumulés de base sont ensuite récupérés à l'aide de la fonction `basehaz()`, avec l'option `centered = FALSE`. Cette étape fournit une estimation non paramétrique du risque cumulé de base, usuellement associée à l'estimateur de Breslow (1974). Les fonctions de survie prédites sont reconstruites à partir de ces risques cumulés de base et des coefficients estimés. Dans le modèle avec hétérogénéité, la survie reconstruite est ajustée à l'aide du paramètre de fragilité estimé. Les durées attendues sont obtenues par intégration numérique des fonctions de survie prédites, et les écarts-types des élasticités sont calculés par bootstrap non paramétrique au niveau de l'individu.

régions éloignées ou isolées est de 11,1 années. Elle atteint 12,2 années dans les régions intermédiaires et 14,3 années dans les régions universitaires ou périphériques. Ces résultats confirment que la rétention des médecins est plus élevée dans les régions universitaires ou périphériques que dans les régions éloignées ou isolées.

TABLEAU 11 – Durées espérées non conditionnelles et effets des politiques par horizon avec hétérogénéité (Cox)

	Horizon 5		**Horizon 10**		**Horizon 15**		**Horizon sans contrainte**	
	Durée	**Effet**	**Durée**	**Effet**	**Durée**	**Effet**	**Durée**	**Effet**
1. Rémunération différente (RD)								
Origine U	4,9	0,051	9,6	0,074	14,3	0,087	46,7	0,122
		(0,006)		(0,009)		(0,010)		(0,015)
Origine I	4,5	-0,086	8,5	-0,140	12,2	-0,169	36,8	-0,244
		(0,048)		(0,073)		(0,088)		(0,124)
Origine E	4,3	0,135	7,8	0,216	11,1	0,260	17,3	0,310
		(0,033)		(0,052)		(0,063)		(0,072)
2. Post-obligation de service-bourse (AB)								
Origine U	4,9	-2,113	9,6	-2,973	14,3	-3,445	46,7	-4,672
		(0,511)		(0,715)		(0,824)		(1,060)
Origine I	4,5	-1,677	8,5	-2,198	12,2	-2,550	36,8	-3,597
		(1,494)		(2,324)		(2,818)		(3,883)
Origine E	4,3	-0,364	7,8	-0,532	11,1	-0,668	17,3	-0,835
		(1,002)		(1,555)		(1,864)		(2,124)
3. PREM1								
Origine U	4,9	0,827	9,6	1,207	14,3	1,407	46,7	1,977
		(0,260)		(0,382)		(0,447)		(0,674)
Origine I	4,5	1,485	8,5	2,165	12,2	2,592	36,8	3,813
		(2,108)		(3,400)		(4,132)		(6,272)
Origine E	4,3	4,610	7,8	7,436	11,1	9,142	17,3	11,138
		(1,717)		(2,812)		(3,475)		(3,941)
4. PREM2								
Origine U	4,9	0,463	9,6	0,675	14,3	0,795	46,7	1,128
		(0,301)		(0,439)		(0,510)		(0,721)
Origine I	4,5	0,422	8,5	0,915	12,2	1,163	36,8	1,729
		(1,594)		(2,524)		(3,062)		(4,240)
Origine E	4,3	4,700	7,8	7,638	11,1	9,373	17,3	11,390
		(1,139)		(1,880)		(2,322)		(3,050)

Note : La colonne Durée rapporte la durée espérée non conditionnelle. Pour la rémunération différente, l'effet correspond à l'élasticité de la durée espérée. Pour AB, PREM1 et PREM2, l'effet correspond à la variation en pourcentage de la durée espérée. Les écarts-types bootstrap sont entre parenthèses sous les effets estimés.

Les élasticités estimées indiquent par ailleurs que la rémunération différente joue un rôle important dans la rétention des médecins. Pour les régions éloignées ou isolées,

l'élasticité de la durée de séjour par rapport à la variable de rémunération différente est de 0,26 lorsque l'horizon est fixé à 15 années. Autrement dit, une hausse de 1 % de la rémunération différente est associée à une augmentation d'environ 0,26 % de la durée moyenne attendue de séjour dans ces régions, à cet horizon. Lorsque l'horizon est sans restriction, cette élasticité augmente à 0,31, ce qui suggère que l'effet de la rémunération différente sur la rétention devient plus marqué lorsque l'on considère un horizon plus long. Les élasticités correspondantes sont plus faibles dans les régions universitaires ou périphériques, où elles s'établissent respectivement à 0,09 pour un horizon de 15 années et à 0,12 pour un horizon sans contrainte[18]. Ces résultats suggèrent que les incitatifs financiers ont un effet plus important sur la rétention dans les régions éloignées ou isolées que dans les régions universitaires ou périphériques, ce qui est cohérent avec l'objectif des mesures visant à stabiliser la présence médicale dans les territoires les moins bien desservis.

S'agissant de la variable de bourse, les résultats significatifs au seuil de 5 % indiquent que, pour un horizon de 15 années, la durée moyenne de séjour des médecins boursiers exerçant dans les régions universitaires ou périphériques est inférieure de 3,44 % à celle des médecins non boursiers. En l'absence de contrainte sur l'horizon temporel, cet écart atteint 4,67 %. Ce résultat suggère que les médecins ayant bénéficié d'une bourse présentent, en moyenne, une durée de séjour plus courte dans les régions universitaires ou périphériques que les médecins non boursiers. Rappelons toutefois que cette interprétation doit être formulée avec prudence. La participation au programme de bourse n'est pas nécessairement aléatoire : les médecins boursiers peuvent différer des médecins non boursiers par des caractéristiques non observées, telles que leurs préférences de mobilité, leurs contraintes familiales, leur attachement aux régions éloignées ou isolées, ou encore leur stratégie de carrière. Si ces caractéristiques influencent également la durée de séjour, l'effet estimé de la bourse peut refléter en partie un effet de sélection plutôt qu'un effet causal propre au programme. Ainsi, les résultats doivent être interprétés comme une association conditionnelle entre le statut de boursier et la durée moyenne de séjour, plutôt que comme une mesure causale directe de l'effet de la bourse sur la rétention des médecins.

Lorsque l'horizon temporel est fixé à 15 années, les résultats associés à la variable *PREM1* suggèrent que l'introduction des PREM en 2004 a eu pour effet d'accroître de 9,14 % en moyenne la durée de séjour des médecins en régions éloignées ou isolées. Cet effet atteint 11,14 % en l'absence de contrainte temporelle. Ces résultats sont cohérents avec l'objectif poursuivi par les PREM, qui était notamment de favoriser une meilleure répartition territoriale des médecins et de renforcer leur rétention dans les régions moins bien desservies. Les résultats indiquent toutefois que les PREM ont également eu pour effet d'augmenter la durée de séjour dans les régions universitaires ou périphériques. L'effet estimé est de 1,41 % lorsque l'horizon est de 15 années et de 1,97 % lorsque l'horizon est sans contrainte. Bien que ces effets soient plus faibles que ceux observés pour les régions éloignées ou isolées, ils suggèrent que les PREM ont pu réduire la mobilité interrégionale de façon plus générale. Comme mentionné précédemment, une interprétation possible est que les médecins ayant obtenu un avis de conformité dans les régions universitaires ou périphériques ont été incités à y demeurer plus longtemps, notamment en raison de la

18. Notons que la variable de rémunération différente est inférieure à 1 dans ces régions avant 2004, car les médecins étaient alors pénalisés lorsqu'ils exerçaient dans les régions universitaires ou périphériques.

stabilité professionnelle associée à leur lieu de pratique ou des contraintes administratives associées à un changement de région d'exercice.

Finalement, nos résultats suggèrent que la réforme de 2015, qui a rendu plus stricte l'application des PREM (variable *PREM2*), a contribué à accroître la durée espérée des séjours des médecins dans les régions éloignées ou isolées. Plus précisément, cette durée aurait augmenté de 9,37 % lorsque l'horizon temporel est fixé à 15 ans, et de 11,39 % en l'absence de restriction sur l'horizon temporel. Ces résultats indiquent donc que le renforcement des contraintes associées aux PREM aurait favorisé la rétention des médecins dans ces régions, en réduisant leur propension à les quitter.

8 Discussions et conclusion

L'objectif de cette étude est d'évaluer dans quelle mesure les politiques incitatives et coercitives mises en oeuvre au Québec ont influencé la rétention régionale des médecins de famille ainsi que leur relocalisation. Cette question est complémentaire à celle de l'attraction des nouveaux médecins. En effet, une politique publique peut réussir à orienter le choix initial du lieu de pratique sans pour autant garantir une présence durable dans les régions visées. Or, du point de vue de l'accès aux soins, de la continuité des services et de la réduction des inégalités territoriales, la durée de séjour des médecins dans une région constitue une dimension aussi importante que leur choix initial d'installation. Le nombre de médecins présents dans une région dépend à la fois du flux d'entrées et de la durée moyenne de séjour. Ainsi, une politique de répartition régionale des effectifs médicaux ne peut être pleinement évaluée qu'en tenant compte de l'attraction et de la rétention simultanément des médecins.

Les résultats descriptifs de l'étude confirment d'abord l'existence d'importantes disparités régionales dans la rétention des médecins de famille au Québec. Les courbes de survie de Kaplan-Meier montrent que les médecins demeurent beaucoup plus longtemps dans les régions universitaires et périphériques que dans les régions éloignées ou isolées. La médiane de survie est estimée à 23 ans dans les régions universitaires et périphériques, à 16 ans dans les régions intermédiaires et à seulement 6 ans dans les régions éloignées ou isolées. Les moyennes de survie restreintes conduisent au même constat : les écarts de durée de séjour entre les régions augmentent avec l'horizon temporel retenu. Ces résultats indiquent que les régions éloignées et isolées continuent de faire face à un problème structurel de rétention, même si leur situation s'est améliorée au cours des dernières décennies.

L'analyse des relocalisations régionales renforce ce diagnostic. Les mouvements des médecins ne sont pas symétriques entre les régions. Les relocalisations en provenance des régions éloignées ou isolées vers les régions universitaires ou périphériques sont beaucoup plus fréquentes qu'en sens inverse. Ce résultat est cohérent avec l'idée selon laquelle les grands centres urbains exercent une forte attraction, en raison non seulement des possibilités professionnelles, mais aussi de facteurs familiaux, sociaux et institutionnels. Les régions éloignées et isolées peuvent offrir des incitatifs financiers substantiels, mais elles demeurent associées à des coûts non pécuniaires importants : éloignement géographique,

isolement professionnel, charge de travail plus lourde, accès plus limité à certains services, possibilités d'emploi plus restreintes pour le conjoint ou la conjointe, et contraintes familiales liées à l'éducation des enfants ou à la proximité du réseau social.

Ces constats rejoignent la littérature sur la rétention des médecins en régions rurales, éloignées ou sous-desservies. Les travaux de Rabinowitz et collab. (2005) et d'Ogden et collab. (2020), entre autres, montrent que l'origine rurale, l'exposition précoce à la pratique en région et les parcours de formation orientés vers la médecine rurale peuvent accroître la probabilité de pratiquer durablement dans ces milieux. De même, les travaux de Mayo et Mathews (2006) soulignent l'importance du conjoint ou de la conjointe dans les décisions d'installation et de maintien en région, tandis que Cameron et collab. (2010) mettent en évidence le rôle des facteurs communautaires. Les revues de littérature récentes, notamment celles de Russell et collab. (2021), Asghari et collab. (2020) et Bes et collab. (2023), insistent également sur le fait que les incitatifs financiers, bien qu'importants, ne suffisent généralement pas à assurer une rétention durable. Les politiques les plus prometteuses combinent plutôt une rémunération compensatoire stable, un soutien professionnel continu, une exposition à la pratique rurale durant la formation, un encadrement clinique adéquat, des équipes interprofessionnelles, des mécanismes de remplacement, un soutien à la formation continue et des mesures facilitant l'intégration familiale et communautaire.

