



HAL
open science

Quatre essais sur les déterminants des inégalités d'accès aux soins en France

Iñaki Blanco-Cazeaux

► **To cite this version:**

Iñaki Blanco-Cazeaux. Quatre essais sur les déterminants des inégalités d'accès aux soins en France. Médecine humaine et pathologie. Université de Bordeaux, 2023. Français. NNT : 2023BORD0396 . tel-04419240

HAL Id: tel-04419240

<https://theses.hal.science/tel-04419240>

Submitted on 26 Jan 2024

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

THÈSE PRÉSENTÉE
POUR OBTENIR LE GRADE DE

DOCTEUR DE
L'UNIVERSITÉ DE BORDEAUX

ÉCOLE DOCTORALE SOCIÉTÉ, POLITIQUE, SANTÉ PUBLIQUE
SPÉCIALITÉ SANTÉ PUBLIQUE, option Intervention et économie de la
santé

Par Iñaki **BLANCO-CAZEAUX**

**Quatre essais sur les déterminants des inégalités d'accès
aux soins en France**

Sous la direction de : Jérôme WITTEWER
Co-directeur : Christophe BERGOUIGNAN

Soutenue publiquement le 7 décembre 2023

Membres du jury :

Mme TUBEUF, Sandy
Mme SAMSON, Anne-Laure
Mme JUSOT, Florence
M. DASRÉ, Aurélien
M. WITTEWER, Jérôme
M. BERGOUIGNAN, Christophe

Professeure – U. Catholique de Louvain
PU – Université Paris Panthéon-Assas
PU – Université Paris-Dauphine
MCF – Université Paris-Nanterre
PU – Université de Bordeaux
PU – Université de Bordeaux

Rapportrice
Rapportrice
Présidente
Examineur
Directeur
Co-directeur

Titre : Quatre essais sur les déterminants des inégalités d'accès aux soins en France

Résumé : Réduire les inégalités sociales de santé suppose notamment de faire en sorte que chacun puisse disposer de soins selon sa volonté et ses besoins. De nombreux travaux ont cherché à établir les dimensions déterminant l'accès aux soins. Parmi ces différents facteurs, deux ont une importance particulière au sein du calendrier législatif et les débats publics français : les barrières financières et géographiques. Ainsi, deux expressions à ce propos ont une résonance collective particulière : le « renoncement aux soins » et les « déserts médicaux ». L'objet de cette thèse est donc d'orienter l'étude des inégalités d'accès aux soins autour de ces deux notions. Le premier chapitre est une revue systématique sur les déterminants du renoncement aux soins pour raisons financières en France. Le deuxième chapitre est une étude quantitative cherchant à comprendre le sur-renoncement aux soins des femmes par rapport aux hommes en France. Le troisième chapitre étudie à l'aide d'économétrie spatiale les évolutions de la localisation des médecins généralistes en France. Le dernier chapitre s'interroge sur l'éventuelle incidence de l'offre de soins sur les mobilités résidentielles des retraités. Les résultats des deux premiers chapitres indiquent que les dimensions déterminant le renoncement aux soins ne sont que partiellement comprises et qu'il en résulte des difficultés interprétatives quant au rôle des caractéristiques socio-démographiques dans la construction des inégalités de renoncement aux soins. Les résultats des deux derniers chapitres soulignent que les médecins généralistes ont une tendance nette à se regrouper avec d'autres types de soins, ce qui génère une polarisation de ces derniers, et que les retraités n'ont pas tendance à suivre les évolutions de l'offre de soins. Sur ces cas-là, il n'apparaît pas de tendance du marché à la réduction des inégalités territoriales d'accessibilité aux soins. Cela pourrait induire la nécessité d'une régulation publique en la matière.

Mots clés : Accès aux soins, inégalités, renoncement aux soins, accessibilité territoriale, France.

Title: Four essays of the determinants of inequalities in access to healthcare in France

Abstract: Reducing social inequalities in health means ensuring that everyone has access to healthcare according to their wishes and needs. Numerous studies have focused on the factors that determine access to healthcare. Among these various factors, two of them have a huge importance in the French legislative agenda and public debate: financial and geographical barriers. In this respect, two expressions have a particular collective impact: "forgone healthcare" and "medical deserts". The aim of this thesis is therefore to focus the study of inequalities in access to healthcare on these two notions. The first chapter is a systematic review of the determinants of forgoing healthcare for financial reasons in France. The second chapter is a quantitative study that seeks to understand why women are more likely than men to forego healthcare in France. The third chapter uses spatial econometrics to study changes in the location of general practitioners in France. The final chapter examines the potential impact of healthcare supply on the residential mobility of retired people. The results of the first two chapters indicate that the dimensions determining the foregone healthcare are only partially understood, resulting in interpretative difficulties regarding the role of socio-demographic characteristics in the construction of inequalities in foregone healthcare. The results of the last two chapters highlight that general practitioners have a clear tendency to group together with other types of healthcare, generating a polarization of the latter, and that retired people do not tend to follow changes in healthcare supply. In these cases, there is no apparent market trend to reduce territorial inequalities in access to healthcare. This could suggest the need for public regulation in this respect.

Keywords: Access to healthcare, inequalities, forgoing healthcare, territorial accessibility, France.

Unité de recherche

Bordeaux Population Health research center (BPH), Inserm U1219, équipe PHARes,
146, rue Léo Saignat, 33076 BORDEAUX Cedex

« On devrait vivre en portant plus d'attention à la vie.
Elle n'est pas si longue. »
Robert Merle
Malevil

Remerciements

Mes remerciements et ma gratitude vont à :

Mes directeurs de thèse, Jérôme Wittwer et Christophe Bergouignan, qui m'ont accompagné durant ces trois années et sans qui ce travail n'aurait pu aboutir ;

Mes rapportrices, Sandy Tubeuf et Anne-Laure Samson, qui m'ont fait l'honneur de consacrer du temps à mon travail, notamment pour la pré-soutenance de thèse, et de me conseiller pour l'améliorer ;

Mon comité de suivi, Florence Jusot et Aurélien Dasré, qui m'ont également conseillé et qui m'ont aussi fait l'honneur de prendre part à mon jury ;

Mes collègues qui ont lu certains de mes chapitres, conseillé sur ceux-ci ou corrigé mes coquilles, Diana, Damien, Bénédicte, Florence, Élodie, Justine, Inès, Leïla et Najwa (j'espère n'oublier personne), vous pourrez dire que vous y avez un peu contribué ;

Mes fournisseurs de données, Thierry Rochereau pour l'IRDES ainsi que l'ADISP, qui m'ont permis de travailler dans de bonnes conditions sur ce plan-là ;

Mon école doctorale, dont le jury m'a accordé en 2020 une bourse MESRI qui m'a apporté un confort financier déterminant ;

Mes collègues du côté pédagogique, particulièrement Élise, Nabil et Matthieu pour les Maîtres de Conférences, ainsi que Carole et Céline pour les Assistantes Pédagogiques ;

Mes collègues de l'administration, Sophie, Héloïse et Aïcha (mention spéciale à cette dernière pour les pâtisseries et les cafés), qui m'ont notamment permis d'aller dans différents congrès (transports, hôtel et nourriture gratuite, que demander de plus ?) ;

Mes collègues du bureaux, Gaëtan puis Solène, qui ont subi les travaux à l'ISPED avec moi ;

Mes collègues dont l'empathie fut sans faille lorsque je disais que : « Ma thèse est en grand péril. », notamment Anaïs, Arnaud, Aude et Pauline ;

Mes collègues qui m'ont offert à boire et/ou à manger (que du bio et pas d'alcool bien sûr, toute ma vie est consacrée à la santé publique), Patrice (à l'exclusion bien sûr du vin de palme qui a failli me conduire au CHU de Libreville), Jean-Baptiste (peut-on se faire livrer l'attiéké au bureau ?), Kalidou (à quand un restaurant à Bordeaux faisant un bon tiebou dieune ?), Romaric (d'après mes comptes il y a toujours deux pintes en attente), c'est en partie à cause de vous que j'ai pris 10 kg durant ma thèse, je vous invite donc à vous cotiser pour me payer les chaussures de sport qui me les feront perdre (et pas des chaussures premier prix) ;

Mes proches hors du monde académique, qui, chacun à leur façon, m'ont soutenu durant ce périple, qui eux aussi m'ont apporté leur chaleur et pour qui, je l'espère, je pourrai être davantage disponible à présent ;

Et à l'ensemble des personnes qui liront tout ou partie de cette thèse. Si l'on peut toujours mieux faire, sachez que j'ai fait du mieux que j'ai pu.

Activités académiques

Publications effectuées ou en cours dans le cadre de cette thèse :

BLANCO-CAZEAUX I., 2022, « Location dynamics of general practitioners in France », *SSM - Population Health*, 19, p. 101240. doi:10.1016/j.ssmph.2022.101240

BLANCO-CAZEAUX I., « Les déterminants du renoncement aux soins pour raisons financières en France : une revue systématique », accepté au sein du *Journal de Gestion et d'Économie de la Santé*.

Autres publications :

BLANCO-CAZEAUX I., CALDERON BERNAL L. P., CHAPUT J., GAUTRON M., MALROUX I., MUGISHO G., DASRE A., PANNETIER J., 2022, « Le renoncement aux soins des chômeurs en France », *Population*, 77(1), p. 77-116. doi:10.3917/popu.2201.007

BLANCO-CAZEAUX I., 2023, « Accès aux soins : qui sont ces patients qui renoncent ? » [en ligne], *The Conversation*. <https://theconversation.com/acces-aux-soins-qui-sont-ces-patients-qui-renoncent-185613>

Communications orales ou affichées :

BLANCO-CAZEAUX I., « Location dynamics of general practitioners in France », communications orales le 30 août 2022 à la **9^{ème} EuHEA PhD. Conference** à Galway (Irlande) et le 7 octobre 2022 au **1^{er} BPH Junior Researchers Day** à Pessac.

BLANCO-CAZEAUX I., « Does healthcare supply have an impact on the territorialization of demand? The case of residential mobility of retired people in France », communication affichée le 7 septembre 2023 à la **10^{ème} EuHEA PhD. Conference** à Bologne (Italie) et communication orale le 14 décembre 2023 aux **45^{ème} JESF** à Bordeaux.

Enseignements :

Évaluation en santé, partie Introduction aux théories de la décision et à l'évaluation médico-économique (CM et TD, M1 Santé Publique en présentiel et en EAD, DU Épidémiologie des cancers).

Connaissance du secteur médical et médico-social, partie Économie de la protection sociale (CI, M1 Santé Publique en présentiel).

Régulation économique des systèmes de santé (TD en M1 Santé Publique en présentiel, CM, TD et coordination de l'UE en M1 Santé Publique en EAD).

Régulation économique et coordination du système de santé (TD en M2 Cadre de Santé Manager).

Projet tutoré et initiation à la recherche (Encadrement de groupes en M1 Santé Publique en présentiel et en EAD).

Sommaire

Remerciements	7
Activités académiques.....	9
Sommaire	11
Table des illustrations.....	15
Liste des acronymes.....	17
INTRODUCTION GÉNÉRALE – Remettre en perspective les dimensions de l'accès aux soins	19
1. Introduction	19
2. Reconsidérer les disparités de perception du besoin de soins	22
2.1. Éléments issus de la littérature empiriste : les inégalités de compréhension du besoin de soins	23
2.2. Éléments issus de la littérature économique : le rôle des préférences dans l'implication des patients.....	24
2.3. Éléments issus de la littérature psycho-sociale : confiance, expériences et consentement déterminent la perception des soins	25
3. Examiner la pluralité des barrières exogènes à l'accès aux soins	27
3.1. Les barrières financières	27
3.2. Les barrières géographiques.....	28
3.3. Les barrières organisationnelles.....	29
3.4. Les barrières discriminatoires.....	30
4. L'objet de la thèse	31
4.1. Questions de recherche	31
4.2. Partie I – Interroger l'indicateur du renoncement aux soins, notamment pour raisons financières	32
4.3. Partie II – Les inégalités territoriales d'accessibilité géographique aux soins au prisme de l'offre	34
PARTIE I – Interroger l'indicateur du renoncement aux soins, notamment pour raisons financières	37
CHAPITRE 1 – Les déterminants du renoncement aux soins pour raisons financières en France : une revue systématique	39
1. Introduction	40
2. Méthodologie	42
3. Résultats	44
3.1. Les déterminants économiques du RSRF	54
3.2. Les caractéristiques socio-démographiques	55
3.3. Les liens entre la santé et le RSRF	56
3.4. Certaines sous-populations face au RSRF.....	56
3.5. Le RSRF selon le type de soins considéré	57

4. Discussion.....	59
Annexes.....	64
CHAPITRE 2 – Peut-on expliquer pourquoi les femmes renoncent davantage aux soins que les hommes en France ?.....	71
1. Introduction.....	72
2. Revue de la littérature.....	74
2.1. Les différentes dimensions de l'accès aux soins.....	74
2.2. L'indicateur du renoncement aux soins en France.....	75
2.3. Les hypothèses.....	76
3. Stratégie empirique.....	77
3.1. Les données : l'Enquête Santé et Protection Sociale 2014.....	77
3.2. Les variables : expliquer le renoncement aux soins sous ses multiples formes.....	77
4. Résultats.....	84
4.1. Statistiques descriptives.....	84
4.2. Régressions.....	87
4.3. Profils socio-démographiques du renoncement aux soins des femmes.....	89
4.4. Décompositions.....	91
5. Discussion.....	94
Annexes.....	100
PARTIE II – Les inégalités territoriales d'accessibilité géographique aux soins au prisme de l'offre.....	105
CHAPITRE 3 – Les dynamiques de localisation des médecins généralistes en France.....	107
1. Introduction.....	108
2. Méthodologie.....	112
2.1. Données.....	112
2.2. Variables.....	113
2.3. Stratégie empirique.....	116
3. Résultats.....	117
4. Discussion.....	122
Annexes.....	126
CHAPITRE 4 – L'offre de soins a-t-elle une incidence sur la territorialisation de la demande ? Le cas des mobilités résidentielles des retraités en France.....	145
1. Introduction.....	146
2. Méthodologie.....	149
2.1. Données.....	149
2.2. Variables.....	150

2.3. Stratégie empirique	153
3. Résultats	155
4. Discussion.....	163
Annexes.....	167
CONCLUSION GÉNÉRALE	177
Bibliographie.....	185

Table des illustrations

TABLEAU 1.1 : RECAPITULATIF DESCRIPTIF DES REFERENCES INCLUSES DANS L'ETUDE	46
TABLEAU 2.1 : VARIABLES EXPLIQUEES ET EXPLICATIVES.....	79
TABLEAU 2.2 : RENONCEMENT AUX SOINS SELON LES MODALITES DE VARIABLES (POURCENTAGES PONDERES).....	85
TABLEAU 2.3 : STATISTIQUES DESCRIPTIVES SUR LES VARIABLES QUALITATIVES (EN POURCENTAGES PONDERES).....	86
TABLEAU 2.4 : STATISTIQUES DESCRIPTIVES SUR LES VARIABLES QUANTITATIVES (RESULTATS SOUS ECHANTILLON PONDERE).....	87
TABLEAU 2.5 : REGRESSIONS SUR LES DETERMINANTS DES RENONCEMENTS AUX SOINS (COEFFICIENTS ESTIMES DES MODELES PROBIT).....	88
TABLEAU 2.6: RESULTATS DES VARIABLES D'INTERACTION SOCIO-DEMOGRAPHIQUES.....	90
TABLEAU 2.7: DECOMPOSITIONS DE YUN DES INEGALITES DE RENONCEMENTS AUX SOINS SELON LE SEXE	92
TABLEAU 2.8: DECOMPOSITIONS DE FAIRLIE DES INEGALITES DE RENONCEMENTS AUX SOINS SELON LE SEXE	93
TABLEAU 3.1: VARIABLES	115
TABLEAU 3.2: STATISTIQUES DESCRIPTIVES - EVOLUTION DES MOYENNES ET DES ERREURS STANDARD	118
TABLEAU 3.3 : MODELES – DETERMINANTS SPATIALISES ET NON SPATIALISES DES DYNAMIQUES DE DENSITE DES MEDECINS GENERALISTES.....	121
TABLEAU 3.4 : IMPACTS DIRECTS, INDIRECTS ET TOTAUX DES CARACTERISTIQUES TERRITORIALES SUR LES DYNAMIQUES DE DENSITE DES MEDECINS GENERALISTES	121
TABLEAU 4.1: VARIABLES	153
TABLEAU 4.2: STATISTIQUES DESCRIPTIVES – EVOLUTION DES MOYENNES ET PROPORTIONS	155
TABLEAU 4.3: CORRELATIONS ENTRE VARIABLES.....	159
TABLEAU 4.4: MODELES – DETERMINANTS SPATIALISES ET NON SPATIALISES DES EVOLUTIONS DES TAUX DE MIGRATION INTER-ZEM NETS NORMALISES DES RETRAITES DE 60 A 74 ANS REVOLUS EN FRANCE HEXAGONALE.....	160
TABLEAU 4.5: IMPACTS DIRECTS, INDIRECTS ET TOTAUX DES CARACTERISTIQUES TERRITORIALES SUR LES TAUX DE MIGRATION INTER-ZEM NETS NORMALISES DES RETRAITES DE 60 A 74 ANS REVOLUS EN FRANCE HEXAGONALE	161
FIGURE 1.1 : DIAGRAMME DE FLUX DE LA REVUE SYSTEMATIQUE BASEE SUR LES MOTEURS PUBMED, SCOPUS, CAIRN ET GOOGLE SCHOLAR.....	45
FIGURE 2.1 : POIDS DES PARTIES EXPLIQUEES ET INEXPLIQUEES SUR LES INEGALITES DE RENONCEMENTS AUX SOINS ENTRE LES FEMMES ET LES HOMMES	94
FIGURE 3.1 : CARTES DE L'EVOLUTION DE LA DENSITE DES MEDECINS GENERALISTES EN FRANCE (2007-2017).....	119

FIGURE 4.1 : CARTES DE L'EVOLUTION DES TAUX DE MIGRATION INTER-ZEM NETS DES RETRAITES DE 60 A 74 ANS REVOLUS EN FRANCE HEXAGONALE (2014-2019)	156
FIGURE 4.2 : CARTES DE L'EVOLUTION DES 8 ^{EMES} DECILES DE REVENUS PAR UNITE DE CONSOMMATION EN FRANCE HEXAGONALE (2009-2014).....	157
FIGURE 4.3 : CARTES DE L'EVOLUTION DES DENSITES DE SERVICES EN FRANCE HEXAGONALE (2009-2014).....	157
FIGURE 4.4 : CARTES DE L'EVOLUTION DES DENSITES D'ETABLISSEMENTS HOSPITALIERS EN FRANCE HEXAGONALE (2009-2014).....	157
FIGURE 4.5 : CARTES DE L'EVOLUTION DES DENSITES DE SOINS DE VILLE EN FRANCE HEXAGONALE (2009-2014).....	158
FIGURE 5.1 : REPRESENTATION DU PROCESSUS D'ACCES AUX SOINS.....	179

Liste des acronymes

ACS : Aide au paiement d'une Complémentaire Santé
ALD : Affection de Longue Durée
ARS : Agence Régionale de Santé
BPE : Base Permanente des Équipements
C2S : Complémentaire Santé Solidaire
CMU : Couverture Maladie Universelle
CMU-c : Couverture Maladie Universelle-complémentaire
CSBM : Consommation de Soins et de Biens Médicaux
DREES : Direction de la Recherche, des Études, de l'Évaluation et des Statistiques
ESPS : Enquête Santé et Protection Sociale
FHFR : *Foregone Healthcare for Financial Reasons*
GNS : *General Nested Spatial model*
GP : *General Practitioner*
HPST : Hôpital-Patient-Santé-Territoires
Insee : Institut national de la statistique et des études économiques
IPA : Infirmier en Pratique Avancée
IRDES : Institut de Recherche et de Documentation en Économie de la Santé
MCO : Moindres Carrés Ordinaires
MSP : Maison de Santé Pluriprofessionnelle
PCS : Professions et Catégories Socioprofessionnelles
PGD : Processus Générateur des Données
RSRF : Renoncement aux Soins pour Raisons Financières
RUC : Revenu par Unité de Consommation
SAC : *Spatial Autoregressive Combined model*
SAR : *Spatial AutoRegressive model*
SDEM : *Spatial Durbin Error Model*
SDM : *Spatial Durbin Model*
SEM : *Spatial Error Model*
SLX : *Spatial Lag model with eXogenous variables*
ZAU : Zonage en Aires Urbaines
ZEM : Zone d'EMploi
ZUS : Zone Urbaine Sensible

INTRODUCTION GÉNÉRALE – Remettre en perspective les dimensions de l'accès aux soins

1. Introduction

La multidimensionnalité des enjeux sanitaires – reposant non seulement sur les déterminants génétiques et héréditaires mais également sur les comportements de vie, les conditions socio-économiques ou encore l'organisation des soins (Lalonde, 1974) – doit se retrouver au fondement des politiques de santé publique (Saad et Prochaska, 2020 ; Sen, 2002). Traiter politiquement ces questions suppose alors de se baser sur différents piliers parmi lesquels le système de soins est fondamental puisqu'il doit assurer les bons fonctionnements physiologiques et psychologiques pour proposer de meilleures opportunités de vie (Daniels, 2001). Garantir qu'un système de soins réponde adéquatement aux besoins individuels suppose donc que chacun y ait une accessibilité suffisante.

Dans ce cadre, il faut distinguer la notion d'accessibilité, relative au potentiel de recours aux soins¹, de celle d'accès réel, renvoyant au fait d'y recourir effectivement². L'accessibilité potentielle comprend la possibilité pour des individus de recourir aux soins selon leurs besoins alors que l'accès réel suppose le dépassement de toutes les barrières contraignantes pour le recours aux soins (Guagliardo, 2004). De cette façon, l'accessibilité est une notion à rapprocher autant de la capacité à atteindre que de la disponibilité (Apparicio *et al.*, 2008 ; Tonnellier, 2010) tandis que l'accès réel tient de l'adéquation des désirs et besoins individuels avec les caractéristiques du système sanitaire (Andersen *et al.*, 1983) qui s'inscrivent dans une chaîne de causalité précise (Andersen, 1995) : les déterminants fondamentaux (caractéristiques de la population, système de santé, environnement) impactent les comportements en santé (pratiques en santé, recours aux soins) qui eux-mêmes déterminent les résultats en santé (santé perçue, satisfaction du patient). En ce sens, la notion d'accès *aux soins* est multidimensionnelle, peut être abordée de multiples manières et constitue au fond un concept assez générique relevant tout à la fois d'une consommation de médicaments,

¹ Cela renvoie donc à une dimension subjective.

² Que l'on comprend comme une mesure objective.

de la capacité à consulter un médecin, de la fluidité d'un parcours de soins, *etc.* (Levesque *et al.*, 2013).

La complexité de ces principes implique d'en avoir une compréhension multidimensionnelle. Dans cette optique, parmi les déterminants de l'accessibilité, Brunat et Fargeon (2015) distinguent les *facteurs financiers* (relevant de la couverture maladie et des modalités de remboursement), les *facteurs institutionnels* (à savoir les régulations sectorielles, la distribution territoriale des services, les types de soins, *etc.*), les *normes* (c'est-à-dire les représentations individuelles des questions sanitaires et des organismes de santé mais également celles des professionnels en tant que tels) et les *facteurs opérationnels* (donc les rémunérations et coordinations des professionnels). Dans ces conditions, les caractéristiques individuelles se trouvent en interaction avec les dimensions organisationnelles, financières, culturelles, sociales et géographiques. Conformément à cela, le concept d'accès aux soins fait également référence à l'interaction des caractéristiques individuelles (couverture maladie, statut socio-économique, implication dans les activités professionnelles et familiales...) et du système de santé en lui-même, que ce soit pour le reste à charge des patients, le maillage territorial ou les délais d'obtention d'une consultation (Andersen *et al.*, 1983). Penchansky et Thomas (1981) décomposent quant à eux l'accès aux soins en cinq dimensions : *l'accessibilité physique aux services* (la distance à parcourir entre les individus et les services de soins), *la disponibilité de l'offre sanitaire* (l'adéquation entre les services et les besoins), *la capacité financière* (la capacité à payer les soins, en lien avec la couverture maladie), *la commodité d'organisation du système de santé* (la façon dont est organisée la prise en charge des patients par les services secrétariaux, les horaires ou le système de prise de rendez-vous) et *le caractère acceptable des soins* (l'interaction des attitudes, préférences et représentations des individus avec les caractéristiques du système de soins)³. À ces cinq dimensions, Saurman (2016) ajoute celle de *conscience* qui relève de *la communication et de l'information des patients* en prenant en considération leur niveau de littératie.

Les précédents travaux décrivent donc différents points de vue sur les dimensions déterminant l'accès aux soins. Ceux-ci ne sont cependant pas dans la compréhension de sa procédure. À cet effet, le modèle d'Andersen et Newman (1973) apporte un éclairage sur le processus social conduisant à l'accès aux soins. Ainsi, les

³ Parmi ces dimensions, les deux premières sont donc purement géographiques (Barlet *et al.*, 2012).

auteurs distinguent que les déterminants sociétaux (la technologie et les normes) impactent le système de soins (ses ressources et son organisation) et que ces deux types de déterminants conditionnent les déterminants individuels. Ces derniers sont de trois types – prédisposants (caractéristiques démographiques, sociales et croyances), de capacité (famille et communauté⁴) et déclenchants (niveau de la maladie, santé perçue et évaluée par des professionnels de santé) – et conditionnent l'utilisation de services de santé, que ce soit le type de service (hôpital, médecin généraliste, spécialistes, médicaments, médecine alternative), l'objet (soins primaires, secondaires et tertiaires⁵) ou l'unité d'analyse (le contact au système de soins, la quantité de soins, le suivi du soin épisodique).

Tous ces éléments présentent donc la multiplicité des facteurs influençant l'accès et l'accessibilité aux soins. Néanmoins, parmi certains de ces éléments visant à caractériser ce qui intervient dans le processus d'accès aux soins, il apparaît que la dimension sanitaire en tant que telle est négligée. Effectivement, parmi ces considérations, à l'exception des travaux d'Andersen précédemment cités, différentes représentations théoriques ne font pas émerger le besoin de soins en tant que tel. Ce manque implique donc de se questionner sur ce qu'est un facteur explicatif de l'accès aux soins et sur ce qui ne l'est pas.

À cette complexité s'ajoute la pluralité des éléments constitutifs des résultats dans l'accès aux soins. Une vision simpliste considérerait que dès lors qu'un individu n'a pas recouru aux soins alors il aurait des besoins non-satisfaits. Cela ne saurait convenablement retranscrire la subtilité des représentations individuelles à ce propos (Desprès, 2013). Une évaluation de l'accès aux soins couramment mobilisée correspond à l'étude du recours aux soins, que ce soit par les contacts au système de soins ou par la fréquence du recours et donc la densité de ces relations (Andersen et Newman, 1973). Une autre perspective, complémentaire à la précédente, se penche sur les difficultés des individus à accéder aux soins et notamment les sentiments de frustration qu'ils peuvent éprouver à propos de besoins de soins non-satisfaits, ce que la littérature anglophone appréhende comme des *unmet healthcare needs* (Chen et

⁴ Par famille les auteurs entendent ce qui concerne à l'échelle du foyer le revenu, l'assurance maladie ou encore l'accès à différents types de ressources. Par communauté les auteurs entendent le ratio services de soins sur population, le prix des services de soins, le caractère urbain ou rural de l'environnement et la région et ses spécificités.

⁵ Ici, les soins primaires correspondent à la prévention, les soins secondaires au traitement et les soins tertiaires au suivi, soins de garde et accompagnement des patients.

Hou, 2002 ; Hwang, 2018 ; Newacheck *et al.*, 2000 ; Nieuwenhuijsen *et al.*, 2008) tandis que la littérature francophone mobilise la notion de renoncement aux soins (Ancelot *et al.*, 2016 ; Bazin *et al.*, 2006 ; Castry *et al.*, 2019 ; Warin, 2014). Si donc ces différentes façons de mesurer l'accès aux soins émergent de la littérature, on peut néanmoins se demander si certaines sont plus pertinentes que d'autres, et si oui lesquelles. La réponse à cette question est complexe. Effectivement, cela ne peut pas se faire sans une compréhension précise de ce que représente l'accès aux soins et du processus qu'il constitue. Si le modèle d'Andersen et Newman (1973) apporte des éléments permettant une caractérisation du processus social menant à l'accès aux soins, celui-ci ne se penche pas sur la pluralité des mécanismes individuels (socialement déterminés) pouvant mener à différents types de non-accès aux soins. Il convient donc de se pencher sur l'approfondissement des rôles précis joués par les différentes dimensions de l'accès aux soins. Cela implique de considérer les facteurs précédemment évoqués tout en n'omettant pas la question du rôle de chacune de ces dimensions dans le processus pouvant mener aux soins pour parvenir à déterminer quelles conséquences pourraient en résulter quant à la décision individuelle. Tous ces éléments renvoient à des littératures différentes, dont le but ici est de les faire dialoguer afin d'aboutir à une perspective retranscrivant la complexité (et donc la richesse) de la compréhension du processus de prise de contact avec le système de soins. Cela permettra d'avoir une grille de lecture pour cette thèse. Il s'agira en conséquence de mettre en perspective des éléments psycho-sociaux, économiques et de santé publique décrivant, chacun à leur façon, les éléments relevant de la perception des soins et des barrières pour y accéder.

Dans cette perspective, la partie suivante cherchera à reconsidérer les disparités de perception du besoin de soins. La troisième partie visera à mettre en perspective la pluralité des barrières exogènes à l'accès aux soins et la dernière partie discutera les objets d'études que développera en conséquence cette thèse.

2. Reconsidérer les disparités de perception du besoin de soins

La perception du besoin de soins se positionne sur deux plans : elle se situe à la fois sur le fait d'avoir et de savoir qu'on est confronté à un problème/enjeu de santé puis sur le fait de considérer que ce problème/enjeu nécessite des soins. Les inégalités

d'accès aux soins reposent conjointement sur des inégalités de besoins de soins (objectifs et subjectifs) et sur des disparités de perception des soins (quant à leur pertinence pour répondre aux besoins individuels). En ce sens, il convient d'indiquer que les inégalités de besoins de soins sont à la fois objectives et subjectives dans la mesure où elles relèvent d'inégalités d'états de santé, de préférences et de littératie. Les différences dans la perception des soins, elles, se construisent autour des représentations individuelles du système de santé et des expériences y ayant trait. Différentes littératures ont abordé ces questions. Ainsi, la littérature se penchant sur les inégalités de santé et de littératie est ici appréhendée comme empiriste, souvent associée à la santé publique. Ensuite, la littérature économique, quant à elle, se penche sur la question des préférences des agents ainsi que sur leur aversion au risque. Enfin, une dernière littérature aborde la question de la confiance que les individus placent dans le système de soins et du consentement qui y est lié. Il s'agit donc d'une vision psycho-sociale de la question qui nous intéresse. L'objet ici est de faire dialoguer ces trois points de vue afin d'aboutir à une vision globale de la façon dont la perception des soins impacte l'initiation d'un épisode de soins.

2.1. Éléments issus de la littérature empiriste : les inégalités de compréhension du besoin de soins

Les inégalités sociales émergeant du besoin de soins se définissent sur un plan objectif et subjectif. Il s'agit de considérer que celles-ci reposent sur des différences objectives de santé et sur une compréhension personnelle différenciée des enjeux associés aux états de santé individuels. On caractérise alors l'inégalité sociale en santé comme « une différence systématique dans la santé d'individus occupant des places différentes au sein de la société » (McCartney *et al.*, 2013). En ce sens, à l'échelle d'une société, la structure sociale impacte la position sociale des individus qui elle-même impacte leur environnement de vie et leurs comportements et donc au final leur santé (Graham et Kelly, 2004). Par exemple, Hosseinpoor *et al.* (2006) indiquent que ce qui contribue le plus aux inégalités de mortalité infantile est le statut socio-économique du ménage puis l'éducation de la mère. Les autres facteurs importants sont le fait de vivre en zone urbaine ou rurale, le temps entre deux grossesses et l'hygiène. De même, les inégalités sociales en santé peuvent provenir de différentes

formes d'organisation économique (phases du capitalisme de Ross et Trachte, 1990) ou de protection sociale (Esping-Andersen, 1990).

Sur la compréhension des enjeux de santé, celle-ci repose beaucoup sur la littératie dans ce même domaine. Cela correspond à la capacité individuelle de comprendre et d'utiliser l'information en santé pour notamment accéder aux soins et de façon générale améliorer sa propre santé et celle des autres en diffusant ses connaissances (Batterham *et al.*, 2016)⁶. La littératie en santé peut donc être inscrite comme une des composantes du capital culturel dont les normes associées impactent également les représentations et habitudes par rapport au système médical (Abel, 2008). La littératie en santé impacte donc l'accès aux soins, les interactions avec les professionnels de santé, l'attention apportée à sa propre santé et éventuellement la participation aux débats publics (Batterham *et al.*, 2016). De même, la participation à certains programmes médicaux (et donc l'acceptation) suppose de savoir déterminer ce qui peut être pertinent parmi différentes options et/ou de faire confiance aux professionnels de santé tout en accordant de l'importance à sa santé. Les interactions avec les professionnels de santé sont impactées par la littératie dans la mesure où elle va déterminer la compréhension de ce qu'expliquent les professionnels aux patients et la confiance que ceux-ci placent dans les professionnels. De la même façon, le fait d'approcher un service suppose d'en connaître l'existence, de ne pas être mal à l'aise ou d'avoir peur de l'approcher ou encore de lui faire confiance. Le fait d'être accepté par un service suppose enfin de savoir un minimum ce pourquoi il fonctionne, quelles sont ses compétences et d'être capable d'expliquer ses besoins (Batterham *et al.*, 2016).

2.2. Éléments issus de la littérature économique : le rôle des préférences dans l'implication des patients

L'implication des patients, appréhendée sous l'angle de la littérature économique, résulte d'abord de leurs préférences en santé et pour les soins. Celles-ci proviennent d'un calcul basé sur des éléments tels que les traitements prévus ou

⁶ On recense trois niveaux de littératie : la littératie fonctionnelle (littératie élémentaire par rapport aux conditions et systèmes en santé), la littératie interactive (compétences sociales et communautaires ayant trait à l'expression et à la compréhension inter-individuelle d'informations en santé) et la littératie critique (compétences sociales et cognitives avancées pour l'analyse critique de l'information en santé) (Chinn, 2011 ; Nutbeam, 2000 ; Sykes *et al.*, 2013).

l'état de santé qui en résulterait. C'est en ce sens un des déterminants du recours aux soins. Dans le cadre de la théorie du capital humain, Grossman (1972) décrit la santé comme un capital conférant de l'utilité lorsqu'elle est bonne (puisque les individus peuvent consacrer du temps à leurs activités économiques et non-économiques) et de la désutilité quand elle est mauvaise (la maladie faisant perdre du temps d'activité). Ce capital ayant un stock naturellement décroissant avec l'âge, son prix est donc croissant dans le temps mais décroissant avec l'éducation (car d'après Grossman les individus plus éduqués sont plus efficaces dans leur fonction de production en santé)⁷. Ces préférences résultent également des expériences, de la réflexion et des sentiments individuels (Brennan et Strombom, 1998) qui apparaissent comme un facteur explicatif important dans le cadre des soins primaires (Craig *et al.*, 2014 ; Jung *et al.*, 2003). De même, la dégradation de l'état de santé fait évoluer les préférences en santé (*via* l'importance accordée à la qualité de vie) et a tendance dans ce contexte à faire augmenter l'acceptation des traitements (Fried *et al.*, 2006). Cet élément met en évidence l'incidence de la qualité de vie qui détermine également la valeur que ceux qui financent la santé (État ou individus) attribuent à la longévité et leur volonté à payer pour (Johnson *et al.*, 1998).

2.3. Éléments issus de la littérature psycho-sociale : confiance, expériences et consentement déterminent la perception des soins

C'est sur la confiance dans le système de soins et les professionnels de santé que repose le consentement aux soins (Gille *et al.*, 2015). Cet élément renvoie au concept de fiducie publique correspondant à la confiance placée par un groupe ou un individu dans une institution publique. Elle est à la fois influencée par les expériences individuelles, l'image que renvoient les médias et dépend, dans la culture des individus, de leur capacité à faire confiance (van der Schee *et al.*, 2007). La construction de la confiance dans le système de soins n'est donc pas un processus purement individuel mais résulte d'interaction : interactions avec les professionnels de

⁷ Même si les hypothèses de ce modèle peuvent être largement critiquées (voir Muurinen, 1982, notamment sur le fait que le rapport au temps est plus complexe que ce qu'indique Grossman puisque le recours aux soins ne représente pas qu'une façon d'investir dans sa santé mais il est également un coût d'opportunité à ne pas faire une autre activité, notamment productive, durant le temps consacré aux soins), celui-ci a le mérite d'appréhender l'effet de variables socio-démographiques sur la santé sans même considérer que ces variables influencent les goûts en matière de santé.

santé, interactions avec les médias, partages d'expériences et effets de pairs (Calnan et Rowe, 2007). La confiance peut en ce sens renvoyer à l'efficacité perçue du système de soins et se retrouve à deux échelles : dans la relation patient-professionnel de santé (fiducie interpersonnelle) et dans la relation patient-institutions publiques de santé (fiducie publique), en sachant que ces deux types de fiducie sont interconnectés. Il s'agit de placer une confiance plus ou moins élevée dans un système composé d'individus et d'institutions interconnectés (Abelson *et al.*, 2009).

Cela a notamment pour implication qu'une plus faible confiance dans le système de soins est *ceteris paribus* associée à davantage de besoins de soins non-satisfaits ou repoussés (Mollborn *et al.*, 2005). Ces différences de confiance peuvent ainsi induire des inégalités d'accès entre groupes sociaux (Musa *et al.*, 2009 ; Schwei *et al.*, 2014). Cela peut résulter de différences dans la culture de groupe et/ou liées à des traitements différents au sein du système médical et donc d'éventuelles discriminations (Boulware *et al.*, 2003). Aux États-Unis, les individus ayant connaissance des pratiques de cadeaux de l'industrie pharmaceutique à certains professionnels de santé ont, toutes choses égales par ailleurs, une confiance inférieure dans les professionnels de santé et dans le système de soins que ceux qui ne croient pas en l'existence de ces pratiques (Grande *et al.*, 2012). Ces éléments indiquent donc que des dynamiques sociales se retrouvent également dans l'accès aux soins par le biais de la confiance dans le système de santé. Ce manque de confiance qui se retrouve de façon plus ou moins marquée selon les individus et les groupes sociaux peut également aboutir dans une version extrême à la croyance dans un certain nombre de théories complotistes (Craft *et al.*, 2017 ; Galliford et Furnham, 2017 ; Goldberg et Richey, 2020 ; Maftai et Holman, 2020 ; Mattocks *et al.*, 2017). Par ailleurs, c'est la qualité du service qui détermine la satisfaction du patient et donc les intentions de comportement qui y sont liées (Agyapong *et al.*, 2018 ; Amin et Zahora Nasharuddin, 2013 ; Choi *et al.*, 2004). En conséquence, la satisfaction va influencer la compliance du patient, les résultats cliniques et la fidélité aux professionnels (Ng et Luk, 2019). Par exemple, les expériences de soins durant l'enfance influencent les comportements de soins durant l'adolescence (Jones *et al.*, 2008).