Les résultats économétriques obtenus dans cette étude sont globalement cohérents avec ces enseignements. Ils montrent que les mesures financières et coercitives mises en place au Québec ont effectivement contribué à modifier les comportements de mobilité des médecins de famille. La rémunération différente apparaît comme un instrument important de rétention, particulièrement dans les régions éloignées et isolées. Dans le modèle avec hétérogénéité, l'élasticité de la durée espérée de séjour par rapport à la rémunération différente est positive et substantielle pour ces régions. Nos résultats suggèrent qu'une hausse relative de la rémunération dans la région d'origine par rapport aux régions de destination accroît la durée espérée de séjour dans les régions éloignées et isolées. Ainsi, les incitatifs financiers peuvent compenser une partie des désavantages associés à la pratique dans ces territoires et réduire le risque de départ vers les régions plus centrales.

Les résultats relatifs aux PREM (Plans régionaux d'effectifs médicaux) sont également importants. Ils suggèrent que l'introduction des PREM en 2004 et leur resserrement en 2015 ont accru la durée espérée de séjour dans les régions éloignées et isolées. Les estimations suggèrent que ces mesures ont réduit certains risques de départ, notamment vers les régions universitaires et périphériques. Les PREM semblent donc avoir contribué à stabiliser la présence des médecins dans les régions les plus vulnérables. Toutefois, cette interprétation doit demeurer prudente. Une politique coercitive peut réduire les sorties d'une région, mais elle peut aussi limiter certains mouvements entrants ou modifier les stratégies de localisation des médecins. Le fait que les PREM puissent réduire la mobilité dans plusieurs directions suggère qu'ils peuvent améliorer la stabilité régionale, mais aussi rigidifier la répartition des effectifs. L'enjeu n'est donc pas seulement de savoir si les PREM augmentent la durée de séjour dans les régions éloignées et isolées, mais aussi de déterminer s'ils le font sans créer d'effets pervers sur l'attraction future, la flexibilité du système et la satisfaction professionnelle des médecins.

Les effets des bourses avec obligation de service apparaissent plus ambigus. Ces programmes peuvent garantir une présence minimale dans les régions visées pendant la période contractuelle, ce qui est important dans un contexte de pénurie régionale. Cependant, la littérature montre que les engagements de service ne se traduisent pas toujours par une rétention durable une fois l'obligation remplie. Les résultats de notre étude vont dans le même sens : ils suggèrent que l'effet post-obligation sur la rétention n'est pas significatif. Cela ne signifie pas que les bourses sont inutiles. Elles peuvent être efficaces comme instrument d'attraction ou comme mécanisme temporaire de stabilisation de l'offre. Toutefois, leur contribution à la rétention de long terme dépend vraisemblablement des conditions de pratique vécues par les médecins pendant leur période de service obligatoire. Si cette expérience favorise l'intégration professionnelle, familiale et communautaire, elle peut se transformer en présence durable. Dans le cas contraire, elle risque plutôt de produire une rétention limitée à la durée du contrat.

Une contribution importante de cette étude est de tenir compte de l'hétérogénéité entre les médecins. Les résultats indiquent que cette hétérogénéité est statistiquement significative, ce qui confirme que les médecins diffèrent les uns des autres par des caractéristiques non mesurées qui influencent leur mobilité régionale. Ces caractéristiques peuvent inclure les préférences pour la pratique rurale, l'attachement à une région, la tolérance à l'isolement, les contraintes familiales, les aspirations professionnelles ou les préférences relatives au type de clientèle et d'organisation du travail. Ne pas tenir compte de cette hétérogénéité pourrait biaiser l'évaluation des politiques publiques, puisque certains médecins sont naturellement plus susceptibles que d'autres de demeurer en région éloignée ou isolée, indépendamment des mesures incitatives ou coercitives. La plupart des modèles de risque de transitions régionales que nous utilisons dans cette étude tiennent compte de cette hétérogénéité et permettent donc de mieux représenter la dynamique réelle des parcours régionaux des médecins.

Il convient néanmoins de souligner certaines limites de notre étude. En premier lieu, les données portent sur des effectifs de médecins plutôt que sur des équivalents temps plein. Elles peuvent donc mesurer imparfaitement l'offre réelle de services médicaux dans chaque région. En outre, le regroupement des régions en trois super-régions est nécessaire pour des raisons économétriques, mais il masque une partie de l'hétérogénéité territoriale à l'intérieur de chaque catégorie. Les régions éloignées et les régions isolées ne font pas face aux mêmes contraintes exactement ; il en va de même pour les régions universitaires et périphériques. De plus, les politiques analysées dans cette étude ne peuvent être considérées comme strictement exogènes puisqu'elles ont été instaurées précisément afin de répondre aux difficultés de recrutement et de rétention observées dans certaines régions du Québec. Les estimations présentées doivent donc être interprétées comme des associations conditionnelles plutôt que comme des effets causaux parfaitement identifiés.

Cela dit, plusieurs éléments contribuent à limiter les risques de biais. Tout d'abord, les politiques étudiées sont déterminées à l'échelle gouvernementale, et leur variation est essentiellement régionale et temporelle plutôt qu'individuelle. En outre, les modèles économétriques contrôlent un ensemble étendu de caractéristiques individuelles et régionales susceptibles d'influencer la mobilité des médecins, notamment le genre, la

langue maternelle, l'université de diplomation, la rémunération relative entre les régions, la densité médicale et le revenu médian régional. Ils tiennent également compte de la durée écoulée avant chaque relocalisation et, dans le modèle avec hétérogénéité non observée, des différences permanentes entre médecins susceptibles d'influencer simultanément leurs risques de mobilité. Ces contrôles permettent de réduire substantiellement les risques de biais provenant de facteurs observables et de certaines caractéristiques individuelles non observées. Enfin, dans la mesure où les interventions publiques sont généralement mises en œuvre dans les régions où les difficultés de rétention sont les plus importantes, un éventuel biais d'endogénéité tendrait vraisemblablement à conduire à une sous-estimation de leur efficacité. En effet, si les politiques sont implantées précisément dans les régions où les médecins présentent une plus forte propension intrinsèque à quitter leur lieu de pratique, les estimations risquent de comparer des régions structurellement défavorisées à des régions plus attractives. Les effets estimés des politiques sont alors susceptibles d'être biaisés vers zéro, ce qui conduit à une évaluation prudente, voire conservatrice, de leur efficacité en matière de rétention régionale.

Les résultats doivent néanmoins être interprétés avec la prudence qui s'impose. Ils mettent en évidence des associations robustes entre les politiques publiques étudiées et la mobilité géographique des médecins, compatibles avec l'hypothèse selon laquelle ces politiques favorisent la rétention régionale. Toutefois, en l'absence d'une source de variation exogène ou d'un dispositif expérimental, ils ne sauraient être interprétés comme une démonstration causale définitive. De plus, même si le modèle tient compte de nombreux facteurs observés et de l'hétérogénéité, l'interprétation causale demeure conditionnelle aux hypothèses du modèle. En particulier, la décision initiale d'entrée dans une région peut être endogène, c'est-à-dire que les médecins qui choisissent de s'installer en région éloignée ou isolée peuvent avoir des préférences particulières pour ce type de pratique, préférences qui peuvent ultérieurement influencer leurs décisions de relocalisation. En l'absence d'instruments convaincants permettant d'expliquer l'attraction sans influencer directement la rétention, les résultats doivent être interprétés comme décrivant l'effet des mesures sur les durées de séjour, conditionnellement au choix du premier lieu de pratique. En annexe, 10.2.3 cependant, nous présentons un modèle paramétrique permettant d'estimer de façon conjointe l'attraction et les transitions régionales des médecins, en raison de certaines hypothèses identifiantes associées à la non-linéarité de sa forme structurelle. Ce modèle suggère que c'est surtout dans le cas des bourses avec obligation de service en région que les résultats sont sensibles à cet écueil.

Malgré ces limites, les résultats de l'étude fournissent plusieurs enseignements fort utiles pour les politiques publiques. Premièrement, la rémunération différente semble constituer un instrument pertinent pour favoriser la rétention dans les régions éloignées et isolées, à condition qu'elle soit suffisamment stable et prévisible. Bien sûr, pour aller plus loin dans l'analyse, il importerait de faire une analyse coûts-bénéfices de cette politique. Deuxièmement, les mesures coercitives comme les PREM peuvent contribuer à réduire les départs vers les grands centres, mais elles doivent être conçues de manière à éviter une rigidité excessive du système. Troisièmement, les bourses avec obligation de service devraient être accompagnées de mesures complémentaires visant à transformer une présence contractuelle temporaire en engagement durable. Quatrièmement, les politiques de rétention ne devraient pas se limiter aux incitatifs monétaires. Elles devraient aussi

viser les conditions de pratique, le soutien professionnel, les possibilités de remplacement, la formation continue, l'intégration des conjoints et conjointes, ainsi que le développement d'un environnement communautaire favorable.

En conclusion, l'étude montre que les politiques québécoises ont contribué à améliorer la rétention des médecins de famille dans les régions éloignées et isolées, mais que le problème demeure loin d'être entièrement résolu. Les régions éloignées et isolées continuent de présenter des durées de séjour plus faibles et des risques de départ plus élevés que les autres régions. Les résultats suggèrent donc qu'une politique efficace doit reposer sur une combinaison équilibrée d'incitations financières, de mécanismes de régulation et de mesures d'accompagnement professionnel et familial. L'enjeu n'est pas seulement d'amener les médecins à s'installer en région, mais de rendre leur pratique durable, soutenable et attractive à long terme. Une telle approche intégrée est nécessaire pour assurer une meilleure équité territoriale dans l'accès aux soins de première ligne et pour renforcer la stabilité du système de santé québécois dans les régions les plus vulnérables.

9 Bibliographie

Amorim, L. D. A. F. et J. Cai. 2015, « Modelling recurrent events : A tutorial for analysis in epidemiology », *International Journal of Epidemiology*, vol. 44, n° 1, p. 324–333.

Andersen, P. K. et N. Keiding. 2002, « Multi-state models for event history analysis », *Statistical Methods in Medical Research*, vol. 11, n° 2, p. 91–115.

Asghari, S., M. C. Kirkland, J. Blackmore, S. Boyd, A. Farrell, J. Rourke, K. Aubrey-Bassler, M. Godwin, I. Oandasan et A. Walczak. 2020, « A systematic review of reviews : Recruitment and retention of rural family physicians », *Canadian Journal of Rural Medicine*, vol. 25, n° 1, p. 20–30.

Van den Berg, G. J. 2001, « Duration models : Specification, identification and multiple durations », dans *Handbook of econometrics*, vol. 5, Elsevier, p. 3381–3460.

Bes, J. M., L. E. Flinterman, A. I. González et R. S. Batenburg. 2023, « Recruitment and retention of general practitioners in European medical deserts : A systematic review », *Rural and Remote Health*, vol. 23, p. 7477.

Bijwaard, G. E. 2009, « Labour market status and migration dynamics », *IZA Discussion Paper no 4530*.

Bijwaard, G. E. 2014, « Multistate event history analysis with frailty », *Demographic Research*, vol. 30, p. 1591–1620.

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 », *Montréal : Groupe de recherche interdisciplinaire en santé*.

Bishop, K. C. 2012, *A Dynamic Model of Location Choice and Hedonic Valuation*, Working paper, Washington University in St. Louis.

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.

Bonnal, L., D. Fougère et A. Sérandon. 1997, « Evaluating the impact of French employment policies on individual labour market histories », *The Review of Economic Studies*, vol. 64, n° 4, p. 683–713.

Breslow, N. E. 1974, « Covariance analysis of censored survival data », *Biometrics*, vol. 30, n° 1, p. 89–99.

Buske, L. 2013, « First practice : Family physicians initially locating in rural areas », *Canadian Journal of Rural Medicine*, vol. 18, n° 3, p. 80–85.

Bustinza, R., S. Gagnon et G. Burigusa. 2009, « The decentralized training program and the retention of general practitioners in Quebec's Lower St. Lawrence region », *Canadian Family Physician*, vol. 55, nº 9, p. e29–e34.

Cameron, A. C. et P. K. Trivedi. 2005, *Microeconometrics : Methods and applications*, Cambridge University Press, New York.

Cameron, P. J., C. D'Este et C. A. Worthington. 2010, « Physician retention in rural Alberta : Key community factors », *Canadian Journal of Public Health*, vol. 101, nº 1, p. 79–82.

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, nº 3, p. 156–96.

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, nº 4, p. 1271–1289.

Contandriopoulos, A.-P., J.-M. Lance et T. T. Nguyen. 1982, *Les effectifs médicaux au Québec : situation de 1978 à 1980 et projection pour 1984*, rapport technique, Corporation professionnelle des médecins du Québec, Montréal.

Costa, F., L. Nunes et F. M. Sanches. 2019, « How to attract physicians to underserved areas ? Policy recommendations from a structural model », *The Review of Economics and Statistics*, p. 1–45.

Cox, D. R. 1972, « Regression models and life-tables », *Journal of the Royal Statistical Society : Series B*, vol. 34, nº 2, p. 187–220.

Crowther, M. J. et P. C. Lambert. 2017, « Parametric multistate survival models : Flexible modelling allowing transition-specific distributions with application to estimating clinically useful measures of effect differences », *Statistics in Medicine*, vol. 36, nº 29, p. 4719–4742.

Dedobbeleer, N., A.-P. Contandriopoulos et R. Pineault. 1980, *Les femmes médecins au Québec*, rapport technique, Université de Montréal, Montréal.

Échevin, D., B. Fortin et A. Houndetoungan. 2025, « Healthcare quality by specialists under a mixed compensation system : An empirical analysis », *Health Economics*, vol. 34, nº 5, p. 972–991.

Esu, E., M. Chibuzor, E. Aquaisua, E. Udoh, O. Sam, S. Okoroafor, M. Ongom, E. Effa, A. Oyo-Ita et M. Meremikwu. 2021, « Interventions for improving attraction and retention of health workers in rural and underserved areas : A systematic review of systematic reviews », *Journal of Public Health*, vol. 43, nº Supplement_1, p. i54–i66.

Fortin, B., M. Joanis et S. Ragued. 2019, *Interruption des études secondaires et postsecondaires au Canada : une analyse dynamique*, Rapport de projet 2019RP-11, CIRANO.

Fortin, B., J. Ndoutoumou, J. Gbeto et M. Laberge. 2025, *Impact des mesures incitatives et coercitives sur le lieu de pratique des nouveaux médecins de famille*, Rapport de projet 2025RP-02, CIRANO.

Fournier, M.-A., A.-P. Contandioproulos, 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*, GRIS, Université de Montréal.

Gaski, M. et B. Abelsen. 2017, « Designing medical internships to improve recruitment and retention of doctors in rural areas », *International Journal of Circumpolar Health*, vol. 76, n° 1, p. 1314 415.

Gbeto, J. R. A. 2025, *Three essays in health economics and social interactions*, thèse de doctorat, Université Laval, Québec, Canada.

Goodfellow, A., J. G. Ulloa, P. T. Dowling, E. Talamantes, S. Chheda, C. Bone et G. Moreno. 2016, « Predictors of primary care physician practice location in underserved urban and rural areas in the United States : A systematic literature review », *Academic Medicine*, vol. 91, n° 9, p. 1313–1321.

Holmes, G. M. 2005, « 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.

Institut canadien d'information sur la santé. 2007, *Distribution and internal migration of Canada's physician workforce*, rapport technique, Institut canadien d'information sur la santé, Ottawa. Fichier PDF.

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.

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.

Klein, J. P. et M. L. Moeschberger. 2003, *Survival analysis : Techniques for censored and truncated data*, 2e éd., Statistics for Biology and Health, Springer, New York.

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.

Kumar, S. et B. Clancy. 2021, « Retention of physicians and surgeons in rural areas—What works ? », *Journal of Public Health*, vol. 43, n° 4, p. e689–e700.

Lacroix, G. et D. Brouillette. 2011, « Assessing the impact of a wage subsidy for single parents on social assistance », *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, vol. 44, nº 4, p. 1195–1221.

Lee, T., C. Propper et G. Stoye. 2019, « Medical labour supply and the production of healthcare », *Fiscal Studies*, vol. 40, nº 4, p. 621–661.

Liu, X., L. Dou, H. Zhang, Y. Sun et B. Yuan. 2015, « Analysis of context factors in compulsory and incentive strategies for improving attraction and retention of health workers in rural and remote areas : A systematic review », *Human Resources for Health*, vol. 13, p. 1–8.

Marchildon, G. P., A. J. Fletcher, L. Liu, S. Clelland et N. McHugh. 2022, *Recruitment and retention of rural and remote physicians : The role of alternative payment models*, rapport, The School of Public Policy, University of Calgary.

Mayo, E. et M. Mathews. 2006, « Spousal perspectives on factors influencing recruitment and retention of rural family physicians », *Canadian Journal of Rural Medicine*, vol. 11, nº 4, p. 271–276.

McKay, M., M. R. Lavergne, A. P. Lea, M. Le, A. Grudniewicz, D. Blackie, L. J. Goldsmith, E. G. Marshall, M. Mathews et R. McCracken. 2022, « Government policies targeting primary care physician practice from 1998-2018 in three Canadian provinces : A jurisdictional scan », *Health Policy*, vol. 126, nº 6, p. 565–575.

Meira-Machado, L., J. de Uña-Álvarez, C. Cadarso-Suárez et P. K. Andersen. 2009, « Multi-state models for the analysis of time-to-event data », *Statistical Methods in Medical Research*, vol. 18, nº 2, p. 195–222.

Mincer, J. 1978, « Family migration decisions », *Journal of Political Economy*, vol. 86, nº 5, p. 749–773.

Ministère des Finances. 2024, « Budget de dépenses 2024-2025 », Gouvernement du Québec.

Morken, C., K. Bruksch-Meck, B. Crouse et K. Traxler. 2018, « Factors influencing rural physician retention following completion of a rural training track family medicine residency program », *WMJ*, vol. 117, nº 5, p. 208–210.

Nelson, G. C. et T. S. Gruca. 2017, « Determinants of the 5-year retention and rural location of family physicians : Results from the Iowa family medicine training network », *Family Medicine*, vol. 49, nº 6, p. 473–476.

Ogden, J., S. Preston, R.-L. Partanen, R. Ostini et P. Coxeter. 2020, « Recruiting and retaining general practitioners in rural practice : Systematic review and meta-analysis of rural pipeline effects », *Medical Journal of Australia*, vol. 213, nº 5, p. 228–236.

Organisation de coopération et de développement économique. 2023, *Panorama de la santé 2023 : les indicateurs de l'OCDE*, rapport technique, OCDE.

Organisation mondiale de la santé. 2020, *Retention of the health workforce in rural and remote areas : A systematic review*, rapport technique, World Health Organization, Geneva.

Parlier, A. B., S. L. Galvin, S. Thach, D. Kruidenier et E. B. Fagan. 2018, « The road to rural primary care : A narrative review of factors that help develop, recruit, and retain rural primary care physicians », *Academic Medicine*, vol. 93, nº 1, p. 130–140.

Pathman, D. E., T. R. Konrad, R. Dann et G. Koch. 2004, « Retention of primary care physicians in rural health professional shortage areas », *American Journal of Public Health*, vol. 94, nº 10, p. 1723–1729.

Putter, H., M. Fiocco et R. B. Geskus. 2007, « Tutorial in biostatistics : Competing risks and multi-state models », *Statistics in Medicine*, vol. 26, nº 11, p. 2389–2430.

Rabinowitz, H. K., J. J. Diamond, F. W. Markham et C. Rabinowitz. 2005, « Long-term retention of graduates from a program to increase the supply of rural family physicians », *Academic Medicine*, vol. 80, nº 8, p. 728–732.

Rabinowitz, H. K., J. J. Diamond, F. W. Markham et A. J. Santana. 2013, « Retention of rural family physicians after 20–25 years : Outcomes of a comprehensive medical school rural program », *The Journal of the American Board of Family Medicine*, vol. 26, nº 1, p. 24–27.

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*, Health, nutrition and population discussion paper, World Bank, Washington, DC.

Russell, D., S. Mathew, M. Fitts, Z. Liddle, L. Murakami-Gold, N. Campbell, M. Ramjan, Y. Zhao, S. Hines, J. S. Humphreys et J. Wakerman. 2021, « Interventions for health workforce retention in rural and remote areas : A systematic review », *Human Resources for Health*, vol. 19, nº 103.

Russell, D. J., J. S. Humphreys, M. R. McGrail, W. I. Cameron et P. J. Williams. 2013, « The value of survival analyses for evidence-based rural medical workforce planning », *Human Resources for Health*, vol. 11, p. 65.

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, nº 1, p. 1–11.

Sempowski, I. P. 2004, « Effectiveness of financial incentives in exchange for rural and underserviced area return-of-service commitments : Systematic review of the literature », *Canadian Journal of Rural Medicine*, vol. 9, nº 2, p. 82–88.

Singer, J. D., S. M. Davidson, S. Graham et H. S. Davidson. 1998, « Physician retention in community and migrant health centers : Who stays and for how long ? », *Medical Care*, vol. 36, nº 8, p. 1198–1213.

Teraura, H., K. Kotani et S. Koike. 2024, « Physician retention and migration in rural clinics designated for areas without physicians in Japan : Descriptive epidemiological study using the national physicians' survey », *BMC Health Services Research*, vol. 24, nº 1, p. 1049.

Touati, N. et J. Turgeon. 2013, « Répartition géographique des médecins de famille : quelles solutions à un problème complexe ? », *Santé publique*, vol. 25, nº 4, p. 465–473.

Twineamatsiko, A., N. Mugenyi, Y. N. Kuteesa et E. D. Livingstone. 2023, « Factors associated with retention of health workers in remote public health centers in Northern Uganda : A cross-sectional study », *Human Resources for Health*, vol. 21, nº 1, p. 83.

van den Berg, G. J. 1997, « Association measures for durations in bivariate hazard rate models », *Journal of Econometrics*, vol. 79, nº 2, p. 221–245.

Vanasse, A., T. C. Ricketts, J. Courteau, M. G. Orzanco, R. Randolph et S. Asghari. 2007, « Long term regional migration patterns of physicians over the course of their active practice careers », *Rural and Remote Health*, vol. 7, p. 812.

Vanasse, A., S. Scott, J. Courteau et M. G. Orzanco. 2009, « Canadian family physicians' intentions to migrate : Associated factors », *Canadian Family Physician*, vol. 55, nº 4, p. 396–397.e1–e6.

Verma, P., J. A. Ford, A. Stuart, A. Howe, S. Everington et N. Steel. 2016, « A systematic review of strategies to recruit and retain primary care doctors », *BMC Health Services Research*, vol. 16, p. 126.

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*, vol. 18, nº 1, p. 13–23.

Wieland, L., J. E. Ayton et G. Abernethy. 2023, « A meta aggregation of qualitative research on retention of general practitioners in remote Canada and Australia », *Rural and Remote Health*, vol. 23, p. 8149.

World Health Organization. 2020, *Retention of the Health Workforce in Rural and Remote Areas : A Systematic Review*, rapport technique 25, World Health Organization, Geneva.

de Wreede, L. C., M. Fiocco et H. Putter. 2010, « The mstate package for estimation and prediction in non- and semi-parametric multi-state and competing risks models », *Computer Methods and Programs in Biomedicine*, vol. 99, nº 3, p. 261–274.

de Wreede, L. C., M. Fiocco et H. Putter. 2011, « mstate : An R package for the analysis of competing risks and multi-state models », *Journal of Statistical Software*, vol. 38, nº 7, p. 1–30.

10 Annexes

10.1 Durée moyenne de survie restreinte dans les cinq types de régions

Dans cette annexe, nous présentons une analyse des tableaux des durées moyennes de survie restreinte (MSR), mais cette fois, en divisant le territoire du Québec en cinq régions : les régions universitaires, les régions périphériques, les régions intermédiaires, les régions éloignées et les régions isolées. Ce découpage géographique est plus fin que celui qui a été présenté dans le texte et qui portait sur l'analyse des MSR dans trois super-régions, utilisées dans notre analyse économétrique.