En somme, l'ensemble de ces éléments nous permet de comprendre que la volonté d'accéder aux soins suppose d'abord la compréhension des enjeux de santé auxquels les individus peuvent être confrontés, puis de considérer que le système de soins est le bon moyen de répondre auxdits enjeux. Ce dernier point renvoie au fait

que les individus accordent de l'importance à leur santé, font confiance au système de soins et n'en ont pas peur. Néanmoins, la volonté de recourir aux soins n'est pas suffisante pour le faire effectivement. Encore faut-il pouvoir recourir aux soins et donc franchir les barrières à l'accès aux soins.

3. Examiner la pluralité des barrières exogènes à l'accès aux soins

La question des barrières à l'accès aux soins a été diversement étudiée tant ces dernières sont multiples : financières, territoriales, organisationnelles et discriminatoires. Cependant, on peut constater dans la littérature une volonté de s'attacher à l'empirisme. Cette partie ne repose en conséquence pas sur l'usage particulier de concepts mais vise à retranscrire les différentes difficultés que peuvent rencontrer les individus souhaitant initier un épisode de soins.

3.1. Les barrières financières

Un premier élément contraignant l'accès aux soins est le coût économique. En effet, dans l'absence de prescription médicamenteuse, les retards dans l'accès aux soins ou le renoncement à ces derniers, le fait de ne pas pouvoir supporter le poids financier de ces soins joue un rôle fondamental (Desprès *et al.*, 2011 ; Weissman, 1991). Cela concerne les individus pauvres ou dotés d'un statut assurantiel ne diminuant pas suffisamment leur reste à charge (Kennedy et Morgan, 2006). Ainsi, Koolman (2007) indique que dans 14 pays européens, la raison principale de besoins non-satisfaits en soins sont les coûts et ces difficultés financières ont des conséquences sur l'état de santé ultérieur des individus (Dourgnon *et al.*, 2012). Par exemple, les personnes sans emploi bénéficient beaucoup moins d'une assurance maladie et rencontrent davantage de difficultés à supporter les coûts des soins (Driscoll et Bernstein, 2012). De plus, ces inégalités ne sont pas le fait de certains pays mais se retrouvent à travers le monde, de façon plus ou moins marquée. Par exemple en Chine, Xie *et al.* (2014) trouvent que le statut socio-économique explique 71% des inégalités d'accès aux soins ambulatoires. En outre, Elwell-Sutton *et al.* (2013) indiquent que le revenu et le statut assurantiel constituent des éléments capitaux dans la construction des inégalités d'accès aux soins. Également, de nombreux travaux ont

indiqué que ces dernières sont généralement pro-riches, que ce soit dans un certain nombre de pays africains (Bonfrer *et al.*, 2014), en Corée du Sud (Park, 2016), à Taïwan (Lu *et al.*, 2007), en Turquie (Celik et Hotchkiss, 2000), aux Philippines (Paredes, 2016), au Bangladesh (Quayyum *et al.*, 2013), en Indonésie (Johar *et al.*, 2018), aux États-Unis (Davis *et al.*, 1981) ou en France (Jusot et Wittwer, 2009). S'il est plus ou moins marqué selon les systèmes de protection sociale, le problème des inégalités financières occupe une place importante dans la compréhension des inégalités d'accès aux soins de par le monde.

3.2. Les barrières géographiques

La dimension géographique de l'accès aux soins s'illustre avant tout par des disparités d'accessibilité géographique vectrices d'iniquités. On note en ce sens une association entre inégalités sanitaires spatiales⁸ et inégalités d'accès aux soins, soulevant des enjeux d'aménagement territorial (Alfano *et al.*, 2018). De surcroît, les disparités d'accessibilité géographiques sont originellement appréhendées par les distances aux professionnels qui, au même titre que le temps d'attente, apparaissent comme un facteur négativement associé au recours⁹ (Angulo *et al.*, 2011 ; Gravelle *et al.*, 2003). Néanmoins, la question de la relation entre la distance effective d'accès aux soins et le recours aux soins soulève des déterminants plus complexes. En effet, Field et Briggs (2001) soulignent que l'effet de la distance peut se décomposer en une part directe (le temps pour accéder à la localisation du professionnel) et une indirecte (le mode de transport nécessaire pour s'y rendre et le temps disponible en fonction des activités professionnelles et familiales). Par suite, Arcury *et al.* (2005) ne trouvent pas d'effet significatif à la distance en l'intégrant conjointement au fait d'avoir un permis de conduire. Ce ne serait donc pas la distance en tant que telle mais la capacité à la surmonter qui aurait un pouvoir explicatif du recours (Field et Briggs, 2001). L'accessibilité géographique doit conséquemment être mise en perspective avec la mobilité des individus (Lucas-Gabrielli *et al.*, 2016 ; Nemet et Bailey, 2000) et le fait que les professionnels à proximité ne sont pas nécessairement les plus disponibles (Barlet *et al.*, 2012). Dans ces conditions, une autre façon d'appréhender les inégalités

⁸ Il s'agit d'inégalités relatives à la mortalité et à la morbidité.

⁹ Donc, moins l'offre est proche et plus le recours est faible.

d'accessibilité géographique aux soins repose sur l'analyse des densités de professionnels de santé et services sanitaires en tant que facteurs explicatifs du recours aux soins (Goyder *et al.*, 2006). Si on ne note cependant pas de consensus quant à cette association (Chaix *et al.*, 2005), une offre de soins en inadéquation avec la demande semble pouvoir induire un débordement de cette dernière hors des espaces de vie (Basu et Friedman, 2001). Est établie en outre une association négative entre la densité de médecins libéraux et les hospitalisations, révélant en creux les effets sur l'hôpital d'un moindre recours aux soins de ville, pouvant conduire à des retards de diagnostics et donc des évolutions pathologiques dégénératives (Basu *et al.*, 2002).

3.3. Les barrières organisationnelles

Aux questions financières et géographiques s'ajoutent des enjeux organisationnels, c'est-à-dire concernant la prise en charge des patients au sein de leurs parcours de soins. En ce sens, les individus peuvent être confrontés à des difficultés concernant l'engagement dans une consultation (donc la prise de rendez-vous) ou durant une consultation du fait d'une inadéquation entre les besoins du patient et les ressources humaines et matérielles des services de soins concernés. Effectivement, la prise de rendez-vous joue un rôle important dans l'engagement du patient au sein d'un parcours de soins (Lazare *et al.*, 1995 ; Twomey *et al.*, 2020). La prise de rendez-vous consiste à ce que le patient obtienne une consultation avec un professionnel lui convenant (voire, celui qu'il veut) au moment où il veut ou peut. Le médecin doit pouvoir répondre à la volonté et aux possibilités du patient, notamment dans le cas des urgences où il faut être organisé pour être en capacité d'accueillir des patients ayant besoin d'une consultation le jour même (Wang et Gupta, 2011). Sans cela, il y aurait un obstacle à l'accès aux soins (Ellouze *et al.*, 2018). De plus, une consultation peut être inadéquate si la structure sanitaire consultée ne répond pas aux besoins de l'individu. Un exemple à ce propos est celui des personnes en situation de handicap qui ont des besoins spécifiques qui, sans considération, conduisent à des insuffisances dans les parcours soins (Ahmad, 2013 ; Heslop *et al.*, 2019). Les déplacements sont généralement plus difficiles (Chiluba, 2019), les bâtiments et infrastructures peuvent ne pas permettre l'accès aux personnes touchées par certains handicaps (Leal Rocha *et al.*, 2015), les professionnels de santé peuvent ne pas

pouvoir communiquer avec des patients sourds s'ils ne maîtrisent pas la langue des signes (Mauffrey *et al.*, 2016), *etc.* Tous ces éléments peuvent nuire à la qualité des soins prodigués aux patients et à la relation qu'ils ont avec les professionnels.

3.4. Les barrières discriminatoires

Une discrimination correspond à un traitement illégal et/ou socialement jugé comme inacceptable, générant une différence, généralement en défaveur de la personne la subissant, cette discrimination reposant sur une caractéristique de la personne discriminée perçue par la personne discriminante (Lochak, 1987). Wamala *et al.* (2007) indiquent que le fait de déclarer subir des discriminations dues à des caractéristiques identitaires est négativement associé au fait de répondre à ses besoins, *ceteris paribus*. Par exemple, la perception de pratiques de professionnels de santé comme discriminantes par les Maoris en Nouvelle-Zélande implique pour eux une tendance à repousser les soins ou à avoir des besoins non-satisfaits (Ellison-Loschmann et Pearce, 2006 ; Harris *et al.*, 2019). Les caractéristiques ethniques ne sont cependant pas les seuls vecteurs de discriminations dans l'accès aux soins qui peuvent également reposer sur des critères sociaux ou de genre (Cornu-Pauchet, 2018 ; Desprès, 2021 ; Pfister, 2014 ; Sperber, Landers et Lawrence, 2005). Cet ensemble de situations relève de cas de refus des soins par des praticiens ou de mauvaises expériences avec des professionnels de santé et c'est en ce sens qu'intervient la discrimination comme une barrière à l'accès aux soins.

Donc, les individus souhaitant recourir aux soins peuvent en être empêchés par quatre types de barrières, à savoir financières, territoriales, organisationnelles ou discriminatoires. En ce sens, tout un chacun, selon ses caractéristiques, peut se retrouver dans l'impossibilité de répondre à ses besoins de soins par inaptitude à faire face au reste à charge, par incapacité à accéder physiquement à un professionnel de santé disponible, répondant à ses particularités et sans discrimination. En mettant en perspective ces éléments avec ce qui constitue la volonté de recourir aux soins, alors on peut établir une vision des déterminants de l'accès aux soins. Celle-ci sera utilisée dans les chapitres suivants.

4. L'objet de la thèse

4.1. Questions de recherche

Les précédentes parties ont illustré la multiplicité des facteurs impactant l'accès aux soins des individus. Deux éléments sont toutefois particulièrement discutés à la fois dans la littérature économique et au sein du débat public en France : les barrières financières et les barrières géographiques à l'accès aux soins. C'est ainsi qu'on entendra parler de *renoncement aux soins* (et particulièrement pour ses raisons financières) et de *déserts médicaux*. Il apparaît intéressant en conséquence d'interroger ces notions.

D'une part, il conviendra de comprendre ce qu'est le renoncement aux soins. Dans quelle mesure cet indicateur est-il pertinent pour comprendre les inégalités d'accès aux soins ? Quelles sont ses forces et ses faiblesses ? Comment ses études pourraient être approfondies ? Afin de se pencher sur ces questions, deux chapitres ont été réalisés. Le premier est une revue systématique sur les déterminants du renoncement aux soins pour raisons financières (RSRF) en France. Il s'agit par-là d'établir l'état des savoirs sur les facteurs de risque liés au RSRF. Cela permet également de comprendre pourquoi le RSRF n'est pas seulement déterminé par des facteurs économiques mais que, du fait de la nature même de l'indicateur du renoncement aux soins, des éléments sanitaires, psychologiques ou sociaux impactent également le RSRF. Ces résultats conduisent également à considérer quelles dimensions pourraient encore enrichir la portée des analyses de cette littérature. Dans cette idée-là, le deuxième chapitre interroge la capacité à expliquer les inégalités de renoncement aux soins entre les femmes et les hommes. En ce sens, l'objectif principal est d'essayer de comprendre le poids des différentes dimensions de l'accès aux soins dans la construction de ces inégalités. Ce travail aboutit également à proposer des pistes d'enrichissement de la littérature sur le renoncement aux soins.

D'autre part, il s'agit de s'interroger sur la construction des inégalités territoriales d'accessibilité aux soins, ce que l'on appelle plus communément les *déserts médicaux*. Pour cela, plutôt qu'une démarche microéconomique que la littérature adopte usuellement, les deux chapitres sur le sujet optent pour un point de vue macro en mobilisant la démographie médicale. Le chapitre 3 se penche alors sur le cas

particulièrement sensible des médecins généralistes. En effet, ceux-ci sont de moins en moins nombreux, ce qui implique des tensions croissantes quant à leur répartition. La question est de savoir pourquoi certains territoires sont de mieux en mieux dotés en offre de soins et pourquoi d'autres le sont de moins en moins bien. Le dernier chapitre complète ces analyses en évaluant la capacité d'attraction de l'offre de soins sur la demande. Pour cela, ce chapitre étudie l'éventuelle incidence de l'évolution de l'offre de soins sur les mobilités résidentielles des retraités en France hexagonale. Il s'agit alors de déterminer si les retraités se déplacent suivant les mouvements de l'offre de soins. Ce serait alors le résultat de stratégies résidentielles prenant en compte l'accessibilité aux soins dans son équation. Cela permet alors de déterminer si les mécanismes de marché vis-à-vis des déplacements de la demande pourraient constituer une forme de réponse aux problématiques de déserts médicaux. Les éléments développés dans cette seconde partie mettront donc en évidence la nécessité d'une intervention publique en vue de lutter contre les inégalités territoriales d'accessibilité aux soins de ville.

4.2. Partie I – Interroger l'indicateur du renoncement aux soins, notamment pour raisons financières

Chapitre 1 – Les déterminants du renoncement aux soins pour raisons financières en France : une revue systématique

Dans le cadre de l'étude des inégalités d'accessibilité aux soins, la littérature internationale recourt souvent à la notion d'*unmet healthcare needs* (en français, besoins de soins non-satisfaits). La littérature française, quant à elle, utilise plutôt la notion de renoncement aux soins dont elle étudie généralement les raisons financières. Puisque ces deux notions ne se recoupent pas exactement, il apparaît pertinent de dresser un bilan particulier sur les déterminants du renoncement aux soins pour raisons financières (RSRF) en France. Cela a permis notamment d'identifier les populations qui y sont le plus vulnérables. Dans cette perspective, une revue systématique a été réalisée en suivant les critères définis par la méthode PRISMA 2020. Pour cela, quatre moteurs de recherche ont été interrogés : Pubmed, Scopus, Cairn et Google Scholar. Les différents moteurs de recherche ont permis d'identifier 544 publications dont 20 d'entre elles constituent le corpus final suite au processus de

sélection des références. Cela a permis de comprendre que le RSRF est associé à des facteurs à la fois économiques (revenu, précarité, exposition au reste à charge) mais également non-économiques (caractéristiques sociales, démographiques et sanitaires). Cela conduit à considérer l'idée, présente dans l'intitulé du RSRF, selon laquelle seuls les déterminants économiques impacteraient le renoncement aux soins, dit pour raisons financières, comme erronée. Ainsi, les travaux sur les déterminants du RSRF en France sont relativement riches et parviennent à définir un consensus scientifique sur un certain nombre de caractéristiques surexposant au RSRF. Cependant, celle-ci pourrait encore élargir son point de vue non-financier en considérant davantage de dimensions de l'accès aux soins telles que la littératie, les rapports au corps ou encore la confiance dans le système de soins. Il conviendrait également d'ajouter une composante temporelle aux modèles afin d'améliorer leurs estimations.

Chapitre 2 – Peut-on expliquer pourquoi les femmes renoncent plus aux soins que les hommes en France ?

La notion de renoncement aux soins est largement mobilisée par l'économie de la santé afin d'appréhender les inégalités d'accessibilité aux soins en France. Les études sur les questions relevant de l'accès aux soins s'inscrivent néanmoins dans un champ disciplinaire dépassant l'analyse économique. Il est à noter en conséquence que la littérature sur le renoncement aux soins a tendance à ne pas discuter certaines dimensions de l'accès aux soins qui peuvent être considérées par d'autres indicateurs et/ou d'autres disciplines (sociologie, psychologie, santé publique...). Cela peut poser certains problèmes d'analyse. Ainsi, en se référant à la littérature théorique, le sexe ou le genre ne devraient pas en tant que tels être des facteurs explicatifs du renoncement aux soins. Pourtant, il y a un consensus établissant que les femmes renoncent davantage aux soins que les hommes en France. La littérature n'a toutefois pas vraiment cherché à établir pourquoi. Ce chapitre propose donc d'essayer de comprendre et de mesurer les mécanismes sous-jacents de renoncement aux soins entre les femmes et les hommes. Les outils usuels de l'analyse du renoncement aux soins sont-ils néanmoins suffisants pour comprendre ces inégalités ? C'est à partir de l'Enquête Santé et Protection Sociale 2014 que ce travail se base pour répondre. Pour cela, différents renoncements aux soins ont été modélisés (financier, géographique et pour délais d'attente) et les facteurs explicatifs des inégalités étudiées ont été

décomposés avec les méthodes de Yun et de Fairlie (découlant d'Oaxaca-Blinder). Les résultats confirment que les femmes renoncent plus aux soins que les hommes pour raisons financières et indiquent qu'elles renoncent également davantage pour les autres raisons. Néanmoins, les décompositions montrent que les variables usuellement utilisées n'expliquent qu'une faible part de cette inégalité. Ces résultats corroborent les conclusions du chapitre précédent sur le fait qu'il conviendrait d'enrichir la littérature sur le renoncement aux soins par des variables sur la volonté d'accéder aux soins telles que les rapports au corps, à la santé ou au système de soins et aux professionnels de santé.

4.3. Partie II – Les inégalités territoriales d'accessibilité géographique aux soins au prisme de l'offre

Chapitre 3 – Les dynamiques de localisation des médecins généralistes en France

Les dynamiques socio-politiques françaises de ces dernières années ont mis en évidence la croissance d'un malaise vis-à-vis des inégalités territoriales, notamment entre la France des métropoles et la France périphérique. Parmi ces inégalités, le débat public a fait émerger la notion de *désert médical* stipulant que des territoires, souvent marginalisés par rapport aux grandes métropoles, manquent de médecins. Dans ce cadre-là, la question des médecins généralistes se pose pour essentiellement deux raisons. D'une part, ces derniers, du fait de leur statut de médecins traitants, sont des acteurs cruciaux de la coordination du parcours de soins. D'autre part, contrairement aux spécialistes, leur nombre diminue depuis les années 2000, ce qui détériore leur disponibilité pour les patients. À cela s'ajoute que pendant longtemps la régulation de leur démographie ne contenait aucun mécanisme territorial, ce qui peut induire des inégalités dans leur installation. Ce chapitre s'intéresse alors aux dynamiques géographiques dans la localisation des médecins généralistes libéraux en France entre 2007 et 2017. À l'aide de données issues de la statistique publique française, des panels spatiaux ont été construits afin de mettre en évidence quelles caractéristiques territoriales attirent ou repoussent les médecins généralistes libéraux. Ce travail confirme que sur la période étudiée, la densité des généralistes libéraux a diminué et l'inégalité territoriale dans leur répartition a augmenté.

Néanmoins, toutes choses égales par ailleurs, il n'y a pas de tendance à l'aggravation de cet isolement ni pour la périphérie ni pour les territoires économiquement défavorisés. Il y a par contre une dégradation de la situation pour les territoires se vidant de leurs services publics et privés. On constate en outre une tendance marquée au regroupement des différents types de soins au sein des territoires. Cela induit un processus de polarisation de l'offre de soins au sein des territoires de France hexagonale. Il n'y a donc vraisemblablement pas de calque entre les fractures territoriales présentées dans le débat public et celles qui caractérisent la démographie des généralistes libéraux. Cette question pose finalement les sujets des disparités intra-métropoles et intra-périphéries et de l'accès aux services comme caractéristique de l'attractivité des territoires.

Chapitre 4 – L'offre de soins a-t-elle une incidence sur la territorialisation de la demande ? Le cas des mobilités résidentielles des retraités en France

Ces dernières années en France, la diminution de la disponibilité des médecins et les difficultés de l'hôpital affectent l'accès aux soins de la population. De plus, les médecins libéraux en France sont libres de choisir leur lieu d'exercice. Par conséquent, les inégalités territoriales dans l'accès aux soins ambulatoires s'accroissent, ce qui peut induire des débordements vers le système hospitalier. Ainsi, dans certains territoires, il est de plus en plus difficile d'obtenir une consultation avec un médecin généraliste ou un spécialiste. Dans ce contexte, ce chapitre s'est intéressé aux stratégies de localisation des retraités en mobilité résidentielle. Plus précisément, il s'agit de déterminer quels sont les facteurs qui influencent les taux de migration nets des retraités aux âges assez peu marqués par la dépendance mais où les besoins de soins sont croissants (60 à 74 ans révolus) et plus précisément s'il y a une influence de l'offre de soins (de ville et hospitalière) sur leurs stratégies de localisation. En d'autres termes, les retraités, qui sont aussi des patients, déménagent-ils en fonction notamment de l'offre de soins disponible sur un territoire ? Si l'on sait que la présence d'aménités locales, et notamment de services, est un déterminant important de la mobilité résidentielle des retraités, on ne dispose pas d'informations à ce propos sur les services de soins. Ce travail a donc analysé, à l'aide de panels spatiaux, les évolutions des taux de migration inter-zone d'emploi (ZEM) des retraités de 60 à 74 ans révolus en France hexagonale entre 2014 et 2019 à partir de la statistique publique française. Si le modèle non-spatialisé à effet aléatoire prétend que l'offre de soins

ambulatoire serait un facteur d'attraction résidentielle pour les retraités, tous les modèles spatialisés, dont l'usage est légitimé par la présence d'autocorrélation spatiale, soulignent au contraire que ce n'est pas le cas. Il n'y a donc pas d'association entre l'offre de soins, quelle qu'elle soit, et le taux de migration net des retraités au sein d'une zone d'emploi, ni entre ces dernières. On ne peut donc pas considérer que la demande de soins émanant des retraités suive les évolutions de l'offre. Cela souligne donc un enjeu de santé publique : faire en sorte qu'il y ait une offre de soins adéquate dans les territoires attractifs pour les retraités. Si la réduction de ces inégalités ne passe pas par un mouvement du marché issu de la demande, il apparaît deux autres formes de solutions possibles : soit cette régulation passe par le marché mais du côté de l'offre (auquel cas l'offre de soins suivrait la demande), soit il faut qu'elle passe par des mécanismes institutionnels. Dans cette dernière option, il pourrait être question de contraindre les choix des médecins quant à leur lieu d'installation, bien que ce soit politiquement difficile.

PARTIE I – Interroger l'indicateur du renoncement aux soins, notamment pour raisons financières

Tel qu'indiqué en introduction générale, l'objet de cette première partie porte sur la notion de renoncement aux soins et sur ses usages. C'est en effet une expression qui est à la fois politiquement, médiatiquement et scientifiquement discutée. Alors de quoi parle-t-on ? Le renoncement aux soins est une frustration, celle de ne pas avoir pu recourir à un soin lorsqu'on le désirait (Desprès, 2013). Il s'agit alors de vouloir recourir aux soins sans le pouvoir. C'est en ce sens une appréhension subjective des inégalités d'accès aux soins. Ce caractère pose d'ailleurs un ensemble de difficultés : comment comparer des sentiments entre individus ? comprennent-ils la même chose lorsqu'on parle de renoncement aux soins ? comment mesurer objectivement un phénomène déterminé subjectivement ? quelles dimensions de l'accès aux soins prendre en compte ?

Ainsi, considérer les sentiments individuels est une donnée intéressante en soi pour documenter les inégalités d'accès aux soins. Toutefois, d'une part, cela pose les difficultés méthodologiques qui viennent d'être soulignées et, d'autre part, cela ne renseigne pas sur des éléments plus objectifs d'inégalités d'accès aux soins. D'autres mesures peuvent par exemple comparer les consommations de soins individuelles avec celles préconisées par des normes médicales, tel que c'est le cas pour les femmes enceintes. Cette mise en perspective peut d'ailleurs conduire à des résultats *a priori* paradoxaux tel qu'un groupe peut déclarer davantage renoncer aux soins tout en consommant plus de soins que le reste de la population. Alors qu'apporte l'usage de la notion de renoncement aux soins par rapport à des mesures objectives d'inégalités d'accès aux soins ? Quelles sont les limites de ses usages ? Quelles pistes seraient envisageables pour enrichir cette littérature-là ?

Pour cela, nous verrons d'abord l'état des savoirs sur les déterminants du renoncement aux soins pour raisons financières en France. Par ce biais-là, nous pourrions comprendre quelles sont les informations déjà disponibles sur les caractéristiques et les populations surexposées au renoncement. Nous relèverons également les difficultés d'interprétation concernant les effets associés aux caractéristiques socio-démographiques. Parmi ces résultats, celui qui est sans doute

le plus solidement établi concerne le sur-renoncement des femmes par rapport aux hommes. Comment peut-on l'expliquer ? Et d'ailleurs, peut-on véritablement expliquer ce résultat avec les outils d'analyse usuels de cette littérature ? Ces difficultés d'interprétation ne sont-elles pas révélatrices de certaines limites de l'état actuel des travaux sur le renoncement aux soins ? C'est ce sur quoi se penchera le chapitre 2.

CHAPITRE 1 – Les déterminants du renoncement aux soins pour raisons financières en France : une revue systématique

Résumé

Afin d'étudier les inégalités d'accès aux soins, la littérature internationale utilise souvent la notion d'*unmet healthcare needs* tandis que les travaux français reposent sur celle de renoncement aux soins, et particulièrement sur ses raisons financières. Il apparaît intéressant de dresser un bilan sur les déterminants du renoncement aux soins pour raisons financières (RSRF) afin d'identifier les populations les plus vulnérables. Pour remplir cet objectif, le chapitre opère une revue systématique selon les critères définis par la méthode PRISMA 2020. Quatre moteurs de recherche ont été interrogés : Pubmed, Scopus, Cairn et Google Scholar. Les différents moteurs de recherche ont permis d'identifier 544 publications. Après le processus de sélection, 20 articles constituent le corpus final de la revue systématique. Il apparaît que le RSRF est impacté par des facteurs à la fois économiques (revenu, précarité, exposition au reste à charge...) mais également non-économiques (caractéristiques sociales, démographiques et sanitaires). La littérature sur les déterminants du RSRF en France est relativement riche et parvient à définir un consensus scientifique sur un certain nombre de caractéristiques surexposant au RSRF. Celle-ci pourrait néanmoins être améliorée par des études prenant en compte davantage de dimensions de l'accès aux soins et en ajoutant une composante temporelle afin d'améliorer les estimations.

Mots-clés : Renoncement aux soins, déterminants, inégalité, revue systématique, France.

CHAPTER 1 – The determinants of forgoing healthcare for financial reasons in France: a systematic review

Abstract

In order to study inequalities in access to healthcare, the international literature often uses the notion of unmet healthcare needs, whereas French studies are based on the notion of forgoing healthcare, and particularly on its financial reasons. It seems interesting to review the determinants of foregone healthcare for financial reasons (FHFR) in order to identify the most vulnerable populations. To achieve this objective, the chapter carries out a systematic review according to the criteria defined by the PRISMA 2020 method. Four research engines were consulted: Pubmed, Scopus, Cairn and Google Scholar. The different research engines identified 544 publications. After the selection process, 20 articles constituted the final corpus of the systematic review. It appears that the FHFR is impacted by both financial (income, precariousness, exposure to out-of-pocket expenses, etc.) and non-financial (social, demographic and health characteristics) factors. The literature on the determinants of FHFR in France is relatively rich and reaches a scientific consensus on some characteristics that lead to overexposure to FHFR. It could nevertheless be improved by studies taking into account more dimensions of access to healthcare and by adding a temporal dimension to improve the estimates.

Keywords: Foregone healthcare, determinants, inequality, systematic review, France.

Ce chapitre fait l'objet d'une publication acceptée dans le *Journal de Gestion & d'Économie de la Santé*. Une publication de vulgarisation scientifique sur le renoncement aux soins a également été effectuée au sein du magazine en ligne *The Conversation*. Son texte est mis à la disposition du lecteur en Annexe 1.A.

1. Introduction

Réduire les inégalités en santé suppose de lutter contre leurs déterminants sociaux (Lalonde, 1974). Parmi ces derniers, les inégalités d'accessibilité aux soins occupent une place non négligeable. En effet, pour que tout un chacun puisse être en bonne santé, il convient qu'il puisse recourir aux soins dès lors que le besoin se présente (Sen, 2002). L'équité horizontale dans l'accès aux soins suppose donc qu'un individu ayant besoin et/ou souhaitant recourir aux soins le puisse (Jusot *et al.*, 2019). Sans cela, ne pas pouvoir recourir aux soins selon ses besoins peut conduire à une dégradation de l'état de santé à long terme (Dourgnon *et al.*, 2012). L'idée selon laquelle chacun doit pouvoir recourir selon ses besoins et ses préférences est donc en France au fondement des principes de justice sociale quant à l'accès aux soins (Rochaix et Tubeuf, 2009). Des barrières contraignant cette volonté de recourir aux soins enfreignent donc l'équité horizontale dans l'accès aux soins.

Les enjeux financiers contrevenant à l'équité horizontale dans l'accès aux soins ont fait l'objet de diverses mesures politiques au cours des dernières décennies, spécialement pour favoriser l'accès à une couverture complémentaire et faire face au reste à charge après remboursement par l'Assurance Maladie. Cela recouvre alors notamment la mise en place en 2000 de la Couverture Maladie Universelle (CMU) et sa complémentaire (CMU-c) pour permettre l'universalisation de la couverture contre le risque maladie et cela particulièrement à destination des personnes en incapacité de payer une complémentaire (1999). Ce dispositif a été complété en 2005 par l'Aide au paiement d'une Complémentaire Santé (ACS) afin d'aider financièrement les individus au-dessus du seuil pour pouvoir bénéficier de la CMU-c (2004b). À partir de 2019, la CMU-c a été étendue aux personnes auparavant éligibles à l'ACS, ce nouveau dispositif correspondant à la Complémentaire Santé Solidaire (C2S), dans le but d'étendre les droits à l'accès aux soins (2019b). Malgré ces dispositifs, un reste à charge des patients demeure. Il s'élevait en 2020 à 6,5% de la Consommation de Soins et de Biens Médicaux (CSBM)¹⁰.

En outre, le recours aux soins repose sur deux piliers : vouloir et pouvoir accéder aux soins. La volonté d'accéder aux soins implique à la fois d'accorder de

¹⁰ Source : <https://www.vie-publique.fr/fiches/37915-depenses-de-sante-le-reste-charge-des-menages>, consulté le 15/03/2023.

l'importance à sa santé (Johnson *et al.*, 1998), d'avoir un niveau minimal de littératie (Batterham *et al.*, 2016) et de faire suffisamment confiance au système de soins et aux professionnels de santé auxquels on est confronté (Abelson *et al.*, 2009). La possibilité d'accéder aux soins, quant à elle, nécessite de franchir toutes les barrières pouvant contraindre le recours aux soins (Guagliardo, 2004). Celles-ci sont de quatre types : financières (Kennedy et Morgan, 2006), territoriales (Angulo *et al.*, 2011), organisationnelles (Twomey *et al.*, 2020) et discriminatoires (Wamala *et al.*, 2007). Dans ce cadre-là, un manque d'équité horizontale reviendrait à une contrainte des potentialités individuelles. Autrement dit, les inégalités de capacité à recourir aux soins sont inéquitables, à volonté de recours égale (Jusot *et al.*, 2019). Or, vouloir accéder aux soins sans le pouvoir, c'est ce que l'on appréhende comme le renoncement aux soins (Desprès, 2013). Le plus souvent, on en étudie les raisons financières.

La notion de « renoncement aux soins pour raisons financières » (RSRF) a été scientifiquement initiée en France en 1992 par l'Institut de Recherche et de Documentation en Économie de la Santé (IRDES) au sein de l'Enquête Santé et Protection Sociale (ESPS)¹¹. Celle-ci renvoie au fait que les individus déclarent ne pas pouvoir subvenir à leurs besoins de soins du fait de leur incapacité à faire face au reste à charge (Desprès *et al.*, 2011). C'est donc une notion subjective, retranscrivant une insatisfaction individuelle à propos d'une incapacité à payer les soins dont on estime avoir besoin (Bazin *et al.*, 2006). Cette incapacité potentielle renvoie alors aux inégalités de couverture face au risque maladie, laissant aux individus des restes à charge plus ou moins élevés (Dormont *et al.*, 2014). Ceux-ci peuvent notamment résulter du ticket modérateur, correspondant à la part des dépenses de santé non-prises en charge par l'Assurance Maladie (Safon, 2022) ou des dépassements d'honoraires pratiqués par les professionnels de santé qui ne sont pas conventionnés en secteur 1 (Article L162-5 - Code de la sécurité sociale, 2011), éléments contre lesquels une couverture complémentaire offre une protection nécessaire à beaucoup d'individus. Cette protection s'exerce notamment contre le RSRF (Legendre, 2021). Cette dernière notion est, en ce sens, une sorte d'équivalent français des *unmet healthcare needs for financial reasons* (Hwang, 2018). En spécifier les raisons financières permet également d'être plus précis dans son appréhension, tant les réponses varient selon la manière dont on pose la question sur le renoncement aux

¹¹ Une recherche dans Google Scholar de l'expression "renoncement aux soins pour raisons financières" avant 1992 n'a indiqué aucune référence datant effectivement de cette période.

soins (Legal et Vicard, 2015). Cela suppose néanmoins d'exclure de l'analyse toutes les autres formes de renoncement aux soins. Il convient toutefois de comparer des éléments comparables. Or, étant donné le problème de variation des réponses venant d'être souligné, les différentes mesures de renoncement aux soins (et *a fortiori* les autres mesures d'accessibilité ou d'accès réel aux soins) ne le sont pas. Il est donc fondamental de limiter ce biais lié aux divergences d'interprétation, c'est pourquoi cette étude se penche spécifiquement sur le RSRF.

La littérature a diversement étudié ce phénomène. L'intérêt de ce travail a été porté sur ce qui détermine l'exposition au RSRF en France. Autrement dit, il s'agit de savoir ce qu'indique la littérature sur les facteurs et caractéristiques qui sont associées ou qui induisent plus ou moins de RSRF. De cette façon, on pourra comprendre quelles sont les populations les plus vulnérables, celles qui sont le plus protégées et explorer les pistes à traiter en priorité dans le cadre des politiques visant à lutter contre le RSRF. Afin d'avoir une vision la plus exhaustive possible sur cette question et faire le bilan de plusieurs décennies d'études, nous avons eu recours à une revue systématique, ce qui n'avait pas été fait jusque-là sur cette question¹².

La partie suivante décrira la méthode utilisée pour la réalisation de cette revue systématique. Ensuite, les résultats présenteront les déterminants du RSRF ressortant de la littérature. Enfin, la discussion analysera ces déterminants et apportera des pistes de prolongation de la littérature existante.

2. Méthodologie

Les recherches en vue de la réalisation de cette revue systématique ont été réalisées durant le mois de mars 2023 selon les recommandations PRISMA 2020 (Page *et al.*, 2021). Afin d'être éligible, les critères d'inclusion impliquaient qu'un article devait être rédigé en français ou en anglais¹³, de littérature scientifique ou grise, avoir des résultats spécifiques à la France, produire de l'information (qu'elle soit quantitative

¹² Il existe néanmoins à l'international des revues systématiques à propos des *unmet healthcare needs* sur des pathologies particulières (Mahendran *et al.*, 2017 ; Puts *et al.*, 2012) ou des populations particulières (Ayanore *et al.*, 2016 ; Chowdhury *et al.*, 2021).

¹³ Il y a une ambiguïté en anglais avec l'expression *unmet healthcare needs*, vis-à-vis de laquelle il n'y a pas de consensus pour établir une équivalence avec le terme de renoncement aux soins et qu'on pourrait confondre avec le non-recours aux soins (Warin, 2011). Dans ces conditions, cette expression a été incluse dans les équations de recherche mais si dans le texte de l'article il n'était pas question spécifiquement de RSRF, alors la référence était exclue.

ou qualitative) sur les facteurs associés et/ou les déterminants du RSRF et porter sur un cadre législatif uniforme. Plus spécifiquement, si l'étude portait sur un cadre international, mais qu'au sein des résultats il y avait des éléments spécifiques à la France, alors l'article pouvait être inclus. Si les données françaises étaient mélangées à des données d'autres pays, alors l'article était exclu. Si l'étude était sur une zone très spécifique du territoire français (par exemple un arrondissement parisien), il était également exclu. De même, une référence n'utilisant pas des données spécifiques à son étude, comme c'est le cas d'une revue de la littérature, était alors exclue et si les analyses ne spécifiaient pas les « raisons financières » du renoncement aux soins, l'article était également exclu. À cela s'ajoute qu'un article portant sur des données préalables à l'introduction de la CMU devait être exclu, mais ce cas ne s'est pas présenté. En outre, la question de la prévalence du RSRF n'a pas été considérée car trop sensible à la méthode de collecte alors que les déterminants sont moins soumis à ce problème (Legal et Vicard, 2015). Donc pour résumer, les critères d'inclusion d'une référence sont 1) que celui-ci a pour indicateur d'intérêt le RSRF, 2) qu'il comprend des résultats spécifiques à la France, 3) qu'il apporte des éléments d'analyse sur les facteurs associés et/ou les déterminants du RSRF et 4) que les données ne soient pas préalables à la mise en place de la CMU. En ce sens, dès lors qu'un document porte sur un autre pays que la France, qu'il ne spécifie pas que sa question de recherche (ou que l'une de ses questions) porte sur les raisons financières du renoncement aux soins et qu'il n'en étudie pas les facteurs explicatifs, alors il n'était pas intégré à la revue car soumis aux critères d'exclusion.

Quatre moteurs de recherche ont été utilisés : Pubmed, Scopus, Cairn et Google Scholar. Les équations de recherche utilisées avaient une visée large. Elles n'ont pas spécifié en conséquence l'aspect « facteurs » et « déterminants ». Afin d'avoir les références en anglais sur le sujet, nous avons interrogé Pubmed et Scopus. Cairn nous a permis d'obtenir la littérature française et Google Scholar d'ajouter des compléments, notamment dans la littérature grise francophone¹⁴.

Chaque référence a été vérifiée par deux personnes afin de déterminer si elle serait exclue d'abord selon qu'elle est un doublon, c'est-à-dire si elle apparaissait dans plusieurs moteurs de recherche. La sélection s'est faite ensuite (à partir des critères d'inclusion et d'exclusion) à la lecture des titres puis des résumés. Les références

¹⁴ L'Annexe 1.B. détaille les différentes équations de recherche.

sélectionnées à la suite des précédentes étapes ont été lues en intégralité afin de déterminer si elles seraient incluses pour l'analyse finale. Parmi ces articles conservés, ceux portant sur la population générale et ceux portant sur des sous-populations ont d'abord été dissociés. Ensuite, la nature de l'information apportée a été distinguée selon qu'elle était qualitative, quantitative descriptive ou issue de régressions. En l'occurrence, une analyse descriptive ne nous a indiqué que des associations entre certaines caractéristiques et le RSRF alors que des régressions nous ont permis d'établir des liens *ceteris paribus*. Cela a permis de constater si, selon que l'information quantitative soit toutes choses égales par ailleurs ou pas, les conclusions sur les facteurs associés et/ou explicatifs du RSRF étaient convergentes ou divergentes. Les informations qualitatives ont permis d'apporter une approche compréhensive du phénomène de RSRF et donc de mieux en déterminer certaines mécaniques explicatives.

3. Résultats

L'usage des équations de recherche précédemment indiquées a permis le référencement de 544 documents publiés dans des revues académiques ou dans la littérature grise. Tel qu'indiqué dans la Figure 1.1, 409 références ont été exclues à la lecture des titres et résumés, laissant 53 références sélectionnées pour une lecture complète dont 20 d'entre elles constituent l'échantillon final à partir duquel nous avons fait la synthèse qualitative des travaux sur notre question de recherche. Parmi ceux-là, 4 établissent des résultats de nature descriptive¹⁵, 2 de nature qualitative¹⁶ et 14 de nature économétrique¹⁷.

¹⁵ Il s'agit de spécifier les populations les plus touchées par le RSRF en France, sans que cette analyse soit de nature à établir un effet *ceteris paribus*.

¹⁶ À partir d'entretiens, des chercheurs ont pu soulever des déterminants du RSRF sans passer par une méthode quantitative.

¹⁷ Dans ce cas-là, les déterminants toutes choses égales par ailleurs du RSRF sont distingués.

Figure 1.1 : Diagramme de flux de la revue systématique basée sur les moteurs Pubmed, Scopus, Cairn et Google Scholar

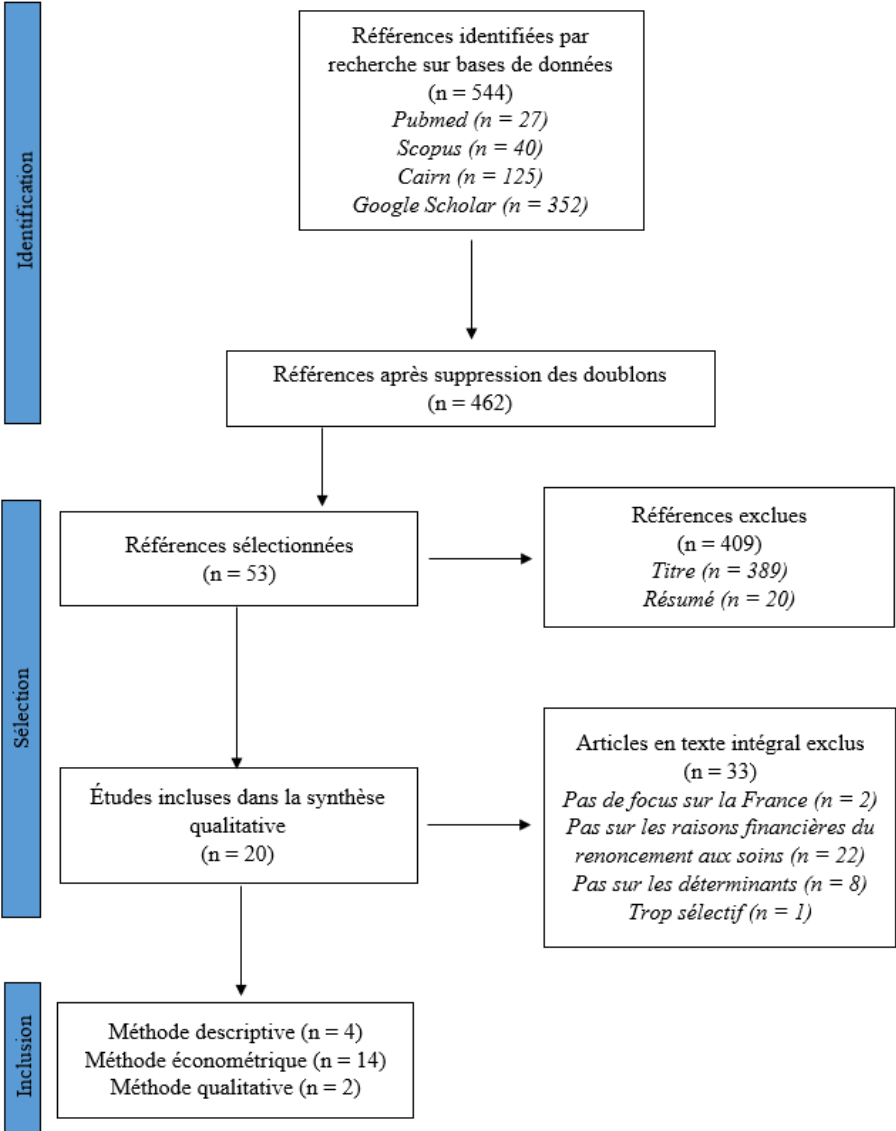


Tableau 1.1 : Récapitulatif des références incluses dans l'étude

Article	Données	Population étudiée	Méthodes	Mesures du RSRF	Déterminants	Limites
Baggio <i>et al.</i> (2017a)	Baromètre Santé (2014)	Population générale, de 18 à 64 ans	Économétrie	« <i>Participants answered whether they had renounced care for financial reasons using the following dimensions for the previous 12 months: (1) dental care, (2) eye care, (3) medical appointment, and (4) other health care. Healthcare renunciation was coded 1 if participants renounced at least to one situation in which healthcare was needed and 0 otherwise.</i> »	Certains comportements d'addiction sont <i>ceteris paribus</i> associés au RSRF : le tabac, le cannabis et les autres drogues illicites sont concernés.	Les concepts utilisés pourraient être affinés. Notamment, <i>healthcare renunciation</i> n'est pas idiomatique et ne se distingue donc pas clairement des <i>unmet healthcare needs</i> . L'usage du terme <i>medical appointment</i> est également un peu ambigu. S'agit-il d'un médecin de façon générale ou d'un généraliste ? Certains coefficients pour les variables de contrôle ne sont pas disponibles. D'autres addictions auraient pu être considérées : internet, le travail, les jeux d'argent, les jeux vidéo, la pornographie...
Feral-Pierssens <i>et al.</i> (2020)	Cohorte CONSTANCES (2016)	Population générale, de 18 à 69 ans	Statistiques descriptives	« <i>“During the last 12 months, did you forgo any medical care for you or your partner for financial reasons?” Participants answered “yes” or “no.”</i> »	Sur le profil des personnes ayant renoncé aux soins pour raisons financières, les managers sont nettement sous-représentés alors que les travailleurs manuels sont sur-représentés. Les personnes ayant un revenu du ménage inférieur à 1000€ sont également sur-représentées parmi celles qui déclarent du RSRF. Ils sont également plus confrontés à des difficultés sociales ou ont des problèmes avec l'arithmétique et sont bien plus souvent éligibles à la CMU-c. En matière de santé, les personnes ayant davantage renoncé aux soins pour raisons financières déclarent davantage de dépressions, de maladies respiratoires, de limitations fonctionnelles et sont plus fumeurs. Les hommes et les personnes obèses renoncent plus aux soins pour raisons financières.	Pas d'analyse <i>ceteris paribus</i> des déterminants du RSRF. Il manque certaines dimensions de l'accès aux soins. Il y a des problèmes de compréhension de la question du renoncement. Les données sur l'adhésion à une assurance santé complémentaire n'étaient pas disponibles alors que c'est un déterminant important du RSRF en France. Il y a un biais de sélection dans les réponses à la question sur le RSRF car les personnes n'y ayant pas répondu ont un statut socio-économique plus bas.
Mielck <i>et al.</i> (2009)	SHARE (2007)	Population âgée de plus de 50 ans en France,	Économétrie	« <i>During the last twelve months, did you forgo any types of care because of the</i>	82% du RSRF seraient dus aux coûts. Par rapport au 5 ^{ème} quintile de revenus, les deux premiers renoncent	Il manque des variables de santé objectives et des dimensions de l'accès aux soins de façon générale.

		Allemagne, Grèce, Italie et Suède		<i>costs you would have to pay? (yes/no) »</i>	<i>ceteris paribus</i> plus pour raisons financières (en particulier le 2 ^{ème} quintile, lorsqu'on ajuste par l'âge et le sexe). Le fait d'avoir une mauvaise santé subjective est <i>ceteris paribus</i> associé à davantage de RSRF, comme le fait d'être une femme.	Les analyses mettent en parallèle les résultats dans différents pays sans discuter les différences des attentes vis-à-vis des systèmes de soins qui, en tant que telles, peuvent induire un écart dans la déclaration du RSRF. De plus, les données prennent en compte les revenus bruts du ménage et non les revenus nets, or l'écart entre les deux n'est pas le même selon les systèmes fiscaux des pays.
Baggio et al. (2017b)	Enquête de l'Observatoire National Français de la Vie Étudiante (2013)	Étudiants en France entre 18 et 25 ans	Économétrie	« <i>Participants were asked whether they had already foregone care (translation from French: "Have you foregone seeing a doctor?"). Answers were collected dichotomously ("yes" or "no"). If participants answered "yes," they explained why they forewent care by answering a multipart question (i.e., answers were not mutually exclusive) with yes/no answers: because of financial reasons »</i>	Les personnes qui se sentent en bonne santé et qui n'ont pas de problèmes d'argent renoncent moins pour raisons financières <i>ceteris paribus</i> . Celles avec une maladie chronique, dépressives ou se sentant isolées renoncent davantage pour raisons financières. Les femmes et les participants plus vieux sont plus exposés au RSRF. Plus on est diplômé, moins on renonce pour raisons financières.	Ne s'intéresse pas aux jeunes ne faisant pas d'études supérieures. Le renoncement est subjectif, il peut donc être sous-estimé ou sur-estimé, car il ne veut pas dire la même chose pour tout le monde. Il n'y a pas d'information sur des soins spécifiques.
Bazin et al. (2005)	Enquête dans cinq Zones Urbaines Sensibles (ZUS) de la région parisienne (2001-2003)	Population de zones déprivées en Île-de-France	Économétrie	« <i>our outcome variable is the response (yes/no) to the question: 'During your life, have you ever forgone healthcare because you could not afford it?' »</i>	Les facteurs associés à plus de RSRF sont le chômage, les préoccupations financières durant la vie adulte, le fait d'avoir subi des sévices physiques, psychologiques ou sexuels, le nombre d'événements traumatisants durant l'enfance, les problèmes de santé (association positive avec la maladie chronique), de ne pas avoir toujours vécu en France, de ne pas avoir d'affiliation religieuse, l'inquiétude et l'importance accordée par rapport à la santé, le sentiment d'exclusion, un haut stress perçu, et l'estime de soi (ce sont des déterminants pour certains psycho-sociaux).	Il manque une dimension temporelle permettant d'évacuer le problème de double causalité entre santé et RSRF. De plus, la question sur le RSRF porte sur l'ensemble de la vie, la temporalité n'est donc pas spécifique. L'étude n'est pas représentative de la population vivant dans l'ensemble des ZUS.

Castray <i>et al.</i> (2019)	Cohorte I-Share (2015)	Étudiants en France de 18 à 26 ans	Économétrie	« Au cours des 12 derniers mois, malgré le besoin d'aller consulter un médecin (médecin généraliste, médecin spécialiste, ophtalmologue...), vous avez renoncé à y aller ? [...] Si oui, précisez la (les) raisons [...] Pour raisons financières »	Le RSRF est plus élevé pour les femmes et pour les 20-26 ans par rapport aux 18-19 ans. La complémentaire santé réduit le risque du RSRF. Être boursier est associé à davantage renoncer, <i>idem</i> pour le fait de travailler. Le permis de conduire est associé à moins de RSRF (peut-être un <i>proxy</i> du revenu des parents). Les parents divorcés est associé à plus de RSRF, vivre chez ses parents à moins de RSRF. Meilleur est l'état de santé, moins on renonce.	Il manque des facteurs, il y a une double causalité avec la santé et les étudiants ne sont pas tous les jeunes. Il serait intéressant d'avoir une analyse à long terme, <i>via</i> le passage au sein du marché du travail. Le biais de participation à l'étude n'assure pas la représentativité de l'échantillon par rapport à l'ensemble de la population étudiante. Cela pourrait conduire à une sous-représentation des étudiants en difficulté sociale et donc davantage exposés au RSRF.
Ancelot <i>et al.</i> (2016)	Enquête nationale périnatale (2010)	Femmes enceintes	Économétrie	« Pendant votre grossesse, avez-vous dû renoncer à des consultations, des examens médicaux ou des soins dentaires pour des raisons financières ? »	Les facteurs d'exposition au RSRF sont le chômage, les faibles revenus (gradient financier net), l'absence de mutuelle, être d'origine africaine, de fumer (moins de 10 cigarettes par jour ou du cannabis) et le fait de ne pas être contente de sa grossesse ou de ne pas être très bien entourée.	La prise en charge des soins évolue durant la grossesse, ce qui suppose une incidence sur le RSRF mais cela n'est pas considéré ici. Il manque certaines des dimensions de l'accès aux soins et il y a une double causalité entre la santé et le RSRF.
Jusot <i>et al.</i> (2019)	Enquête Santé et Protection Sociale (2014)	Population générale de 15 ans et plus	Économétrie	« Au cours des douze derniers mois, vous est-il déjà arrivé de renoncer, pour vous-même, à certains soins pour des raisons financières ? »	Plus on a un revenu par unité de consommation élevé et moins on renonce pour raisons financières. L'absence de complémentaire augmente l'exposition au RSRF mais la CMU-c le diminue (sauf pour les lunettes, où ce n'est pas significatif). Avoir plus de 55 ans et être un homme sous-expose au RSRF. Plus on est en mauvaise santé, plus on renonce. Pour la consultation médicale, plus la part des médecins en secteur 2 est élevée et plus il y a de RSRF.	Il manque certaines des dimensions de l'accès aux soins et il y a une double causalité entre la santé et le RSRF. Notamment, l'article ne mesure pas l'impact du manque de littératie et particulièrement l'information sur l'accès à la CMU-c.
Ronzeau et Belghith (2018)	Enquête Conditions de vie des étudiants (2016)	Population étudiante en France (pas d'âge spécifié)	Statistiques descriptives	Question non-renseignée. Il est indiqué « Parmi les raisons invoquées, le renoncement aux soins pour raisons financières arrive seulement en troisième position et concerne 13 % de l'ensemble de la population étudiante. »	Les étudiants ayant des parents avec des revenus inférieurs à 1500€ par mois déclarent 2,5 fois plus (21% contre 8%) avoir renoncé aux soins pour raisons financières que ceux qui ont des parents avec des revenus mensuels supérieurs à 6000€. 11% des étudiants ont renoncé pour	Par principe, il n'y a pas de d'analyse <i>ceteris paribus</i> ici. Cela ne permet pas de dénouer la magnitude ni la significativité des différents effets. L'analyse est par ce biais-là limitée.

					raisons financières, contre 16% des étudiantes.	
Desprès et al. (2011)	Enquête Santé et Protection Sociale (2008)	Population générale de 15 ans et plus	Économétrie	« Au cours des douze derniers mois, vous est-il déjà arrivé de renoncer, pour vous-même, à certains soins pour des raisons financières ? »	Les femmes renoncent plus pour raisons financières. La relation entre la prévalence du RSRF et l'âge peut être représentée par une courbe en cloche. Un état de santé dégradé est associé à davantage de RSRF. La relation entre le revenu par unité de consommation et le RSRF est inverse. Les individus ayant un père chef d'entreprise ont moins de RSRF. La précarité, de façon plus globale, joue également, <i>ceteris paribus</i> . Elle est prise en compte à partir des critères suivants : « expériences de difficultés au cours de la vie, connaître des difficultés financières, temps partiel subi, chômage, crainte de perte d'emploi, de se retrouver sans soutien au cours de l'année qui vient ». Il s'agit donc de précarité et d'insécurité économique vécues par le passé, présentement, ou anticipées. Le fait de ne pas disposer de complémentaire est associé à davantage de RSRF (les auteurs disent que le RSRF est alors la conséquence du renoncement à la complémentaire). Le taux de RSRF des personnes ayant la CMU-c s'élève à 22,1%. Les auteurs estiment que leurs contrefactuels sans CMU-c renonceraient pour raisons financières à hauteur de 39,6% pour tous soins.	Les auteurs font des comparaisons dans le temps pour évaluer les évolutions entre 2000 et 2008 du RSRF. Or les représentations individuelles, le niveau d'information et les attentes vis-à-vis du système de soins peuvent évoluer. Donc les conclusions à en tirer ne sont pas que de nature socio-économique, sans que cet effet ne soit mesuré. Il manque certaines des dimensions de l'accès aux soins et il y a une double causalité entre la santé et le RSRF.
Renahy et al. (2011)	Cohorte Santé, Inégalités et Ruptures Sociales (2005-2010)	Population francophone majeure vivant en ménage ordinaire en Île-de-France	Économétrie	Pour le questionnaire SIRS en 2005, la question était : « Au cours des 12 dernier mois, vous est-il arrivé de renoncer, pour vous-même, à certains soins pour des raisons financières ? ». Pour le questionnaire en 2010, les questions étaient : « Au cours des 12 derniers mois,	<i>Ceteris paribus</i> , les bénéficiaires de la CMU-c ne renoncent pas davantage pour raisons financières que ceux qui ont une complémentaire classique. Ne pas avoir de complémentaire ou une couverture est associé à plus de RSRF. <i>Idem</i> pour le fait de considérer sa situation financière comme mauvaise, d'avoir au moins un problème de santé et de souffrir de	Certains modèles ont un problème de puissance statistique. Le RSRF n'est pas mesuré exactement de la même façon entre les deux vagues de la cohorte, ce qui rend leur comparaison inopérante. Il manque certaines des dimensions de l'accès aux soins et il y a une double causalité entre la santé et le RSRF.

				avez-vous renoncé pour vous-même, et que ce soit pour des raisons financières, par manque de temps, ou pour d'autres raisons, à des soins médicaux dont vous aviez besoin (dentiste, lunettes, laboratoire, etc.) ? » suivi de « Et pour quelles raisons avez-vous renoncé à ces soins ? »	solitude. Les femmes, les 30-44 ans et les Français de parents étrangers subissent plus le RSRF. On retrouve le gradient financier, les difficultés vécues pendant l'enfance et/ou l'âge adulte sont associées à plus de RSRF.	
Desprès (2012)	35 entretiens qualitatifs	Population générale, sélectionnée dans le but d'avoir une certaine diversité de profils	Méthode qualitative, information profonde	« En fin de compte, est-ce qu'il vous est arrivé de renoncer à des soins ? Avez-vous déjà renoncé à des soins pour des raisons financières ? »	Les déterminants soulignés du RSRF sont la couverture maladie, son type et sa qualité, les revenus, le réseau social (peut aider face aux difficultés) et la prise en charge des soins.	La référence apporte une information selon un échantillon qui n'est pas représentatif. Le concept de renoncement-refus qui est développé pose question dans la mesure où le renoncement implique une volonté (au contraire du refus de la part du patient) et que le terme de refus peut renvoyer plutôt aux professionnels de santé qu'aux patients.
Blanco-Cazeaux et al. (2022)	Baromètre Santé (2016)	Population générale, de 18 à 64 ans	Économétrie (régressions logistiques)	« Au cours des douze derniers mois, vous est-il arrivé de renoncer, pour vous-même, à des soins pour des raisons financières ? »	Les auteurs soulèvent que le chômage en tant que tel est un facteur d'exposition au RSRF. <i>Idem</i> pour le fait d'être une femme. Il y a moins de RSRF à partir de 45 ans, plus de RSRF quand on est seul sans enfants, plus si on habite en agglomération parisienne, plus si on a une santé physique et mentale dégradée, moins si on est cadre. Il y a un gradient économique avec le revenu par unité de consommation et sans complémentaire on renonce plus pour raisons financières.	En tant que variable socio-démographique, il n'y a pas de preuve empirique des hypothèses avancées pour expliquer l'effet du chômage sur le RSRF. Il manque certaines des dimensions de l'accès aux soins et il y a une double causalité entre la santé et le RSRF. Une dimension temporelle pour voir l'impact de la durée du chômage aurait renforcé les résultats.
Dourgnon et al. (2012)	Enquête Santé et Protection Sociale (2008)	Population générale et 15 ans et plus	Économétrie	« Au cours des douze derniers mois, vous est-il déjà arrivé de renoncer, pour vous-même, à certains soins pour des raisons financières ? »	<i>Ceteris paribus</i> , les hommes renoncent moins pour raisons financières. Il y a une relation en cloche avec l'âge. Avoir suivi des études supérieures est associé à plus de RSRF. Il y a un gradient financier. La précarité et l'absence de complémentaire sont associées à plus	L'article souligne que le renoncement aux soins (de façon générale) est un concept protéiforme mais les analyses empiriques ne distinguent pas ces différents renoncements (total, partiel, définitif, reporté). Il manque certaines des dimensions de l'accès

					de RSRF. Avec la CMU-c on renonce moins pour raisons financières qu'avec la complémentaire privée (sauf si elle est très bonne).	aux soins et il y a une double causalité entre la santé et le RSRF.
Revil (2018)	Baromètre du Renoncement aux Soins (2017)	Population générale	Étude qualitative (il y a un volet quantitatif et un qualitatif, les déterminants concernent le qualitatif)	Question non renseignée. Il est indiqué « Une partie des travaux portant sur le renoncement aux soins a en effet focalisé son attention sur les raisons de nature financière. »	Des personnes sans complémentaire pourraient bénéficier de la CMU-c ou de l'ACS. Il y a d'abord un non-recours aux droits qui mène au RSRF. Il faut de plus prendre en compte la qualité des contrats, et donc de la couverture, face au reste à charge. Le RSRF n'est pas nécessairement associé à la réalité des coûts mais aux représentations que se font les individus de ces coûts. Donc, un problème de littératie crée un problème financier. Les délais d'attente induisent également des difficultés financières, puisqu'il faut faire coïncider la consultation avec le moment où les difficultés financières sont les moins importantes. Quand on ne peut pas faire de prévisions, alors il est complexe de se projeter pour savoir si, financièrement, on va pouvoir payer ces soins ou pas. Les difficultés à anticiper les dépassements d'honoraires sont également soulevées.	En tant que tel, ces analyses sont à compléter avec du quantitatif. Cela permettrait d'approfondir la proposition d'indicateur ou score d'accessibilité aux soins.
Legendre (2021)	Enquête Statistique sur les Ressources et les Conditions de Vie des ménages (2013)	Population générale en ménage ordinaire	Économétrie	« Au cours des douze derniers mois, avez-vous renoncé à voir un médecin pour des examens ou des soins médicaux dont vous aviez besoin ? » et « Parmi les raisons suivantes, quelle est la principale pour laquelle vous y avez renoncé ? L'enquêté choisit alors sa réponse dans la liste suivante : « 1/ Je n'en avais pas les moyens »	L'auteure identifie comme facteurs « le manque de ressources financières, la pauvreté matérielle [en conditions de vie] et l'isolement social ». La pauvreté monétaire et la pauvreté en conditions de vie sont <i>ceteris paribus</i> associées au RSRF. Les privations du quotidien induisent donc du RSRF. <i>Ceteris paribus</i> , le fait d'être pauvre en conditions de vie multiplie le risque de renoncer aux soins pour raisons financières par 5,9.	Il manque certaines des dimensions de l'accès aux soins et il y a une double causalité entre la santé et le RSRF. À cela s'ajoute la potentielle double causalité entre l'isolement social et la déclaration du RSRF (mais cet article soulève le problème de double causalité, contrairement aux autres).

Lafortune et Devaux (2012)	Enquête International Health Policy Survey (2010)	Population générale de 18 ans et plus dans 11 pays de l'OCDE	Statistiques descriptives	« L'enquête pose un certain nombre de questions aux répondants sur l'accès aux soins de santé, y compris les restes à charge au-delà d'une certaine somme, les difficultés rencontrées à payer les dépenses de santé, et le renoncement aux soins médicaux et à l'achat de médicaments pour des raisons financières. »	Par rapport à la moyenne des revenus, ceux qui sont en dessous sont 17% à déclarer un RSRF, contre 8% pour ceux qui sont au-dessus.	Il n'y a pas d'analyse <i>ceteris paribus</i> . Il conviendrait ici particulièrement d'ajuster les analyses par un ensemble de facteurs qui ne sont pas le revenu.
Moisy (2014)	Enquête sur les bénéficiaires de minima sociaux (2012)	Bénéficiaires du Revenu de Solidarité Active	Économétrie	« Au cours des douze derniers mois, avez-vous, vous ou un autre membre de votre ménage, dû renoncer ou vous priver, par manque d'argent, dans les domaines suivants : l'habillement, l'alimentation, le logement, les soins et la santé, les études, les vacances, la voiture, les jouets des enfants, les invitations à domicile, les assurances ? »	N'avoir aucun diplôme est <i>ceteris paribus</i> associé à plus de RSRF, <i>idem</i> pour la détresse psychologique, l'absence de couverture complémentaire, l'isolement familial, alors que les non-fumeurs renoncent moins pour raisons financières.	L'auteure fait des comparaisons de prévalences entre sa base et ESPS, alors que ce n'est pas comparable puisque les conditions de collecte ne sont pas strictement identiques. Il manque certaines des dimensions de l'accès aux soins et il y a une double causalité entre la santé et le RSRF.
Daabek et al. (2022)	Enquête auprès de 101 CPAM dans le cadre du « Access to healthcare program »	Population générale se rendant dans une agence de CPAM	Économétrie	« <i>Have you forgone or put-off healthcare on one or more occasions in the last 12 months?</i> »	<i>Ceteris paribus</i> , vieillir est associé à davantage de RSRF, de même qu'être une femme, que de vivre seul et de ne pas avoir de médecin traitant. Selon les catégories professionnelles, les bénéficiaires de la CMU-c renoncent toujours moins pour raisons financières que ceux ayant une complémentaire privée.	Il manque le revenu dans les variables explicatives, alors que c'est un déterminant essentiel du RSRF. Les auteurs ont introduit par ailleurs le médecin traitant comme une variable explicative du RSRF alors que le RSRF peut expliquer l'absence de médecin traitant.
Legal et Vicard (2015)	Baromètre d'opinion de la DREES (2013)	Population française majeure vivant en métropole	Statistiques descriptives	L'article teste différentes configurations de questions : « Au cours des 12 derniers mois, vous est-il déjà arrivé de renoncer, pour vous-même, à des soins dentaires pour des raisons financières ? (déclinée 6 fois, pour chacun des 6 postes de soins) », « Au cours des 12	Les populations surexposées au RSRF sont les femmes, les ouvriers, les inactifs, les individus en bas de la distribution des revenus, les célibataires, les non-diplômés et les personnes sans couverture complémentaire.	Les analyses menées ne sont pas <i>ceteris paribus</i> . L'article indique que les caractéristiques associées au RSRF sont moins sensibles à la question que la prévalence du RSRF mais ne permet pas de déterminer s'il en serait de même dans le cadre d'une analyse d'associations <i>ceteris paribus</i> .

				<p>derniers mois, vous est-il déjà arrivé de renoncer, pour vous-même à ... ? (déclinée 6 fois, pour chacun des 6 postes de soins) », « Parmi les raisons suivantes, quelle est la principale pour laquelle vous avez renoncé à ... ? (déclinée au maximum 6 fois, pour chacun des 6 postes de soins) », « Au cours des 12 derniers mois, vous est-il déjà arrivé de renoncer, pour vous-même, à des soins pour des raisons financières ? », « À quels soins avez-vous renoncé pour des raisons financières ? L'enquêteur décline les 6 postes de soins possibles. », « Au cours des 12 derniers mois, vous est-il déjà arrivé de renoncer, pour vous-même, à des soins ? », « À quels soins avez-vous renoncé ? (6 postes de soins possibles)</p> <p>Parmi les raisons suivantes, quelle est la principale pour laquelle vous avez renoncé à ce soin ? (déclinée au maximum 6 fois, pour chacun des 6 postes de soins précédents) »</p>		
--	--	--	--	--	--	--

3.1. Les déterminants économiques du RSRF

Les déterminants les plus évidents du RSRF sont de nature économique. Parmi ceux-là, on compte d'abord les revenus. Sur le plan descriptif, on constate déjà que le RSRF concerne avant tout les personnes ayant les plus faibles revenus (Feral-Pierssens *et al.*, 2020 ; Lafortune et Devaux, 2011 ; Legal et Vicard, 2015). Cela est confirmé en analyse *ceteris paribus* dans la mesure où la pauvreté monétaire est associée positivement au RSRF (Legendre, 2021). Cela est également appuyé par des appréhensions subjectives (Desprès, 2012 ; Renahy *et al.*, 2011). Néanmoins, il apparaît important de considérer le rôle du revenu à l'échelle du ménage afin de prendre en compte l'environnement financier des individus. Pour cela, certaines études économétriques utilisent le revenu par unité de consommation (RUC) et trouvent unanimement une relation inverse *ceteris paribus* entre cette variable et le RSRF (Blanco-Cazeaux *et al.*, 2022 ; Desprès *et al.*, 2011 ; Dourgnon *et al.*, 2012 ; Jusot *et al.*, 2019 ; Renahy *et al.*, 2011).

De plus, au-delà de la pauvreté monétaire, la pauvreté en conditions de vie (et donc les privations du quotidien) induit du RSRF, *ceteris paribus* (Legendre, 2021). C'est également le cas pour la précarité et l'insécurité économique de façon générale (Dourgnon *et al.*, 2012), qu'elle soit passée, présente ou anticipée (Desprès *et al.*, 2011 ; Renahy *et al.*, 2011). Cela peut même s'étendre à l'entourage et à sa capacité à aider en cas de difficultés (Desprès, 2012).

À cela s'ajoute que, *via* le système de protection sociale, les individus disposent d'une couverture maladie laissant un reste à charge plus ou moins élevé. Ainsi, parmi les variables associées au RSRF, on compte la couverture maladie, son type et sa qualité pour la prise en charge des soins (Desprès, 2012 ; Legal et Vicard, 2015), ou la prise en charge anticipée car le renoncement peut être associé aux représentations que se font les individus des coûts liés aux charges des soins (Revil, 2018). En conséquence, le fait de ne pas disposer de complémentaire est *ceteris paribus* associé à davantage de renoncement (Blanco-Cazeaux *et al.*, 2022 ; Desprès *et al.*, 2011 ; Dourgnon *et al.*, 2012 ; Jusot *et al.*, 2019 ; Renahy *et al.*, 2011). C'est donc un renoncement à la complémentaire (et un potentiel non-recours aux droits) qui implique le RSRF (Desprès *et al.*, 2011 ; Revil, 2018). Au contraire, le fait de bénéficier de la CMU-c n'est pas associé à davantage de RSRF qu'une complémentaire classique

(Blanco-Cazeaux *et al.*, 2022 ; Renahy *et al.*, 2011), voire à moins de RSRF (Daabek *et al.*, 2022 ; Desprès *et al.*, 2011 ; Dourgnon *et al.*, 2012 ; Jusot *et al.*, 2019).

Enfin, il convient de souligner que les difficultés financières interagissent avec la problématique des délais d'attente qui impliquent de faire coïncider la consultation avec le moment où ces difficultés financières seront les moins importantes. Lorsqu'on ne peut pas faire de prévisions, alors il est complexe de se projeter pour savoir si on va pouvoir payer ses soins ou pas. Les difficultés à anticiper d'éventuels dépassements d'honoraires sont également soulevées (Revil, 2018), ce qui est lié au fait que plus la part des généralistes en secteur 2 est élevée sur un territoire et plus les individus sont exposés au renoncement à une consultation médicale (Jusot *et al.*, 2019).

3.2. Les caractéristiques socio-démographiques

Au-delà du critère économique, d'autres caractéristiques individuelles sont associées à l'exposition au RSRF. C'est notamment le cas des catégories sociales auxquelles appartiennent les individus. Sur le profil des personnes ayant renoncé, les managers et cadres sont nettement sous-représentés alors que les travailleurs manuels, ouvriers et employés sont sur-représentés (Feral-Pierssens *et al.*, 2020 ; Legal et Vicard, 2015). Ils sont également plus confrontés à des difficultés sociales ou ont des problèmes avec l'arithmétique (Feral-Pierssens *et al.*, 2020). En analyse économétrique, on trouve que les individus ayant un père chef d'entreprise renoncent moins (Desprès *et al.*, 2011), certaines études soulignent que ne pas avoir de diplôme est associé à moins de renoncement par rapport aux personnes ayant effectué des études supérieures (Desprès *et al.*, 2011 ; Dourgnon *et al.*, 2012) mais on peut aussi trouver une absence d'effet *ceteris paribus* du diplôme sur le RSRF (Renahy *et al.*, 2011). Le chômage est en tant que tel aussi un facteur associé au renoncement (Blanco-Cazeaux *et al.*, 2022). Il y a également plus de renoncement quand on est célibataire (Daabek *et al.*, 2022), sans enfant ou qu'on habite dans l'agglomération parisienne alors que lorsqu'on est cadre on renonce moins (Blanco-Cazeaux *et al.*, 2022).

Les caractéristiques démographiques ont également une incidence sur le RSRF. Il y a d'abord un consensus global pour affirmer que, *ceteris paribus*, les femmes renoncent significativement plus que les hommes (Blanco-Cazeaux *et al.*,

2022 ; Daabek *et al.*, 2022 ; Desprès *et al.*, 2011 ; Dourgnon *et al.*, 2012 ; Jusot *et al.*, 2019 ; Renahy *et al.*, 2011). La seule exception à cela est une analyse descriptive indiquant que les hommes renoncent plus, mais il n'y a donc pas d'effet *ceteris paribus* (Feral-Pierssens *et al.*, 2020). Pour ce qui est de l'âge, la littérature soulève une relation en cloche avec le RSRF. Autrement dit, les plus jeunes et les plus âgés renoncent moins que les personnes aux âges intermédiaires, âges qui coïncident avec l'activité professionnelle (Blanco-Cazeaux *et al.*, 2022 ; Desprès *et al.*, 2011 ; Dourgnon *et al.*, 2012 ; Jusot *et al.*, 2019 ; Renahy *et al.*, 2011). Une étude économétrique trouve néanmoins que les plus de 60 ans sont, *ceteris paribus*, davantage exposés au RSRF que les moins de 25 ans (Daabek *et al.*, 2022).

3.3. Les liens entre la santé et le RSRF

La littérature sur le RSRF soulève également des liens forts avec l'état de santé. De façon descriptive, les personnes ayant davantage renoncé aux soins déclarent plus de maladies chroniques, de limitations fonctionnelles et sont plus souvent obèses (Feral-Pierssens *et al.*, 2020). Plus généralement, *ceteris paribus*, un état de santé physique dégradé est associé à davantage de renoncement aux soins (Blanco-Cazeaux *et al.*, 2022 ; Desprès *et al.*, 2011 ; Jusot *et al.*, 2019 ; Renahy *et al.*, 2011). En matière de santé mentale, les personnes ayant davantage renoncé aux soins déclarent plus de dépressions (Feral-Pierssens *et al.*, 2020). *Ceteris paribus*, on renonce plus lorsqu'on a une santé mentale dégradée (Blanco-Cazeaux *et al.*, 2022) ou qu'on souffre de solitude (Renahy *et al.*, 2011). Pour ce qui est des comportements d'addiction, le fait d'être fumeur (Feral-Pierssens *et al.*, 2020) ou de consommer du cannabis et autre drogues (Baggio *et al.*, 2017) sont des éléments associés à davantage de RSRF.

3.4. Certaines sous-populations face au RSRF

Si les précédents travaux portaient sur la population française générale, d'autres étudient des sous-populations particulières. Ainsi, on peut constater que, parmi les personnes de plus de 50 ans, on retrouve certains des déterminants du RSRF de la population générale, à savoir qu'une mauvaise santé subjective est

associée à davantage de RSRF, comme le fait d'être une femme. De même, par rapport au cinquième quintile de revenus, les deux premiers renoncent davantage, *ceteris paribus* (Mielck *et al.*, 2009).

À propos des personnes vivant en ZUS, les facteurs associés positivement au RSRF sont le chômage, les préoccupations financières durant la vie adulte, le fait d'avoir subi des sévices physiques, psychologiques ou sexuels, le nombre d'événements traumatisants durant l'enfance, les problèmes de santé, le fait de ne pas toujours avoir vécu en France, de ne pas avoir d'affiliation religieuse, l'inquiétude et l'importance accordée par rapport à sa propre santé, le sentiment d'exclusion, le stress et l'absence d'estime de soi (Bazin *et al.*, 2006).

Pour ce qui est des allocataires du RSA, le fait de n'avoir aucun diplôme est *ceteris paribus* associé à plus de RSRF (contrairement à ce qui a été trouvé en population générale), au même titre que la détresse psychologique, l'absence de couverture complémentaire, l'isolement familial et le fait de fumer (Moisy, 2014).

Par ailleurs, trois études se sont penchées sur les étudiants. On retrouve alors le même gradient économique qu'en population générale, que ce soit par rapport aux revenus des parents (Ronzeau et Belghith, 2018), ou pour les étudiants directement *via* l'absence de problèmes financiers (Baggio *et al.*, 2017), le statut de boursier ou le fait de travailler (Castray *et al.*, 2019). Détenir une complémentaire santé est également associé à davantage de protection pour les étudiants face au RSRF (Castray *et al.*, 2019). Les étudiantes renoncent aussi davantage que les étudiants et les plus jeunes renoncent moins (Baggio *et al.*, 2017 ; Castry *et al.*, 2019 ; Ronzeau et Belghith, 2018). De la même façon, meilleur est l'état de santé et moins les étudiants renoncent (Baggio *et al.*, 2017 ; Castry *et al.*, 2019). Les étudiants dépressifs ou se sentant isolés renoncent également davantage (Baggio *et al.*, 2017).

Enfin, pour les femmes enceintes, les facteurs associés au RSRF sont le chômage, les faibles revenus, l'absence de mutuelle, être d'origine africaine, fumer, ne pas être contente de sa grossesse ou ne pas se sentir bien entourée (Ancelot *et al.*, 2016).

3.5. Le RSRF selon le type de soins considéré

Tel que précédemment indiqué, certains articles comprennent des résultats sur des soins spécifiques (Blanco-Cazeaux *et al.*, 2022 ; Castry *et al.*, 2019 ; Desprès *et*

al., 2011 ; Dourgnon *et al.*, 2012 ; Jusot *et al.*, 2019 ; Renahy *et al.*, 2011). Sur ces points-là, certains d'entre eux se distinguent de ceux portant sur le RSRF pour tous soins confondus. Ainsi, si le RUC a une association négative *ceteris paribus* avec les renoncements aux soins dentaires, spécialisés et aux appareillages visuels pour raisons financières (Blanco-Cazeaux *et al.*, 2022 ; Dourgnon *et al.*, 2012 ; Renahy *et al.*, 2011), ce n'est pas le cas pour l'acquisition de médicaments où il y a une absence d'effet (Renahy *et al.*, 2011).