On se rappellera que la MSR correspond au nombre moyen d'années passées dans la région au cours des τ premières années suivant l'arrivée dans cette région. Elle permet ainsi de répondre à la question suivante : combien d'années, en moyenne, un médecin demeure-t-il dans une région au cours des τ premières années suivant son arrivée ?

Comme dans le cas de notre analyse portant sur les trois super-régions, l'analyse descriptive réalisée pour les cinq régions met en évidence d'importantes disparités de rétention des médecins selon le territoire de pratique. Le tableau 12 présente la durée moyenne de survie restreinte, soit le nombre moyen d'années passées dans une région jusqu'à un horizon temporel donné τ. Les résultats révèlent une hiérarchie relativement stable des capacités de rétention entre les régions. Les régions périphériques et intermédiaires présentent les durées moyennes les plus élevées, suivies des régions universitaires, tandis que les régions éloignées et, surtout, les régions isolées affichent les durées de pratique les plus courtes.

À l'horizon de 5 ans, les médecins demeurent en moyenne environ 4,16 années dans les régions périphériques et 4,16 années dans les régions intermédiaires, contre 3,88 années dans les régions universitaires, 3,90 années dans les régions éloignées et seulement 3,53 années dans les régions isolées. Les écarts augmentent progressivement avec l'horizon. À l'horizon de 25 ans, la durée moyenne atteint environ 14,47 années dans les régions périphériques et 14,40 années dans les régions intermédiaires, comparativement à 12,65 années dans les régions universitaires, 11,16 années dans les régions éloignées et 7,92 années dans les régions isolées. Ces résultats suggèrent que les régions isolées et éloignées connaissent une mobilité significativement plus importante ainsi que des durées de pratique beaucoup plus courtes. À l'inverse, les régions périphériques et intermédiaires semblent offrir une plus grande stabilité professionnelle et présentent une meilleure capacité de rétention des médecins à long terme.

TABLEAU 12 – Durée moyenne de survie restreinte (MSR) selon les cinq types de régions

Horizon (τ)	Universitaires	Périphériques	Intermédiaires	Éloignées	Isolées
5	3,877 (0,013)	4,161 (0,015)	4,137 (0,023)	3,903 (0,027)	3,531 (0,066)
10	6,619 (0,031)	7,303 (0,037)	7,232 (0,058)	6,305 (0,065)	5,036 (0,147)
15	8,936 (0,049)	10,004 (0,061)	9,915 (0,094)	8,175 (0,103)	6,147 (0,229)
20	10,940 (0,068)	12,369 (0,085)	12,300 (0,131)	9,770 (0,141)	7,133 (0,316)
25	12,654 (0,085)	14,465 (0,109)	14,403 (0,168)	11,162 (0,178)	7,915 (0,394)

Note : Les valeurs rapportées (en années) correspondent à la durée moyenne de survie restreinte (MSR) jusqu'à l'horizon τ. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses.

Le tableau 13 présente les moyennes de survie restreinte (MSR) calculées sur un horizon de 5 ans pour les 5 types de régions, selon des cohortes d'entrée quinquennales. En comparant les cohortes de 1975–1979 et de 2015–2019 [19], on constate que la MSR des régions isolées est passée de 2,56 à 4,17 années, soit une hausse de 1,61 année. Celle des régions éloignées est passée de 3,80 à 4,24 années, ce qui correspond à une augmentation de 0,44 année. En comparaison, la MSR des régions universitaires a augmenté plus modestement, passant de 4,10 à 4,32 années, soit une hausse de 0,22 année. Une progression similaire est observée pour les régions périphériques, dont la MSR est passée de 4,23 à 4,45 années. Enfin, la MSR des régions intermédiaires est demeurée pratiquement inchangée, se situant autour de 4,34 années. Ces résultats indiquent que, sur un horizon de 5 ans, les gains les plus importants de survie restreinte sont observés dans les régions isolées et, dans une moindre mesure, dans les régions éloignées. À l'inverse, les régions universitaires, périphériques et intermédiaires affichent des niveaux de MSR déjà élevés au début de la période et connaissent des variations beaucoup plus limitées au fil des cohortes.

TABLEAU 13 – Moyenne de survie restreinte (MSR) par cohorte d'entrée et par région, horizon de 5 ans

Cohorte d'entrée	Universitaires	Périphériques	Intermédiaires	Éloignées	Isolées
1975–79	4,101	4,227	4,340	3,802	2,558
1980–84	3,719	3,900	3,744	3,634	2,711
1985–89	3,405	3,873	3,725	3,522	2,594
1990–94	3,380	3,860	3,953	3,990	3,357
1995–99	3,531	3,959	3,888	4,082	3,511
2000–04	3,901	4,117	4,007	4,094	4,057
2005–09	3,799	4,129	4,233	3,878	3,468
2010–14	4,088	4,323	4,245	3,795	3,863
2015–19	4,319	4,453	4,332	4,236	4,169

Note : Les valeurs correspondent à la moyenne restreinte de survie à 5 ans. Les cohortes sont définies selon l'année d'entrée dans un épisode continu de pratique régionale.

Le tableau 14 présente les MSR calculées sur un horizon de 10 ans pour les 5 régions et pour les mêmes cohortes d'entrée que celles considérées dans les deux tableaux précédents. Les résultats montrent que la hausse la plus marquée concerne les régions isolées : la MSR y passe de 2,7 ans pour la cohorte d'entrée de 1975–1979 à près de 6 ans pour la cohorte de

19. L'analyse ne peut être prolongée au-delà de la cohorte 2015–2019 en raison de la censure à droite en 2024 : (2019 = 2024 - 5), où 5 correspond à l'horizon retenu de 5 ans.

2010–2014[20]. Cette évolution correspond à une augmentation de plus du double de la durée moyenne restreinte sur la période considérée. Pour les quatre autres types de régions, les variations des MSR entre les deux cohortes sont relativement limitées. Il convient toutefois de souligner que, dans ces régions, le niveau des MSR demeure supérieur à 7 ans, soit un niveau supérieur à celui des régions isolées, pour les deux cohortes d'entrée, à l'exception des régions éloignées, où la MSR passe de 6,20 à 6,24 ans. Ces résultats suggèrent donc une amélioration substantielle de la rétention dans les régions isolées, alors que la rétention mesurée sur un horizon de 10 ans demeure globalement stable dans les autres régions. La figure 4 illustre les courbes des cinq régions sur l'horizon de 10 ans pour toutes les cohortes de 5 ans de notre période d'observation. On constate en particulier l'évolution marquée de la MSR des médecins dans les régions isolées par rapport aux autres régions.

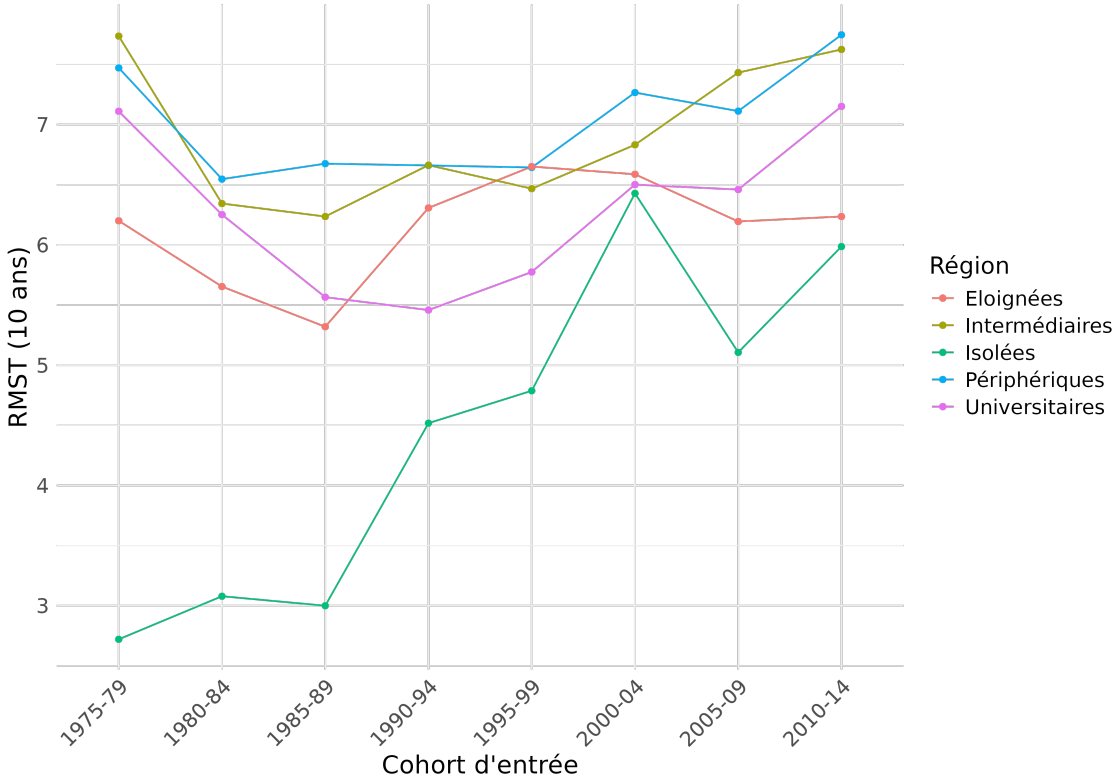


FIGURE 4 – Évolution de la moyenne restreinte de survie (horizon de 10 ans) selon les cinq régions

Enfin, le tableau 15 présente les MSR estimées sur un horizon de 15 ans pour les 5 régions. Les résultats font ressortir une progression particulièrement marquée dans les régions isolées : la MSR y augmente de 2,7 ans pour la cohorte d'entrée 1975–1979 à près de 6,5 ans pour la cohorte de 2005–2009[21]. Cette évolution représente plus qu'un doublement de la durée moyenne restreinte au cours de la période étudiée. Dans les quatre autres catégories de régions, les variations observées entre les deux cohortes

20. L'analyse ne peut être étendue au-delà de la cohorte de 2010–2014, puisque l'horizon retenu est de 10 ans et que la période d'observation se termine en 2024 : $2014 = 2024 - 10$.

21. L'analyse ne peut être prolongée au-delà de la cohorte de 2005–2009 en raison de la censure à droite en 2024 : (2009 = 2024 - 15), où 15 correspond à l'horizon retenu de 15 ans.

TABLEAU 14 – Moyenne restreinte de survie par cohorte d'entrée et par région, horizon de 10 ans

Cohorte d'entrée	Universitaires	Périphériques	Intermédiaires	Éloignées	Isolées
1975–79	7,111	7,472	7,736	6,200	2,721
1980–84	6,252	6,547	6,344	5,654	3,079
1985–89	5,565	6,675	6,236	5,319	3,000
1990–94	5,458	6,661	6,663	6,307	4,518
1995–99	5,775	6,643	6,468	6,651	4,787
2000–04	6,501	7,266	6,832	6,587	6,429
2005–09	6,460	7,112	7,432	6,194	5,106
2010–14	7,151	7,747	7,625	6,236	5,986

Note : Les valeurs correspondent à la moyenne restreinte de survie à 10 ans. Les cohortes sont définies selon l'année d'entrée dans un épisode continu de pratique régionale.

TABLEAU 15 – Moyenne restreinte de survie par cohorte d'entrée et par région, horizon de 15 ans

Cohorte d'entrée	Universitaires	Périphériques	Intermédiaires	Éloignées	Isolées
1975–79	9,610	10,209	10,588	8,046	2,721
1980–84	8,454	8,846	8,647	7,258	3,342
1985–89	7,371	9,116	8,373	6,512	3,290
1990–94	7,191	8,995	8,896	8,055	5,321
1995–99	7,680	8,938	8,788	8,687	5,681
2000–04	8,624	9,980	9,197	8,523	8,314
2005–09	8,753	9,619	10,311	8,038	6,489

Note : Les valeurs correspondent à la moyenne restreinte de survie à 15 ans. Les cohortes sont définies selon l'année d'entrée dans un épisode continu de pratique régionale.

sont plus modestes et indiquent toutes une légère diminution. Il importe toutefois de noter que, dans ces régions, les MSR demeurent supérieures à 7 ans, soit un niveau plus élevé que celui observé dans les régions isolées. Dans l'ensemble, ces résultats suggèrent une amélioration substantielle de la rétention dans les régions isolées, tandis que la rétention mesurée sur un horizon de 15 ans recule légèrement dans les autres régions.