Pour ce qui est de la couverture complémentaire, si le fait de ne disposer que de la couverture obligatoire est *ceteris paribus* associé à davantage de RSRF quant aux soins dentaires et l'appareillage visuel, il n'y a pas d'effet pour les soins spécialisés et l'acquisition de médicaments (Renahy *et al.*, 2011). Pour la CMU-c, si elle apparaît comme un facteur explicatif d'un moindre RSRF pour les consultations dentaires, il n'y a pas de convergence sur l'effet pour les appareillages visuels et les autres soins (Blanco-Cazeaux *et al.*, 2022 ; Desprès *et al.*, 2011 ; Jusot *et al.*, 2019). Un autre article ne trouve cependant aucune association entre la CMU-c et le renoncement à ces différents soins pour raisons financières (Renahy *et al.*, 2011). Deux publications ne convergent également pas sur ce point vis-à-vis des consultations médicales, l'une concluant à une réduction du RSRF *ceteris paribus* (Jusot *et al.*, 2019) et l'autre à une absence d'effet (Blanco-Cazeaux *et al.*, 2022).

En outre, le fait d'être employé est associé à davantage de RSRF pour les soins dentaires mais pas pour les autres soins (Blanco-Cazeaux *et al.*, 2022). Quant au diplôme, le fait de ne pas avoir fait d'études est associé à un moindre RSRF pour le dentaire selon deux publications (Desprès *et al.*, 2011 ; Dourgnon *et al.*, 2012) tandis qu'une autre indique une absence de relation (Renahy *et al.*, 2011). Pour les soins généralistes et spécialisés, seule une publication trouve une association négative similaire (Dourgnon *et al.*, 2012) alors que d'autres travaux ne distinguent pas d'effet (Desprès *et al.*, 2011 ; Renahy *et al.*, 2011). Il y a par contre un consensus entre ces différents articles par rapport aux soins optiques indiquant que le fait d'être diplômé du supérieur est associé *ceteris paribus* à davantage de RSRF (Desprès *et al.*, 2011 ; Dourgnon *et al.*, 2012 ; Renahy *et al.*, 2011).

Les relations entre l'âge et les renoncements aux différents soins pour raisons financières sont parfois plus incertaines. D'une part, on peut vraisemblablement conclure que le RSRF à une consultation médicale diminue avec l'âge (Blanco-Cazeaux *et al.*, 2022 ; Jusot *et al.*, 2019), au même titre qu'une consultation à d'autres

soins indéfinis (Blanco-Cazeaux *et al.*, 2022 ; Desprès *et al.*, 2011 ; Dourgnon *et al.*, 2012). D'autre part, il n'y a aucun consensus pour ce qui est des soins dentaires (Blanco-Cazeaux *et al.*, 2022 ; Desprès *et al.*, 2011 ; Dourgnon *et al.*, 2012 ; Jusot *et al.*, 2019 ; Renahy *et al.*, 2011) et pour les appareillages visuels seuls certains articles indiquent une augmentation du RSRF avec l'âge (Desprès *et al.*, 2011 ; Dourgnon *et al.*, 2012 ; Jusot *et al.*, 2019) tandis que d'autres ne trouvent pas de relation significative (Blanco-Cazeaux *et al.*, 2022 ; Renahy *et al.*, 2011).

Le sentiment de solitude, lui, est un facteur explicatif et positif du renoncement aux soins dentaires et visuels mais il n'apparaît pas de relation significative avec les soins spécialisés et les médicaments (Renahy *et al.*, 2011).

Enfin, sur la population étudiante, on constate que l'aide financière familiale est associée à un moindre renoncement au médecin et aux appareils visuels mais pas au dentiste. De même, le fait d'être boursier est associé à davantage de protection contre le RSRF pour les médecins que pour les dentistes ou les appareils visuels (Castray *et al.*, 2019).

4. Discussion

La revue systématique qui a été menée a permis de mettre en avant les déterminants du RSRF en France. Parmi les déterminants économiques, il émerge un consensus entre les littératures descriptives, *ceteris paribus* et qualitatives pour établir que la pauvreté (monétaire et non-monétaire), la précarité et l'absence de couverture complémentaire sont des éléments qui sont associés à une surexposition au RSRF. *A contrario*, ne pas souffrir de problèmes financiers et avoir une couverture complémentaire (privée ou la CMU-c¹⁸) sont des éléments qui sont associés à moins de RSRF. Au sein des déterminants socio-démographiques, le fait d'être une femme, d'avoir un âge intermédiaire (20-30 ans à 45-55 ans), d'appartenir à une des Professions et Catégories Socioprofessionnelles (PCS) basses ou d'être au chômage sont des caractéristiques liées à davantage de RSRF. Enfin, parmi les déterminants sanitaires, on sait qu'être en mauvaise santé physique et/ou mentale et souffrir d'addictions sont des éléments associés à une plus forte prévalence de RSRF.

¹⁸ Il conviendrait de mettre à jour ces résultats au regard de la C2S.

Si cette littérature nous donne beaucoup d'éléments pour comprendre les mécanismes du RSRF, elle n'en demeure pas moins parcellaire et méthodologiquement perfectible. D'abord, certaines études quantitatives n'utilisent pas de régressions et mènent donc des analyses qui ne sont pas *ceteris paribus*. À cela s'ajoute qu'au sein des études économétriques il émerge deux problèmes qui empêchent de tirer des conclusions causales.

D'une part, toutes les dimensions de l'accès aux soins ne sont pas mobilisées pour expliquer le RSRF. En effet, dans la mesure où c'est une notion subjective que les individus interrogés peuvent diversement comprendre, on ne peut pas affirmer que seuls les déterminants économiques comptent pour le RSRF. D'ailleurs, les travaux existants introduisent d'autres dimensions, tel que nous l'avons montré. Cependant, on compte encore d'autres facteurs intervenant dans l'accès aux soins. Les rapports aux corps, la confiance dans les acteurs sanitaires, les expériences passées avec les soins et d'éventuelles discriminations sont tout autant d'éléments qui peuvent impacter le renoncement aux soins, notamment pour raisons financières, et qui sont absents de ces analyses. En ce sens, il y a une diversité des perceptions autour de la notion de RSRF qui implique de prendre en compte l'ensemble des caractéristiques explicatives de l'accès aux soins, même si elles ne sont pas financières. Effectivement, puisque renoncer aux soins c'est vouloir y recourir mais ne pas le pouvoir, tout ce qui détermine le besoin de soins et la volonté de recours impacte *in fine* aussi le renoncement et donc le RSRF. Puisque des variables non-économiques ont donc un impact sur le RSRF, cela semble indiquer que les déclarations individuelles sont plus à lier au terme de « renoncement » qu'aux « raisons financières » de ce dernier. Autrement dit, la subjectivité des réponses peut induire que les individus interrogés ne répondent pas spécifiquement sur les raisons financières de leur renoncement aux soins tels qu'ils l'ont perçu. Cela induit donc une difficulté d'analyse. Au fond, à quoi les individus répondent-ils ? Au renoncement aux soins ou au RSRF ? Cela est sans doute difficile à déterminer et pourrait justifier une appréhension plus large. Interroger les individus sur le renoncement aux soins sans en préciser les raisons pourrait éviter ce problème. Néanmoins, il a été constaté que ce moyen-là conduit à une sous-déclaration du renoncement (Legal et Vicard, 2015). De plus, cela interdit d'étudier les raisons poussant les individus à renoncer. Même si cela a les limites que ce chapitre a soulevé, une telle approche n'est toutefois pas sans intérêt pour comprendre les difficultés individuelles à accéder aux soins. À ce propos, la littérature qualitative pourra être

approfondie afin de déjouer cette perception subjective et floue du RSRF par les individus.

D'autre part, il faut souligner que si la présence de variables retranscrivant l'état de santé est nécessaire pour comprendre le renoncement aux soins, celle-ci génère toutefois un biais de causalité inverse. En effet, on ne peut pas savoir si les individus sont en mauvaise santé parce qu'ils renoncent aux soins ou s'ils déclarent davantage de renoncement parce qu'ils sont en mauvaise santé. Un autre point est qu'un mauvais état de santé nuit à la capacité des individus à assurer leurs revenus (Ronchetti et Terriau, 2019) et donc, par une causalité indirecte, impacte également le RSRF.

Une autre limite de cette littérature repose sur la difficulté à établir un consensus sur un certain nombre de variables explicatives du RSRF. C'est notamment le cas pour les résultats portant sur des soins particuliers. De plus, les résultats sur le fait d'avoir des problèmes avec l'arithmétique, d'avoir un père chef d'entreprise, d'avoir fait des études supérieures, d'être au chômage, de vivre seul, d'habiter dans l'agglomération parisienne ou d'avoir des addictions ne reposent à chaque fois que sur une étude. Il serait en conséquence intéressant de répliquer l'usage de ces variables pour expliquer le RSRF *via* d'autres données et qu'en conséquence ces résultats soient considérés comme plus robustes. De la même façon, certains des résultats sur les variables socio-démographiques sont complexes à interpréter. Comment comprendre par exemple que les personnes aux âges actifs renoncent davantage aux soins pour raisons financières ? Différentes hypothèses pourraient être émises sans qu'elles soient en l'état corroborées par des éléments concrets. Il y a à ce propos également un besoin d'études qualitatives pour comprendre par quels biais ces variables agissent sur le RSRF. Une hypothèse demeurant à ce propos renvoie à ce qui a été précédemment indiqué, à savoir que les individus répondraient davantage sur le renoncement aux soins que sur ses raisons financières. Autrement dit, préciser aux individus lors d'une enquête qu'on les interroge sur les raisons financières du renoncement aux soins n'élimine pas nécessairement de leurs réponses les autres déterminants de ce renoncement, ce qui pourrait expliquer en partie l'incidence des variables socio-démographiques.

À propos de la revue en elle-même, un problème demeurant repose sur la traduction en anglais de l'expression « renoncement aux soins ». Bien que « *healthcare renunciation* » n'est pas idiomatique, certains auteurs francophones l'utilisent. En conséquence, nous avons introduit cette expression aux équations de

recherche sur Pubmed et Scopus. Se pose ensuite le problème des « *unmet healthcare needs* », expression traduite en français par « besoins de soins non-satisfaits ». Il ne semble pas apparaître dans la littérature d'éléments permettant d'indiquer clairement que les besoins de soins non-satisfaits correspondent exactement à la même notion que le renoncement aux soins. Ce doute persistant, cette expression a été exclue¹⁹ sans que la littérature ne permette de déterminer assurément la légitimité de ce choix au regard des travaux préexistants. Le fait est néanmoins que l'expression « renoncement aux soins » renvoie à des représentations tellement subjectives (Desprès, 2013) que l'usage d'une autre expression renvoie nécessairement à des représentations différentes. En ce sens, le choix a été porté sur le fait de ne pas établir d'égalité stricte entre les deux expressions, bien qu'il n'y ait pas de réponse dans la littérature à notre connaissance. Par ailleurs, la littérature grise anglophone sur le sujet n'est pas considérée. *A priori*, cela ne devrait pas représenter beaucoup de références, mais cela n'a pu être vérifié pour des raisons de faisabilité²⁰. Enfin, si le choix de faire porter les analyses uniquement sur l'indicateur du RSRF a été justifié précédemment, cela suppose malgré tout de considérer que ce n'est qu'une appréhension très partielle des inégalités d'accès et d'accessibilité aux soins en France. Si cet indicateur fait l'objet d'une grande exposition médiatique, il convient cependant de ne pas négliger d'autres mesures qui pourraient être tout aussi pertinentes pour conduire une revue systématique. On pourrait alors mener ce type de revue à propos du recours à différents types de soins, de l'absence de consentement vis-à-vis de certaines interventions, etc.

Malgré ces limites, cette revue systématique permet de déterminer qu'une politique de lutte contre la pauvreté et la précarité devrait agir en tant que telle sur l'accès aux soins des individus, au-delà même de la question de la protection sociale. Sur ce dernier point, l'importance de la couverture complémentaire apparaît telle qu'elle soulève la question du non-recours aux droits, et notamment à la CMU-c lorsqu'elle était en place. L'absence d'un ticket modérateur sous condition de revenus plutôt que de favoriser l'accès à la complémentaire tel que cela a été privilégié depuis

¹⁹ Encore une fois, l'expression « *unmet healthcare needs* » a été introduite aux équations de recherche dans le cas où le titre se tiendrait au standard international mais que la question posée aux individus lors de l'enquête portait en réalité sur le RSRF.

²⁰ En utilisant l'équation ("healthcare" OR "health care" OR "care" OR "soin*") AND ("forgo*" OR "renunciation" OR "unmet need*" OR "renonce*") AND ("economi*" OR "financ*" OR "out-of-pocket" OR "income" OR "revenu*") AND "France" dans Google Scholar, on obtient 69 200 résultats.

les années 2000 serait en ce sens-là plus favorable à l'accès aux soins (Franc et Raynaud, 2021).

Cette revue systématique permet également de distinguer quelles populations il convient de cibler au sein des politiques de lutte contre le RSRF : les femmes, les personnes aux âges actifs, les chômeurs ou encore les personnes isolées²¹. Il conviendrait néanmoins d'approfondir la compréhension de ce phénomène *via* de futures recherches introduisant d'autres déterminants de l'accès et du renoncement aux soins, notamment les représentations individuelles de la santé et des soins ou encore la littératie. De plus, il apparaît important d'évaluer ces déterminants en utilisant des données de panel pour permettre de voir l'incidence de l'état de santé à la période précédente sur le renoncement à la période d'étude. Par ce biais-là, la causalité inverse qui parasite les résultats serait éliminée et l'on pourrait alors avoir une évaluation plus précise des déterminants du RSRF. En l'état, la littérature porte essentiellement sur un renoncement au cours des 12 derniers mois (Tableau 1.1), ce qui relève d'un certain manque de diversité.

In fine, le renoncement aux soins pour raisons financières est une manière utile d'appréhender de façon subjective les difficultés individuelles à recourir aux soins. Si cette littérature pourrait être améliorée vis-à-vis d'un certain nombre de points qui ont été soulevés, il convient de compléter ces analyses par des outils étudiant des besoins de soins objectifs non-satisfaits. Pour cela, on pourrait par exemple comparer des données cliniques (pour évaluer objectivement des besoins de soins individuels) à des données de consommation de soins pour constater la réponse à ces besoins de soins.

²¹ Sans, encore une fois, que l'on puisse assurément définir les canaux de causalité expliquant ces relations.

Annexes

Annexe 1.A : Accès aux soins : qui sont ces patients qui renoncent ?

Le document suivant a été publié par l'auteur dans le magazine en ligne de médiation scientifique The Conversation le 16 janvier 2023²².

L'article 25 de la Déclaration universelle des droits de l'homme de 1948²³ garantit le droit d'accès aux soins pour tous. Il précise en effet que : « *Toute personne a droit à un niveau de vie suffisant pour assurer sa santé, son bien-être et ceux de sa famille, notamment pour l'alimentation, l'habillement, le logement, les soins médicaux [...].* »

Or, alors même que la population française vieillit²⁴, ce droit d'accès aux soins est de plus en plus difficile à garantir, dans un contexte de crise de l'hôpital et d'insuffisance des effectifs en médecine de ville²⁵.

Médias et personnalités politiques se font d'ores et déjà l'écho des problèmes que rencontrent certains citoyens pour se soigner. Dans une telle situation, il arrive que des individus renoncent aux soins. En quoi consistent précisément ces renoncements aux soins ? Qui concernent-ils ? Des travaux de recherche permettent d'éclairer ces questions.

Ne pas confondre « renoncer aux soins » et « ne pas consentir aux soins »

Soulignons tout d'abord que le renoncement au sens où nous l'évoquons ici ne concerne pas les situations où l'on refuse de consentir aux soins préconisés (pour des raisons, par exemple, de défiance envers le monde médical²⁶).

La première idée qui vient à l'esprit quand on pense « renoncement aux soins » concerne l'impossibilité de consulter un médecin lorsqu'un besoin de soins se fait

²² L'article est consultable en suivant ce lien : <https://theconversation.com/acces-aux-soins-qui-sont-ces-patients-qui-renoncent-185613>

²³ https://www.ohchr.org/sites/default/files/UDHR/Documents/UDHR_Translations/frn.pdf

²⁴ https://www.lemonde.fr/sciences/video/2023/01/03/en-2070-pres-de-30-des-francais-auront-65-ans-ou-plus_6156445_1650684.html

²⁵ <https://lejournal.cnrs.fr/nos-blogs/dialogues-economiques/le-manque-de-medecins-une-maladie-francaise>

²⁶ <https://journals.sagepub.com/doi/abs/10.1177/0043820020920554?journalCode=wafj>

ressentir. C'est ainsi que ce concept est envisagé par l'Institut de Recherche et de Documentation en Économie de la Santé (IRDES), depuis son introduction dans les années 1990²⁷. On considère dans ce contexte qu'il y a renoncement aux soins dès lors qu'une personne estime qu'elle aurait besoin de soins, mais qu'elle ne peut pas se les procurer en raison des circonstances.

Cette impossibilité de consulter un médecin n'est pas toujours due à un manque d'offre de soins. Ainsi, une personne en situation de précarité qui n'a pas les moyens de payer une complémentaire santé (et anticipe donc qu'une consultation ne lui sera remboursée que partiellement) peut estimer n'avoir pas les moyens de dépenser de l'argent chez un médecin et s'abstenir de consulter, alors même qu'elle se sent en mauvaise santé. Elle renonce donc aux soins. Des personnes très occupées par leur vie professionnelle ou familiale peuvent aussi renoncer aux soins par manque de temps, notamment dans le cas où les spécialistes les plus proches de leur domicile sont trop éloignés.

Dans de telles situations, le renoncement aux soins est plutôt de l'ordre de la frustration, du regret. Renoncer, c'est en quelque sorte ne pas pouvoir suivre l'adage « quand on veut, on peut ».

Les limites des enquêtes déclaratives

Il faut avoir conscience que le fait de « renoncer aux soins » peut ne pas avoir la même signification selon les personnes considérées²⁸. L'analyse du phénomène de renoncement aux soins repose en effet sur des enquêtes déclaratives : ce sont les individus interrogés qui affirment avoir – ou non – renoncé à se soigner. Il existe donc une part de subjectivité qui doit inciter à la prudence lorsque l'on analyse ce phénomène.

Cette situation induit également des difficultés à comparer les enquêtes entre elles, tant les réponses aux questions sur le renoncement aux soins sont sensibles à la formulation de ces dernières²⁹.

²⁷ <https://www.irdes.fr/Publications/2011/Qes170.pdf>

²⁸ <https://www-cairn-info.docelec.u-bordeaux.fr/revue-sciences-sociales-et-sante-2013-2-page-71.htm>

²⁹ https://www.complementaire-sante-solidaire.gouv.fr/fichier-utilisateur/fichiers/DREES_DossiersSolidarite_n66.pdf

Selon les échantillons, la prévalence du renoncement aux soins dans la population adulte en France peut être évaluée à 3 %³⁰ comme à plus de 20 %³¹.

Pourquoi renonce-t-on aux soins ?

De multiples facteurs peuvent empêcher les individus de recourir aux soins : situation personnelle compliquée, statut socio-économique, raisons culturelles... Mais le renoncement aux soins ne dépend pas uniquement de telles contraintes.

Celles-ci indiquent surtout pourquoi des individus ne peuvent pas recourir aux soins. Mais comme mentionné précédemment, c'est la question d'un « souhait » ne pouvant être réalisé qui est au cœur de cette notion. Comprendre le renoncement suppose donc à la fois de savoir pourquoi les individus envisagent, dans un premier temps, de recourir aux soins, et pourquoi, finalement, ils ne le peuvent pas.

Vouloir accéder réellement aux soins suppose avant tout d'identifier un problème ou un enjeu de santé et, dans un second temps, d'estimer qu'il faut y répondre par un contact avec le monde médical. Il faut pour cela faire attention à sa santé³², savoir un minimum vers qui se tourner³³ et faire suffisamment confiance aux professionnels de santé et au système de soins³⁴.

On peut ne pas vouloir recourir aux soins parce qu'on ne perçoit pas de problème ou d'enjeu de santé, soit parce qu'il n'y en a pas, soit parce qu'on ne le comprend pas, soit parce qu'on n'y accorde pas d'importance. Dans des cas extrêmes, il peut aussi exister une défiance intégrale envers le monde médical (le refus par certains de la vaccination contre le Covid-19 a été une illustration saillante de cette situation).

Franchir les barrières pour accéder aux soins

Accéder aux soins implique ensuite d'être capable de franchir différentes barrières. La première, la plus connue sans doute, est la barrière financière³⁵. Face

³⁰ <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2021-07/ER1200.pdf>

³¹ <https://en3s.fr/articles-regards/53/Revil.pdf>

³² <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/24374420/>

³³ <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/26872738/>

³⁴ <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/25038059/>

³⁵ <https://journals.openedition.org/economiepublique/8851>

aux soins, selon sa couverture maladie, un individu peut devoir personnellement supporter des frais. C'est ce qu'on appelle le « reste à charge des patients ». Plus on est pauvre, plus il est évidemment difficile d'y faire face³⁶.

En France, cette barrière correspond surtout à l'absence de couverture complémentaire. Avoir une couverture complémentaire protège largement contre le renoncement aux soins³⁷. Il a d'ailleurs été montré que la Couverture maladie universelle-complémentaire (CMU-c) pouvait permettre de moins renoncer aux soins qu'en disposant d'une complémentaire classique³⁸.

Une deuxième barrière, également bien connue, est géographique³⁹. Recourir aux soins suppose d'accéder physiquement à un professionnel de santé disponible. Il faut donc que les soins ne soient pas trop éloignés des patients potentiels⁴⁰. Il faut également que le nombre de médecins présents sur un territoire soit suffisant⁴¹ pour faire face aux besoins de la population.

À ce sujet, soulignons que les « déserts médicaux » ne se situent pas uniquement dans les campagnes reculées : si, dans un quartier peuplé d'une grande ville, le cabinet médical de proximité ne comporte qu'un seul médecin, la situation n'est pas différente de celle d'une zone rurale peu peuplée, mais dépourvue de médecin. Pour appréhender cela, l'indicateur d'Accessibilité potentielle localisée⁴² a été développé par la direction de la Recherche, des Études, de l'Évaluation et des Statistiques (DREES) et l'IRDES. L'objectif est de parvenir à mesurer les tensions existant entre l'offre et la demande de soins sur les territoires de France.

Les communes ayant un faible accès sont plutôt les communes rurales situées en dehors de l'influence des grands pôles urbains⁴³. En 2013, déjà, plus de 20 % des personnes vivant en zones rurales ou hors de l'influence des pôles urbains habitaient dans des lieux où l'accès aux médecins généralistes était très faible. Ces « déserts médicaux » où manquent les généralistes ont tendance à concerner des communes

³⁶ <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2020-10/dtee120.pdf>

³⁷ <https://www-cairn-info.docelec.u-bordeaux.fr/revue-francaise-d-economie-2019-1-page-133.htm>

³⁸ <https://www-cairn-info.docelec.u-bordeaux.fr/revue-francaise-d-economie-2019-1-page-133.htm>

³⁹ <https://www-cairn-info.docelec.u-bordeaux.fr/revue-gestion-et-management-public-2018-1-page-51.htm>

⁴⁰ <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0264999310001914>

⁴¹ <https://equityhealthj.biomedcentral.com/articles/10.1186/1475-9276-5-4>

⁴² <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sources-outils-et-enquetes/lindicateur-daccessibilite-potentielle-localisee-apl>

⁴³ <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/les-dossiers-de-la-drees/deserts-medicaux-comment-les-definir-comment-les-mesurer>

du centre de la France, ou celles situées autour de la région parisienne et dans les outre-mers. Dix ans plus tard, la situation ne s'est vraisemblablement pas améliorée⁴⁴.

Au-delà de ces deux barrières évidentes, d'autres, moins connues, existent. Il arrive par exemple que certains professionnels de santé se montrent discriminants envers certains patients, pour diverses raisons (genre⁴⁵, origine ethnique⁴⁶, statut social⁴⁷...). Que cela se produise de façon volontaire ou non, cette barrière discriminatoire influe parfois sur l'accès aux soins.

Enfin, une autre barrière, organisationnelle, celle-là, peut se dresser sur la route de l'accès aux soins. Elle correspond au fait que les ressources matérielles ou humaines d'une unité de soins ne répondent pas aux besoins des patients. C'est par exemple le cas lorsqu'un service a mis en place un système de prise de rendez-vous exclusivement par Internet⁴⁸, excluant par là même de nombreuses personnes âgées. L'absence d'un professionnel maîtrisant la langue des signes est également une barrière pour certaines personnes porteuses de handicaps auditifs⁴⁹.

Les exemples pourraient être multipliés, mais il s'agit simplement de comprendre que, lorsque le système de soins ne s'adapte pas aux besoins spécifiques de certains patients, alors ces derniers peuvent en venir à renoncer.

Mieux cibler les populations qui risquent de renoncer aux soins

Il est difficile d'évaluer véritablement l'ampleur du phénomène de renoncement aux soins en France. En effet, comme évoqué précédemment, puisque le renoncement est subjectif, les réponses varient beaucoup en fonction de la façon dont sont interrogés les individus.

Généralement, les enquêtes introduisent des questions sur le renoncement aux soins sans en préciser les raisons, ou bien en les focalisant spécifiquement sur les raisons financières. On observe généralement des questions du type « Au cours des 12 derniers mois, avez-vous renoncé à des soins pour des raisons financières ? Si oui,

⁴⁴ <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/36203471/>

⁴⁵ https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1300/J485v08n02_08

⁴⁶ <https://www-cairn-info.docelec.u-bordeaux.fr/revue-sante-publique-2007-2-page-99.htm>

⁴⁷ <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S1636652220302130>

⁴⁸ <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/25087546/>

⁴⁹ <https://www-cairn-info.docelec.u-bordeaux.fr/revue-sante-publique-2016-2-page-213.htm>

à quels soins ? » De ce fait, les données sur les autres formes de renoncement sont malheureusement très parcellaires, voire inexistantes.

Bien que les mesures diffèrent, on trouve cependant généralement des similarités entre les profils des individus qui renoncent aux soins. Ces travaux ont aussi permis d'identifier les caractéristiques qui augmentent le risque de renoncer et celles qui, au contraire, protègent.

On sait par exemple que les femmes renoncent davantage aux soins que les hommes⁵⁰. Cela pourrait être dû aux différences de rapports à la santé et aux soins entre les hommes et les femmes⁵¹, qui poussent ces dernières à avoir davantage conscience de leurs besoins de soins : contrairement aux hommes, moins à l'écoute de leur santé, elles s'apercevraient davantage qu'elles ne peuvent accéder aux soins nécessaires.

On sait également que c'est durant les âges de la vie active⁵² que l'on renonce le plus, potentiellement par manque de temps à consacrer à sa santé⁵³. Le fait de fumer⁵⁴ est également associé à davantage de renoncement.

De même, plus on est en mauvaise santé physique⁵⁵ et mentale⁵⁶ et plus on renonce. Il est cependant difficile de déterminer ce qui est de l'ordre de la cause et de la conséquence : renonce-t-on aux soins parce que l'on est en mauvaise santé, ou est-on en mauvaise santé parce que l'on renonce ?

Pour ce qui est du renoncement aux soins pour raisons financières, la littérature scientifique soulève logiquement le rôle des revenus⁵⁷ (plus on est riche, moins on renonce) et de la précarité⁵⁸. Également, le fait de disposer d'une couverture maladie complémentaire⁵⁹ diminue le risque de renoncer, a fortiori si cette couverture est de bonne qualité.

En définitive, ces travaux permettent donc d'identifier quelles populations doivent être particulièrement ciblées dans la lutte contre le renoncement. Pour être

⁵⁰ https://www.ijhpm.com/article_4258.html

⁵¹ <https://www.em-consulte.com/article/1384843/le-renoncement-aux-soins-une-affaire-de-genre->

⁵² <https://www.irdes.fr/Publications/2011/Qes170.pdf>

⁵³ https://www.jstor.org/stable/1830580#metadata_info_tab_contents

⁵⁴ <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/32474715/>

⁵⁵ <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2020-10/dtee120.pdf>

⁵⁶ <https://www-cairn-info.docelec.u-bordeaux.fr/revue-population-2022-1-page-77.htm>

⁵⁷ <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/etudes-et-statistiques-2006-2016/renoncement-aux-soins-actes-du-colloque-du-22>

⁵⁸ <https://www-cairn-info.docelec.u-bordeaux.fr/revue-francaise-des-affaires-sociales-2021-3-page-179.htm>

⁵⁹ <https://journals.openedition.org/economiepublique/8851>

efficaces, les politiques visant à assurer un accès aux soins adéquat pour tous doivent mobiliser des outils adaptés à ces groupes. Cela implique de parvenir à une appréhension globale des déterminants du renoncement et de la façon dont ils agissent sur les décisions prises par les membres des différents groupes sociaux.

Annexe 1.B. : Équations de recherche

L'équation de recherche dans Pubmed était : ("healthcare"[tiab] OR "health care"[tiab] OR "care"[tiab]) AND ("forgo*"[tiab] OR "renunciation"[tiab] OR "unmet need*"[tiab]) AND ("economic"[tiab] OR "financial" [tiab] OR "out-of-pocket" [tiab] OR "income" [tiab]) AND "France"[tiab]. Celle dans Scopus : TITLE-ABS-KEY ("healthcare" OR "health care" OR "care") AND ("forgo" OR "renunciation" OR "unmet need") AND ("economic" OR "financial" OR "out-of-pocket" OR "income") AND "France". Pour Cairn : "renoncement aux soins" ET ("reste à charge" OU "restes à charges" OU "raisons financières") ET "France". Enfin pour Scholar, l'approche s'est voulue plus restrictive (afin de ne pas multiplier les résultats hors sujet) en se cantonnant à l'équation suivante : France AND "renoncement aux soins pour raisons financières".

CHAPITRE 2 – Peut-on expliquer pourquoi les femmes renoncent davantage aux soins que les hommes en France ?

Résumé

Les économistes de la santé en France utilisent régulièrement l'indicateur du renoncement aux soins afin d'étudier les inégalités d'accès aux soins. Cette littérature s'inscrit dans un champ disciplinaire plus large mais n'en discute pas toutes les dimensions, ce qui peut poser certaines difficultés d'analyse. Notamment, théoriquement, le sexe/genre ne devrait pas être un facteur explicatif du renoncement aux soins. Pourtant, différentes études ont montré que les femmes renoncent davantage aux soins que les hommes en France. La littérature ne s'est cependant pas véritablement penchée sur les raisons de ce résultat. Il s'agit d'essayer de comprendre quelles dimensions de l'accès aux soins sont approximées par le sexe, qui serait alors théoriquement une variable de confusion. On peut se demander cependant si les outils de la littérature quantitative sur le renoncement aux soins peuvent répondre à cette question et, si oui, comment ? Pour tenter de répondre à cela, ce chapitre propose de décomposer les différents facteurs explicatifs des inégalités entre sexes dans différents renoncements aux soins. Pour cela, nous nous appuyons sur les données de l'Enquête Santé et Protection Sociale 2014. Ce travail confirme alors que les femmes renoncent davantage aux soins que les hommes pour raisons financières en France. Il montre aussi que le résultat est similaire pour des raisons non-financières. Il indique également que les facteurs socio-économiques ou de santé, tels qu'ils sont mesurés usuellement, expliquent relativement peu ces inégalités-là. Cela met en avant, au même titre que le chapitre précédent, certaines limites de cette littérature qui pourrait être enrichie par d'autres mesures sanitaires ou des variables sur les rapports aux corps et à la santé qui, ici, sont notamment impactés par les normes de genre.

Mots clés : Accès aux soins, renoncement aux soins, inégalités, femmes, France.

CHAPTER 2 – Can we explain why women forgo healthcare more than men in France?

Abstract

Health economists in France regularly use the indicator of foregone care to study inequalities in access to healthcare. This literature is part of a broader disciplinary field but does not discuss all its dimensions, which may cause some analytical difficulties. In particular, theoretically, sex/gender should not be an explanatory factor of foregone care. However, various studies have shown that women forego care more than men in France. However, the literature has not really examined the reasons for this result. The idea here is to try to understand which dimensions of access to care are intersected by gender, which would then theoretically be a confounding variable. The question arises, however, whether the tools in the quantitative literature on foregone care can answer this question and, if so, how? In an attempt to answer this, this chapter uses data from the 2014 Health and Social Protection Survey to break down the different explanatory factors of gender inequalities in different care foregone. This work then confirms that women forego care more than men for financial reasons in France and also shows that the result is similar for non-financial reasons. It also indicates that socio-economic or health factors, as usually measured, explain a small part of these inequalities. This highlights, as did the previous chapter, some limitations of this literature which could be improved by other health measures or variables on relationships to bodies and health which, here, are notably impacted by gender norms.

Keywords: Access to care, foregone care, inequalities, women, France.

1. Introduction

Les inégalités d'accès aux soins constituent un des principaux déterminants sociaux de la santé (Daniels, 2001). Celles-ci ont été très diversement étudiées de par le monde et une multiplicité d'indicateurs existent pour en mesurer les différentes formes (Gold, 1998). En France, le renoncement aux soins est un indicateur souvent utilisé par les économistes de la santé pour appréhender l'accessibilité aux soins, c'est-à-dire les potentialités individuelles de recourir aux soins et, plus précisément ici, les potentialités s'avérant insuffisantes (Desprès *et al.*, 2011). Il s'agit alors d'une incapacité à recourir aux soins lorsqu'on en perçoit le besoin. C'est en ce sens un indicateur subjectif de non-recours aux soins (Desprès, 2013).

Cette littérature-là a mis en avant le fait que les femmes renoncent davantage aux soins pour raisons financières que les hommes en France (Daabek *et al.*, 2022; Desprès *et al.*, 2011; Renahy *et al.*, 2011) alors même qu'elles recourent également davantage aux soins (Jusot *et al.*, 2019). Si le constat est établi, les raisons y conduisant le sont beaucoup moins. Certains éléments, ci-après détaillés, peuvent expliquer cet état de fait mais, à notre connaissance, ces hypothèses n'ont pas été précisément étudiées jusque-là. En premier lieu, des inégalités de santé objective existent entre les hommes et les femmes selon les pathologies considérées (Rothman *et al.*, 2023 ; St Pierre *et al.*, 2022 ; Tschon *et al.*, 2021), conduisant à des différenciations en termes de besoins de soins. Revil (2017) indique également que « les femmes craignent un peu plus l'impact de l'absence de soins sur leur état de santé que les hommes. » Pour expliquer cela, Beltran *et al.* (2020) indiquent que les rapports au corps, à la santé et aux soins ne sont pas les mêmes entre les femmes et les hommes, ces derniers y faisant moins attention (Aliaga, 2002 ; Boisguerin, 2011), ceci étant notamment lié à des différenciations dans les processus de socialisation selon le genre (Court, 2010). En effet, les soins spécifiques aux femmes et particulièrement ceux liés à la santé reproductive, les normes de soins notamment associées aux dépistages des cancers féminins ou encore les traditions de gestion de la santé familiale (Cresson, 1995) conduisent les femmes à être plus proches du monde des soins que les hommes et leur donne en conséquence davantage d'occasions d'y renoncer (Legendre, 2021). De plus, les hommes peuvent exprimer moins de besoins pour leur santé que les femmes (Booth *et al.*, 2004). Dans le même

sens, la déclaration d'un renoncement aux soins pour les hommes pourrait être perçue comme un aveu de faiblesse sur deux plans : soit parce qu'un homme n'a pas été assez fort pour supporter ses problèmes de santé sans rien demander, soit parce qu'il n'a pas été capable de répondre à son besoin. Autrement dit, qu'il n'a pas été suffisamment fort pour franchir les barrières à l'accès aux soins, ce qui peut par exemple renvoyer au fait de ne pas être assez « pourvoyeur de revenu » ou de ne pas faire face à ses peurs (Beltran *et al.*, 2020).

Ce chapitre essaye alors de comprendre pourquoi les femmes déclarent qu'elles renoncent davantage aux soins que les hommes. Il s'agit pour cela de mesurer les inégalités de renoncement aux soins entre les femmes et les hommes ainsi que leurs déterminants. Sur ce dernier point, il convient toutefois de se demander si cela est réellement possible. Les facteurs explicatifs des différences de déclaration de renoncement aux soins entre les hommes et les femmes sont-ils tangibles ? Les variables usuellement utilisées dans la littérature sur le renoncement aux soins permettent-elles d'appréhender cela ? Ou pourrait-on se retrouver face à des difficultés méthodologiques impliquant certaines modifications pour approfondir cette littérature ? Pour cela, il convient de comprendre comment est étudié le renoncement aux soins en France et de poser cela en regard avec la littérature pluridisciplinaire sur l'accès aux soins. Cela permettra de poser les hypothèses explicatives des inégalités de sexe que l'on étudie et de choisir les mesures possibles des différentes dimensions qui pourraient expliquer pourquoi les femmes renoncent plus aux soins que les hommes en France. À notre connaissance, essayer de mesurer la part de chaque facteur dans la construction des inégalités genrées de renoncement aux soins n'a pas été fait jusque-là.

À cet effet, la deuxième section détaillera les dimensions de l'accès aux soins, les variables usuellement utilisées pour expliquer le renoncement aux soins et en tirera les hypothèses de recherche sur lesquelles se base ce travail. La partie 3 présentera les données, les variables et la stratégie empirique. La section suivante portera sur les résultats et leurs implications. La discussion en tirera les conséquences pour la compréhension des inégalités genrées de renoncement aux soins et, plus généralement, sur la littérature portant sur cet indicateur.

2. Revue de la littérature

2.1. Les différentes dimensions de l'accès aux soins

Différentes approches conceptuelles des déterminants de l'accès et de l'accessibilité aux soins coexistent dans la littérature. Une revue de la littérature par Levesque *et al.* (2013) a eu une approche récapitulative de ces différents travaux (notamment, Aday et Andersen, 1981 ; Penchansky et Thomas, 1981 ; Peters *et al.*, 2008 ; Salkever, 1976) pour poser différentes dimensions déterminant l'accès aux soins, que ce soit du côté de l'offre de soins ou de celui de la demande. Les auteurs définissent en ce sens les dimensions impactant l'accès aux soins du point de vue des structures et personnels de soin : l'accessibilité (reposant sur la transparence, la diffusion et le filtrage de l'information), l'acceptabilité (définie par les valeurs, normes et cultures professionnelles), la disponibilité et l'accueil (selon la localisation géographique, les heures d'ouverture ou le mode de prise de rendez-vous), l'abordabilité (revenant aux coûts directs, indirects et d'opportunité) et la pertinence (soit la qualité technique et humaine, la coordination et l'adéquation des soins). De l'autre côté, du point de vue des patients, ce qui va déterminer leur accès aux soins dans cette typologie est : la capacité à percevoir (c'est-à-dire la littératie et les croyances en santé ainsi que la confiance et les attentes dans le système et les professionnels de santé), la capacité à chercher (selon les valeurs personnelles et sociales, la culture ou l'autonomie des individus), la capacité à atteindre (reposant sur son environnement de vie, les transports et la mobilité personnelle), la capacité à payer (basée sur les revenus, les actifs, le capital social et la couverture santé) et la capacité d'engagement (reposant sur l'autonomisation, l'information, l'adhésion des individus et le soutien des soignants).

Le fait qu'un certain nombre de dimensions d'offre et de demande se recoupent indique bien que le principe d'accéder réellement aux soins suppose une concordance entre l'offre et la demande de soins. Autrement dit, les caractéristiques des patients doivent être en concordance avec celles du système. Toutefois, l'accessibilité, que le renoncement cherche à mesurer, se place du point de vue du patient et donc de la façon dont il va appréhender les caractéristiques du système de soins plutôt que de la nature de ce système en tant que tel (Revil, 2018). En ce sens, ses propres

caractéristiques et celles du système vont déterminer à la fois sa volonté de recourir aux soins et sa capacité de le faire. Cela permet d'adapter la compréhension de ce phénomène au point de vue de l'individu tel que les dimensions de l'accessibilité aux soins sont alors la perception subjective de son état de santé objectif (Kwak *et al.*, 2022), l'importance accordée à sa propre santé (Craig *et al.*, 2014 ; Jung *et al.*, 2003), la littératie en santé (Batterham *et al.*, 2016 ; Chinn, 2011 ; Nutbeam, 2000 ; Sykes *et al.*, 2013), la confiance dans le système et les professionnels de soins (Gille *et al.*, 2015 ; Mollborn *et al.*, 2005), les barrières financières (Elwell-Sutton *et al.*, 2013 ; Johar *et al.*, 2018 ; Park, 2016), les barrières géographiques (Alfano *et al.*, 2018 ; Angulo *et al.*, 2011 ; Lucas-Gabrielli *et al.*, 2016), les barrières discriminatoires (Cognet *et al.*, 2012 ; Harris *et al.*, 2019 ; Wamala *et al.*, 2007) et les barrières organisationnelles (Chiluba, 2019 ; Twomey *et al.*, 2020 ; Zhao *et al.*, 2017).

2.2. L'indicateur du renoncement aux soins en France

Parmi l'ensemble des mesures de l'accès aux soins, le renoncement aux soins appréhende de façon subjective (*via* des questions d'enquêtes) la capacité des individus à recourir aux soins, dans la mesure où renoncer c'est vouloir mais ne pas pouvoir (Desprès, 2013). Cette incapacité renvoie de façon évidente aux différentes barrières précédemment évoquées. Cela a été particulièrement souligné pour ce qui est des barrières économiques puisque les économistes de la santé se sont beaucoup intéressés au renoncement aux soins pour raisons financières (RSRF). Ces travaux ont ainsi indiqué la relation inverse entre l'aisance financière ou le revenu par unité de consommation et l'exposition au RSRF (Dourgnon *et al.*, 2012 ; Feral-Pierssens *et al.*, 2020 ; Lafortune et Devaux, 2011 ; Legendre, 2021 ; Renahy *et al.*, 2011). Pour ce qui est des caractéristiques socio-démographiques, on constate une relation en cloche entre le renoncement et l'âge (Desprès *et al.*, 2011 ; Dourgnon *et al.*, 2012 ; Jusot *et al.*, 2019 ; Renahy *et al.*, 2011) ainsi que d'appartenir aux Professions et Catégories Socioprofessionnelles (PCS) inférieures ou d'être au chômage surexpose au renoncement (Blanco-Cazeaux *et al.*, 2022 ; Feral-Pierssens *et al.*, 2020 ; Legal et Vicard, 2015). Ces éléments renvoient donc à tout un ensemble de barrières contraignant la capacité à recourir aux soins des individus. Une appréhension plus globale ne devrait néanmoins pas négliger les facteurs déterminant la volonté de recourir aux soins puisqu'ils impactent l'inclination dans la réponse sur le

renoncement. C'est ainsi qu'on note une plus forte propension à renoncer aux soins lorsqu'on est en mauvaise santé physique et/ou mentale (Desprès *et al.*, 2011 ; Feral-Pierssens *et al.*, 2020 ; Jusot *et al.*, 2019 ; Renahy *et al.*, 2011). De la sorte, même en précisant la raison du renoncement aux soins dans une question d'enquête, on ne saurait se contenter réellement d'un seul facteur explicatif.

2.3. Les hypothèses

Comprendre le renoncement aux soins suppose de le mettre en regard des différentes dimensions de l'accès aux soins. Cela permet en conséquence de poser les hypothèses explicatives du sur-renoncement aux soins des femmes. En effet, le sexe/genre en tant que tel n'est pas un déterminant théorique de l'accès aux soins. Celui-ci recouvre en réalité tout un tas de dimensions de l'accès aux soins qu'on ne mesure pas ou mal. Considérer le sexe ou le genre comme des variables de confusion des dimensions de l'accès aux soins pousse à réfléchir sur les déterminants des inégalités qui nous intéressent ici. Ainsi, les précédents développements de la littérature ont permis d'établir que cette inégalité pouvait provenir de différences de perception du besoin de soins et/ou d'inégalités dans la confrontation aux barrières à l'accès aux soins. Plus précisément, une première hypothèse explicative repose sur le fait qu'il y a des différences objectives de besoins de soins car les femmes ont des besoins de soins spécifiques (notamment en santé reproductive) et éventuellement une moins bonne santé (Rothman *et al.*, 2023 ; St Pierre *et al.*, 2022 ; Tschon *et al.*, 2021). Parce que les femmes auraient donc davantage de besoins de soins alors elles pourraient davantage y renoncer. À la suite de cela, une deuxième hypothèse stipulerait qu'il y a également des différences subjectives de perception des besoins de soins qui découlent en partie des besoins spécifiques des femmes (et sont donc davantage amenées à nouer des contacts avec le système de soins) et ce parce que les hommes font moins attention à leur santé. Selon cette idée-là, les hommes seraient en conséquence conduits à moins renoncer aux soins. Au-delà de moins percevoir le renoncement, les hommes pourraient également avoir moins envie de faire cet « aveu de faiblesse » souligné par Beltran *et al.* (2020). La troisième hypothèse stipule donc qu'il y aurait un biais de déclaration induisant une sous-évaluation du renoncement aux soins des hommes (Booth *et al.*, 2004 ; Legal et Vicard, 2015 ; Revil, 2017). Enfin, la dernière hypothèse envisage qu'il y a des différences d'accessibilité aux soins

issues d'inégalités entre sexes face aux barrières. Ce sont donc ces quatre hypothèses que notre stratégie empirique va s'efforcer de tester.

3. Stratégie empirique

3.1. Les données : l'Enquête Santé et Protection Sociale 2014

Les Enquêtes Santé et Protection Sociale (ESPS) ont été menées de 1988 à 2014 par l'Institut de Recherche et de Documentation en Économie de la Santé (IRDES) afin de récolter des informations portant sur les conditions socio-sanitaires, la consommation de soins et la protection sociale de la population française vivant en métropole par le biais d'un échantillon représentatif des ménages ordinaires⁶⁰. Cette étude se base sur la vague 2014, constituant le volet hexagonal de l'enquête santé européenne (Célant *et al.*, 2017). L'échantillon initial comprend un total de 26 514 individus répartis au sein de 9 856 ménages. Toutefois, les réponses au questionnaire individuel, comprenant notamment les questions sur le renoncement aux soins, n'ont été obtenues que pour un individu par ménage⁶¹. Du fait de données manquantes pour diverses variables, les modèles reposeront sur un échantillon de 5 804 individus. Il est dans ce cadre particulièrement utile pour nous d'exploiter les différentes questions portant sur les renoncements aux soins pour raisons financières et pour raisons non-financières. L'ESPS 2014 permet donc d'obtenir une information riche pour la compréhension des enjeux autour de l'équité dans l'accès aux soins qui préoccupent ce travail.

3.2. Les variables : expliquer le renoncement aux soins sous ses multiples formes

Ce que l'on cherche à expliquer est, comme précédemment indiqué, le renoncement aux soins. Un des avantages de l'ESPS 2014 est de donner accès à une pluralité de variables retranscrivant le renoncement aux soins pour raisons financières (tous soins, consultation chez un médecin, dentaire, ophtalmique, autres soins) et,

⁶⁰ Informations disponibles sur <https://www.irdes.fr/recherche/enquetes/esps-enquete-sur-la-sante-et-la-protection-sociale/actualites.html>, consulté le 11/04/2022.

⁶¹ Celui répondant généralement aux entretiens téléphoniques.

surtout, non-financières (trop loin, attente trop longue). Ainsi, nous avons construit des modèles avec les mêmes variables explicatives pour les différents renoncements aux soins. Au sein de ces variables, notre intérêt a particulièrement porté sur le sexe des individus⁶².

Ensuite, chercher à comprendre le renoncement aux soins suppose de mobiliser les variables retranscrivant les facteurs explicatifs de celui-ci. D'un côté, sur le besoin de soins (qui impacte la volonté à y accéder), nous avons utilisé des variables de santé à la fois subjectives – santé déclarée, de type Lykert – et objectives – nombre de maladies chroniques manifestées au cours des 12 derniers mois⁶³ et Affection de Longue Durée (ALD)⁶⁴. Pour les décompositions, cela a permis de contrôler au mieux par les besoins de soins. À cela sont ajoutés une variable de santé mentale, distinguant la présence de symptômes dépressifs ou pas⁶⁵, et un indicateur de pratiques de vie saines⁶⁶. Pour compléter cela, nous avons ajouté l'âge en catégories (18-24 ans, 25-34 ans, 35-44 ans, 45-54 ans, 55-64 ans, 65-74 ans, 75 ans et plus) pour retranscrire la relation en cloche entre cette caractéristique et le renoncement aux soins (Chaupain-Guillot *et al.*, 2014). Tout cela permettra d'examiner les effets potentiels mis en avant dans les deux premières hypothèses. Les modèles comprennent ensuite un certain nombre de facteurs socio-économiques (la couverture complémentaire et le revenu par unité de consommation en quintiles). Enfin, l'usage de variables retranscrivant l'accessibilité géographique aux différents soins a été testé, mais ces variables n'étant jamais explicatives et leur absence ne modifiant pas les autres résultats, il a été décidé de ne pas les prendre en compte. Ces éléments renvoient donc à la dernière hypothèse.

⁶² Au sein du questionnaire de l'ESPS 2014, la question porte sur le sexe des individus. Il n'est donc pas question ici de leur identité de genre. Le sexe est donc appréhendé comme un *proxy* du genre.

⁶³ Dans l'ESPS 2014, ces problèmes de santé sont les allergies, l'arthrose, l'asthme, les attaques cérébrales, les bronchites chroniques, les douleurs chroniques à la nuque ou aux cervicales, les maladies des artères coronaires, les angines de poitrine, les cirrhoses, le diabète, l'hypertension artérielle, les infarctus du myocarde, les affections chroniques du dos, les insuffisances et calculs rénaux, les problèmes urinaires et les autres maladies chroniques.

⁶⁴ Ce statut auprès de l'Assurance Maladie permet la couverture totale des frais associée à l'affection considérée. Informations disponibles sur <https://www.ameli.fr/medecin/exercice-liberal/prescription-prise-charge/prise-charge-situation-type-soin/situation-patient-ald-affection-longue-duree/definition-ald>, consulté le 25/10/2022.

⁶⁵ Cela est calculé à partir de l'indicateur *eight-item Patient Health Questionnaire depression scale* (PHQ8) visant à déterminer la présence de symptômes dépressifs grâce à un score compris entre 0 et 24 pour lequel à partir de 10 on détecte une dépression (Kroenke *et al.*, 2009).

⁶⁶ L'indicateur est calculé en extrayant les projections individuelles du premier axe d'une Analyse des Correspondances Multiples (ACM) à partir des variables de consommation de fruits et légumes, de fréquence de la pratique sportive, de consommation de tabac et d'alcool. L'ACM est représentée dans l'Annexe 2.A.

Une autre manière d'essayer de qualifier le renoncement aux soins des femmes et de démêler les différentes hypothèses explicatives à son propos repose sur l'interaction entre le sexe et d'autres caractéristiques démographiques. D'un côté, l'introduction séparée d'autres variables socio-démographiques ajouterait de la confusion dans les interprétations car les difficultés y ayant trait sont comparables à celles pour la variable sexe. Toutefois, mettre le sexe en interaction avec d'autres variables socio-démographiques permettra de déterminer quelles catégories de femmes renoncent davantage aux soins par rapport aux hommes, *ceteris paribus*. En ce sens, des régressions séparées comprenant chacune une seule de ces variables d'interaction ainsi que les mêmes variables explicatives⁶⁷ ont été effectuées. Nous considérons les interactions suivantes : Sexe-Âge, Sexe-Type de ménage, Sexe-Diplôme, Sexe-Professions et Catégories Socioprofessionnelles (PCS), Sexe-Occupation, Sexe-Nationalité⁶⁸.

Afin de simplifier la lecture, la Tableau 2.1 récapitule l'ensemble de ces variables :

Tableau 2.1 : Variables expliquées et explicatives

Variables expliquées : types de renoncement	
Général-financier	Avoir renoncé ou pas à tous types de soins pour raisons financières au cours des 12 derniers mois.
Consultation-financier	Avoir renoncé ou pas à une consultation chez un médecin pour raisons financières au cours des 12 derniers mois.
Dentaire-financier	Avoir renoncé ou pas à des soins dentaires pour raisons financières au cours des 12 derniers mois.
Ophtalmique-financier	Avoir renoncé ou pas à des soins ophtalmologiques pour raisons financières au cours des 12 derniers mois.
Autre-financier	Avoir renoncé ou pas à d'autres types de soins pour raisons financières au cours des 12 derniers mois.
Trop long	Avoir renoncé ou pas à tous types de soins parce que les délais d'attente étaient trop longs.
Trop loin	Avoir renoncé ou pas à tous types de soins parce qu'ils étaient trop loin ou qu'il était difficile de s'y rendre.
Variable d'intérêt : sexe	
Sexe	Variable binaire distinguant les femmes des hommes.

⁶⁷ À l'exception des régressions comprenant l'interaction Sexe-Âge pour lesquelles la variable d'âge a été retirée.

⁶⁸ Les statistiques descriptives portant sur les variables d'interaction sont présentées en Annexe 2.B.

Variables explicatives de contrôle : déterminants des renoncements	
État de santé subjectif	Comment les individus estiment leur état de santé de façon générale.
Nombre de maladies chroniques	Nombre de maladies chroniques (parmi la liste énumérée en note 4) indiquées par les personnes enquêtées.
Affection de Longue Durée	Avoir ou pas une ALD.
Symptômes dépressifs	Détection ou pas de symptômes dépressifs à partir du score PHQ8.
Mode de vie sain	Score défini à partir de l'extraction des valeurs individuelles sur le premier axe d'une ACM incluant la consommation de fruits et légumes, d'alcool, de tabac et la pratique sportive.
Âge	Classes d'âge : 18-24 ans, 25-34 ans, 35-44 ans, 45-54 ans, 55-64 ans, 65-74 ans, 75 ans et plus.
Couverture complémentaire	Type de couverture complémentaire dont bénéficient les individus.
Revenu par UC	Revenu par Unité de Consommation selon les coefficients de l'INSEE-OCDE.
Variables d'interaction : profils socio-démographiques	
Sexe-Âge	Interaction entre le sexe et les différentes catégories d'âge.
Sexe-Type de ménage	Interaction entre le sexe et les différentes configurations de ménage (personne seule ou en couple, avec ou sans enfant(s), autres situations).
Sexe-Diplôme	Interaction entre le sexe et les différents niveaux de diplôme (sans diplôme, CEP/brevet/BEP, bachelier, scolarité en cours).
Sexe-PCS	Interaction entre le sexe et les différentes PCS (agriculteurs, artisans/commerçants/chefs d'entreprise, professions intermédiaires, employés, ouvriers, cadres et professions intellectuelles supérieures, inactifs).
Sexe-Occupation	Interaction entre le sexe et les différentes occupations (actifs occupés, apprentis/stagiaires/étudiants, chômeurs, retraités, personnes au foyer).
Sexe-Nationalité	Interaction entre le sexe et les différents statuts de nationalité (personnes nées françaises, devenues françaises ou étrangères).

Source : Dictionnaire des variables de l'ESPS 2014.

3.3. Les analyses : les décompositions de type Oaxaca-Blinder

Après avoir conduit les statistiques descriptives, des analyses multivariées⁶⁹ ont été entreprises. En ce sens, ont été étudiées, en tant que variables dépendantes, le fait d'avoir renoncé ou pas aux soins au cours des douze mois précédant l'enquête, selon les mesures précédemment présentées. Ces variables étant dichotomiques, elles ont nécessité une modélisation adaptée. Pour cela, le recours à des régressions probit, c'est-à-dire à des estimations selon le maximum de vraisemblance à partir de la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite, a été choisi. Ces régressions comprennent les variables explicatives présentées et ont cherché à expliquer les différentes formes de renoncement aux soins.

Suite à cela, dans l'objectif de quantifier les facteurs explicatifs des inégalités de renoncement aux soins entre femmes et hommes, nous avons utilisé des décompositions. Celles-ci trouvent leurs fondements dans les travaux de Blinder (1973) et Oaxaca (1973). Il s'agit de décomposer la différence du niveau moyen d'une variable entre deux populations *via* une première partie imputable à des différences de caractéristiques (qu'on nomme partie expliquée) et une seconde ayant trait à des différences de coefficients (qu'on appelle partie inexpliquée). Généralement, cette dernière est attribuée à des comportements individuels non modélisés ou à des faits sociaux difficilement tangibles. En l'occurrence, on peut assimiler cette partie inexpliquée aux différences jusqu'à présent mal ou non modélisées, c'est-à-dire à ce qui induit la volonté d'accéder aux soins⁷⁰.

De cette manière, un modèle Blinder-Oaxaca étudie formellement une différence pour un résultat moyen entre des groupes *A* et *B* :

$$\Delta\bar{Y} = \bar{Y}^A - \bar{Y}^B \quad (2.1)$$

⁶⁹ Tous les résultats sont obtenus *via* des pondérations individuelles visant à assurer la représentativité de l'échantillon. Une analyse de sensibilité a été conduite en utilisant les mêmes modèles sans pondérations, sans que cela ne change les conclusions à en tirer.

⁷⁰ Plus précisément, la volonté d'accéder aux soins suppose de faire un minimum attention à sa santé (Batterham *et al.*, 2016) et de consentir aux soins (Gille *et al.*, 2015). Cela nécessite une littératie suffisante (Abel, 2008) et une confiance dans le système de soins, confiance déterminée par ses expériences personnelles et par ses interactions sociales (Mollborn *et al.*, 2005 ; Musa *et al.*, 2009). La partie inexpliquée, associée aux effets de genre *via* la modélisation de type Oaxaca-Blinder, recouvre donc en grande partie ces dimensions-là dans la mesure où elles ne sont pas prises en compte dans les variables introduites au modèle. Celles-ci sont *in fine* corrélées au genre qui peut donc apparaître comme un *proxy* des dimensions constitutives de la volonté d'accéder aux soins.

Il s'agit d'abord de régresser deux modèles comprenant k variables indépendantes, correspondant à chaque groupe J :

$$Y^J = \hat{\beta}_0^J + \hat{\beta}_k^J X_k^J + \varepsilon^J \quad (2.2)$$

Les régressions assurant asymptotiquement la convergence vers la moyenne⁷¹, on peut reprendre (2.2) pour obtenir dans le cas général $\bar{Y} = \overline{F(\hat{\beta}_k^J X_k^J)}$ avec F une fonction quelconque de telle sorte que $F(\hat{\beta}_k^J X_k^J)$ puisse être régressé. À partir de là, on peut décomposer la différence dans le résultat entre les deux groupes comme suit :

$$\Delta\bar{Y} = \overline{F(\hat{\beta}_k^A X_k^A)} - \overline{F(\hat{\beta}_k^B X_k^B)} \quad (2.3)$$

Il s'agit donc en (2.3) d'établir la différence qu'il y a entre les régressions pour le groupe A et le groupe B. Il en résultera donc des différences imputables aux écarts de caractéristiques X_k^J et d'autres issues d'écarts de coefficients estimés $\hat{\beta}_k^J$. Le but ensuite est d'établir une distinction entre ce qui est spécifiquement imputable aux différences de caractéristiques et ce qui est dû aux écarts de coefficients estimés entre les deux groupes. Pour cela, on opère un truchement mathématique visant à ajouter puis retirer une fonction ayant les caractéristiques d'un groupe et les coefficients de l'autre.

$$\Delta\bar{Y} = \overline{F(\hat{\beta}_k^A X_k^A)} - \overline{F(\hat{\beta}_k^B X_k^B)} - \overline{F(\hat{\beta}_k^B X_k^A)} + \overline{F(\hat{\beta}_k^B X_k^A)} \quad (2.4)$$

Ainsi, en ajoutant $-\overline{F(\hat{\beta}_k^B X_k^A)} + \overline{F(\hat{\beta}_k^B X_k^A)}$, au même titre qu'on introduirait $-1 + 1$, l'équation (2.4) est toujours strictement égale à $\Delta\bar{Y}$. Par ce biais-là, en inversant l'ordre des termes, on obtient :

$$\Delta\bar{Y} = \left[\overline{F(\hat{\beta}_k^B X_k^A)} - \overline{F(\hat{\beta}_k^B X_k^B)} \right] + \left[\overline{F(\hat{\beta}_k^A X_k^A)} - \overline{F(\hat{\beta}_k^B X_k^A)} \right] \quad (2.5)$$

$$\Delta\bar{Y} = E + I$$

avec E la partie expliquée (où il ne reste que des différences de caractéristiques X_k^J entre les deux groupes) et I la différence inexpliquée (au sein de laquelle ne demeure que les écarts de $\hat{\beta}_k^J$).

Appliqué à chaque variable, on peut donc calculer la part que celles-ci (et donc les dimensions de l'accès aux soins) occupent au sein des facteurs expliqués et inexpliqués des différences de renoncement aux soins.

Cependant, la méthode de décomposition telle qu'elle est définie originellement ne convient qu'aux modèles linéaires. Or ici la variable dépendante est dichotomique

⁷¹ Pour peu que ce ne soient pas des régressions quantiles.

et sa modélisation en probit. Si le cas initial vient d'être expliqué, il s'agit de le spécifier pour obtenir une modélisation adéquate. Il est donc nécessaire d'utiliser des prolongements aux travaux d'Oaxaca et Blinder. À cet effet, Yun (2004) et Fairlie (1999, 2005) proposent deux méthodes.

Dans ses travaux, Yun reprend la décomposition de Blinder-Oaxaca en ajoutant la somme des rapports des différences expliquées $W_i^{\Delta X}$ et inexpliquées $W_i^{\Delta \beta}$ aux échelles individuelles et de l'échantillon. On obtient donc :

$$\Delta \bar{Y} = \sum_{i=1}^n W_i^{\Delta X} \left[\overline{F(\hat{\beta}^B X^A)} - \overline{F(\hat{\beta}^B X^B)} \right] + \sum_{i=1}^n W_i^{\Delta \beta} \left[\overline{F(\hat{\beta}^A X^A)} - \overline{F(\hat{\beta}^B X^A)} \right] \quad (2.6)$$

avec $W_i^{\Delta X} = \frac{\hat{\beta}_i^B (\bar{X}_i^A - \bar{X}_i^B)}{\hat{\beta}_i^B (\bar{X}^A - \bar{X}^B)}$ et $W_i^{\Delta \beta} = \frac{\bar{X}_i^B (\bar{X}_i^A - \bar{X}_i^B)}{\bar{X}^B (\bar{X}^A - \bar{X}^B)}$

Cette généralisation des travaux de Blinder et Oaxaca permet de recourir à d'autres formes fonctionnelles qu'un modèle linéaire, et par exemple d'utiliser la fonction de densité d'une loi normale centrée réduite $\Phi(X)$ pour un modèle probit. On obtient alors :

$$\Delta \bar{Y} = \sum_{i=1}^n W_i^{\Delta X} \left[\overline{\Phi(\hat{\beta}^B X^A)} - \overline{\Phi(\hat{\beta}^B X^B)} \right] + \sum_{i=1}^n W_i^{\Delta \beta} \left[\overline{\Phi(\hat{\beta}^A X^A)} - \overline{\Phi(\hat{\beta}^B X^A)} \right] \quad (2.7)$$

Fairlie (1999, 2005), quant à lui, indique que \bar{Y} n'est pas nécessairement égal à $\overline{F(\hat{\beta} X)}$ dans un cadre non-linéaire dans la mesure où la convergence asymptotique vers la moyenne n'y est pas assurée. Pour cette raison, il généralise l'expression de Blinder-Oaxaca sous la forme :

$$\Delta \bar{Y} = \left[\sum_{i=1}^{N^A} \frac{F(\hat{\beta}^B X_i^A)}{N^A} - \sum_{i=1}^{N^B} \frac{F(\hat{\beta}^B X_i^B)}{N^B} \right] + \left[\sum_{i=1}^{N^A} \frac{F(\hat{\beta}^A X_i^A)}{N^A} - \sum_{i=1}^{N^A} \frac{F(\hat{\beta}^B X_i^A)}{N^A} \right] \quad (2.8)$$

avec N^J la taille du groupe J .

Fairlie (1999, 2005) considère en outre la difficulté à interpréter les coefficients des variables au sein de la partie inexpliquée et n'indique en conséquence que la part totale de cette dimension.

Ces méthodes nous permettront donc de discuter et, surtout, de quantifier les déterminants – et donc les parts respectives des différentes hypothèses – des inégalités de renoncement aux soins entre hommes et femmes en France.

4. Résultats

4.1. Statistiques descriptives

En premier lieu, les données du Tableau 2.2⁷² montrent distinctement, quel que soit le type de renoncement considéré, que les femmes renoncent davantage aux soins que les hommes⁷³. Effectivement, si le renoncement à tous types de soins pour raisons financières s'élève dans l'échantillon total à 24,06 %, il y a un écart de près de 9,7 points de pourcentage entre les deux sexes. Parmi les différents soins, le renoncement pour raisons financières est le plus important pour le dentaire (15,94 %), avec, là encore, un net écart au détriment des femmes. De plus, pour ce qui est du renoncement aux soins pour raisons non-financières, celui pour cause d'éloignement est assez marginal (à peine plus de 2,5 % de l'échantillon pondéré) mais les femmes y sont presque trois fois plus confrontées que les hommes. Par contre, le problème des délais d'attente concerne bien davantage de monde (presque 14,5 %) et plus en particulier des femmes⁷⁴.

Les statistiques descriptives de ce même tableau montrent également les gradients usuellement observés entre l'état de santé ou le revenu par unité de consommation et la déclaration des différents renoncements aux soins. Autrement dit, plus on est en mauvaise santé ou plus on est pauvre et plus on renonce. Les personnes présentant des symptômes dépressifs ou ne disposant pas d'une couverture complémentaire renoncent également très largement plus aux soins que les autres. De même, les individus de 75 ans et plus déclarent nettement moins de renoncements que les autres.

⁷² Les statistiques descriptives sont présentées en pourcentages pondérés.

⁷³ Toutes les régressions univariées dans l'Annexe 2.C confirment bien la significativité statistique de ces relations.

⁷⁴ Il apparaît donc davantage un problème de densité dans l'offre de soins que d'éloignement de cette dernière.

Tableau 2.2 : Renoncement aux soins selon les modalités de variables (pourcentages pondérés)

	Renoncement pour raisons financières					Renoncement pour raisons non-financières	
	Tous soins	Médecin	Dentaire	Lunettes	Autres soins	Trop long	Trop loin
Sexe							
<i>Hommes</i>	18,95	3,35	13,93	6,98	2,91	12,43	1,30
<i>Femmes</i>	28,64	5,43	17,74	12,00	5,76	16,31	3,73
État de santé subjectif							
<i>Très bon</i>	15,06	2,65	8,48	4,45	2,89	13,45	1,18
<i>Bon</i>	22,25	4,18	14,20	8,57	4,01	15,11	1,82
<i>Assez bon</i>	31,52	5,45	21,93	13,56	5,49	14,51	3,29
<i>Mauvais</i>	38,38	8,17	30,47	17,72	7,71	14,42	9,41
<i>Très mauvais</i>	48,34	11,34	34,70	34,39	12,31	9,81	10,61
ALD							
<i>Oui</i>	27,50	4,37	19,66	12,57	4,71	8,78	3,94
<i>Non</i>	23,09	4,47	14,89	8,80	4,33	16,09	2,20
Symptômes dépressifs							
<i>Oui</i>	44,49	12,34	33,10	20,97	12,38	19,39	10,46
<i>Non</i>	22,28	3,76	14,44	8,64	3,72	14,05	1,90
Âge							
<i>18-25 ans</i>	20,85	7,05	12,75	5,14	4,61	15,07	0,89
<i>25-34 ans</i>	26,17	7,52	14,19	8,01	5,98	20,16	3,49
<i>35-44 ans</i>	26,11	5,26	18,14	8,39	6,05	19,61	2,73
<i>45-54 ans</i>	25,34	4,53	17,72	11,28	4,62	16,41	3,09
<i>55-64 ans</i>	24,49	3,10	15,98	13,58	2,76	11,83	1,47
<i>65-74 ans</i>	24,37	2,10	17,71	11,22	3,40	8,00	1,89
<i>75 ans et plus</i>	16,91	1,22	12,37	7,21	2,50	5,65	3,76
Couverture complémentaire							
<i>Contrat collectif</i>	18,37	3,79	11,83	5,75	2,87	18,10	2,04
<i>Contrat individuel</i>	24,10	3,62	15,57	10,07	4,32	12,12	2,28
<i>CMU-c</i>	30,98	5,62	19,32	14,65	6,67	17,51	7,40
<i>Non couvert</i>	53,82	18,63	44,59	25,35	14,12	17,11	4,24
<i>Situation inconnue</i>	30,14	5,30	21,22	6,33	2,88	15,38	4,09
Revenu par UC							
<i>1^{er} quintile</i>	37,15	10,35	27,45	15,14	7,48	15,39	5,68
<i>2^{ème} quintile</i>	31,87	6,86	22,03	13,30	5,27	15,15	2,74
<i>3^{ème} quintile</i>	24,91	3,62	16,03	10,01	4,50	13,73	2,46
<i>4^{ème} quintile</i>	17,94	2,03	10,36	6,89	3,20	15,28	1,65
<i>5^{ème} quintile</i>	12,58	0,94	7,28	4,52	2,47	13,09	1,15
Total	24,06	4,45	15,94	9,63	4,42	14,48	2,59

Source : ESPS 2014.

Traitement : Auteur.

Ensuite, au sein des variables explicatives (Tableaux 2.3 et 2.4), celles portant sur la santé n'indiquent pas de différences dans l'état de santé déclaré entre femmes et hommes. Pour ce qui est de l'âge, les hommes sont légèrement surreprésentés parmi les individus de 45 ans et plus. Les femmes de l'échantillon ont en plus grande

proportion des symptômes dépressifs et ont davantage de maladies chroniques⁷⁵ mais bénéficient moins souvent d'une ALD et ont des modes en vie en moyenne plus sains.

Tableau 2.3 : Statistiques descriptives (fréquences) sur les variables qualitatives (en pourcentages pondérés)

Variables	Ensemble	Hommes	Femmes	Chi-2 (p-valeurs)
Sexe	100	47,21	52,79	
État de santé subjectif				0,866
Très bon	23,64	23,62	23,66	
Bon	44,89	45,01	44,78	
Assez bon	24,23	24,12	24,12	
Mauvais	6,24	6,17	6,30	
Très mauvais	1,00	0,85	1,14	
ALD				< 1 × 10 ⁻⁴
Oui	22,06	25,49	18,99	
Non	77,94	74,51	81,01	
Symptômes dépressifs				< 1 × 10 ⁻⁴
Oui	8,03	6,19	9,67	
Non	91,97	93,81	90,33	
Âge				0,176
18-25 ans	7,82	7,54	8,07	
25-34 ans	16,83	15,49	18,03	
35-44 ans	17,79	17,53	18,01	
45-54 ans	17,60	17,93	17,31	
55-64 ans	15,57	16,48	14,76	
65-74 ans	13,22	13,73	12,76	
75 ans et plus	11,17	11,29	11,06	
Couverture complémentaire				0,019
Contrat collectif	30,46	30,47	30,44	
Contrat individuel	58,94	58,37	59,45	
CMU-c	5,38	4,91	5,79	
Non couvert	4,34	5,12	3,63	
Situation inconnue	0,89	1,12	0,69	
Revenu par UC				0,004
1 ^{er} quintile	16,81	15,09	18,34	
2 ^{ème} quintile	19,75	19,37	20,09	
3 ^{ème} quintile	19,42	19,08	19,72	
4 ^{ème} quintile	21,44	22,22	20,74	
5 ^{ème} quintile	22,58	24,24	21,10	

Source : ESPS 2014.
 Traitement : Auteur.

⁷⁵ Il convient néanmoins d'admettre que si cette différence est statistiquement significative, elle en demeure faible.

Ensuite, au sein des dimensions socio-économiques, pour ce qui est de la couverture complémentaire, les différences sont faibles mais les femmes ont plus souvent accès à la CMU-c et sont moins souvent sans complémentaire. Au niveau du revenu par unité de consommation, les femmes sont surreprésentées dans les quintiles du bas et sous-représentées dans ceux du haut.

Tableau 2.4 : Statistiques descriptives sur les variables quantitatives (résultats sous échantillon pondéré)

Populations	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum	Test t ⁷⁶ (p-valeurs)
Nombre de maladies chroniques					
Ensemble	1,53	1,72	0	16	$< 1 \times 10^{-4}$
Hommes	1,37	1,54	0	11	
Femmes	1,67	1,85	0	16	
Mode de vie sain					
Ensemble	0,00	1,00	-5,53	1,82	$< 1 \times 10^{-4}$
Hommes	-0,07	1,02	-3,83	1,82	
Femmes	0,07	0,97	-5,53	1,79	

Source : ESPS 2014.

Traitement : Auteur.

4.2. Régressions

Pour ce qui est de la variable d'intérêt, le Tableau 2.5 indique que, systématiquement, les coefficients associés à la modalité *Femmes* sont significativement positifs au seuil de risque de 0,1 %. Donc, *ceteris paribus*, les femmes renoncent plus à tous types de soins et pour toutes raisons considérées que les hommes. En ce sens, les inégalités de renoncement aux soins entre femmes et hommes ne sont pas seulement imputables à des différences de caractéristiques pouvant induire de plus grandes difficultés d'accès réel aux soins pour les femmes ou à des différences de santé. Elles sont également dues à certaines caractéristiques directement associées au sexe⁷⁷ sur lesquelles nous reviendrons dans la suite.

⁷⁶ Au préalable des tests t d'égalité des moyennes ont été réalisés des tests F d'égalité des variances dont les hypothèses nulles ont été rejetées.

⁷⁷ Ce qui induit son statut de variable de confusion dans la compréhension de l'accès aux soins.

Tableau 2.5 : Régressions sur les déterminants des renoncements aux soins (coefficients estimés des modèles probit)⁷⁸

Variables explicatives	Renoncement pour raisons financières					Renoncement pour raisons non-financières	
	Tous soins	Médecin	Dentaire	Lunettes	Autres soins	Trop long	Trop loin
Sexe							
<i>Femme</i>	0,31***	0,24***	0,15***	0,32***	0,28***	0,13***	0,42***
État de santé							
<u>État de santé subjectif (Réf : Assez bon)</u>							
<i>Très bon</i>	-0,48***	-0,39**	-0,47***	-0,39***	-0,25*	-0,24**	-0,27
<i>Bon</i>	-0,22***	-0,13	-0,22***	-0,13*	-0,10	-0,10	-0,14
<i>Mauvais</i>	-0,09	-0,12	-0,001	-0,09	-0,13	-0,04	0,23
<i>Très mauvais</i>	-0,09	-0,07	-0,17	0,27	-0,001	-0,28	0,05
Nombre de maladies chroniques	0,10***	0,09***	0,08***	0,08***	0,10***	0,08***	0,09***
<u>Affection de Longue Durée (Réf : Non)</u>							
<i>Oui</i>	-0,06	-0,03	-0,07	-0,04	-0,05	-0,31***	0,01
<u>Symptômes dépressifs (Réf : Non)</u>							
<i>Oui</i>	0,28***	0,39***	0,27***	0,24**	0,43***	0,18*	0,41***
Mode de vie sain	-0,09***	-0,16***	-0,12***	-0,08**	-0,001	-0,04	-0,10**
Situation socio-démographique							
<u>Âge (Réf : 35-44 ans)</u>							
<i>- de 25 ans</i>	-0,27**	0,12	-0,35**	-0,35*	-0,14	-0,13	-0,48*
<i>25-34 ans</i>	0,06	0,29**	-0,14	0,01	0,04	0,05	0,16
<i>45-54 ans</i>	-0,05	-0,08	-0,03	0,16	-0,19	-0,13*	-0,01
<i>55-64 ans</i>	-0,15*	-0,26*	-0,13	0,24*	-0,56***	-0,33***	-0,33*
<i>65-74 ans</i>	-0,27***	-0,54***	-0,15	0,001	-0,57***	-0,54***	-0,25
<i>75 ans et plus</i>	-0,78***	-1,08***	-0,60***	-0,43***	-0,90***	-0,76***	-0,14
<u>Couverture complémentaire (Réf : Contrat individuel)</u>							
<i>Contrat collectif</i>	-0,25***	-0,09	-0,16**	-0,26***	-0,34***	0,05	0,03
<i>Cmu-C</i>	-0,26***	-0,46***	-0,30***	0,03	-0,11	0,01	0,30*
<i>Sans complémentaire</i>	0,63***	0,58***	0,71***	0,57***	0,52***	0,10	0,14
<u>Revenu par UC (Réf : 1^{er} quintile)</u>							
<i>2^{ème} quintile</i>	-0,08	-0,15	-0,12	0,02	-0,07	0,08	-0,22*
<i>3^{ème} quintile</i>	-0,22**	-0,43***	-0,27***	-0,05	-0,06	0,01	-0,17
<i>4^{ème} quintile</i>	-0,45***	-0,63***	-0,53***	-0,24**	-0,21	0,08	-0,27*
<i>5^{ème} quintile</i>	-0,62***	-0,81***	-0,68***	-0,45***	-0,22	0,06	-0,31*
Information							
N	5804	5804	5804	5804	5804	5804	5804
Pseudo R ²	0,11	0,17	0,10	0,10	0,11	0,05	0,15

Source : ESPS 2014.

Traitement : Auteur.

p-valeurs : ***<0,001 ; **<0,01 ; *<0,05.

Par ailleurs, les résultats sur l'état de santé correspondent sans surprise à ce que l'on trouve dans la littérature déjà citée, à savoir qu'un bon état de santé est généralement associé à moins de renoncement aux soins⁷⁹. L'ALD n'apparaît néanmoins pas comme une variable explicative⁸⁰, à l'exception du renoncement pour délais d'attente. À ce propos, la double causalité entre l'état de santé et le

⁷⁸ Afin de simplifier la présentation des résultats, les coefficients des modalités de variables de type « *Situation inconnue* » ne sont pas présentés étant donné leur faible intérêt pour les analyses.