10.2 Analyse de robustesse : le modèle de risque de transitions régionales (Weibull)

10.2.1 Rappel du modèle de risque de transitions régionales (Cox)

Jusqu'ici, nous avons supposé un modèle de risque de transitions régionales proportionnel à la Cox avec hétérogénéité de type Gamma. Le modèle est spécifique aux relocalisations, de sorte que l'on estime séparément les six relocalisations entre les trois super-régions. On observe, pour chaque médecin $i = 1, \ldots, N$, une succession d'épisodes $k = 1, \ldots, K_i$. Ce modèle de risque conditionnel est un cas particulier du modèle général de transitions régionales que l'on retrouve dans l'équation (2), qui est réécrite ci-dessous pour en faciliter la lecture (voir équation(3)) :

$$\lambda_{ik,rs}(t \mid \boldsymbol{X}_{ik,rs}(t), \nu_{i,rs}) = \lambda_{0,rs}(t)\ \exp(\boldsymbol{X}_{ik,rs}(t)'\boldsymbol{\beta}_{rs})\ \nu_{i,rs}. \tag{3}$$

L'avantage principal du modèle de Cox est qu'il n'impose pas de forme paramétrique au risque de base commun à tous les médecins, $\lambda_{0,rs}(t)$. Cette flexibilité est importante dans le présent contexte, car le risque de départ d'un médecin d'une région peut varier de façon non monotone avec la durée de séjour. Par exemple, le risque de départ peut être faible au début de l'installation, augmenter après quelques années ou après la fin d'une obligation de service, puis diminuer lorsque le médecin s'enracine davantage dans la région. De plus, le modèle de Cox avec hétérogénéité permet de tenir compte de la corrélation entre les hétérogénéités non observées des différents épisodes d'un médecin donné au sein d'une relocalisation. Toutefois, ce modèle présente le désavantage d'ignorer la corrélation entre les hétérogénéités non observées des différentes relocalisations d'un médecin, puisque chaque relocalisation est estimée séparément. Notons enfin que, dans ce modèle, le choix du lieu de pratique initial du médecin est donné et supposé exogène, ce qui peut créer un biais de sélection. Nous analysons cette question dans un modèle Weibull qui joint attraction et transitions régionales (voir l'annexe 10.2.3).

10.2.2 Modèle de risque de transitions régionales avec hétérogénéité (Weibull)

Dans cette annexe, nous présentons un modèle alternatif de risque de transitions régionales : le modèle de Weibull. Nous allons aussi présenter les résultats qui en découlent et les comparer à ceux du modèle de Cox. Contrairement à ce dernier, le modèle de Weibull impose une structure paramétrique au risque de base. Pour chaque déplacement $r \to s$, le risque conditionnel du modèle de Weibull peut s'écrire :

$$\lambda_{rs}(t \mid \boldsymbol{X}_{ik,rs}(t), \omega_{i,rs}) = p_{rs}t^{p_{rs}-1}\ \exp(\boldsymbol{X}_{ik,rs}(t)'\boldsymbol{\beta}_{rs} + \omega_{i,rs}), \tag{4}$$

où p_{rs} est le paramètre de forme du risque de base Weibull et $\omega_{i,rs}$ est un terme d'hétérogénéité propre au médecin et à la relocalisation.

Afin de tenir compte des corrélations entre les hétérogénéités associées aux différentes relocalisations, on peut spécifier $\omega_{i,rs}$ au moyen de deux facteurs latents indépendamment distribués selon une loi normale :

$$\omega_{i,rs} = \psi_{rs}\varepsilon_{i1} + \phi_{rs}\varepsilon_{i2},$$

où

$$\varepsilon_{i1} \sim N(0,1), \qquad \varepsilon_{i2} \sim N(0,1), \qquad \varepsilon_{i1} \perp \varepsilon_{i2}.$$

La variance du terme d'hétérogénéité associé à la relocalisation $r \to s$ est alors :

$$\mathrm{Var}(\omega_{i,rs}) = \psi_{rs}^2 + \phi_{rs}^2.$$

La covariance entre deux relocalisations $r \to s$ et $k \to l$ est :

$$\mathrm{Cov}(\omega_{i,rs}, \omega_{i,kl}) = \psi_{rs}\psi_{kl} + \phi_{rs}\phi_{kl}.$$

La corrélation correspondante est donc :

$$\mathrm{Corr}(\omega_{i,rs}, \omega_{i,kl}) = \frac{\psi_{rs}\psi_{kl} + \phi_{rs}\phi_{kl}}{\sqrt{\psi_{rs}^2 + \phi_{rs}^2}\sqrt{\psi_{kl}^2 + \phi_{kl}^2}}.$$

Cette formulation est intéressante parce qu'elle permet de modéliser les corrélations entre les propensions inobservées à effectuer différents déplacements sans estimer librement toute la matrice variance-covariance. Par exemple, une corrélation positive entre $\omega_{i,EU}$ et $\omega_{i,IU}$ indiquerait que les médecins ayant une forte propension inobservée à quitter les régions éloignées ou isolées pour les régions universitaires ou périphériques ont aussi une forte propension inobservée à quitter les régions intermédiaires pour les régions universitaires ou périphériques.

Toutefois, le modèle de Weibull impose une forme paramétrique au risque de base :

$$\lambda_{0,rs}(t) = p_{rs}t^{p_{rs}-1}.$$

Le risque de base est donc nécessairement monotone en t : il est croissant si $p_{rs} > 1$, décroissant si $p_{rs} < 1$ et constant si $p_{rs} = 1$. Cette restriction peut être forte si, dans les données, le risque de départ varie de façon non monotone avec la durée de séjour. En somme, chacun des deux modèles a ses avantages et ses désavantages. Contrairement au modèle de Weibull, le modèle de Cox se justifie par la flexibilité du risque de base, qui n'est pas contraint à suivre une forme paramétrique particulière. Cette flexibilité est importante dans un contexte où la probabilité de quitter une région donnée peut varier de façon complexe avec la durée de séjour. Le modèle de Weibull, quant à lui, permet de tenir compte de façon plus explicite des corrélations entre les termes d'hétérogénéité associés aux différentes relocalisations, mais il impose une structure paramétrique plus restrictive au risque de base. Les deux modèles supposent que le premier lieu de pratique après la diplomation est donné et exogène. La vraisemblance du modèle est présentée à l'annexe 10.3.

Dans ce qui suit, nous allons présenter les résultats du modèle de Weibull sans et avec hétérogénéité concernant les effets des mesures gouvernementales (rémunération différente et PREM) sur les relocalisations et la durée des séjours des médecins dans différentes régions. Nous allons aussi comparer ces résultats avec ceux obtenus à partir du modèle de Cox.

Les résultats du modèle de relocalisation de Weibull sans hétérogénéité sont présentés dans le tableau 16. Dans l'ensemble, les coefficients associés à une hausse d'un écart-type de

la variable de rémunération différente sont négatifs pour presque toutes les relocalisations. Cela indique qu'une amélioration relative de la rémunération dans la région d'origine par rapport à celle offerte dans la région de destination tend à réduire le risque de départ des médecins. La seule exception concerne le déplacement ($I \rightarrow E$), pour lequel le coefficient est positif, mais statistiquement non significatif. La comparaison avec les résultats du modèle de Cox sans hétérogénéité, présentés dans le tableau 9, montre que les signes des coefficients sont généralement les mêmes dans les deux modèles. Les effets estimés sont toutefois légèrement plus élevés en valeur absolue dans le modèle de Weibull. Cette différence peut s'expliquer par le fait que le modèle de Weibull impose une forme paramétrique au risque de base, alors que le modèle de Cox laisse ce risque non spécifié. Lorsque la forme Weibull s'ajuste bien aux données, cette structure paramétrique peut produire des estimations plus précises, mais aussi, parfois, plus marquées, car l'évolution du risque de départ dans le temps est contrainte par une fonction particulière. À l'inverse, le modèle de Cox est plus flexible, puisqu'il ne fait pas d'hypothèse fonctionnelle précise sur le risque de base.

Les effets estimés des PREM vont dans le même sens. La mise en œuvre des PREM est associée à une réduction significative du risque de déplacement des régions éloignées ou isolées vers les régions universitaires ou périphériques. Le coefficient estimé est de (-0,64) dans le modèle de Weibull, comparativement à (-0,41) dans le modèle de Cox. Ces deux résultats indiquent que l'introduction des PREM a contribué à accroître la rétention des médecins dans les régions éloignées ou isolées et dans les régions universitaires ou périphériques, même si l'ampleur estimée de l'effet est plus importante dans la spécification de Weibull. Le resserrement des PREM produit également un effet négatif et statistiquement significatif dans les deux modèles. Le coefficient est de (-0,27) dans le modèle de Weibull et de (-0,36) dans le modèle de Cox. Ces résultats suggèrent que la réforme ayant renforcé l'application des PREM a aussi réduit le risque de relocalisation des médecins des régions éloignées ou isolées dans les régions universitaires ou périphériques. Ainsi, malgré certaines différences d'ampleur entre les deux approches, les conclusions qualitatives demeurent très semblables : la rémunération différente et les PREM semblent avoir contribué à réduire les déplacements des régions éloignées ou isolées vers les régions universitaires ou périphériques.

Le tableau 17 présente les résultats du modèle de risque de transitions régionales de Weibull avec hétérogénéité. Sur les 11 paramètres d'hétérogénéité (ϕ_{UI} est normalisé à 0 pour l'identification), 9 sont significatifs. Les résultats relatifs à la rémunération différente montrent que les coefficients estimés sont tous négatifs et statistiquement significatifs, sauf ceux associés au déplacement $I \rightarrow U$. Ainsi, une hausse d'un écart-type de la variable de rémunération différente réduit le log-risque de départ vers presque toutes les régions de destination. En particulier, pour les médecins installés dans les régions éloignées ou isolées, une augmentation d'un écart-type de cette variable réduit de 0,21 le log-risque de départ vers les régions universitaires ou périphériques. L'effet correspondant obtenu dans le modèle de Cox sans hétérogénéité est un peu plus faible, soit une réduction de 0,11 du log-risque. De façon générale, les effets négatifs significatifs estimés dans le modèle de Weibull avec hétérogénéité sont plus élevés en valeur absolue que ceux obtenus avec le modèle de Cox avec hétérogénéité.

S'agissant de l'introduction des PREM, elle a eu pour effet de réduire le log-risque

de déplacement des régions éloignées ou isolées vers les régions universitaires ou périphériques de 76 % selon le modèle de Weibull avec hétérogénéité, contre 44 % dans le modèle de Cox avec hétérogénéité. Enfin, dans le cas du resserrement des PREM, il a réduit de 33 % le risque de déplacement des régions éloignées ou isolées vers les régions universitaires ou périphériques selon le modèle de Weibull avec hétérogénéité, contre 40 % selon le modèle de Cox avec hétérogénéité.

Le tableau 18 présente les résultats du modèle de Weibull avec hétérogénéité sur la durée des séjours des médecins. L'élasticité de la durée de séjour en régions éloignées ou isolées par rapport à la rémunération différente est estimée à 0,52 lorsque l'horizon temporel est fixé à 15 ans, et à 0,93 en l'absence de contrainte temporelle. À titre de comparaison, les élasticités correspondantes obtenues à partir du modèle de Cox avec hétérogénéité (voir le tableau 11) sont respectivement de 0,26 et de 0,31. On observe un écart similaire entre les deux modèles concernant les régions universitaires ou périphériques. Dans le modèle de Weibull, l'élasticité de la durée de séjour par rapport à la rémunération différente est de 0,20 lorsque l'horizon est fixé à 15 ans, et de 0,40 en l'absence de contrainte temporelle. Dans le modèle de Cox, ces élasticités sont nettement plus faibles et s'établissent respectivement à 0,09 et à 0,12.

Les effets estimés des PREM présentent également des différences importantes entre les deux spécifications. Dans le modèle de Weibull, l'introduction des PREM accroît de 20 % la durée de séjour en régions éloignées ou isolées lorsque l'horizon temporel est fixé à 15 ans, et de 37 % en l'absence de contrainte temporelle. Dans le modèle de Cox, les effets correspondants sont beaucoup plus modestes, soit 9 % et 11 %. Enfin, le resserrement des PREM est associé, dans le modèle de Weibull, à une hausse de 9,0 % de la durée de séjour en régions éloignées ou isolées sur un horizon de 15 ans, et de 16,4 % en l'absence de contrainte temporelle. Dans le modèle de Cox, les effets correspondants sont de 9,4 % et de 11,4 %.

Par ailleurs, on constate que, de façon générale, les effets estimés à partir du modèle de Weibull augmentent davantage que ceux obtenus à partir du modèle de Cox lorsque l'horizon temporel s'allonge. Cette différence s'explique par la nature paramétrique du modèle de Weibull. En effet, ce modèle impose une forme particulière au risque de base, généralement monotone, selon le paramètre de forme estimé. Par conséquent, lorsque l'on calcule des durées attendues sur des horizons longs, ou sans restriction d'horizon, la fonction de survie prédite dépend fortement de cette forme paramétrique. Le modèle de Weibull extrapole donc la dynamique du risque au-delà des durées où l'information empirique est la plus dense.

À l'inverse, le modèle de Cox ne spécifie pas de forme paramétrique pour le risque de base. Le risque cumulé de base y est estimé de manière semi-paramétrique à partir des relocalisations effectivement observées. Les durées prédites et les effets qui en découlent sont donc moins dépendants d'une hypothèse fonctionnelle sur l'évolution du risque dans le temps. Lorsque l'horizon temporel devient très long, le modèle de Cox demeure davantage ancré dans l'information contenue dans les données observées, tandis que le modèle de Weibull accorde un rôle plus important à l'extrapolation de la forme du risque de base.

Ainsi, les effets plus prononcés obtenus avec le modèle de Weibull ne signifient pas nécessairement que les politiques ou les incitatifs sont plus efficaces, car ils reflètent aussi la structure imposée par le modèle paramétrique. En particulier, si la forme Weibull estimée implique une décroissance ou une progression régulière du risque de départ dans le temps, cette dynamique se prolonge mécaniquement aux horizons longs. Les effets sur la durée attendue peuvent alors devenir sensiblement plus élevés que dans le modèle de Cox, surtout en l'absence de contrainte temporelle. Ces résultats doivent donc être interprétés avec prudence. Les effets issus du modèle de Weibull peuvent être vus comme des effets à long terme conditionnels à la validité de la forme paramétrique Weibull du risque de base. Les résultats du modèle de Cox constituent, pour leur part, une référence plus flexible, car ils reposent sur une spécification moins restrictive du risque de base. La comparaison entre les deux modèles suggère que les conclusions qualitatives sont globalement similaires, mais que l'ampleur des effets à long terme est plus sensible aux hypothèses paramétriques dans le modèle de Weibull.

TABLEAU 16 – Modèle de risque de transitions régionales sans hétérogénéité (Weibull)

	Variable dépendante : risque de relocalisation (en log)					
Variables	**U→I**	**U→E**	**I→U**	**I→E**	**E→U**	**E→I**
Rémunération diff. (rapport)	-0,678***	-0,694***	-0,006	-0,349***	-0,189***	-0,336***
	(0,045)	(0,046)	(0,048)	(0,091)	(0,028)	(0,059)
Post-obligation de service-bourse	-0,023	0,911***	0,008	0,901**	-0,364***	-0,936***
	(0,177)	(0,108)	(0,155)	(0,284)	(0,061)	(0,182)
PREM1	-0,008	0,017	-0,370*	-0,336	-0,642***	0,168
	(0,171)	(0,149)	(0,214)	(0,371)	(0,122)	(0,249)
PREM2	0,396**	-0,074	-0,112	0,739**	-0,272**	-0,147
	(0,171)	(0,163)	(0,158)	(0,372)	(0,097)	(0,255)
Genre F	-0,113	-0,245**	0,108	0,135	-0,080	0,108
	(0,087)	(0,077)	(0,073)	(0,191)	(0,054)	(0,141)
Âge	-0,013**	-0,012**	-0,012**	-0,016	-0,047***	-0,046***
	(0,005)	(0,005)	(0,004)	(0,011)	(0,003)	(0,008)
Francophone	0,153	0,298**	0,186*	0,316	-0,033	-0,228
	(0,134)	(0,128)	(0,113)	(0,313)	(0,088)	(0,225)
Université Laval	0,568***	0,368**	-0,044	0,153	-0,659***	-0,372*
	(0,145)	(0,139)	(0,105)	(0,313)	(0,084)	(0,223)
Université McGill	-0,539**	0,174	-0,212	0,693	-0,158	-0,582
	(0,235)	(0,177)	(0,241)	(0,526)	(0,138)	(0,408)
Université de Sherbrooke	0,434**	0,170	-0,208*	0,184	-0,730***	-0,388
	(0,161)	(0,156)	(0,126)	(0,350)	(0,100)	(0,252)
Université de Montréal	-0,163	0,190	0,005	0,167	-0,386***	-0,533**
	(0,150)	(0,137)	(0,115)	(0,335)	(0,087)	(0,240)
N^{bre} d'omnipraticiens par 100 000 hab. (rapport)	0,364**	0,879***	-2,844***	-0,104	0,053	-0,531**
	(0,133)	(0,142)	(0,370)	(1,261)	(0,096)	(0,257)
Revenu médian (rapport)	-1,005***	-1,987***	-0,824***	0,284	0,253**	0,962***
	(0,274)	(0,250)	(0,184)	(0,579)	(0,126)	(0,286)
Tendance	0,023***	0,006	0,028***	-0,017	0,022***	0,009
	(0,006)	(0,005)	(0,006)	(0,012)	(0,005)	(0,010)
Log(α)	-0,335***	-0,360***	-0,423***	-0,516***	-0,051**	-0,033
	(0,038)	(0,033)	(0,029)	(0,079)	(0,019)	(0,049)
Log-vraisemblance			-22385,492			

Note : U = régions universitaires ou périphériques, I = régions intermédiaires, E = régions éloignées ou isolées.
Rapport : il s'agit du rapport entre la variable explicative d'origine et la variable correspondante de destination.
Les écarts-types robustes au niveau du médecin sont entre parenthèses.
*** $p<0,01$; ** $p<0,05$; * $p<0,10$.

TABLEAU 17 – Modèle de risque de transitions régionales avec hétérogénéité (Weibull)

	Variable dépendante : risque de relocalisation (en log)					
Variables	**U→I**	**U→E**	**I→U**	**I→E**	**E→U**	**E→I**
Rémunération diff. (rapport)	-0,698***	-0,732***	-0,036	-0,347***	-0,209***	-0,417***
	(0,047)	(0,048)	(0,065)	(0,093)	(0,036)	(0,067)
Post-obligation de service-bourse	0,526**	0,876***	0,453*	0,548	-0,101	-1,049***
	(0,201)	(0,136)	(0,250)	(0,340)	(0,081)	(0,198)
PREM1	-0,066	-0,069	-0,467	-0,469	-0,763***	0,053
	(0,179)	(0,161)	(0,285)	(0,384)	(0,160)	(0,264)
PREM2	0,472**	-0,043	0,034	0,705*	-0,297**	-0,312
	(0,178)	(0,171)	(0,203)	(0,378)	(0,118)	(0,271)
Genre F	-0,106	-0,279**	0,209**	0,179	-0,150*	0,088
	(0,092)	(0,086)	(0,105)	(0,198)	(0,077)	(0,153)
Âge	-0,019***	-0,022***	-0,027***	-0,017	-0,047***	-0,037***
	(0,006)	(0,005)	(0,005)	(0,011)	(0,004)	(0,008)
Francophone	0,182	0,362**	0,271*	0,314	-0,054	-0,332
	(0,140)	(0,139)	(0,150)	(0,319)	(0,123)	(0,237)
Université Laval	0,506***	0,300**	-0,210	0,171	-0,795***	-0,306
	(0,151)	(0,151)	(0,146)	(0,322)	(0,118)	(0,241)
Université McGill	-0,629**	0,073	-0,352	0,723	-0,250	-0,316
	(0,243)	(0,192)	(0,331)	(0,547)	(0,201)	(0,438)
Université de Sherbrooke	0,365**	0,087	-0,575**	0,226	-0,854***	-0,214
	(0,169)	(0,171)	(0,181)	(0,363)	(0,140)	(0,277)
Université de Montréal	-0,252	0,093	-0,176	0,219	-0,433***	-0,318
	(0,157)	(0,149)	(0,162)	(0,345)	(0,126)	(0,263)
N^{bre} de médecins pour 100 000 hab. (rapport)	0,357**	0,954***	-3,270***	-0,526	-0,129	-0,523*
	(0,139)	(0,156)	(0,503)	(1,296)	(0,125)	(0,275)
Revenu médian (rapport)	-1,272***	-2,367***	-0,970***	0,238	0,020	0,917**
	(0,290)	(0,272)	(0,245)	(0,593)	(0,166)	(0,311)
Tendance	0,022***	0,006	0,027***	-0,018	0,026***	0,017
	(0,006)	(0,006)	(0,008)	(0,012)	(0,006)	(0,011)
Log(α)	-0,292***	-0,287***	-0,117**	-0,412***	0,210***	0,136**
	(0,038)	(0,035)	(0,049)	(0,084)	(0,026)	(0,061)
ψ	-1,192***	-0,879***	-0,907***	0,225	0,773***	1,048***
	(0,130)	(0,155)	(0,115)	(0,168)	(0,106)	(0,177)
ϕ	0	1,052***	-1,244***	-0,919***	0,984***	-0,056
	(0,000)	(0,096)	(0,151)	(0,198)	(0,084)	(0,194)
Log-vraisemblance			-22049,862			

Note : U = régions universitaires ou périphériques, I = régions intermédiaires, E = régions éloignées ou isolées. Rapport : il s'agit du rapport entre la variable explicative d'origine et la variable correspondante de destination. Les écarts-types robustes au niveau du médecin sont entre parenthèses.
*** $p<0,01$; ** $p<0,05$; * $p<0,10$.

TABLEAU 18 – Durées espérées non conditionnelles et effets des politiques par horizon (Weibull avec hétérogénéité)

	Horizon 5		Horizon 10		Horizon 15		Horizon sans contrainte	
	Durée	**Effet**	**Durée**	**Effet**	**Durée**	**Effet**	**Durée**	**Effet**
1. Rémunération différente (RD)								
Origine U	4,9	0,102	9,6	0,159	14,2	0,204	44,3	0,405
		(0,006)		(0,009)		(0,012)		(0,026)
Origine I	4,6	0,067	8,7	0,099	12,4	0,123	34,1	0,222
		(0,027)		(0,041)		(0,051)		(0,093)
Origine E	4,2	0,241	7,1	0,404	9,4	0,522	17,3	0,935
		(0,031)		(0,052)		(0,067)		(0,121)
2. Post-obligation de service-bourse (AB)								
Origine U	4,9	-2,375	9,6	-3,571	14,2	-4,470	44,3	-8,169
		(0,496)		(0,727)		(0,898)		(1,572)
Origine I	4,6	-3,986	8,7	-5,870	12,4	-7,218	34,1	-12,251
		(2,159)		(3,110)		(3,767)		(6,071)
Origine E	4,2	2,946	7,1	5,111	9,4	6,780	17,3	13,164
		(1,028)		(1,765)		(2,325)		(4,426)
3. PREM1								
Origine U	4,9	0,167	9,6	0,258	14,2	0,329	44,3	0,640
		(0,301)		(0,465)		(0,594)		(1,160)
Origine I	4,6	3,455	8,7	5,268	12,4	6,630	34,1	12,193
		(1,852)		(2,847)		(3,603)		(6,770)
Origine E	4,2	9,149	7,1	15,464	9,4	20,147	17,3	36,812
		(2,166)		(3,740)		(4,966)		(9,747)
4. PREM2								
Origine U	4,9	-0,593	9,6	-0,912	14,2	-1,160	44,3	-2,230
		(0,367)		(0,558)		(0,704)		(1,321)
Origine I	4,6	-1,270	8,7	-1,861	12,4	-2,296	34,1	-4,039
		(1,461)		(2,170)		(2,684)		(4,644)
Origine E	4,2	4,054	7,1	6,880	9,4	8,977	17,3	16,438
		(1,446)		(2,509)		(3,325)		(6,402)

Note : La colonne Durée rapporte la durée espérée non conditionnelle. Pour la rémunération différente, l'effet correspond à l'élasticité de la durée espérée. Pour AB, PREM1 et PREM2, l'effet correspond à la variation en pourcentage de la durée espérée. Les écarts-types obtenus par la méthode delta sont entre parenthèses sous les effets estimés.