⁷⁹ Il est intéressant de remarquer que le fait de prendre *Assez bon* comme modalité de référence plutôt qu'une modalité extrême (*Très bon* ou *Très mauvais*) implique une vision du gradient santé-renoncement plus nuancée que ce que laisse voir la littérature. En effet, *ceteris paribus*, les individus en mauvaise ou très mauvaise santé déclarée ne renoncent pas davantage que ceux en assez bonne santé déclarée.

⁸⁰ Des essais de modèles sans l'état de santé subjectif indiquent également que cette variable n'est pas explicative. Tel que précédemment expliqué, sa conservation au sein des modèles est due à la volonté de contrôler par les différentes formes d'expressions de la santé au sein des décompositions afin d'extraire la part explicative associée au sexe.

renoncement aux soins⁸¹ ne permet pas de tirer des conclusions claires, d'où l'impossibilité de fournir des commentaires plus approfondis. Enfin, le fait d'avoir un mode de vie moins sain ou de présenter des symptômes de dépression sont distinctement associés au fait de davantage renoncer.

Au sein des variables socio-économiques, on peut relever que les personnes bénéficiant de la CMU-c renoncent moins à certains soins (les consultations chez un médecin et les soins dentaires) pour raisons financières que les personnes ayant une complémentaire plus classique (contrat individuel). *A contrario*, les personnes ne disposant d'aucune couverture complémentaire renoncent davantage aux soins pour raisons financières. Il n'y a par contre pas d'association nette entre l'absence de couverture complémentaire et le renoncement aux soins pour raisons non-financières. Ensuite, plus un individu appartient à une catégorie élevée de revenu par unité de consommation et moins il a tendance à renoncer à des soins pour raisons financières.

4.3. Profils socio-démographiques du renoncement aux soins des femmes

Les éléments de résultats suivants portent donc sur la compréhension du profil socio-démographique des femmes qui renoncent davantage aux soins que les hommes. Le Tableau 2.6 présente donc les résultats des différentes régressions qui comprennent chacune une des différentes variables d'interaction. On peut alors constater avec le croisement des variables de sexe et d'âge que ce sont particulièrement les femmes de 25 à 44 ans qui renoncent plus dans la plupart des cas considérés, *ceteris paribus*, aux soins que les hommes âgés de 45 à 54 ans. De plus, par rapport à cette modalité de référence, les 75 ans et plus, hommes et femmes, renoncent nettement moins, *ceteris paribus*. À propos du type de ménage, ce sont surtout les femmes vivant seules, les mères célibataires et les femmes vivant dans d'autres configurations de foyers qui renoncent davantage que les hommes en couple avec enfant(s). D'ailleurs, au sein des hommes, on observe très peu d'hétérogénéité selon les configurations de ménage. Ensuite, sur l'interaction entre le sexe et le diplôme, les femmes les plus touchées par le sur-renoncement sont bachelières ou

⁸¹ La santé impacte la volonté de recourir aux soins, et donc le renoncement, mais le renoncement impacte aussi la santé. On ne peut donc pas savoir si les individus perçoivent le renoncement aux soins parce qu'ils sont en mauvaise santé ou s'ils sont en mauvaise santé parce qu'ils renoncent aux soins.

diplômées du supérieur. Du fait du gradient générationnel des diplômes en France, on peut recouper cette information avec le fait que ce sont également des femmes plutôt jeunes qui renoncent davantage, *ceteris paribus*. Cela est également confirmé par le croisement entre le sexe et l'occupation, puisque les régressions indiquent que ce sont les femmes actives occupées et inoccupées qui subissent un sur-renoncement aux soins. Enfin, par rapport aux hommes nés français, l'ensemble des femmes renoncent davantage à la plupart des soins, *ceteris paribus*. S'il n'y a toutefois que pour les femmes nées françaises que les coefficients sont significatifs pour l'ensemble des régressions, au sein des régressions pour les soins dentaires, optiques, autres et pour cause d'attente il y a des différences significatives entre la modalité de référence et les femmes devenues françaises, les magnitudes des effets associés sont supérieures à celles pour les femmes nées françaises.

Tableau 2.6 : Résultats des variables d'interaction socio-démographiques

Variables d'interaction	Renoncement pour raisons financières					Renoncement pour raisons non-financières	
	Tous soins	Médecin	Dentaire	Lunettes	Autres soins	Trop long	Trop loin
Régressions avec Sexe & Âge (Réf : Hommes de 45 à 54 ans)							
Hommes de moins de 25 ans	-0,33*	0,34	-0,44*	-1,12**	0,25	-0,05	-0,58
Hommes de 25 à 34 ans	-0,14	0,36*	-0,28*	-0,42**	-0,0001	0,20	-0,37
Hommes de 35 à 44 ans	0,05	0,07	0,04	-0,19	0,11	0,27**	-0,05
Hommes de 55 à 64 ans	-0,11	-0,03	-0,12	0,01	-0,44*	-0,27*	-0,45
Hommes de 65 à 74 ans	-0,18	-0,56*	-0,09	-0,29*	-0,29	-0,31*	-0,20
Hommes de 75 ans et plus	-0,59***	0,004	-0,50***	-0,57***	-0,71**	-0,25	-0,56
Femmes de moins de 25 ans	0,10	0,39	-0,13	-0,14	0,12	0,26	-0,22
Femmes de 25 à 34 ans	0,51***	0,64***	0,11	0,17	0,57***	0,40***	0,54**
Femmes de 35 à 44 ans	0,30***	0,35*	0,14	0,03	0,46**	0,25*	0,23
Femmes de 45 à 54 ans	0,27**	0,27	0,12	0,16	0,23	0,23*	0,18
Femmes de 55 à 64 ans	0,18	-0,05	0,03	0,28*	-0,11	0,09	-0,08
Femmes de 65 à 74 ans	0,001	-0,15	-0,02	0,09	-0,21	-0,25*	-0,10
Femmes de 75 ans et plus	-0,56***	-0,60**	-0,51***	-0,44**	-1,48*	-0,80***	0,20
Régressions avec Sexe & Type de ménage (Réf : Hommes en couple avec enfant(s))							
Hommes seuls	0,17*	0,03	0,13	0,06	0,01	0,01	-0,07
Hommes monoparentaux	0,12	0,17	0,05	-0,09	0,13	0,21	-0,06
Hommes en couple sans enfant	-0,03	0,12	-0,15	-0,10	-0,05	-0,12	-0,32
Hommes dans une autre situation	-0,01	0,09	-0,13	0,39	0,11	-0,18	-0,22
Femmes seules	0,36***	0,39**	0,15	0,33**	0,35**	-0,0001	0,21
Femmes monoparentales	0,46***	0,33*	0,33**	0,29*	0,33*	0,20	0,36*
Femmes en couple sans enfant	0,25**	0,26	0,06	0,24*	0,12	0,08	0,25
Femmes en couple avec enfant(s)	0,35***	0,20	0,09	0,34***	0,28*	0,14*	0,36**
Femmes dans une autre situation	0,62***	0,66***	0,48*	0,41	0,73***	0,16	0,60**
Régressions avec Sexe & Diplôme (Réf : Hommes diplômés du supérieur)							
Hommes sans diplôme	0,18	0,28	0,08	0,15	-0,13	-0,03	0,02
Hommes ayant un CEP	0,18	0,26	0,21	-0,13	0,23	0,04	0,32
Hommes ayant brevet/CAP/BEP	0,25**	0,20	0,25**	0,13	-0,14	-0,09	0,13
Hommes bacheliers	0,04	0,29	0,07	0,06	0,02	-0,11	-0,45
Hommes à la scolarité en cours	-0,27	-0,12	-0,19	0,0001	0,56	-0,23	0,43
Femmes sans diplôme	0,36***	0,43*	0,26*	0,36**	0,16	-0,18	0,44*
Femmes ayant un CEP	0,33**	0,16	0,26*	0,29*	0,22	-0,35*	0,60**
Femmes ayant brevet/CAP/BEP	0,31***	0,31	0,23*	0,29*	0,07	0,001	0,41*
Femmes bachelières	0,56***	0,65***	0,35***	0,44***	0,32*	0,14	0,47***
Femmes diplômées du supérieur	0,54***	0,44**	0,29***	0,49***	0,43***	0,21**	0,50**
Femmes à la scolarité en cours	0,33	0,17	0,12	0,25	0,22	0,49*	0,001

Régressions avec Sexe & PCS (Réf : <i>Hommes cadres et professions intellectuelles supérieures</i>)							
Hommes agriculteurs	-0,13	-0,05	-0,08	-0,37	0,07	-0,51	0,001
Hommes artisans, commerçants, chefs d'entreprise	0,22	0,25	0,30*	0,13	0,27	-0,08	-0,61
Hommes en professions intermédiaires	0,24*	0,28	0,28*	0,17	0,29	-0,01	0,21
Hommes employés	0,42**	0,58*	0,42**	0,33	0,21	-0,13	0,04
Hommes ouvriers	0,25*	0,31	0,29*	0,11	0,04	-0,20*	0,12
Hommes inactifs	-0,05	0,17	-0,04	0,001	0,66	-0,35	0,32
Femmes agricultrices	0,30	0,44	0,35	-0,04	0,55	-0,33	0,58
Femmes artisanes, commerçantes, cheffes d'entreprise	0,49**	0,18	0,62***	0,41	0,38	-0,09	0,33
Femmes cadres et professions intellectuelles supérieures	0,44**	0,44	0,19	0,55***	0,52*	0,10	0,47
Femmes en professions intermédiaires	0,60***	0,68**	0,40***	0,52***	0,55**	0,16	0,48*
Femmes employées	0,57***	0,56*	0,45***	0,43**	0,45*	-0,08	0,55**
Femmes ouvrières	0,42***	0,35	0,27	0,38*	0,27	-0,12	0,31
Femmes inactives	0,33	0,51	0,27	0,28	0,34	0,19	0,34
Régressions avec Sexe & Occupation (Réf : <i>Hommes actifs occupés</i>)							
Hommes apprentis, stagiaires et étudiants	-0,31	-0,28	-0,30	0,001	0,66	-0,16	0,45
Hommes chômeurs	0,19	0,28	-0,02	0,11	-0,06	-0,01	0,01
Hommes retraités	-0,08	-0,10	-0,16	-0,11	-0,02	-0,16	-0,13
Hommes au foyer	-0,16	0,95	-0,04	0,45	0,0001	0,59	1,26
Femmes actives occupées	0,41***	0,24*	0,19**	0,32***	0,36***	0,16**	0,36**
Femmes apprenties, stagiaires et étudiantes	0,28	0,01	0,01	0,20	0,30	0,55**	0,001
Femmes chômeuses	0,50***	0,33*	0,26*	0,45***	0,47**	0,13	0,66***
Femmes retraitées	0,10	0,21	-0,07	0,18	0,17	-0,22	0,39
Femmes au foyer	0,21	0,33	0,12	0,17	-0,05	-0,01	0,42*
Régressions avec Sexe & Nationalité (Réf : <i>Hommes nés français</i>)							
Hommes devenus français	0,32*	0,49*	0,14	0,44**	0,37	0,03	-0,23
Hommes étrangers	0,24	0,31	0,12	0,41**	0,05	-0,14	-0,18
Femmes nées françaises	0,33**	0,28***	0,16***	0,36***	0,31***	0,11*	0,38***
Femmes devenues françaises	0,49***	0,18	0,29*	0,52***	0,44**	0,39**	0,40
Femmes étrangères	0,36**	0,56**	0,09	0,41**	0,16	0,14	0,55**

Source : ESPS 2014.

Traitement : Auteur.

p-valeurs : ***<0,001 ; **<0,01 ; *<0,05.

4.4. Décompositions

Vient enfin l'analyse du poids de chaque facteur dans les inégalités (Tableaux 2.7 et 2.8)⁸². Les différences de renoncement entre femmes et hommes (indiquées comme les différences totales) préalablement constatées sont systématiquement significatives. Les parties expliquées (donc les parts attribuables aux différences de caractéristiques) et inexpliquées (celles dues aux différences de coefficients) sont également toujours significatives mais, quantitativement, ce sont les parties inexpliquées qui captent la majorité des inégalités entre sexes. Par exemple, quant au renoncement à tous types de soins pour raisons financières, l'analyse de l'échantillon révèle que le renoncement des hommes est de 9,7 points de pourcentage inférieur à celui des femmes et que 80 % de cet écart est imputable à la partie inexpliquée selon

⁸² Les modèles stratifiés sont disponibles en Annexe 2.D.

les méthodes de Yun et de Fairlie. Autrement dit, seuls 20 % de cette inégalité sont dus à des différences de caractéristiques considérées entre hommes et femmes. Cette proportion s'élève à 66 % pour les soins dentaires, 86 % pour les soins optiques, 73 % pour les délais d'attente et 83 % pour l'éloignement physique, à chaque fois selon les deux méthodes (Figure 2.1). Cela a une implication très importante : les variables utilisées pour comprendre les renoncements aux soins captent peu les inégalités entre sexes.

Tableau 2.7 : Décompositions de Yun des inégalités de renoncements aux soins selon le sexe

Variables explicatives	Renoncement pour raisons financières					Renoncement pour raisons non-financières	
	Tous soins	Médecin	Dentaire	Lunettes	Autres soins	Trop long	Trop loin
Éléments généraux							
% de renoncement chez les hommes	0,189	0,033	0,139	0,070	0,029	0,124	0,013
% de renoncement chez les femmes	0,286	0,054	0,177	0,120	0,057	0,163	0,037
Différence totale	-0,097***	-0,021***	-0,038***	-0,050***	-0,028***	-0,039***	-0,024***
Différence expliquée	-0,019***	-0,005*	-0,013**	-0,007**	-0,008***	-0,010**	-0,004*
Différence inexpliquée	-0,078***	-0,016**	-0,025**	-0,043***	-0,020***	-0,029**	-0,020***
% de la différence expliquée	20 %	24 %	34 %	14 %	29 %	26 %	17 %
Parties expliquées							
État de santé subjectif	-0,0003	-0,00007	-0,0002	-0,0002	-0,00002	-0,00002	-0,0001
Nombre de maladies chroniques	-0,011***	-0,002*	-0,007***	-0,006***	-0,004**	-0,006***	-0,002*
ALD	-0,002	0,0004	-0,002	-0,001	-0,0001	-0,005***	0,0001
Symptômes dépressifs	-0,003*	-0,003**	-0,003*	-0,001	-0,003**	-0,002	-0,003**
Mode de vie sain	0,004**	0,003**	0,004**	0,003*	0,0003	0,004**	0,001
Âge	-0,003*	-0,002*	-0,001	-0,0003	-0,002*	-0,003*	-0,001
Couverture complémentaire	0,002	0,001	0,001	0,001	0,001	0,0004	0,0004
Revenu par UC	-0,006**	-0,002**	-0,005**	-0,002*	-0,001	0,002*	-0,001
Parties inexpliquées							
État de santé subjectif	0,071	0,016	0,057	0,014	0,028	0,072*	-0,012
Nombre de maladies chroniques	-0,021	-0,001	-0,012	-0,020*	-0,008	-0,011	0,001
ALD	-0,006	-0,009*	-0,001	-0,005	-0,005	-0,001	-0,002
Symptômes dépressifs	0,006	0,121*	0,014	-0,016	0,096	0,083	0,119*
Mode de vie sain	-0,0005	-0,0003	-0,0002	-0,001	-0,0002	-0,002*	-0,0001
Âge	0,088**	0,022	0,030	0,034	0,024	0,027	0,012
Couverture complémentaire	0,050**	0,017	0,044*	0,023	0,015	-0,014	-0,007
Revenu par UC	0,007	0,008	0,024	-0,001	0,006	-0,053*	0,006
Constante	-0,273*	-0,191**	-0,181	-0,042	-0,179**	-0,130	-0,137**
Effectifs							
Total						5804	
Hommes						2517	
Femmes						3287	

Source : ESPS 2014.

Traitement : Auteur.

p-valeurs : ***<0,001 ; **<0,01 ; *<0,05.

Lecture : À propos du renoncement à tous soins pour raisons financières, 18,9% des hommes déclarent avoir renoncé contre 28,6% des femmes, soit un écart statistiquement significatif de 9,7 points de pourcentage. Au sein de cet écart total, 1,9 point est imputable à la partie expliquée tandis que les 7,8 points restants relèvent de la différence inexpliquée. Ces 1,9 et 7,8 points correspondent respectivement aux sommes de tous les coefficients associés aux parties expliquées et inexpliquées.

Au sein de la partie expliquée, les facteurs apparaissant comme essentiels sont le revenu par unité de consommation, les maladies chroniques, au désavantage des

femmes, ainsi que le mode de vie, au désavantage des hommes. Ainsi, une partie du sur-renoncement des femmes est dû à leur moins bonne situation financière et qu'elles ont objectivement plus de besoins de soins réguliers. *A contrario*, le fait que les hommes aient en moyenne un mode de vie moins sain et que cela implique de davantage renoncer aux soins induit finalement que ce facteur joue en leur défaveur. Ensuite, dans la partie inexpliquée présentée dans la méthode de Yun, il est complexe de savoir exactement par quels biais passent les différences de valorisation des caractéristiques (ou différences de coefficients) qui constituent cette dimension dans la mesure où relativement peu de coefficients sont significatifs individuellement. Les constantes sont néanmoins souvent des chiffres importants et pour quatre modèles significatives. Cela appuie l'idée selon laquelle une partie non négligeable du renoncement des femmes est dû à des caractéristiques tout autres que celles prises en compte.

Tableau 2.8 : Décompositions de Fairlie des inégalités de renoncements aux soins selon le sexe

Variables explicatives	Renoncement pour raisons financières					Renoncement pour raisons non-financières	
	Tous soins	Médecin	Dentaire	Lunettes	Autres soins	Trop long	Trop loin
Éléments généraux							
% de renoncement chez les hommes	0,189	0,033	0,139	0,070	0,029	0,124	0,013
% de renoncement chez les femmes	0,286	0,054	0,177	0,120	0,057	0,163	0,037
Différence totale	-0,097	-0,021	-0,038	-0,050	-0,028	-0,039	-0,024
Différence expliquée	-0,019	-0,005	-0,013	-0,007	-0,008	-0,010	-0,004
% de la différence expliquée	20 %	24 %	34 %	14 %	29 %	26 %	17 %
Parties expliquées							
État de santé subjectif	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,0004
Nombre de maladies chroniques	-0,007**	-0,004	-0,005*	-0,002	-0,004	-0,005	-0,004
ALD	-0,003	-0,001	-0,002	-0,002	-0,001	-0,004*	-0,0003
Symptômes dépressifs	-0,002	0,0001	-0,002	-0,002	-0,001	-0,0001	-0,0003
Mode de vie sain	0,003**	0,002	0,003*	0,001	-0,0001	-0,001	0,001
Âge	-0,0003	-0,0001	-0,00001	0,0003	0,0003	-0,002	0,0001
Couverture complémentaire	0,004***	0,002	0,004***	0,003**	0,002*	-0,0003	0,00003
Revenu par UC	-0,005***	-0,002*	-0,004***	-0,002*	-0,0005	-0,001	-0,0003
Effectifs							
Total						5804	
Hommes						2517	
Femmes						3287	

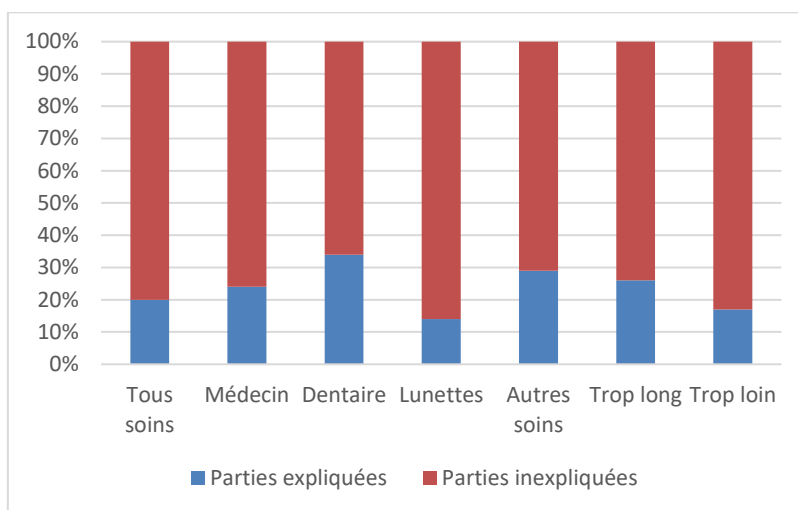
Source : ESPS 2014.

Traitement : Auteur.

p-valeurs : ***<0,001 ; **<0,01 ; *<0,05.

Lecture : Sur le renoncement à tous soins pour raisons financières, 18,9% des hommes déclarent avoir renoncé contre 28,6% des femmes, soit un écart statistiquement significatif de 9,7 points de pourcentage. Au sein de cet écart total, 1,9 point est imputable à la partie expliquée, correspondant à la somme de tous les coefficients associés à la partie expliquée.

Figure 2.1 : Poids des parties expliquées et inexpliquées sur les inégalités de renoncements aux soins entre les femmes et les hommes



Source : ESPS 2014.
Traitement : Auteur.

5. Discussion

Ce chapitre avait pour but de décrire et d'expliquer les inégalités de renoncement aux soins entre femmes et hommes en France. D'abord, il convient de rappeler que nos résultats corroborent les précédents travaux : les femmes renoncent davantage aux soins que les hommes. Si cela avait déjà été indiqué à propos du renoncement aux soins pour raisons financières, ce chapitre ajoute que c'est également le cas pour les renoncements lorsque les soins sont trop loin ou que les délais pour les obtenir sont trop longs. La question restante est donc de savoir si ces inégalités sont imputables au fait que les femmes cumulent des caractéristiques associées à davantage de renoncement aux soins et/ou si cela est en tant que tel dû à des effets apparemment associés au sexe. Enfin, il s'agit de savoir quel est le poids respectif de chaque facteur.

À ce propos, les statistiques descriptives ont notamment indiqué que les femmes ont plus de maladies chroniques, sont davantage exposées à la dépression et ont des revenus par unité de consommation plus faibles. Les régressions ont souligné que ces mêmes facteurs où les femmes sont sur-représentées sont également associés au fait de davantage renoncer aux soins. Cet élément, en tant que tel, va dans le sens d'un effet de composition induisant que certaines des caractéristiques mesurées des femmes les poussent à davantage renoncer. Cela

corrobore donc en partie la première et la dernière hypothèse selon lesquelles il y a des différences objectives de santé induisant des différences de besoins et qu'il y a des inégalités entre sexes d'accessibilité aux soins. Pourtant, tous les coefficients associés au fait d'être une femme sont significatifs et positifs. En ce sens, à l'effet de composition s'ajoute un effet associé au sexe. Donc, on peut souligner que les femmes déclarent davantage renoncer aux soins que les hommes en partie à la fois parce qu'elles ont des caractéristiques qui les exposent au renoncement aux soins mais aussi, et généralement surtout, parce que le sexe recouvre tout un ensemble de dimensions que l'on ne prend pas en compte par ailleurs. Ces dimensions, puisqu'elles se retrouvent dans le sexe, y sont donc nécessairement corrélées.

Ces résultats sont approfondis par l'usage de variables d'interaction, ce qui constitue également un résultat original. Les coefficients associés au sein de régressions indiquent que le sur-renoncement des femmes par rapport aux hommes est essentiellement associé, *ceteris paribus*, aux femmes de 25 à 44 ans, actives occupées ou inoccupées, célibataires, de professions intermédiaires ou employées et bachelières ou diplômées du supérieur. En sachant que plus de la moitié des femmes actives et des femmes diplômées du supérieur ont entre 25 et 44 ans⁸³, cela peut renvoyer à l'importance de la santé reproductive dans les dynamiques de renoncement aux soins des femmes. Les besoins de soins y ayant trait seraient donc des facteurs rejoignant aussi la première hypothèse liée aux besoins objectifs ainsi que les normes associées à ces soins corroboreraient la deuxième hypothèse à propos des perceptions subjectives des besoins de soins. Autrement dit, la littératie en santé reproductive impacterait la perception globale du besoin de soins et donc rendrait plus prompt à conscientiser le fait que l'on a renoncé aux soins. Cela supposerait néanmoins d'être confirmé par une mesure de la littératie en santé.

Les décompositions renforcent également ces analyses. Effectivement, il est clairement établi que l'effet de composition (partie expliquée) et l'effet de genre (partie inexpliquée) constituent conjointement les facteurs des inégalités entre femmes et hommes portant sur le renoncement aux soins. De plus, au sein des facteurs de composition qui viennent d'être décrits, il apparaît que les plus importants sont les maladies chroniques, le mode de vie et le revenu par unité de consommation. Ce

⁸³ 53,2 en pourcentages pondérés des femmes actives occupées ont entre 25 et 44 ans. Cette proportion s'élève à 51,4 % pour les femmes chômeuses de l'échantillon et à 53,6 % pour les femmes diplômées du supérieur.

dernier point renvoie précisément à la question de la pauvreté des femmes en France. Elles sont sur-représentées parmi les emplois précaires et les familles monoparentales, induisant une plus grande exposition à la pauvreté, elle-même liée au renoncement aux soins (Dauphin et Domingo, 2014 ; L'Horty, 2009). Lutter contre les déterminants de la pauvreté des femmes pourra donc induire une amélioration de leur potentiel de recours aux soins. Néanmoins, il apparaît ici que le facteur du sexe est prépondérant par rapport aux effets de composition, sans que l'on puisse pour autant définir très clairement par quel canal celui-ci s'exprime. Autrement dit, un des éléments qu'ajoute ce chapitre par rapport à la littérature préexistante est que les femmes renoncent davantage aux soins que les hommes pour des raisons qui ne sont essentiellement pas prises en compte par les travaux quantitatifs usuels sur toutes les questions qui recoupent le renoncement aux soins. Cela peut renvoyer à la littératie ou à un ensemble de préférences ayant trait à la santé et aux soins. De même, si l'on réglait les problèmes associés aux barrières au recours aux soins usuellement considérées, à savoir les barrières financières et géographiques⁸⁴, alors on ne traiterai pas l'essentiel de la question ici.

Ces éléments constituent un résultat important : majoritairement, les inégalités sexuelles des renoncements aux soins qui ont été ici étudiées ne reposent pas sur les mesures de différences de santé objective (hypothèse 1) ou subjective (hypothèse 2), ni sur les barrières prises en compte (hypothèse 4). Que recoupe alors la partie inexpliquée ? Deux possibilités émergent : cela peut reposer sur l'absence de mesure quant à l'hypothèse 3 (sur le biais de déclaration) et/ou cela peut provenir de mauvaises mesures des trois autres hypothèses qui ont été prises en compte. Par l'essence de la construction des modèles, les parties inexpliquées doivent capter les différences de déclaration entre les femmes et les hommes. L'incertitude porte ici sur la possibilité de capter aussi une part des autres hypothèses car elles peuvent être imparfaitement mesurées.

Dans la même idée, ces inégalités majoritairement inexpliquées renvoient donc aux éléments intervenant dans l'accès aux soins qui n'ont pas pu être introduits, à savoir tout ce qui peut impacter la volonté de recourir. La conscientisation du besoin

⁸⁴ Pour rappel, les essais effectués avec des variables géographiques ont indiqué une absence d'effet de celles-ci.

de soins⁸⁵, la confiance dans les acteurs sanitaires, les rapports à ceux-ci, les expériences négatives avec le système de soins et les préférences en santé sont un ensemble de facteurs qui n'ont pu être considérés. Ce dernier élément peut toutefois nous éclairer si on le met en regard avec la littérature. Ainsi, Galdas *et al.* (2005) indiquent que les hommes cherchent moins d'assistance médicale lorsqu'ils ont des problèmes de santé. Les auteurs expliquent cela par les normes de genre, correspondant à des règles informelles indiquant les comportements et les attributs socialement valorisés chez les femmes et les hommes. Les pratiques sociales associées à la masculinité impliquent alors de supporter la souffrance, d'être fort, moins averse au risque et de ne pas demander d'aide (Heise *et al.*, 2019). Les hommes doivent supporter la maladie (Courtenay, 2000) tandis que les femmes doivent prendre soin d'elles-mêmes, des membres de leur famille (Aleksanyan et Weinman, 2022 ; Asuquo *et al.*, 2017) et particulièrement des enfants (Greene et Biddlecom, 2000). Cela rejoint l'idée selon laquelle le *care* est davantage associé aux femmes qu'aux hommes (Revenson *et al.*, 2016). Cette explication par les normes de genre constitue donc une hypothèse explicative importante du fait que les femmes déclarent davantage renoncer aux soins que les hommes, ou que les hommes déclarent moins y renoncer que les femmes, rejoignant donc l'hypothèse du biais de déclaration. Selon cette hypothèse explicative, parce que les hommes souhaiteraient moins recourir aux soins, à barrières égales⁸⁶, ils y renonceraient moins.

Une autre hypothèse explicative repose sur le rapport des femmes au monde des soins. Le rôle de la santé reproductive a été abordé, mais on peut ajouter que la volonté de recourir aux soins comprend également une dimension psycho-sociale notamment déterminée par les expériences passées en lien avec les soins. Des épisodes de soins qui se sont mal déroulés, voire traumatisants – comme cela peut être le cas lors de suivis gynécologiques (Fonquerne, 2021) – peuvent provoquer une forme de renoncement aux soins. Afin de comprendre cela, il faudrait estimer que les femmes, en tant que patientes, auraient une satisfaction inférieure à celle des hommes en moyenne. Or, la littérature internationale ne fait pas émerger de consensus à ce

⁸⁵ On peut envisager de nouveau que les enjeux autour la santé reproductive (notamment les soins gynécologiques) peuvent participer à cette plus forte conscientisation du besoin de soins chez les femmes par rapport aux hommes.

⁸⁶ Il se trouve qu'en plus de cela, tel que précédemment indiqué, les barrières financières ne sont pas égales puisque les femmes sont plus pauvres que les hommes en moyenne dans l'échantillon pondéré. Elles subissent donc davantage les barrières financières à l'accès aux soins que les hommes.

propos (Batbaatar *et al.*, 2017). Par exemple, si Danielsen *et al.* (2007) ou Quintana *et al.* (2006) concluent que les patients masculins sont plus satisfaits des soins qu'on leur a prodigué que les femmes, Anderson et Mellor (2008) ou Carlin *et al.* (2012) trouvent le résultat contraire. De la même façon, en France, si Grenier *et al.* (2010) concluent à une plus grande satisfaction des hommes, Perruche *et al.* (2008) ne trouvent pas de lien entre le sexe et la satisfaction des patients. Cette hypothèse semble donc bien plus incertaine que la précédente.

Finalement, tout cela induit que les enjeux ne sont pas exactement les mêmes selon que l'on cherche à traiter de l'accès aux soins des hommes ou des femmes en France. En effet, cette recherche met en évidence deux dynamiques différentes entre les hommes et les femmes à propos du renoncement aux soins. La mise en place de politiques publiques visant à réduire le renoncement aux soins devrait considérer ces deux profils conduisant au fait de renoncer. Cela supposerait de s'attacher aux besoins spécifiques des femmes et de faire en sorte que les hommes expriment davantage leurs besoins, sans quoi cela risquerait de perpétuer des inégalités sociales de mortalité, de létalité et de morbidité entre sexes.

Ces interprétations n'en demeurent pas moins au stade d'hypothèses, seuls moyens de déchiffrer ce qui se trouve au sein des parties inexpliquées des décompositions. Il reste que l'absence de certaines variables dans ces modélisations constitue une limite de ce travail. Bien qu'il serait complexe de mesurer les normes de genre, disposer d'informations sur les rapports qu'entretiennent les individus avec leur santé⁸⁷ et le système de soins aurait été ici d'une grande aide pour renforcer la portée des résultats. Par exemple, mesurer d'éventuels écarts genrés de satisfaction des patients permettrait de percevoir si le système de soins répond moins bien aux besoins des femmes que des hommes. En prolongement de cela, il apparaîtrait intéressant de compléter ces analyses en étudiant d'autres formes de renoncement aux soins, que ce soit pour raisons psycho-sociales ou organisationnelles.

En conséquence de tout cela, à la question « Peut-on expliquer pourquoi les femmes renoncent davantage aux soins que les hommes en France ? », la réponse de ce chapitre est que les outils usuels de la littérature quantitative sur le renoncement aux soins ne le peuvent que très partiellement. Pour améliorer le pouvoir explicatif d'une telle étude, il faudrait introduire de nouvelles variables explicatives de l'accès

⁸⁷ L'indicateur construit sur le mode de vie des individus n'est qu'une approximation imparfaite.

aux soins et ainsi réduire le pouvoir explicatif de la variable manifeste qu'est le sexe. Cela semble toutefois complexe à réaliser parfaitement car des éléments aussi subjectifs que la confiance dans les professionnels de santé ou les préférences apparaissent difficiles à mesurer précisément. En ce sens, renforcer la littérature économique quantitative sur le renoncement aux soins par une littérature sociologique et anthropologique qualitative semble nécessaire. Sans pouvoir apporter de mesures précises, de tels travaux conduiraient à des interprétations plus fines des phénomènes sous-jacents du renoncement aux soins, et notamment celui des femmes.

En outre, certaines différences de caractéristiques entre les femmes et les hommes, bien que statistiquement significatives, ne sont pas très marquées. C'est notamment le cas pour les maladies chroniques. En ce sens, du point de vue clinique, l'interprétation du rôle des différences d'état de santé entre les sexes demeure sujette à caution⁸⁸. Enfin, une autre limite, qui n'est pas seulement imputable à cette étude, repose sur l'introduction des variables de santé pour expliquer le renoncement aux soins. Puisque cette relation est caractérisée par une double causalité⁸⁹, certains des coefficients des modèles s'en trouvent biaisés, ce qui nuit également à la précision des analyses. Il serait alors peu pertinent de calculer des effets marginaux aux modèles probit⁹⁰. Dans la mesure du possible, une réplication de cette étude devrait utiliser des données de santé temporellement décalées afin d'éliminer ce problème.

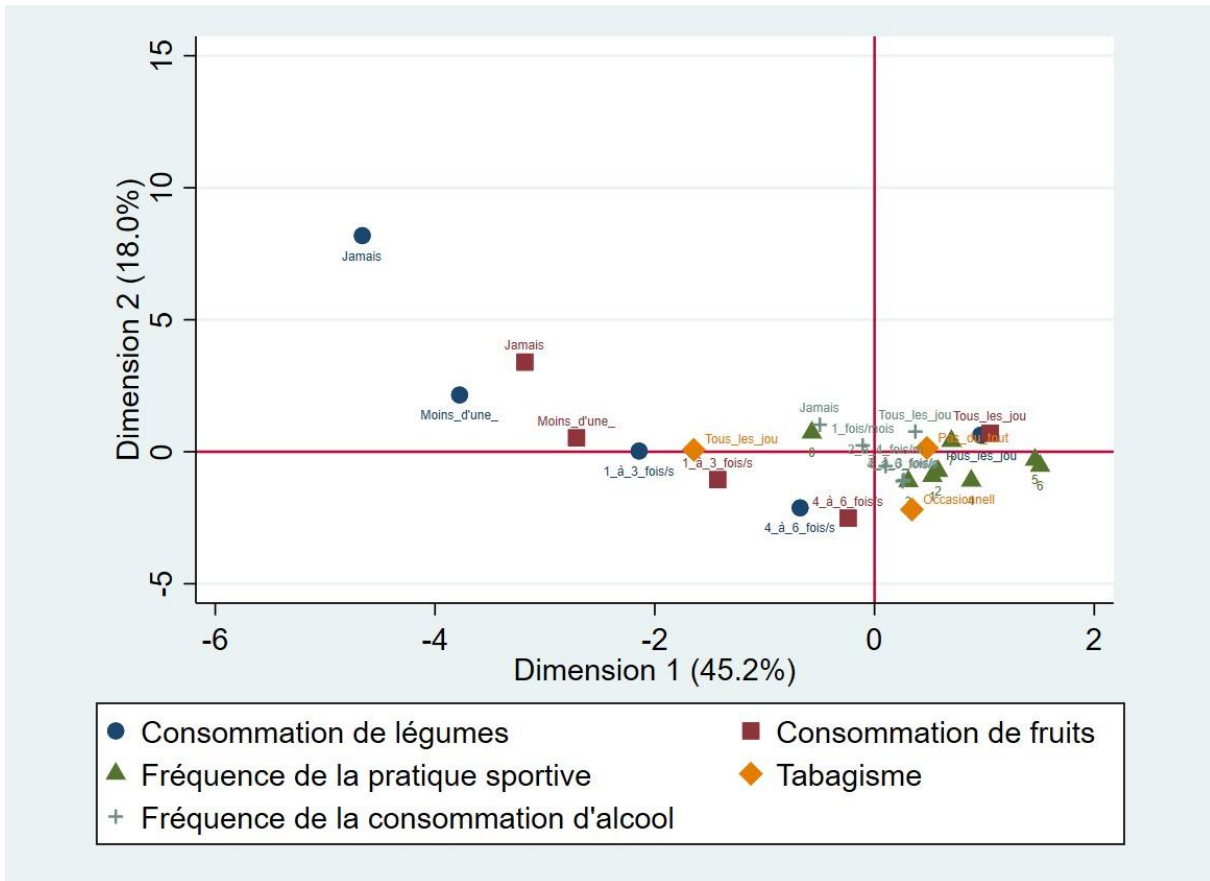
⁸⁸ Du moins, si cette différence clinique est faible, son impact sur les inégalités apparaît important.

⁸⁹ On ne peut pas savoir si l'on perçoit le renoncement aux soins parce qu'on est en mauvaise santé ou si l'on est en mauvaise santé parce qu'on renonce aux soins.

⁹⁰ Des effets marginaux simplifieraient la lecture des modèles mais seraient faux étant donné le biais de double causalité présent dans le modèle.

Annexes

Annexe 2.A : ACM sur le mode de vie



Source : ESPS 2014.

Traitement : Auteur.