10.2.3 Modèle conjoint d'attraction et de risque de transitions régionales avec hétérogénéité (Weibull)

Une difficulté importante dans l'estimation des relocalisations interrégionales des médecins et de leurs durées de séjour tient au fait que le lieu de pratique initial après la diplomation (ou après l'arrivée au Québec) est vraisemblablement endogène. Autrement dit, les caractéristiques non observées des médecins qui s'installent initialement dans

une région éloignée ou isolée peuvent différer de celles des médecins dont le premier lieu de pratique est une région universitaire ou périphérique. Or, ces caractéristiques non observées peuvent également influencer les décisions ultérieures de mobilité régionale. Dans ce contexte, les processus d'attraction et de rétention des médecins ne sont pas indépendants. Sur le plan économétrique, le choix initial du lieu de pratique ne peut donc pas être considéré comme aléatoire, ce qui peut engendrer un biais de sélection dans l'estimation des risques de relocalisation interrégionale.

La principale difficulté économétrique vient du fait que nous ne disposons pas d'une variable d'exclusion qui influencerait le choix initial du lieu de pratique, sans influencer aussi les décisions ultérieures de rétention ou de mobilité. Autrement dit, nous ne disposons pas d'un instrument naturel permettant d'examiner séparément le processus d'attraction. Dans ce contexte, une solution alternative, mais nécessairement plus fragile du point de vue de l'identification, consiste à estimer conjointement un modèle de choix initial du lieu de pratique et un modèle de durée pour les relocalisations interrégionales ultérieures. Ce modèle conjoint d'attraction et de rétention permet de tenir compte explicitement de la corrélation possible entre les déterminants non observés du choix initial et ceux des décisions de mobilité subséquentes. En l'absence d'instrument, l'identification repose alors principalement sur la structure paramétrique et sur la non-linéarité des deux composantes du modèle. Sous certaines hypothèses, cette approche permet d'obtenir des estimateurs convergents des paramètres du modèle.

À titre d'analyse de robustesse, nous présentons ici une version parcimonieuse du modèle conjoint. Plus précisément, nous introduisons deux facteurs latents communs à la décision initiale du lieu de pratique et aux relocalisations ultérieures. Pour modéliser le choix initial, nous utilisons un logit polytomique portant sur trois catégories de régions possibles : les régions universitaires ou périphériques (U), les régions intermédiaires (I) et les régions éloignées ou isolées (E). La région intermédiaire (I) est retenue comme catégorie de référence. Les termes d'hétérogénéité non observée associés au choix initial sont définis comme suit :

$$\nu_{ir} = \rho_r \varepsilon_{i1} + \varepsilon_{i2}, \tag{5}$$

où $r = U, E$. Pour les relocalisations ultérieures, l'hétérogénéité non observée propre à chaque déplacement est donnée par :

$$\omega_{ijk} = \psi_{jk} \varepsilon_{i1} + \phi_{jk} \varepsilon_{i2}, \tag{6}$$

où j désigne la région d'origine et k la région de destination. Les deux facteurs latents communs sont supposés indépendants et normalement distribués :

$$\varepsilon_{i1} \sim N(0,1), \qquad \varepsilon_{i2} \sim N(0,1), \qquad \varepsilon_{i1} \perp \varepsilon_{i2}. \tag{7}$$

Dans cette spécification, la corrélation entre l'hétérogénéité non observée associée au choix initial du lieu de pratique et celle associée aux relocalisations ultérieures provient de la présence des facteurs latents communs ε_{i1} et ε_{i2}. Par exemple, un médecin ayant une forte préférence non observée pour les régions éloignées ou isolées pourrait être plus susceptible de commencer sa pratique en E et, par la suite, moins susceptible de quitter cette région. Le modèle conjoint permet donc de capter ce type de dépendance non

observée entre l'attraction initiale et la rétention subséquente.

Le modèle conjoint est estimé par maximum de vraisemblance simulé (voir l'annexe 10.3). La composante du modèle portant sur la décision initiale du lieu de pratique est présentée au tableau 20. Les résultats montrent que les deux coefficients reliant le choix initial et la rétention subséquente, soit ρ_U et ρ_E, sont significatifs au seuil de 5 %. Ce résultat suggère que l'hétérogénéité non observée associée à l'attraction initiale est corrélée avec celle qui influence les relocalisations ultérieures. Il confirme donc l'intérêt d'estimer, au moins à titre d'analyse de robustesse, un modèle conjoint d'attraction et de transitions régionales.

Les coefficients de la composante de transitions régionales du modèle conjoint sont présentés au tableau 19. Par souci de parcimonie et pour limiter les problèmes d'identification, seuls sept coefficients d'hétérogénéité non observée sont estimés. On constate que six de ces sept coefficients sont statistiquement significatifs, ce qui indique que l'hétérogénéité non observée joue un rôle important dans les décisions de mobilité régionale des médecins.

Lorsque l'on compare le modèle de risque de transitions régionales sans composante d'attraction, présenté au tableau 17, avec la composante de relocalisation du modèle conjoint, les coefficients estimés apparaissent généralement très comparables. En particulier, concernant l'effet de la rémunération différente sur les déplacements, tous les coefficients des deux modèles ont le même signe et la même significativité statistique. Les ordres de grandeur sont également semblables, sauf pour le mouvement $E \rightarrow I$, où le coefficient passe de $-0,30$ dans le modèle non conjoint à $-0,42$ dans le modèle conjoint. Cette similarité générale suggère que les résultats relatifs à la rémunération différente sont peu sensibles à la prise en compte explicite de l'endogénéité du choix initial du lieu de pratique.

Les résultats diffèrent davantage dans le cas des bourses assorties d'une obligation de service en régions éloignées ou isolées. L'effet estimé de la variable mesurant la période postérieure à l'obligation de service diminue substantiellement dans le modèle conjoint, ou devient non significatif selon la relocalisation considérée. Alors que cette variable est associée à une baisse d'environ 105 % du risque de déplacement de E vers I dans le modèle non conjoint, cette baisse n'atteint que 55 % environ dans le modèle conjoint. De plus, l'effet de cette variable sur le mouvement des régions universitaires ou périphériques vers les régions éloignées ou isolées n'est plus statistiquement significatif dans le modèle conjoint, alors qu'il était positif et égal à 88 % dans le modèle non conjoint. Ces différences suggèrent que les résultats relatifs aux bourses sont plus sensibles à la prise en compte du choix initial des médecins quant à leur région de pratique. Ce résultat n'est guère surprenant puisque, comme nous l'avons souligné précédemment, l'obtention d'une bourse n'est pas exogène : elle découle d'un choix effectué par le médecin au cours de sa formation médicale ou de sa résidence. Les médecins qui demandent et obtiennent une bourse assortie d'une obligation de service peuvent donc présenter des caractéristiques observées ou non observées qui les distinguent des autres médecins, notamment en ce qui concerne leurs préférences pour la pratique en région éloignée ou isolée, leur attachement à certaines régions ou leurs contraintes professionnelles et personnelles. Il faut donc être très prudent dans l'interprétation de ces résultats.

Dans le cas des PREM, les coefficients estimés dans les deux modèles sont également assez semblables. La principale exception concerne l'effet du resserrement des PREM en 2015. Dans le modèle non conjoint, c'est-à-dire le modèle de risque de transitions régionales conditionnel au choix initial du lieu de pratique, cet effet n'est pas significatif au seuil de 5 % pour le déplacement $I \rightarrow E$. Dans le modèle conjoint, en revanche, le coefficient correspondant est positif, égal à 0,84, et statistiquement significatif au même seuil. Ce résultat suggère que la prise en compte de l'endogénéité du choix initial peut modifier l'interprétation de certains effets liés aux PREM, même si les conclusions générales demeurent relativement proches entre les deux spécifications.

TABLEAU 19 – Modèle conjoint d'attraction et de risque de transitions régionales (Weibull)
Partie transitions

	Variable dépendante : risque de relocalisation (en log)					
Variables	**U→I**	**U→E**	**I→U**	**I→E**	**E→U**	**E→I**
Rémunération diff. (rapport)	-0,698***	-0,729***	0,016	-0,347***	-0,212***	-0,297***
	(0,047)	(0,046)	(0,060)	(0,097)	(0,035)	(0,067)
Post-obligation de service-bourse	0,218	0,782*	-0,419	-0,466	-0,154*	-0,555**
	(0,221)	(0,408)	(0,498)	(0,504)	(0,084)	(0,194)
PREM1	0,012	-0,034	-0,176	-0,366	-0,740***	0,210
	(0,174)	(0,155)	(0,265)	(0,389)	(0,153)	(0,269)
PREM2	0,411**	-0,054	0,048	0,836**	-0,247**	0,058
	(0,176)	(0,167)	(0,186)	(0,389)	(0,114)	(0,269)
Genre F	-0,105	-0,234**	0,127	0,040	-0,100	0,080
	(0,089)	(0,081)	(0,096)	(0,204)	(0,074)	(0,157)
Âge	-0,014**	-0,014**	-0,024***	-0,024*	-0,047***	-0,055***
	(0,006)	(0,005)	(0,005)	(0,012)	(0,004)	(0,010)
Francophone	0,149	0,314**	0,328**	0,389	-0,051	-0,234
	(0,137)	(0,133)	(0,144)	(0,330)	(0,116)	(0,248)
Université Laval	0,554***	0,352**	-0,344**	-0,023	-0,848***	-0,825***
	(0,149)	(0,149)	(0,137)	(0,331)	(0,115)	(0,249)
Université McGill	-0,555**	0,151	-0,293	0,484	-0,054	-0,540
	(0,241)	(0,185)	(0,305)	(0,578)	(0,213)	(0,470)
Université de Sherbrooke	0,434**	0,168	-0,621***	0,174	-0,858***	-0,705**
	(0,163)	(0,165)	(0,168)	(0,368)	(0,136)	(0,287)
Université de Montréal	-0,187	0,153	-0,236	0,048	-0,390**	-0,865**
	(0,156)	(0,144)	(0,150)	(0,359)	(0,123)	(0,285)
N^{bre} de médecins pour 100 000 hab. (rapport)	0,330**	0,863***	-2,810***	0,106	-0,131	-0,862**
	(0,135)	(0,148)	(0,558)	(1,323)	(0,120)	(0,277)
Revenu médian (rapport)	-1,029***	-2,185***	-0,929***	0,322	-0,006	0,588*
	(0,279)	(0,261)	(0,225)	(0,614)	(0,161)	(0,315)
Tendance	0,021***	0,004	0,018**	-0,013	0,023***	-0,000
	(0,006)	(0,005)	(0,007)	(0,013)	(0,006)	(0,011)
Log(α)	-0,332***	-0,330***	-0,195**	-0,515***	0,186***	0,287***
	(0,038)	(0,033)	(0,072)	(0,082)	(0,031)	(0,076)
ψ	-0,782**	1,000	-0,788**	1,078***	0,611***	1,000
	(0,295)	(0,000)	(0,366)	(0,315)	(0,181)	(0,000)
ϕ	0	-0,199	1,000	0,497**	1,000	1,160***
	(0,000)	(0,380)	(0,000)	(0,174)	(0,000)	(0,261)
Log-vraisemblance			-37531,259			

Note : U = régions universitaires ou périphériques, I = régions intermédiaires, E = régions éloignées ou isolées.
Rapport : il s'agit du rapport entre la variable explicative d'origine et la variable correspondante de destination.
Les écarts-types robustes au niveau du médecin sont entre parenthèses.
Ce modèle utilise deux facteurs latents pour l'hétérogénéité.
*** $p<0,01$; ** $p<0,05$; * $p<0,10$.