Annexe 2.B : Statistiques descriptives sur les variables d'interaction (en pourcentages pondérés)

Sexe & Âge	
Hommes de moins de 25 ans	3,56
Hommes de 25 à 34 ans	7,31
Hommes de 35 à 44 ans	8,28
Hommes de 45 à 54 ans	8,47
Hommes de 55 à 64 ans	7,78
Hommes de 65 à 74 ans	6,48
Hommes de 75 ans et plus	5,33
Femmes de moins de 25 ans	4,26
Femmes de 25 à 34 ans	9,52
Femmes de 35 à 44 ans	9,51
Femmes de 45 à 54 ans	9,14
Femmes de 55 à 64 ans	7,79
Femmes de 65 à 74 ans	6,74
Femmes de 75 ans et plus	5,84

Sexe & Type de ménage	
Hommes seuls	9,85
Hommes monoparentaux	2,31
Hommes en couple sans enfant	16,90
Hommes en couple avec enfant(s)	17,23
Hommes dans une autre situation	0,92
Femmes seules	11,84
Femmes monoparentales	5,05
Femmes en couple sans enfant	15,13
Femmes en couple avec enfant(s)	19,70
Femmes dans une autre situation	1,08
Sexe & Diplôme	
Hommes sans diplôme	7,04
Hommes ayant un CEP	2,90
Hommes ayant brevet/CAP/BEP	14,43
Hommes bacheliers	6,71
Hommes diplômés du supérieur	15,11
Hommes à la scolarité en cours	1,02
Femmes sans diplôme	8,10
Femmes ayant un CEP	4,18
Femmes ayant brevet/CAP/BEP	12,80
Femmes bachelières	7,50
Femmes diplômées du supérieur	18,84
Femmes à la scolarité en cours	1,37
Sexe & PCS	
Hommes agriculteurs	1,10
Hommes artisans, commerçants, chefs d'entreprise	3,85
Hommes cadres et professions intellectuelles supérieures	9,96
Hommes en professions intermédiaires	10,47
Hommes employés	5,11
Hommes ouvriers	14,95
Hommes inactifs	1,32
Femmes agricultrices	0,88
Femmes artisanes, commerçantes, cheffes d'entreprise	1,53
Femmes cadres et professions intellectuelles supérieures	6,63
Femmes en professions intermédiaires	13,53
Femmes employées	21,25
Femmes ouvrières	5,35
Femmes inactives	3,07
Sexe & Occupation	
Hommes actifs occupés	25,50
Hommes apprentis, stagiaires et étudiants	1,02
Hommes chômeurs	3,64
Hommes retraités	15,54
Hommes au foyer	0,0005
Femmes actives occupées	27,10
Femmes apprenties, stagiaires et étudiantes	1,37

Femmes chômeuses	3,60
Femmes retraitées	14,48
Femmes au foyer	4,35
Sexe & Nationalité	
Hommes nés français	42,77
Hommes devenus français	1,87
Hommes étrangers	2,55
Femmes nées françaises	48,44
Femmes devenues françaises	2,22
Femmes étrangères	2,10

Source : ESPS 2014.

Traitement : Auteur.

Note : Les modalités de type « Ne sait pas » ne sont pas présentées.

Annexe 2.C : Régressions univariées – Renoncements aux soins et sexe

Variables explicatives	Renoncement pour raisons financières					Renoncement pour raisons non-financières	
	Tous soins	Médecin	Dentaire	Lunettes	Autre	Long	Loin
Sexe							
Femme	0,316***	0,227***	0,158***	0,302***	0,319***	0,172***	0,444***

Source : ESPS 2014.

Traitement : Auteur.

p-valeurs : ***<0,001 ; **<0,01 ; *<0,05.

Annexe 2.D : Régressions stratifiées selon le sexe (coefficients estimés des modèles probit)

2.D.1 : Régressions sur les hommes

Variables explicatives	Renoncement pour raisons financières					Renoncement pour raisons non-financières	
	Tous soins	Médecin	Dentaire	Lunettes	Autre	Long	Loin
État de santé							
État de santé subjectif (Réf : <i>Assez bon</i>)							
<i>Très bon</i>	-0,68***	-0,62**	-0,63***	-0,66***	-0,69**	-0,45***	-0,15
<i>Bon</i>	-0,25**	-0,13	-0,32***	-0,11	-0,15	-0,22*	-0,41*
<i>Mauvais</i>	-0,01	-0,04	0,01	-0,08	-0,08	-0,07	0,17
<i>Très mauvais</i>	0,08	-0,29	0,08	0,27	-0,04	0,05	-0,52
Nombre de maladies chroniques	0,09***	0,13***	0,06**	0,04	0,11***	0,06*	0,17**
Affection de Longue Durée (Réf : <i>Non</i>)							
<i>Oui</i>	-0,13	-0,41*	-0,09	-0,10	-0,25	-0,36***	-0,14
Symptômes dépressifs (Réf : <i>Non</i>)							
<i>Oui</i>	0,32*	0,11	0,30*	0,37*	0,33	0,06	0,15
Mode de vie sain	-0,08**	-0,17***	-0,11**	-0,03	0,02	0,03	-0,16**
Situation socio-démographique							
Âge (Réf : 35-44 ans)							
- de 25 ans	-0,36*	0,33	-0,47*	-0,95*	0,24	-0,26	-0,50
25-34 ans	-0,19	0,31	-0,33*	-0,24	-0,08	-0,03	-0,32
45-54 ans	-0,06	-0,07	-0,05	0,21	-0,13	-0,30**	0,05
55-64 ans	-0,13	-0,01	-0,15	0,26	-0,54**	-0,57***	-0,38
65-74 ans	-0,17	-0,53*	-0,11	-0,02	-0,35	-0,62***	-0,08
75 ans et plus	-0,59***	0,001	-0,52***	-0,32	-0,77**	-0,60***	-0,08
Couverture complémentaire (Réf : <i>Contrat individuel</i>)							
<i>Contrat collectif</i>	-0,11	0,02	-0,05	-0,17	-0,30	0,14	0,19
<i>Cmu-C</i>	-0,06	-0,27	-0,16	0,21	0,19	0,02	0,20
<i>Sans complémentaire</i>	0,94***	0,86***	0,98***	0,90***	0,83***	0,13	0,25
Revenu par UC (Réf : 1 ^{er} quintile)							
2 ^{ème} quintile	-0,03	-0,09	-0,03	0,04	0,02	0,13	-0,04
3 ^{ème} quintile	-0,14	-0,61**	-0,15	-0,01	0,06	-0,09	-0,57*
4 ^{ème} quintile	-0,46***	-0,76***	-0,42***	-0,19	-0,36	-0,03	-0,64*

5 ^{ème} quintile	-0,66***	-0,83***	-0,69***	-0,64***	-0,10	-0,04	-0,23
Information							
N	2517	2517	2517	2517	2517	2517	2517
Pseudo R ²	0,13	0,20	0,13	0,14	0,15	0,05	0,17

Source : ESPS 2014.

Traitement : Auteur.

p-valeurs : ***<0,001 ; **<0,01 ; *<0,05.

2.D.2 : Régressions sur les femmes

Variables explicatives	Renoncement pour raisons financières					Renoncement pour raisons non-financières	
	Tous soins	Médecin	Dentaire	Lunettes	Autre	Long	Loin
État de santé							
<u>État de santé subjectif (Réf : Assez bon)</u>							
Très bon	-0,35***	-0,29	-0,34***	-0,28*	-0,09	-0,06	-0,31
Bon	-0,18**	-0,14	-0,12	-0,14	-0,07	0,01	-0,04
Mauvais	-0,18	-0,17	-0,02	-0,11	-0,17	-0,01	0,26
Très mauvais	-0,16	0,01	-0,28	0,29	0,04	-0,54	0,22
Nombre de maladies chroniques	0,12***	0,07**	0,09***	0,09***	0,11***	0,09***	0,07***
<u>Affection de Longue Durée (Réf : Non)</u>							
Oui	-0,04	0,14	-0,08	-0,01	0,02	-0,30***	0,05
<u>Symptômes dépressifs (Réf : Non)</u>							
Oui	0,30**	0,50***	0,29**	0,20*	0,49***	0,23*	0,52***
Mode de vie sain	-0,11***	-0,17***	-0,13***	-0,11***	-0,03	-0,12***	-0,08
Situation socio-démographique							
<u>Âge (Réf : 35-44 ans)</u>							
- de 25 ans	-0,18	0,05	-0,24	-0,13	-0,32	-0,01	-0,48
25-34 ans	0,19*	0,27*	-0,04	0,13	0,09	0,12	0,30*
45-54 ans	-0,04	-0,10	-0,01	0,12	-0,23	-0,01	-0,06
55-64 ans	-0,15	-0,44**	-0,11	0,23*	-0,56***	-0,15	-0,32
65-74 ans	-0,32**	-0,56**	-0,15	0,03	-0,68***	-0,48***	-0,35
75 ans et plus	-0,90***	-1,04***	-0,64***	-0,50***	-0,97***	-1,03***	-0,04
<u>Couverture complémentaire (Réf : Contrat individuel)</u>							
Contrat collectif	-0,35***	-0,15	-0,23**	-0,32***	-0,36***	-0,02	-0,05
Cmu-C	-0,43***	-0,57***	-0,42***	-0,10	-0,30*	-0,02	0,35*
Sans complémentaire	0,30*	0,31	0,42**	-0,10	0,21	0,12	0,07
<u>Revenu par UC (Réf : 1^{er} quintile)</u>							
2 ^{ème} quintile	-0,13	-0,20	-0,20*	-0,01	-0,12	0,04	-0,32*
3 ^{ème} quintile	-0,28**	-0,36**	-0,37***	-0,08	-0,12	0,04	-0,05
4 ^{ème} quintile	-0,44***	-0,60***	-0,61***	-0,28*	-0,16	0,17	-0,16
5 ^{ème} quintile	-0,62***	-0,80***	-0,70***	-0,36**	-0,31*	0,13	-0,34
Information							
N	3287	3287	3287	3287	3287	3287	3287
Pseudo R ²	0,09	0,15	0,09	0,09	0,10	0,06	0,14

Source : ESPS 2014.

Traitement : Auteur.

p-valeurs : ***<0,001 ; **<0,01 ; *<0,05.

PARTIE II – Les inégalités territoriales d’accessibilité géographique aux soins au prisme de l’offre

À la suite des deux premiers chapitres, cette seconde partie porte, quant à elle, sur l’une des barrières à l’accessibilité aux soins explicitées en introduction générale : les barrières géographiques. À ce propos, cette partie propose d’étudier cette question au prisme de l’offre de soins. En effet, les politiques publiques visant à réduire les inégalités territoriales d’accessibilité aux soins doivent être fondées sur une compréhension des mécanismes sous-jacents de la territorialisation des tensions entre l’offre et la demande de soins. Comment les médecins se localisent-ils ? Quels facteurs territoriaux sont des éléments d’attraction des médecins ? Sont-ce plutôt des mécanismes économiques de concurrence entre médecins qui expliquent leurs choix quant à leur lieu d’activité ou plutôt des facteurs liés aux aménités territoriales et à la qualité de vie ? Par ailleurs, peut-on dire que l’offre de soins attire la demande ? Est-ce que la réduction des inégalités territoriales d’accessibilité aux soins peut – du moins en partie – passer par le fait que les patients ont des stratégies résidentielles déterminées notamment par la présence de services de soins ?

Ces questionnements vont avoir certains éléments de réponses au sein des deux chapitres suivants. En effet, le chapitre 3 s’intéresse directement aux évolutions de la localisation des médecins généralistes en France hexagonale tandis que le dernier chapitre s’interroge sur la capacité de l’offre de soins à attirer les retraités en mobilité résidentielle.

Cela pourra conduire à formuler un certain nombre d’analyses quant aux politiques publiques visant à lutter contre les déserts médicaux. Ainsi, de forts mécanismes de concurrence conduiraient à privilégier une augmentation de l’offre, et donc de l’intensité concurrentielle, afin que les médecins se répartissent davantage sur l’ensemble du territoire, y compris au sein des zones sous-denses. *A contrario*, si la qualité de vie et les aménités territoriales devaient davantage déterminer la localisation des médecins, alors il conviendrait de privilégier des politiques portant sur l’aménagement du territoire. Par ailleurs, si les patients devaient suivre les médecins, on pourrait alors conclure que des mécanismes du marché des soins, reposant sur la localisation de la demande par rapport à l’offre, participeraient à réduire les inégalités territoriales y étant lié. Si tel n’était pas le cas, il conviendra d’orienter les politiques

publiques vers des mécanismes plus coercitifs ou d'intensifier les incitations quant à l'installation des médecins. Ces éléments seront discutés dans les chapitres 3 et 4 ainsi que lors de la conclusion générale.

CHAPITRE 3 – Les dynamiques de localisation des médecins généralistes en France

Résumé

Depuis plusieurs années, le contexte socio-politique français a creusé la fracture territoriale entre la France métropolitaine et la France périphérique. L'accès aux soins fait partie de cette fracture, qui touche aussi bien les villes petites et moyennes que les marges rurales. Ce chapitre s'intéresse à ces dynamiques géographiques dans l'accès aux soins, avec un focus sur les médecins généralistes libéraux, maillons essentiels du parcours de soins en tant que médecins référents. Ce chapitre utilise les données de la statistique publique française de 2007 à 2017 pour construire des panels spatiaux et mettre en évidence les facteurs territoriaux qui expliquent les dynamiques de localisation des généralistes. Sur la période étudiée, la densité de généralistes a diminué et les inégalités territoriales ont augmenté. Il n'y a pas de tendance à l'aggravation de cet isolement ni pour la périphérie ni pour les cantons défavorisés en ce qui concerne la densité de généralistes dans ces zones. En revanche, on note une nette tendance au regroupement des différents types de soins au sein des cantons. Cela entraîne une tendance à la polarisation de l'offre de soins dans les territoires de la France hexagonale et implique un autre type de difficulté géographique. L'augmentation des disparités territoriales en matière d'accessibilité aux généralistes ne semble donc pas vraiment correspondre aux fractures classiques en France, mais pose plutôt la question des disparités intra-métropoles et intra-périphéries.

Mots-clés : Démographie médicale, accès aux soins, inégalités territoriales, facteurs de localisation, France.

CHAPTER 3 – Location dynamics of general practitioners in France

Abstract

For several years now, the socio-political context in France has widened the territorial divide between metropolitan France and peripheral France. Access to healthcare is part of this divide, which harms small and medium-sized towns as well as rural fringes. This chapter focuses on these geographic dynamics in access to healthcare, with a focus on self-employed general practitioners (GPs), who are essential links in the care pathway as referring physicians. This chapter uses data from French public statistics from 2007 to 2017 to build spatial panels and to highlight the territorial factors that explain the dynamics of the locations of GPs. Over the period under review, the density of GPs has decreased and territorial disparity has increased. There is no trend towards a worsening of this isolation of either the periphery or deprived cantons with regard to the density of GPs in these areas. However, we note a clear trend towards the grouping together of different types of care within cantons, leading to a tendency towards the polarization of the healthcare supply in the territories of mainland France, which implies another type of geographical difficulty. The increase in territorial disparities in accessibility to GPs does not really seem to correspond to the classical divides in France, but rather raises the issue of intra-metropolis and intra-periphery disparities.

Keywords: Medical demography, access to healthcare, territorial inequalities, location factors, France.

Ce chapitre a fait l'objet d'une publication scientifique au sein de la revue *Social Science and Medicine – Population Health* sous la référence suivante : **BLANCO-CAZEAUX I.**, 2022, « Location dynamics of general practitioners in France », *SSM - Population Health*, 19, p. 101240. doi:10.1016/j.ssmph.2022.101240

1. Introduction

L'accès aux soins est un droit légalement garanti en France. En effet, l'article L. 1110-1 de la loi n°2002-303 du 4 mars 2002 relatif aux droits des malades et à la qualité du système de santé (2002) stipule que l'Etat doit « *garantir et assurer la continuité des soins.* » Malgré cela, les inégalités d'accès aux soins persistent. Les facteurs peuvent être financiers (Bras et Tabuteau, 2012 ; Castry *et al.*, 2019 ; Dourgnon *et al.*, 2012), organisationnels (Ellouze *et al.*, 2018 ; Mauffrey *et al.*, 2016 ; Twomey *et al.*, 2020), discriminatoires (Carde, 2007 ; Harris *et al.*, 2019 ; Pfister, 2014) ou territoriaux (Alfano *et al.*, 2018 ; Goyder *et al.*, 2006 ; Nemet et Bailey, 2000). Ce dernier facteur a tenu une place importante dans les débats publics en France ces dernières années, notamment au travers du mouvement des Gilets Jaunes (Boyer *et al.*, 2020), qui a symbolisé le sentiment de déclassement au sein des territoires éloignés des grandes métropoles (Davezies *et al.*, 2013). En considérant donc l'ensemble des éléments qui viennent d'être avancés, lorsque sur un territoire en France l'offre de soins est déficitaire au regard de la demande, un tel cas est envisagé comme une rupture de l'égalité pourtant légalement garantie.

En outre, le système de santé français est notamment caractérisé par une dichotomie entre un réseau hospitalier principalement public et une médecine libérale ambulatoire (Cash, 2021). Dans ce contexte, les patients sont confrontés à des inégalités financières d'accès aux médecins libéraux (dont les généralistes) selon leur convention et leur secteur⁹¹. Ces inégalités financières peuvent être couplées à celles provoquées par la répartition territoriale. Par ailleurs, la médecine générale est définie en France comme la spécialité qui assure le bon suivi des soins primaires (Gay, 2013). En effet, la loi Hôpital-Patient-Santé-Territoires (HPST) de 2009 définit que les médecins généralistes ont pour mission d'orienter les patients, de coordonner les soins, de contribuer à la prévention, au dépistage, au diagnostic, au traitement et au suivi des patients (Article L4130-1 du code de la santé publique, 2009). Les médecins généralistes sont donc des acteurs essentiels des soins primaires, dont l'Organisation

⁹¹ Les médecins libéraux sont rémunérés à l'acte, selon des tarifs qui peuvent être fixés par l'Assurance Maladie pour les médecins conventionnés (Article L162-5 du code de la sécurité sociale, 2011). Deux secteurs de conventionnement coexistent : les médecins du secteur 1 appliquent les tarifs de base tandis que ceux du secteur 2 appliquent les dépassements d'honoraires. Dans le secteur non conventionné, les honoraires sont libres et les remboursements sont plus faibles (Article L162-5 du code de la sécurité sociale, 2011).

Mondiale de la Santé a souligné le caractère indispensable (Déclaration de la Conférence internationale d'Alma-Ata sur les soins de santé primaires, Alma-Ata, URSS, 6-12 septembre 1978, 2004). Il convient donc d'étudier la manière dont l'offre de soins de ville (et notamment celle des médecins généralistes) est organisée et régulée au sein des territoires français.

Jusqu'à récemment, cette régulation était conduite par le mécanisme du *numerus clausus*. Créé en 1971, ce système de sélection, mis en place à l'issue de la Première Année Commune des Études de Santé (PACES), avait pour objectif de réguler la population des professionnels de santé (généralistes et spécialistes) afin d'éviter une sous-densité médicale – qui nuirait à l'accès aux soins – et une sur-densité médicale – qui induirait une augmentation des dépenses sans amélioration significative de la santé de la population (Huguier et Romestaing, 2014). Ce dispositif permettait donc de réguler la démographie médicale mais ne prévoyait pas de mécanisme visant à réguler le temps de travail ou la zone géographique d'exercice des professionnels de santé (Samson, 2011). Par conséquent, l'augmentation du *numerus clausus* ne serait, en tant que telle, pas une solution aux disparités de la répartition territoriale des praticiens (Huguier et Romestaing, 2014). Dans ce système, la répartition régionale, définie par les Agences Régionales de Santé (ARS), a lieu à la fin de la sixième année d'études (Décret n° 2013-756 du 19 août 2013 portant mesures réglementaires des livres VI et VII du code de l'éducation, 2013). Cependant, le décret n° 2019-1125 du 4 novembre 2019 relatif à l'accès aux formations de médecine, de pharmacie, d'odontologie et de sage-femme (2019a) indique qu'à partir de la rentrée 2020, un nouveau système, le *numerus apertus*, est appliqué, permettant aux universités de définir les places disponibles en fonction des besoins territoriaux au niveau régional. Par ailleurs, depuis les années 2000, un certain nombre d'incitations financières ont été mises en place pour encourager les médecins à exercer en milieu rural (Bontron, 2012 ; Chevillard *et al.*, 2018). Cependant, leur efficacité a été évaluée comme limitée (Cardoux et Daudigny, 2017 ; Munck *et al.*, 2015).

À cela s'ajoute le fait que le *numerus clausus* était trop faible dans les années 1990, atteignant son niveau le plus bas (3 500 places) en 1993 (Dormont et Samson, 2008 ; Langlois, 2004), faisant craindre une diminution du nombre de praticiens dans les années 2000 et 2010 (Barlet *et al.*, 2009 ; Bessière *et al.*, 2004 ; Darriné, 2002 ; Niel, 2002). Dans le même temps, la population française vieillissait et avait donc des besoins de soins croissants (Attal-Toubert et Vanderschelden, 2009 ; Breton *et al.*,

2020). De plus, de nombreux médecins issus de la génération du *baby-boom*⁹² étaient sur le point de partir à la retraite (Macé, 2014). Néanmoins, avec le recours à l'immigration (Hounsou, 2014 ; Séchet et Vasilcu, 2012) et le développement du système de cumul emploi-retraite, le Conseil National de l'Ordre des Médecins a constaté une relative stagnation du nombre de médecins en exercice sur la période 2007-2017. Toutefois, ce constat est à relativiser dans la mesure où la densité des généralistes a diminué alors que celle des spécialistes a augmenté. De plus, ces derniers travaillent en moyenne moins qu'auparavant, ce qui s'explique notamment par le fait que les femmes médecins travaillent en moyenne moins que leurs homologues masculins et que la profession se féminise (Bouet et Mourgues, 2017). Ainsi, on constate des difficultés croissantes d'accès aux médecins généralistes en France. Dans ce contexte, il apparaît que les facteurs de choix de localisation des médecins généralistes sont fondamentaux pour déterminer dans quelle mesure ces tensions peuvent s'aggraver en fonction de l'attractivité des territoires.

Ces facteurs ont été largement étudiés. Tout d'abord, l'arrivée de médecins sur un territoire est influencée par l'offre de soins antérieure, la demande et la présence éventuelle d'incitations financières (Barlet et Collin, 2009 ; Couffinhal *et al.*, 2002 ; Dumontet *et al.*, 2016 ; Goddard *et al.*, 2010). Samson (2011) observe une association négative *ceteris paribus* entre la densité de médecins généralistes et leur revenu. Le choix de la localisation des praticiens dépend plus généralement de l'attractivité économique du territoire, notamment des opportunités d'emploi pour les personnes conjointes (Rosenthal *et al.*, 1992) et des besoins en soins de la population. À cet égard, l'offre répond à la demande en raison de la structure sociodémographique de la population et de sa couverture santé (Vogt, 2016). Le revenu attendu, non seulement celui du médecin mais plus généralement du ménage, apparaît ainsi comme un facteur clé du choix de localisation, même s'il n'en est pas le seul déterminant.

En effet, différents facteurs relatifs à la qualité de vie jouent également un rôle dans les décisions de localisation (Carpenter et Neun, 1999 ; Mathews *et al.*, 2012). L'utilisation de l'expression « qualité de vie » ne renvoie pas ici à son sens médical (Schalock, 1993), mais à celui d'un épanouissement par rapport à son environnement naturel et social (Bley et Vernazza-Licht, 1997 ; Mercier et Schraub, 2005). Ainsi, il est

⁹² Comme les autres pays occidentaux, la France a connu une forte hausse des naissances après la Seconde Guerre mondiale et jusqu'au milieu des années 1970 (ined.fr, consulté le 03/08/2021).

possible de lier l'insatisfaction vis-à-vis de son cadre de vie et la mobilité résidentielle (Lee *et al.*, 1994). Un territoire est attractif lorsqu'il gagne plus d'individus et d'activités qu'il n'en perd. L'attractivité résidentielle repose alors sur des facteurs tels que l'accès aux transports, à l'éducation, à l'emploi et aux loisirs (Poirot et Gérardin, 2010). Il en va de même pour les médecins, pour lesquels ces facteurs de qualité de vie ont également été étudiés (Dionne *et al.*, 1987 ; Foster et Gorr, 1992 ; Hingstman et Boon, 1989 ; Isabel et Paula, 2010 ; Scholz *et al.*, 2015). Cette question de la qualité de vie apparaît donc comme un élément de fragilisation de l'engagement des jeunes médecins dans les zones rurales, perçues comme conférant une qualité de vie plus faible en raison d'un accès plus difficile aux services publics et d'une moindre possibilité de nouer des relations sociales (Langlois, 2004).

L'état de l'art amène à s'interroger sur les facteurs explicatifs de la territorialisation des médecins généralistes et donc des inégalités territoriales d'accessibilité à ce type de soins. Quelles sont les caractéristiques explicatives de ces évolutions territoriales ? Plus précisément, quelles sont les caractéristiques territoriales qui ont attiré davantage de médecins généralistes ? À l'inverse, quel est le profil type des territoires où cette densité médicale s'affaiblit ? Sur la base de la littérature, nous pouvons faire l'hypothèse que ces derniers territoires peuvent être ruraux et/ou pauvres. Cela se vérifie-t-il ? Les territoires situés en dehors des grandes villes repoussent-ils les médecins généralistes ? Ce que nous observons en coupe transversale se retrouvera-t-il en panel ? Il est nécessaire d'explorer plus précisément la manière dont la densité de médecins généralistes interagit avec les caractéristiques du territoire, mais aussi de déterminer, à l'aide de modèles spatiaux, si les territoires environnants ont également un impact. Ainsi, nous pourrions comprendre comment la localisation des médecins généralistes évolue par rapport à la qualité de vie et aux autres offres de soins sur le territoire. Y a-t-il donc concurrence ou complémentarité dans les interactions qui aboutissent à la localisation des médecins généralistes ? En outre, l'utilisation de modèles spatiaux est importante d'un point de vue méthodologique, car l'absence de modélisation de l'autocorrélation spatiale, si elle est présente, constitue un biais de variable omise et induit des coefficients biaisés. À notre connaissance, aucun article ne traite de ces questions en utilisant les méthodes que nous proposons.

En outre, aux études portant sur des positions individuelles, il est intéressant d'ajouter un point de vue démographique. Ainsi, nous pourrions décrire les

caractéristiques territoriales qui ont un impact sur l'évolution de la répartition de l'offre de médecins généralistes et donc mettre en lumière la territorialisation des médecins généralistes. Pour ce faire, il sera nécessaire de comprendre comment les dynamiques de localisation se dessinent en fonction de l'état du marché de la santé et des interactions territoriales qui peuvent émerger. Afin de répondre à l'ensemble de ces questions, la partie suivante présentera les données ainsi que les méthodes quantitatives utilisées. La troisième partie se concentrera sur les résultats et la dernière section les discutera et conclura.

2. Méthodologie

2.1. Données

Ce travail nécessite l'utilisation de trois grands types de variables : celles sur l'offre médicale, celles sur le revenu attendu des ménages et celles sur la qualité de vie. Ces deux derniers types de variables sont utilisés pour comprendre les caractéristiques territoriales qui ont un impact sur l'attractivité de l'installation sur un territoire donné.

Nous avons déjà montré que le revenu attendu des ménages dépendait de la demande locale de soins de santé et des possibilités pour les conjoint(e)s de trouver un emploi. La littérature sur la qualité de vie indique que la perception des conditions de vie, qu'elles soient considérées comme bonnes ou non, repose sur des facteurs tels que l'accès aux services publics et privés, le fait de vivre dans des zones métropolitaines ou non, et d'autres facteurs liés aux conditions de vie.

Pour comprendre ces facteurs, les premières données utilisées proviennent des recensements français de 2007, 2012 et 2017⁹³. Elles nous fournissent les informations nécessaires à la compréhension des structures démographiques et sociales des territoires. Pour les indications de richesse territoriale, le Fichier Localisé Social et Fiscal des mêmes années sera également utilisé, ainsi que le Zonage en Aires Urbaines (ZAU), pour distinguer les métropoles des périphéries et des marges

⁹³ Les analyses nécessitent une période d'au moins 10 ans et la Base Permanente des Équipements n'est disponible qu'à partir de 2007. Les mouvements étudiés étant très lents et les modèles utilisés étant très complexes à calculer, le panel se limite à des variations quinquennales.

rurales⁹⁴. Enfin, afin de mesurer l'offre de soins ainsi que la présence de services publics et privés, ce travail s'appuie également sur les données de la Base Permanente des Équipements (BPE), recensant l'ensemble des équipements disponibles à l'échelle de la ville.

2.2. Variables

Pour retranscrire le Processus Générateur des Données (PGD) de l'offre de généralistes dans un territoire donné, la première tâche est de définir quelle échelle territoriale doit être considérée. Il s'agit donc de trouver des ensembles territoriaux présentant une certaine homogénéité en termes de caractéristiques pour pouvoir localiser les phénomènes d'intérêt, mais sans avoir des populations trop faibles. À cet égard, en raison de la ruralité, l'échelle de la commune est trop petite. L'échelle de la communauté de communes est plus grande, regroupant des communes (parfois plusieurs dizaines) aux caractéristiques très diverses, mais elle est probablement trop diverse pour décrire correctement les spécificités locales. Les disparités de caractéristiques au sein de ces communautés de communes impliquent que l'utilisation de cette échelle n'est pas pertinente ici. On pourrait alors utiliser l'échelle du bassin de vie, correspondant aux « *plus petit[s] territoire[s] sur [lesquels] les habitants ont accès aux équipements et services les plus courants* »⁹⁵. Cependant, le PGD que nous souhaitons retrouver introduira l'accès à ces services de proximité comme une variable explicative essentielle. Ainsi, l'utilisation d'un tel découpage géographique limiterait cet effet, qui est pourtant l'un des principaux à analyser, aux évolutions au sein des bassins de vie au cours de la période d'étude. D'un point de vue diachronique, cela n'est donc pas satisfaisant. L'échelle intermédiaire des pseudo-cantons⁹⁶ a donc été choisie pour atteindre l'équilibre requis.

⁹⁴ Les pôles du ZAU correspondent à un ensemble de villes dont au moins 40% de la population active travaille au sein d'un même pôle. On distingue ensuite les grandes aires urbaines (plus de 10 000 emplois), les aires moyennes (5 000 à 10 000 emplois), les petites aires (1 500 à 5 000 emplois), les villes multipolarisées ou hors aires d'influence (insee.fr, consulté le 07/05/2021). Par la suite, nous distinguerons les grandes aires et les villes multipolarisées qui leur sont associées comme étant la France des métropoles, tandis que les villes des autres catégories seront appréhendées comme étant la France périphérique.

⁹⁵ Source : Définition disponible sur [insee.fr/fr/metadonnees/definition/c2060](https://www.insee.fr/fr/metadonnees/definition/c2060), consulté le 21/01/2022. On en compte 1 641 en France hexagonale (Source : Base des bassins de vie, <https://www.insee.fr/fr/information/2115016>, consultée le 21/01/2022).

⁹⁶ Les pseudo-cantons sont créés par l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) sur le modèle des cantons électoraux utilisés pour les élections départementales en France.

Ensuite, la variable expliquée doit représenter l'offre cantonale de médecins généralistes. À cette fin, la densité des médecins généralistes a été utilisée. Elle correspond au nombre de médecins généralistes libéraux⁹⁷ travaillant dans un canton pour 1000 habitants. De plus, afin de normaliser la distribution du terme d'erreur, la variable expliquée a été transformée en forme logarithmique et les cantons avec des valeurs nulles ont été retirés (représentant 118 cantons sur 3490⁹⁸, soit 3,38%). L'élimination de ces cantons peut impliquer un biais de sélection⁹⁹. Cependant, la méthode d'estimation par panel spatial requiert que la distribution de la variable dépendante soit gaussienne (Lee et Yu, 2010). Par conséquent, il est nécessaire de supprimer ces cantons¹⁰⁰.

Parmi les variables explicatives, en plus des variables de structure démographique, des variables de qualité de vie ont été introduites. En particulier, la densité des services (publics et privés)¹⁰¹ sera utilisée pour refléter l'accès aux loisirs, aux transports, à l'éducation, etc. Elle correspond au nombre de ces services pour 1 000 habitants dans un canton. Le degré d'intégration aux métropoles sera déduit du ZAU par le pourcentage de la population vivant en France périphérique. Tel que les données sont structurées, ce choix implique d'inclure dans un même canton des villes qui n'appartiennent pas nécessairement à la même aire urbaine. Mais de cette manière, la question de l'hétérogénéité des zones périurbaines est abordée. En effet, cette approche inclut des villes ayant des liens faibles ou marginaux avec les grandes métropoles. Par ailleurs, la déprivation économique sera mesurée à l'aide de l'indice *ad hoc* suivant :

Les grandes villes sont incluses comme un seul canton. Les communes plus petites sont regroupées dans des ensembles suffisamment grands, ce qui permet d'éviter la présence d'individus statistiques sans aucun équipement (insee.fr, consulté le 16/06/2021). Les cantons utilisés sont ceux antérieurs à la réforme NOTRe (réforme des collectivités territoriales mise en œuvre à partir de 2015), au nombre de 3665 en France hexagonale.

⁹⁷ En 2014, 58,2% des médecins généralistes étaient indépendants (Le Breton-Lerouillois, 2014). Cette analyse exclut donc près de 40% des médecins généralistes, qui sont essentiellement salariés. Leur localisation n'est pas totalement libre, puisqu'ils doivent travailler là où il y a de l'emploi, notamment dans les cliniques et les hôpitaux. Cela implique probablement des mécanismes de localisation légèrement différents pour eux que pour les libéraux. Si la question du revenu est peut-être moins prononcée, celle de la qualité de vie peut entrer en jeu de manière similaire. Toutefois, cela ne peut être vérifié ici. Dans la BPE, il n'y a effectivement aucune information sur les médecins généralistes hospitaliers.

⁹⁸ En raison de données manquantes, le nombre de cantons dans la base de données a été réduit précédemment de 3665 à 3490.

⁹⁹ Un tableau de comparaison des moyennes des caractéristiques entre les cantons retenus et les cantons supprimés est disponible dans l'Annexe 3.A.

¹⁰⁰ La fonction de densité de la variable expliquée est présentée dans l'Annexe 3.B.

¹⁰¹ Tous les regroupements d'équipements présents au sein de la BPE indiqués dans cette partie sont détaillés en Annexe 3.C.

$$D = \frac{1}{RUC \times (100 - \%Ch\hat{o}mage)} \quad (3.1)$$

avec *RUC* le revenu médian par unité de consommation et *%Chômage* le pourcentage de chômeurs. De cette manière, plus l'indice est élevé, plus le canton est défavorisé. Pour que l'indice soit compris entre 0 et 1, on utilise ses valeurs maximale (D_{max}) et minimale (D_{min}). Par conséquent, l'indice de déprivation utilisé dans les modèles est D^* :

$$D^* = \frac{D - D_{min}}{D_{max} - D_{min}} \quad (3.2)$$

Enfin, l'offre de soins doit être considérée afin de déterminer si d'autres types de soins peuvent avoir un impact sur la territorialisation du marché des médecins généralistes. L'objectif est donc de comprendre comment les localisations des différents types de soins sont associées *ceteris paribus* et si elles sont territorialement complémentaires ou concurrentes. Pour ce faire, les densités des hôpitaux et établissements médicaux divers ainsi que des soins spécialisés (densité et diversité) seront introduites. La densité de spécialistes est le nombre de médecins spécialistes pour 1 000 habitants du canton. La diversité des spécialités est le nombre de spécialités représentées dans le canton divisé par le nombre total de spécialités considérées dans la BPE (afin d'avoir un indice de 0 à 1).

Toutes les variables présentées ci-dessus sont résumées dans le Tableau 3.1.

Tableau 3.1 : Variables

Variable dépendante	
Log de la densité de médecins généralistes	Nombre de généralistes libéraux pour 1000 habitants travaillant dans un canton.
Variables indépendantes (Partie 1) : Demande et offre de soins	
Moins de 25 ans (%)	Pourcentage de la population cantonale âgée de 0 à 24 ans. Cette variable fait partie de la structure démographique influençant la demande de soins.
75 ans et plus (%)	Pourcentage de la population cantonale âgée de 75 ans et plus. Cette variable fait partie de la structure démographique influençant la demande de soins.
Densité de spécialistes	Nombre de médecins spécialistes pour 1000 habitants travaillant dans un canton.
Diversité de spécialités	Nombre de spécialités représentées au sein d'un canton divisé par le nombre total de spécialités.
Densité d'hôpitaux et d'établissements médicaux divers	Nombre d'hôpitaux et d'établissements médicaux divers pour 1000 habitants dans un canton.

Variables indépendantes (Partie 2) : Qualité de vie	
Densité de services	Nombre de services (publics & privés) pour 1000 habitants dans un canton.
Population périphérique (%)	Pourcentage de la population cantonale vivant dans la France périphérique.
Déprivation	Indice (entre 0 et 1) basé sur le chômage et le revenu par unité de consommation médian des ménages d'un canton.

2.3. Stratégie empirique

Après avoir présenté les statistiques descriptives et exécuté un modèle à effets fixes individuels pour contrôler les facteurs de confusion invariants dans le temps, nous montrerons si les cantons environnants ont un impact sur la densité des médecins généralistes et, si oui, quelles formes cela peut prendre. Pour ce faire, nous avons utilisé des tests permettant de déterminer s'il existe une autocorrélation spatiale et des modèles de panels spatiaux sous leurs différentes formes¹⁰². En effet, la modélisation spatiale est basée sur des données spatialement référencées, ce qui signifie qu'une des difficultés est de traiter une corrélation spatiale entre des observations partageant des caractéristiques locales, corrélation qui peut se trouver dans le terme d'erreur si elle n'est pas modélisée autrement¹⁰³. On parle alors d'autocorrélation spatiale, puisque l'objectif est d'étudier les liens entre les observations et leur voisinage au sein du terme d'erreur ou au sein d'une même variable¹⁰⁴. Un modèle spatial vise donc à décrire les relations d'influence, de diffusion, de débordement, de dépendance ou d'externalité qui existent entre les points d'un voisinage spatial (Anselin et Bera, 1998 ; Geary, 1954a). Pour reprendre les termes de Manski (1993), cela permet de distinguer si les facteurs affectant le voisinage sont endogènes ou exogènes. Dans le cas d'un effet endogène, la densité de médecins généralistes dans un canton aurait un impact sur la densité de médecins généralistes dans les cantons voisins. Cela conduit à un facteur endogène négatif si l'on suppose que l'offre est concentrée dans certains cantons et entraîne une concurrence territoriale, ou à un facteur positif si, au contraire, les médecins généralistes ont tendance à se localiser dans des grappes de cantons. Pour l'effet exogène, les caractéristiques d'un canton, observées ou non, auraient un

¹⁰² Les relations spatiales sont modélisées par une matrice normalisée de distances inverses.

¹⁰³ Pour davantage d'explications sur l'économétrie spatiale, le lecteur peut se référer à l'Annexe 3.D.

¹⁰⁴ À cet égard, les statistiques qui tentent de la mesurer restent proches d'un coefficient de corrélation (Legendre, 1993).

impact sur la densité des médecins généralistes dans les cantons voisins. Cette méthode de retranscription du PGD permet donc de s'affranchir simultanément du biais de variable omise lié à la structure spatiale et des facteurs de confusion invariants dans le temps. Elle permet également de tester différents modèles. Pour des raisons de lisibilité et suivant la procédure expliquée dans l'Annexe 3.D, un modèle a été sélectionné. Il s'agit du modèle d'erreur spatiale de Durbin (SDEM) avec des effets fixes individuels (*i.e.* des cantons) :

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + \theta \sum_{i \neq j} w_{ij} x_{jt} + u_{it} \text{ avec } u_{it} = \lambda \sum_{i \neq j} w_{ij} u_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (3.3)$$

avec y_{it} la valeur du logarithme de la densité de généralistes pour le canton i à la période t (avec $t = 2007 ; 2012 ; 2017$) ;

α_i l'effet fixe canton ;

x_{it} la valeur d'une des variables explicatives (récapitulées dans le Tableau 3.1) pour le canton i à la période t ;

w_{ij} la matrice des relations spatiales entre les cantons i et j ;

x_{jt} la valeur d'une des variables explicatives pour le canton j à la période t ;

u_{it} le terme d'erreur pour le canton i à la période t , qui est fonction du terme d'erreur associé aux cantons j à la même période ;

ε_{it} le résidu non-spatialisé pour le canton i à la période t .