TABLEAU 20 – Modèle conjoint d'attraction et de risque de transitions régionales (logit)
Partie attraction

	U	**E**
Rémunération différente initiale	0,101*	0,173
	(0,054)	(0,135)
†Revenu hors travail (incluant bourses)	-0,327**	0,059*
	(0,164)	(0,033)
PREM1	-0,582***	-0,506***
	(0,114)	(0,164)
PREM2	0,150	0,097
	(0,128)	(0,153)
Genre F	0,210***	-0,024
	(0,053)	(0,065)
Âge à l'entrée	0,012***	-0,012***
	(0,003)	(0,004)
Francophone	-0,161**	0,541***
	(0,069)	(0,092)
Université Laval	-0,850***	-0,065
	(0,083)	(0,103)
Université de Montréal	0,719***	0,440***
	(0,086)	(0,110)
Université de Sherbrooke	-0,340***	-0,126
	(0,093)	(0,119)
Université McGill	1,463***	0,972***
	(0,156)	(0,191)
N^{bre} de médecins par 100 000 hab.	-0,034	-0,262
	(0,174)	(0,186)
Revenu médian	-0,074	0,298**
	(0,106)	(0,149)
Tendance	-0,005*	0,008*
	(0,003)	(0,005)
ρ_U	0,492**	
	(0,216)	
ρ_E		0,505**
		(0,229)

Note : La catégorie de référence est la région intermédiaire (I).
*** $p<0,01$; ** $p<0,05$; * $p<0,10$.
†*Le revenu hors travail représente la valeur maximale actualisée des bourses auxquelles un médecin est admissible comme étudiant en médecine ou résident, sous réserve d'un engagement à exercer dans une zone désignée par la RAMQ. Il comprend aussi la prime d'installation lorsque le médecin s'installe dans les régions éloignées ou isolées et une correction pour la progressivité de l'impôt.*

10.3 Vraisemblance simulée du modèle de risque de transitions régionales et du modèle conjoint d'attraction et de risque de transitions régionales (Weibull)

Nous allons d'abord dériver la vraisemblance du modèle de risque de transitions régionales de Weibull, sachant le choix du premier lieu de pratique du médecin. Considérons les trois super-régions de pratique,

$$\mathcal{R} = \{U, I, E\},$$

et les six relocalisations possibles $r \to s$, avec $r, s \in \mathcal{R}$ et $s \neq r$. Pour chaque médecin $i = 1, \ldots, N$, on observe une succession d'épisodes $k = 1, \ldots, K_i$. On note r_{ik} la région occupée au début de l'épisode k, T_{ik} sa durée observée et

$$d_{ik,s} = \mathbf{1}\{\text{l'épisode } k \text{ se termine par un déplacement vers } s\}, \qquad s \neq r_{ik}.$$

Lorsque l'épisode est censuré, $d_{ik,s} = 0$ pour les deux destinations possibles.

Pour le déplacement $r \to s$, le hasard conditionnel est supposé de forme Weibull :

$$\lambda_{ik,rs}(t \mid X_{ik,rs}(t), \varepsilon_i) = \rho_{rs} t^{\rho_{rs}-1} \exp\left[X_{ik,rs}(t)'\beta_{rs} + \eta_{i,rs}\right],$$

où $\rho_{rs} > 0$ est le paramètre de forme. Le vecteur $X_{ik,rs}(t)$ contient les caractéristiques du médecin, des régions d'origine et des régions de destination, ainsi que les mesures gouvernementales susceptibles d'influencer la rétention.

L'hétérogénéité non observée est représentée par deux facteurs latents communs :

$$\eta_{i,rs} = \psi_{rs}\varepsilon_{i1} + \phi_{rs}\varepsilon_{i2},$$

avec

$$\varepsilon_{i1} \sim N(0,1), \qquad \varepsilon_{i2} \sim N(0,1), \qquad \varepsilon_{i1} \perp \varepsilon_{i2}.$$

Les paramètres ψ_{rs} et ϕ_{rs} sont les charges factorielles du déplacement $r \to s$. Cette structure autorise une corrélation entre les hétérogénéités non observées des différentes relocalisations :

$$\mathrm{Cov}(\eta_{i,rs}, \eta_{i,r's'}) = \psi_{rs}\psi_{r's'} + \phi_{rs}\phi_{r's'}.$$

Le risque cumulé de la relocalisation $r \to s$ pendant l'épisode k est :

$$\Lambda_{ik,rs}(T_{ik} \mid \varepsilon_i) = \int_0^{T_{ik}} \lambda_{ik,rs}(u \mid \varepsilon_i)\, du.$$

Lorsque les variables explicatives sont constantes à l'intérieur de l'épisode, il s'écrit :

$$\Lambda_{ik,rs}(T_{ik} \mid \varepsilon_i) = \alpha_{rs} T_{ik}^{\rho_{rs}} \exp\left[X'_{ik,rs}\beta_{rs} + \psi_{rs}\varepsilon_{i1} + \phi_{rs}\varepsilon_{i2}\right].$$

Conditionnellement aux facteurs latents $\varepsilon_i = (\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2})$, la contribution de l'épisode k est :

$$L_{ik}^R(\varepsilon_i) = \left[\prod_{s \neq r_{ik}} \lambda_{ik,r_{ik}s}(T_{ik} \mid \varepsilon_i)^{d_{ik,s}}\right] \exp\left[-\sum_{s \neq r_{ik}} \Lambda_{ik,r_{ik}s}(T_{ik} \mid \varepsilon_i)\right].$$

La contribution de relocalisation du médecin i, conditionnellement aux facteurs latents, est donc :

$$L_i^R(\varepsilon_i) = \prod_{k=1}^{K_i} L_{ik}^R(\varepsilon_i).$$

La contribution inconditionnelle du médecin est obtenue en intégrant les deux facteurs :

$$L_i^R = \int_{\mathbb{R}} \int_{\mathbb{R}} L_i^R(\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2}) \varphi(\varepsilon_{i1}) \varphi(\varepsilon_{i2}) \, d\varepsilon_{i1} \, d\varepsilon_{i2},$$

où $\varphi(\cdot)$ désigne la densité normale standard. À partir de M tirages

$$\left(\varepsilon_{i1}^{(m)}, \varepsilon_{i2}^{(m)}\right), \qquad m = 1, \ldots, M,$$

la contribution simulée est :

$$\widehat{L}_i^R = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^{M} \prod_{k=1}^{K_i} L_{ik}^R \left(\varepsilon_{i1}^{(m)}, \varepsilon_{i2}^{(m)}\right).$$

La log-vraisemblance simulée du modèle de rétention est alors :

$$\widehat{\ell}^R(\theta_R) = \sum_{i=1}^{N} \log \widehat{L}_i^R.$$

10.3.1 Extension avec attraction endogène

Nous allons maintenant dériver la vraisemblance du modèle conjoint de Weibull d'attraction et de risque de transitions régionales. Soit $q_i \in \{U, I, E\}$ la première région de pratique du médecin i. On modélise ce choix initial à l'aide d'un logit multinomial à coefficients aléatoires. La région I est choisie comme catégorie de référence. Les utilités latentes sont :

$$A_{iI} = \varepsilon_{iI},$$

$$A_{iU} = Z_{iU}' \gamma_U + \psi_U^A \varepsilon_{i1} + \phi_U^A \varepsilon_{i2} + \varepsilon_{iU},$$

et

$$A_{iE} = Z_{iE}' \gamma_E + \psi_E^A \varepsilon_{i1} + \phi_E^A \varepsilon_{i2} + \varepsilon_{iE},$$

où les termes ε_{iq} sont indépendants et suivent une loi des valeurs extrêmes de type I. Le vecteur Z_{iq} peut notamment contenir les mesures gouvernementales qui influencent le premier lieu de pratique.

Conditionnellement aux facteurs latents, les probabilités de choix initial sont :

$$P_{iI}^A(\varepsilon_i) = \frac{1}{D_i(\varepsilon_i)},$$

$$P_{iU}^A(\varepsilon_i) = \frac{\exp\left(Z_{iU}' \gamma_U + \psi_I^A \varepsilon_{iU} + \phi_U^A \varepsilon_{i2}\right)}{D_i(\varepsilon_i)},$$

et

$$P_{iE}^A(\varepsilon_i) = \frac{\exp\left(Z_{iE}' \gamma_E + \psi_E^A \varepsilon_{i1} + \phi_E^A \varepsilon_{i2}\right)}{D_i(\varepsilon_i)},$$

avec

$$D_i(\varepsilon_i) = 1 + \exp\left(Z'_{iU}\gamma_U + \psi_U^A\varepsilon_{i1} + \phi_U^A\varepsilon_{i2}\right) + \exp\left(Z'_{iE}\gamma_E + \psi_E^A\varepsilon_{i1} + \phi_E^A\varepsilon_{i2}\right).$$

La contribution conditionnelle de l'équation d'attraction est :

$$L_i^A(\varepsilon_i) = \prod_{q\in\{U,I,E\}} \left[P_{iq}^A(\varepsilon_i)\right]^{\mathbf{1}(q_i=q)} = P_{iq_i}^A(\varepsilon_i).$$

Comme les mêmes facteurs latents interviennent dans les équations d'attraction et de rétention, ils permettent de corréler le choix initial de la région avec les relocalisations ultérieures. La contribution conditionnelle conjointe du médecin i est

$$L_i(\varepsilon_i) = P_{iq_i}^A(\varepsilon_i) \prod_{k=1}^{K_i} L_{ik}^R(\varepsilon_i).$$

Sa contribution inconditionnelle est :

$$L_i = \int_{\mathbb{R}}\int_{\mathbb{R}} P_{iq_i}^A(\varepsilon_i) \prod_{k=1}^{K_i} L_{ik}^R(\varepsilon_i)\varphi(\varepsilon_{i1})\varphi(\varepsilon_{i2})\, d\varepsilon_{i1}\, d\varepsilon_{i2}.$$

La contribution simulée s'écrit donc :

$$\widehat{L}_i = \frac{1}{M}\sum_{m=1}^{M} P_{iq_i}^A\left(\varepsilon_i^{(m)}\right) \prod_{k=1}^{K_i} L_{ik}^R\left(\varepsilon_i^{(m)}\right),$$

et la fonction de log-vraisemblance simulée à maximiser est :

$$\widehat{\ell}(\theta) = \sum_{i=1}^{N} \log\left[\frac{1}{M}\sum_{m=1}^{M} P_{iq_i}^A\left(\varepsilon_i^{(m)}\right) \prod_{k=1}^{K_i} L_{ik}^R\left(\varepsilon_i^{(m)}\right)\right].$$

Le vecteur θ regroupe les paramètres des équations d'attraction et de rétention, les paramètres Weibull et les charges factorielles. L'endogénéité du premier lieu de pratique est captée par les charges communes aux deux parties du modèle. Par exemple,

$$\mathrm{Cov}(\eta_{iq}^A, \eta_{i,rs}) = \psi_q^A\psi_{rs} + \phi_q^A\phi_{rs}.$$

En l'absence de variables d'exclusion, l'identification de cette corrélation repose principalement sur les formes fonctionnelles et sur les hypothèses paramétriques imposées au modèle.