Ce modèle permet de capturer les effets exogènes expliqués et inexpliqués, alors que dans le panel non spatialisé, $\theta = \lambda = 0$. Cependant, les trois types d'effets (endogène, exogène, erreur) conduisent à des interprétations différentes des modèles standards (LeSage et Pace, 2009a). Dès lors qu'un effet exogène est ajouté, cela implique que $\frac{\partial y_i}{\partial x_j} = \theta w_{ij}$. Ainsi, x_i et x_j ont conjointement un effet total sur y_i qui peut être décomposé comme le résultat d'un effet direct $\frac{\partial y_i}{\partial x_i^k}$ et d'un effet indirect $\frac{\partial y_i}{\partial x_j^k}$. Ces effets directs et indirects (dont la somme est l'effet total) sont présentés à la suite des résultats des régressions.

3. Résultats

Les statistiques du Tableau 3.2 montrent les évolutions des variables. Tout d'abord, elles indiquent que sur la période 2007-2017, la densité des généralistes a sensiblement diminué, tandis que les disparités dans leur répartition territoriale ont augmenté. Ces éléments confirment et complètent des résultats déjà connus. Pour prolonger ces résultats, la Figure 3.1 cartographie l'évolution de la densité de généralistes et montre à la fois le caractère infra-départemental de ces disparités et la croissance des zones de faible accès aux soins généralistes, notamment dans la

moitié nord de la France hexagonale. Par ailleurs, des inégalités territoriales ont émergé dans la mesure où il semble que les cantons les mieux dotés sont spatialement associés, comme les moins bien dotés, en termes de densité médicale. Ceci est confirmé par les tests spatiaux (Annexe 3.E) associés aux statistiques de Moran (1948, 1950) et de Geary (1954), qui indiquent tous deux des autocorrélations spatiales positives au sein des résidus du modèle de panel non spatial.

Tableau 3.2 : Statistiques descriptives - évolution des moyennes et des erreurs standard¹⁰⁵

Variabes	Panel	2007	2012	2017
Log de la densité de médecins généralistes	-0,184 [0,0043]	-0,134 [0,0069]	-0,179 [0,0074]	-0,238 [0,0078]
Densité de médecins généralistes (Gini)	0,229	0,216	0,228	0,240
Moins de 25 ans (%)	28,209 [0,0419]	28,941 [0,0713]	28,282 [0,0708]	27,403 [0,0734]
75 ans et plus (%)	10,323 [0,0333]	9,711 [0,0564]	10,471 [0,0579]	10,789 [0,0572]
Densité de spécialistes	0,300 [0,0053]	0,296 [0,0091]	0,297 [0,0090]	0,308 [0,0096]
Diversité de spécialités	0,226 [0,0033]	0,229 [0,0059]	0,226 [0,0057]	0,223 [0,0056]
Densité d'hôpitaux et d'établissements médicaux divers	4,490 [0,0186]	4,129 [0,0293]	4,437 [0,0316]	4,905 [0,0341]
Densité de services	21,808 [0,0931]	20,186 [0,1629]	21,917 [0,1542]	23,321 [0,1622]
Population périphérique (%)	26,489 [0,3631]	26,672 [0,6325]	26,449 [0,6283]	26,345 [0,6262]
Déprivation (D*)	0,401 [0,0009]	0,431 [0,0018]	0,399 [0,0014]	0,372 [0,0013]

Sources : BPE, Filosofi, recensements (2007, 2012 et 2017) et ZAU.
 Traitement : Auteur.

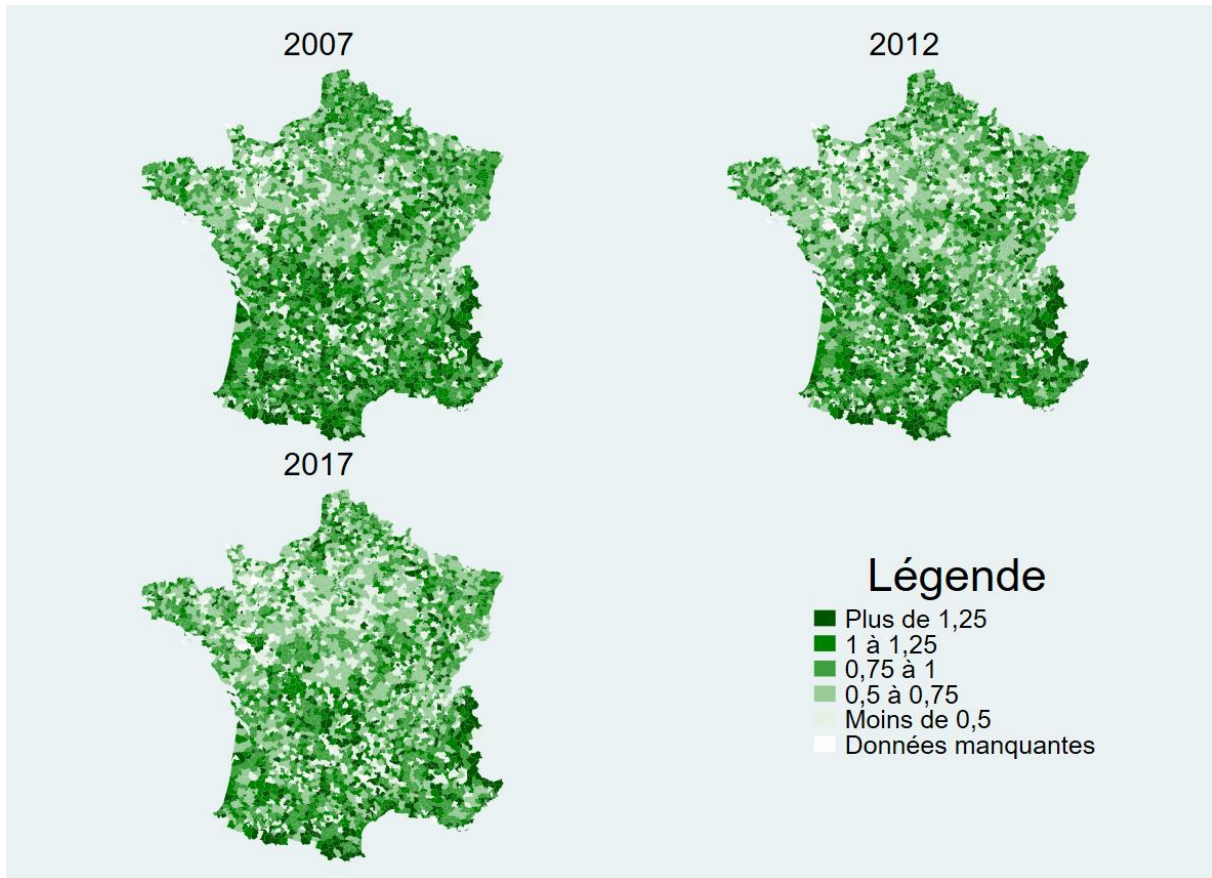
Dans le même temps, les statistiques descriptives confirment que la population française a vieilli (avec moins de jeunes et plus de personnes âgées proportionnellement dans la population), ce qui implique à nouveau plus de besoins en soins. La densité de médecins généralistes n'ayant pas évolué dans le même sens que la demande, les tensions autour des besoins sont de plus en plus fortes.

Quant aux changements au sein des territoires, globalement, davantage de services sont disponibles pour la population (de 20 services pour 1 000 personnes à

¹⁰⁵ Les statistiques descriptives sont détaillées dans l'Annexe 3.F.

plus de 23), la déprivation a été réduite et la population vivant en dehors des zones d'influence des grandes métropoles a légèrement diminué.

Figure 3.1 : Cartes de l'évolution de la densité des médecins généralistes en France (2007-2017)



Sources : BPE et recensements (2007, 2012 et 2017).
Traitement : Auteur.

Une partie des panels modélisés, et plus particulièrement des panels spatiaux, est présentée dans le Tableau 3.3¹⁰⁶. Le Tableau 3.4 présente les impacts directs (X_i sur Y_i), indirects (X_i sur Y_j et X_j sur Y_i) et totaux des différentes variables explicatives.

Sur la sensibilité de la variable expliquée à l'offre d'autres soins, on observe des effets directs toujours significatifs et positifs. À cet égard, une augmentation de la densité de spécialistes et de la diversité des spécialités¹⁰⁷, ou encore de la densité

¹⁰⁶ Afin de simplifier la présentation des résultats, les Tableaux 3.3 et 3.4 ne présentent que le modèle sélectionné par la procédure expliquée dans l'Annexe 3.D et dont les résultats sont présentés dans l'Annexe 3.E. Pour consulter l'ensemble des résultats, le lecteur peut se référer aux Annexes 3.G et 3.H.

¹⁰⁷ Les résultats relatifs à l'impact des variations de la diversité des spécialités dans le temps doivent être considérés avec la plus grande prudence, car ils excluent près des trois quarts des cantons. Le lecteur peut se référer à l'Annexe 3.I pour plus de détails.

d'hôpitaux et d'établissements médicaux divers au sein d'un canton, a un impact significativement positif sur la densité de médecins généralistes au sein de ce même canton. En revanche, aucun impact indirect n'est observé entre ces mêmes variables. En d'autres termes, les changements dans la densité de spécialistes dans les cantons environnants n'ont pas d'impact sur la densité de médecins généralistes dans un canton. Il en va de même pour les hôpitaux et les établissements médicaux divers. Par ailleurs, en termes spatiaux, il n'y a pas d'effet endogène¹⁰⁸. Ici, l'augmentation de la densité de médecins généralistes dans les cantons voisins ne semble pas non plus avoir d'impact sur cette même densité dans un canton. En termes de phénomènes géographiques, il ne semble pas y avoir d'effet *push* ou *pull* dans la localisation des médecins généralistes au niveau du canton. En ce qui concerne la structure démographique, nous observons tout d'abord que les changements dans la structure d'âge n'ont un impact sur la densité de médecins généralistes que pour les personnes âgées lorsque le biais d'autocorrélation spatiale a été supprimé. Si le pourcentage de personnes âgées de 75 ans et plus augmente d'un point dans un canton, la densité de généralistes dans ce même canton augmente de 1,1%. Pour une même variation dans les cantons environnants, la densité de médecins généralistes dans un canton augmente de 10% (Tableau 3.4.).

En ce qui concerne les facteurs associés à la qualité de vie, la dynamique de la périphérisation a un impact positif (qu'il soit direct ou indirect) sur la densité des médecins généralistes¹⁰⁹. Ensuite, les changements dans la privation n'ont pas d'impact dans le contexte des modèles spatiaux, ce qui implique qu'une augmentation de la pauvreté ne fait pas fuir les généralistes¹¹⁰. En revanche, dans le modèle non spatialisé, la dynamique de la densité des généralistes est positive dans les zones déprivées économiquement. À tout cela s'ajoute la densité des services, dont les impacts directs sont positifs et les impacts indirects négatifs. Ainsi, une augmentation d'un service pour 1000 habitants dans un canton est associée, toutes choses égales par ailleurs, à une augmentation de la densité des médecins généralistes de 0,4%. Lorsque la même augmentation de la densité de services se produit dans les cantons voisins, cela diminue la densité de médecins généralistes dans un canton de 5,4%.

¹⁰⁸ À l'exception du modèle SAR, voir l'Annexe 3.G.

¹⁰⁹ Ce résultat doit toutefois être considéré avec prudence, car les variations de la part de la population des cantons vivant dans les territoires périphériques ne concernent qu'environ un tiers des cantons.

¹¹⁰ Cela pourrait être attribué à la longueur du panel et au fait que sur plusieurs décennies, le résultat pourrait être différent.

Ces services, qui contribuent grandement à la vie quotidienne, ont donc un fort pouvoir d'attraction, allant jusqu'à vider les cantons voisins qui en sont dépourvus.

Tableau 3.3 : Modèles – déterminants spatialisés et non spatialisés des dynamiques de densité des médecins généralistes

	PANEL	SDEM
Coefficients non-spatialisés		
Moins de 25 ans (%)	0,009**	-0,002
75 ans et plus (%)	0,002	0,011*
Densité de spécialistes	0,034*	0,034*
Diversité de spécialités	0,243***	0,216***
Densité d'hôpitaux et d'établissements médicaux divers	0,023***	0,034***
Densité de services	-0,006***	0,004***
Population périphérique (%)	0,008**	0,005*
Déprivation (D*)	1,020***	0,069
Coefficients spatialisés		
$w_{ij}u_{jt}$		0,326
wMoins de 25 ans (%)		0,010
w75 ans et plus (%)		0,100*
wDensité de spécialistes		0,307
wDiversité de spécialités		-0,075
wDensité d'hôpitaux et d'établissements médicaux divers		-0,039
wDensité de services		-0,054***
wPopulation périphérique (%)		0,267**
wDéprivation (D*)		-0,702
Information et tests		
N	10314	10314
Pseudo R ²	0,065	0,040
AIC	-9264,3	-3618,5
BIC	-9199,1	-3488,1

Sources : BPE, Filosofi, recensements (2007, 2012 et 2017) et ZAU.

Traitement : Auteur.

Note : * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Tableau 3.4 : Impacts directs, indirects et totaux des caractéristiques territoriales sur les dynamiques de densité des médecins généralistes

	SDEM
Impacts directs	
Moins de 25 ans (%)	-0,002
75 ans et plus (%)	0,011*
Densité de spécialistes	0,034*
Diversité de spécialités	0,216***
Densité d'hôpitaux et d'établissements médicaux divers	0,034***
Densité de services	0,004**
Population périphérique (%)	0,005*
Déprivation (D*)	0,069
Impacts indirects	
Moins de 25 ans (%)	0,010
75 ans et plus (%)	0,100*

Densité de spécialistes	0,307
Diversité de spécialités	-0,075
Densité d'hôpitaux et d'établissements médicaux divers	-0,039
Densité de services	-0,054***
Population périphérique (%)	0,267**
Déprivation (D*)	-0,702
Impacts totaux	
Moins de 25 ans (%)	0,007
75 ans et plus (%)	0,111*
Densité de spécialistes	0,340
Diversité de spécialités	0,141
Densité d'hôpitaux et d'établissements médicaux divers	-0,005
Densité de services	-0,049***
Population périphérique (%)	0,273**
Déprivation (D*)	-0,632

Sources : BPE, Filosofi, recensements (2007, 2012 et 2017) et ZAU.

Traitement : Auteur.

Note : * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

4. Discussion

Quelles sont les caractéristiques territoriales qui ont un impact sur les dynamiques de localisation des généralistes ? Pour analyser cela, il faut d'abord garder à l'esprit que la densité des médecins généralistes a diminué entre 2007 et 2017 et que les disparités territoriales se sont accrues. Une hypothèse issue de la littérature pourrait être que les cantons pauvres et isolés des métropoles soient les premières victimes de ces inégalités. Nos résultats indiquent que ce n'est pas le cas. *Ceteris paribus*, les dynamiques de déprivation d'un canton et de ses voisins n'ont pas d'impact sur la densité des médecins généralistes. En ce qui concerne le pourcentage de la population périphérique, l'effet est en fait l'inverse de ce que l'on aurait pu attendre, puisque là où le phénomène de périphérisation se produit, la densité augmente. Par conséquent, ce travail ne conclut pas que l'isolement des zones périphériques et pauvres en termes d'accès aux médecins généralistes s'aggrave en tant que tel. Cela ne signifie pas que cet isolement n'existe pas¹¹¹. Cependant, nous ne constatons pas qu'il est aggravé parce que les territoires sont exclus des grandes métropoles, ni qu'ils sont appauvris. Les résultats n'indiquent donc pas les dynamiques socio-territoriales attendues. Il ne s'agit pas d'une simple opposition entre la France métropolitaine et la France périphérique. La cartographie des dynamiques territoriales

¹¹¹ Nous ne contestons en conséquence pas les précédents travaux sur ce point.

d'implantation des médecins généralistes indique des disparités intra-territoriales, intra-métropoles et intra-périphéries. Définir des politiques à l'échelle régionale ne semble donc pas très pertinent pour traiter ces questions.

À quoi peut-on alors attribuer ces évolutions territoriales ? Les cantons qui ont connu une augmentation de l'offre de services attirent les médecins généralistes, entraînant un effet centripète qui se caractérise par des effets indirects négatifs. Ceci souligne à nouveau l'importance de l'utilisation de modèles spatiaux, car dans le panel classique, l'effet des services est inverse. Ainsi, ne pas exclure les biais spatiaux du PGD conduirait à une mauvaise compréhension de ces dynamiques. De plus, l'utilisation de pseudo-cantons plutôt que celle de bassins de vie souligne l'importance de la densité des services parmi les facteurs de qualité de vie. La proximité des commerces, des loisirs, des transports, des services publics, etc. apparaît ainsi comme un facteur important dans la localisation des médecins généralistes libéraux.

En outre, cette offre de soins semble augmenter là où d'autres offres de soins (ambulatoires ou hospitalières) ont elles-mêmes augmenté. Cela signifie qu'il existe des dynamiques de regroupement au sein des cantons. On observe donc une complémentarité territoriale plutôt qu'une concurrence. Cependant, la portée de cette attraction ne semble pas s'étendre au-delà du canton lui-même puisque ces mêmes variables n'ont pas d'effets indirects. L'effet d'attraction des spécialistes, hôpitaux et autres institutions médicales est donc très localisé. Néanmoins, les données ne montrent pas d'effets de concurrence dans les choix de localisation, mais plutôt une complémentarité entre les différents services de santé, même si cela serait peut-être différent avec un nombre de médecins beaucoup plus important. Il en résulte une tendance à la polarisation des soins disponibles entre les cantons, certains bénéficiant de plus en plus de soins et d'autres de moins en moins. Il est possible que ce phénomène soit en partie attribué à la croissance des Maisons de Santé Pluriprofessionnelles (MSP) ou des pratiques professionnelles regroupées (Chaput *et al.*, 2019). En effet, outre la diminution de la disponibilité des médecins généralistes au cours des années 2000 et 2010 en France, un autre phénomène a été leur tendance à se regrouper¹¹², notamment pour les jeunes praticiens au sein des MSP. Ces centres sont passés de 20 en 2008 à 1 300 en 2020 et sont répartis sur l'ensemble du territoire français mais principalement dans les zones périurbaines et les marges rurales,

¹¹² En 2019, la proportion de médecins généralistes libéraux exerçant en groupe s'élève à 61 % (Chaput *et al.*, 2019) contre 54 % en 2009 (Baudier *et al.*, 2010).

compensant ainsi la baisse des soins de ville, notamment en médecine générale¹¹³ (Chevallard *et al.*, 2013 ; Chevallard et Mousquès, 2020). Outre la fourniture de soins dans des territoires auparavant déficitaires, les MSP permettent aux médecins de travailler moins longtemps en moyenne (Aulagnier *et al.*, 2007 ; Bourgueil *et al.*, 2009). Elles constituent donc un outil de lutte contre la pénurie de médecins. Cependant, cette forme de soins conduit à une polarisation de l'offre de soins, ce qui peut entraîner des difficultés en termes d'accès géographique.

On peut donc mettre en évidence une nette tendance au regroupement dans les cantons des médecins selon les spécialités, dans des zones permettant un accès facile à toute une série de services, et sans désavantage apparent pour les zones rurales par rapport aux grandes villes ni pour les zones en voie de paupérisation. Comme la littérature l'a avancé, le fait que cet isolement ne soit pas aggravé est probablement aussi en partie dû aux MSP, mais ce chapitre n'en apporte pas la preuve empirique.

Cependant, certaines de ces interprétations restent discutables, car plusieurs variations se basent sur une proportion relativement faible de cantons (notamment pour la diversité des spécialités et pour la périphérisation) ou sur une période de temps qui peut être trop courte pour avoir un impact significatif (notamment pour la déprivation). Par conséquent, une réplique de cette étude sur une période plus longue serait intéressante afin de confirmer ou d'infirmer certains résultats. Cependant, la BPE n'étant disponible que depuis 2007, il est actuellement impossible de mener ce type de travail en France. Par ailleurs, le nombre de médecins généralistes, utilisé ici pour établir la variable expliquée, ne reflète pas parfaitement l'offre de soins. Pour cela, des données plus spécifiques seraient nécessaires, notamment le nombre d'heures travaillées. De plus, on ne peut pas déterminer en l'état si les évolutions des inégalités territoriales de densité de généralistes relèvent plutôt de l'inégale répartition des arrivées ou de celle des départs en retraite. Ce problème de disponibilité des données implique également qu'à ce stade, il n'est pas possible de décaler temporellement certaines des variables explicatives (notamment l'offre médicale) sans se retrouver avec un panel beaucoup trop court. En effet, nos modèles en panels traduisent des

¹¹³ Si la densité médicale diminue dans les couronnes périurbaines et les marges rurales, ce n'est pas pour les mêmes raisons. Dans le périurbain, c'est parce que la population augmente, alors que dans les marges rurales (où la population n'augmente pas et vieillit), c'est parce qu'il y a de moins en moins de médecins (Chevallard et Mousquès, 2020).

dynamiques de localisation, sans pouvoir définir des liens de causalité parfaitement clairs. Pour ce faire, il serait intéressant de reproduire des modèles similaires, mais en utilisant des variables explicatives de la période précédente. On pourrait ainsi déterminer si l'offre de soins préexistante joue un rôle d'aimant pour la localisation des médecins généralistes. Enfin, la contrainte d'éliminer de la variable dépendante les cantons dont les valeurs sont nulles nous a empêché de produire le même type de modèle avec l'offre ajustée de spécialistes comme variable explicative. L'élaboration d'un modèle spatial nécessite à la fois une continuité territoriale et une normalité de la variable dépendante. Ces conditions n'étant pas réunies pour les spécialistes, nous espérons que de futurs travaux de recherche pourront aborder cette question et apporter des réponses que nous n'avons pas pu donner.

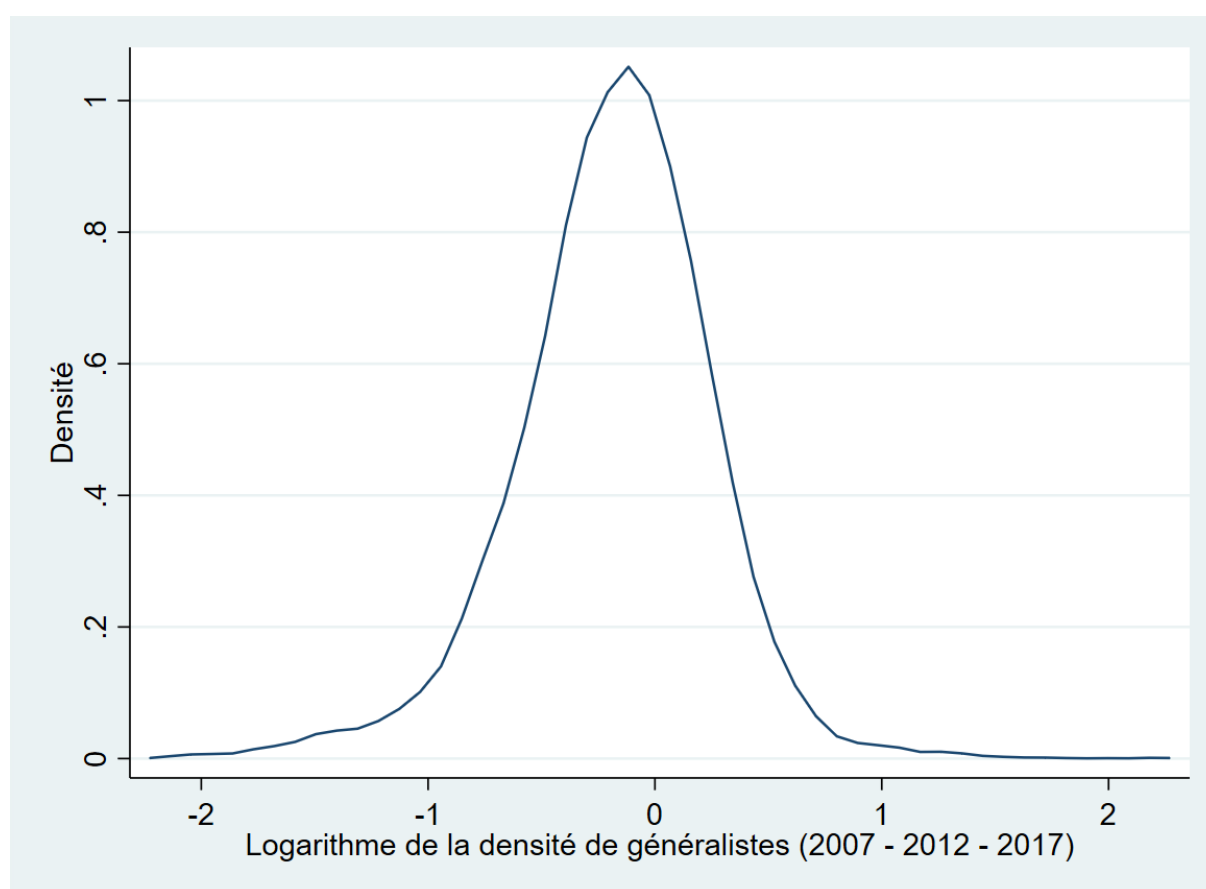
Annexes

Annexe 3.A : Comparaisons des valeurs moyennes des caractéristiques entre les cantons conservés et les supprimés (pour l'ensemble du panel)

Variables	Conservés	Supprimés	P-valeurs des tests t
Moins de 25 ans (%)	28,209	26,661	$< 1 \times 10^{-4}$
75 ans et plus (%)	10,323	9,451	$< 1 \times 10^{-4}$
Densité de spécialistes	0,300	0,006	$< 1 \times 10^{-4}$
Diversité de spécialités	0,226	0,002	$< 1 \times 10^{-4}$
Densité d'hôpitaux et d'établissements médicaux divers	4,490	1,334	$< 1 \times 10^{-4}$
Densité de services	21,808	18,792	$< 1 \times 10^{-4}$
Population périphérique (%)	26,489	42,44	$< 1 \times 10^{-4}$
Déprivation (D*)	0,401	0,413	0,0100

Sources : BPE, Filosofi, recensements (2007, 2012 et 2017) et ZAU.
Traitement : Auteur.

Annexe 3.B : Fonction de densité de la variable dépendante



Sources : BPE et recensements (2007, 2012 et 2017).
Traitement : Auteur.

Annexe 3.C : Description des catégorisations d'équipements issus de la BPE

La section 2 présente notamment les variables utilisées pour mener les analyses quantitatives. Parmi ces variables, on compte des catégories de services établies grâce aux données de la BPE. Ci-dessous est indiquée la liste exhaustive des équipements considérés par catégorie.

Les spécialités médicales considérées sont : Cardiologue ; Dermatologue ; Gynécologue ; Gastro-entérologue ; Psychiatre ; Ophtalmologue ; Oto-rhino-laryngologue ; Pédiatre ; Pneumologue ; Radiologue ; Stomatologue.

Les établissements hospitaliers et médicaux divers sont : Pharmacie ; Dentiste ; Sage-femme ; Infirmier ; Masseur-kinésithérapeute ; Orthophoniste ; Orthoptiste ; Podologue ; Audio-prothésiste ; Ergothérapeute ; Psychomotricien ; Diététicien ; Psychologue ; Laboratoire d'analyses médicales ; Ambulances ; Transfusion sanguine ; Établissement thermal ; Personnes âgées : hébergement ; Personnes âgées : soins à domicile ; Personnes âgées : services d'aide ; Personnes âgées : foyer restaurant ; Personnes âgées : service de repas à domicile ; Garde de jeunes enfants ; Enfants handicapés : hébergement ; Enfants handicapés : soins à domicile ; Adultes handicapés : hébergement ; Adultes handicapés : services ; Travail protégé ; Aide sociale à l'enfance : hébergement ; Aide sociale à l'enfance : action éducative ; CHRS ; Centre provisoire d'hébergement ; Centre d'accueil pour demandeur d'asile ; Autres établissements.

Les services considérés sont : Police ; Trésorerie ; Agence pour l'emploi ; Gendarmerie ; Bureau de poste ; Ecole maternelle ; RPI maternelle ; Ecole élémentaire ; RPI élémentaire ; Collège ; Autre enseignement supérieur ; Lycée général/technologique ; Lycée professionnel ; SGT ; SEP ; STS CPGE ; Formation en santé ; Formation au commerce ; Autre formation post-bac non-universitaire ; UFR ; Institut universitaire ; Ecole d'ingénieurs ; Enseignement général supérieur privé ; École d'enseignement supérieur agricole ; Centre de formation d'apprentis agricoles ; Centre de formation d'apprentis ; GRETA ; Formation professionnelle continue agricole ; Formation aux métiers du sport ; Autre formation continue ; Résidence universitaire ; Restaurant universitaire ; Maison de justice et de droit ; Antenne de justice ; Antenne départementale d'accès aux droits, Banque, Caisse d'Épargne ; Pompes funèbres ;

Réparation automobile et de matériel agricole ; Contrôle technique automobile ; Location auto-utilitaires légers ; École de conduite ; Maçon ; Plâtrier peintre ; Menuisier, charpentier, serrurier ; Plombier, couvreur, chauffagiste ; Électricien ; Entreprise générale du bâtiment ; Coiffure ; Vétérinaire ; Agence de travail temporaire ; Agence immobilière ; Blanchisserie-Teinturerie ; Soins de beauté ; Hypermarché ; Supermarché ; Grande surface de bricolage ; Supérette ; Épicerie ; Boulangerie ; Boucherie-charcuterie ; Produits surgelés ; Poissonnerie ; Librairie-papeterie-journaux ; Magasin de vêtements ; Magasin d'équipements du foyer ; Magasin de chaussures ; Magasin d'électroménager, audio-vidéo ; Magasin de meubles ; Magasin d'art, de sport et de loisirs ; Magasin de revêtements, murs et sols ; Droguerie, quincaillerie, bricolage ; Parfumerie ; Horlogerie-Bijouterie ; Fleuriste ; Station-service ; Restaurant ; Cinéma ; Agence de voyages ; Hôtel homologué ; Camping homologué.

Annexe 3.D : Principes d'économétrie spatiale

D.1. Enjeux liés à la modélisation géographique

Un modèle économétrique vise à l'évaluation empirique d'un modèle théorique ou d'hypothèses de recherche qui établissent une relation entre une variable expliquée et des variables explicatives. La façon dont on définit cette relation correspond à la forme fonctionnelle du modèle. Ainsi, afin de mener convenablement une telle analyse quantitative, il convient en premier lieu de considérer l'identification du type de données auxquelles on a affaire (Wooldridge, 2013).

Présentement, la détention d'informations sur la position géographique des individus statistiques implique le recours à des techniques spécifiques que l'on regroupe sous le terme d'*économétrie spatiale*. Effectivement, cette information n'est pas sans implication dans l'analyse que l'on doit mener car la localisation indique généralement des informations diverses, qu'il convient d'adéquatement modéliser (Dubé et Legros, 2014a).

L'économétrie spatiale repose alors sur des données spatialement référencées, ce qui peut poser pour enjeu de devoir traiter la corrélation dans l'espace des observations partageant des caractéristiques locales, corrélation qui peut se retrouver dans le terme d'erreur si elle n'est pas modélisée par ailleurs. On parle alors d'autocorrélation spatiale puisqu'il s'agit, au sein des aléas ou d'une même variable,

d'étudier les liens entre les observations et leur voisinage¹¹⁴. Un schéma spatial vise donc à décrire les relations d'influence, de diffusion, de débordement, de dépendance ou d'externalité qui existent entre des points d'un voisinage spatial (Anselin et Bera, 1998 ; Geary, 1954a). Théoriquement, si l'on considère dans un modèle que l'environnement spatial a un impact sur le processus décisionnel des agents économiques, étant donné que plusieurs agents partagent le même environnement, on constatera une relative similitude des choix d'individus spatialement proches. Cette similarité peut se déterminer sur deux plans : d'une part, les individus proches sont influencés par un même environnement et, d'autre part, le fait qu'ils soient dans un même environnement indique sans doute qu'ils ont des caractéristiques individuelles relativement proches, si ce n'est similaires. Dans une perspective de généralisation, Manski (1993) distingue trois facteurs d'incidence sur le voisinage : les facteurs endogènes (des comportements individuels pèsent sur ceux du voisinage), les facteurs exogènes (des caractéristiques individuelles influent sur les comportements voisins) et les facteurs corrélés (des impacts communs liés aux éléments environnementaux). Il y a donc de l'autocorrélation spatiale lorsqu'on trouve effectivement un lien entre les observations spatialement proches d'une variable ou des aléas.

On établit en conséquence un test ayant pour hypothèse nulle l'absence d'autocorrélation spatiale. Autrement dit, sous cette hypothèse tout y_i est indépendant des y_j voisins et donc la situation spatiale des données étudiées n'impacte pas les informations qu'elles confèrent. L'hypothèse alternative de ce même test revient alors à considérer deux situations : ou bien l'autocorrélation spatiale est positive (un y_i élevé est associé à des y_j voisins également élevés), ou bien celle-ci est négative (un y_i élevé est associé à des y_j voisins faibles). Cela indique donc que la variable que l'on étudie est spatialement organisée d'une façon ou de l'autre, ce qui n'est pas problématique en tant que tel, sauf si cette autocorrélation se retrouve dans le terme d'erreur (parce que non modélisée) car alors l'hypothèse de Gauss-Markov, soulignant la nécessaire absence d'autocorrélation dans les aléas pour que l'estimateur des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) soit le meilleur estimateur linéaire sans biais dans la classe des estimateurs linéaires, n'est alors plus respectée. En effet, il y a alors un biais dans la variance estimée, ce qui impacte les statistiques de tests tels que Fisher

¹¹⁴ En ce sens les statistiques cherchant à la mesurer demeurent proches d'un coefficient de corrélation (Legendre, 1993).

et Student, pouvant donc fausser les résultats quant au pouvoir explicatif des variables du modèle, ainsi que celles des coefficients du modèle (Cliff et Ord, 1981). En conséquence, la bonne spécification du modèle, passant notamment par l'intégration de ces relations spatiales¹¹⁵, vise donc à éviter que l'autocorrélation spatiale se retrouve dans le terme d'erreur sans modélisation.

Cependant, le fait est que l'espace étudié peut tout à fait être hétérogène et, qu'en ce sens, il peut y avoir des spécificités locales en termes d'autocorrélation spatiale. Si l'on cherche donc une vision plus précise de l'autocorrélation spatiale, il peut s'avérer pertinent d'avoir recours à des mesures d'autocorrélation spatiale locale. Il s'agit alors de distinguer la contribution de chaque relation bilatérale (entre y_i et y_j) au sein de l'indicateur d'autocorrélation spatiale choisi.

Si l'on cherche alors à régler le problème d'autocorrélation spatiale au sein des résidus, on peut vouloir introduire dans le modèle une variable explicative retranscrivant cette structure spatiale. Si, une fois cela fait, le test indique qu'il n'y a plus de problème d'autocorrélation dans les aléas, alors la solution au problème a été déterminée. Par contre, il se peut qu'on ne dispose pas d'une telle variable et alors il convient d'avoir recours à des techniques économétriques particulières. Cela fait donc appel à la spatialisation des données qui, à l'échelle la plus précise, se distingue sous forme de points représentant les adresses des individus étudiés¹¹⁶. En conséquence, les liens spatiaux entre ces individus sont appréhendés par la question des distances.

D.2. Principes liés à la construction d'une matrice spatiale

Ainsi, les individus spatialisés partagent des liens plus ou moins intenses entre eux. Ils ont donc des influences mutuelles et sont pris dans des effets de diffusions inter-individuelles de chocs (Abreu *et al.*, 2004) qu'il s'agit de prendre en compte dans la modélisation et cela d'abord par la spécification d'une matrice de pondérations spatiales basée sur une première matrice représentant les distances entre individus. Il s'agit par ce biais d'appréhender la force du lien entre différentes observations comme fonction de la distance les séparant (Tobler, 1970).

¹¹⁵ Dans le cas d'une externalité spatiale, la variable expliquée dépend conjointement des caractéristiques de l'individu et de celle des individus voisins.

¹¹⁶ Des échelles moins précises indiqueront seulement la localisation des individus au niveau de diverses divisions administratives. Plus celles-ci sont étendues et moins l'information sera de qualité.

Afin de considérer les distances séparant l'ensemble des points¹¹⁷, on réalise par calcul matriciel le produit entre un vecteur X représentant les coordonnées x_i et le vecteur Y pour les coordonnées y_i . La diagonale principale de la matrice est alors uniquement composée de zéros et la matrice est symétrique.

Le calcul général de la distance entre des individus i et j repose alors sur la formule $d_{ij} = (|X_i - X_j|^q + |Y_i - Y_j|^q)^{1/q}$ tel que $q \in \mathbb{N}$ et prend généralement la valeur de 1 (pour la distance de Manhattan) ou 2 (pour la distance euclidienne). Le calcul de cette dernière repose sur le théorème de Pythagore exprimant que $c^2 = a^2 + b^2 \Leftrightarrow c = \sqrt{a^2 + b^2}$. Cependant, la distance euclidienne ne prend pas en compte les contraintes caractérisant tout espace et en tant que distance la plus courte elle ne retranscrit pas avec réalisme la séparation effective entre les différents points étudiés. Pour pallier cela, on peut avoir recours à la distance de Manhattan se calculant comme $d = a + b$, avec a et b les longueurs de segments formant un angle droit, de telle sorte à s'adapter à l'aménagement urbain. Ces calculs reposent alors sur les distances verticales et horizontales séparant les points, avec $a = \Delta X = |X_i - X_j|$ et $b = \Delta Y = |Y_i - Y_j|$. On obtient donc en tant que distance de Manhattan $d_{ij} = |X_i - X_j| + |Y_i - Y_j|$ et en tant que distance euclidienne $d_{ij} = \sqrt{|X_i - X_j|^2 + |Y_i - Y_j|^2}$. Il convient néanmoins de tenir compte du fait que la limite du calcul de la distance repose sur le caractère non-absolu de cette notion dans la mesure où l'appréciation de son importance dépend à la fois du moyen de transport utilisé et du but ou de la fréquence du déplacement (Künnapas, 1960).

Cependant, en l'état, on ne peut pas se contenter de la matrice des distances pour appréhender les relations entre individus dans la mesure où l'intensité de cette relation est fonction négative de la distance (plus deux points sont éloignés et moins la relation est intense). Établir formellement la modélisation de cette relation est cependant complexe et ne suscite pas de consensus scientifique bien qu'il demeure des bases méthodologiques communes (Getis, 2009 ; Getis et Aldstadt, 2004 ; Griffith, 1981, 1995). On peut cependant généralement considérer que la définition de cette relation est dépendante du contexte ainsi que de l'objet étudiés et qu'en ce sens on ne saurait établir des lois universelles. Structurer par la modélisation des corrélations

¹¹⁷ C'est-à-dire les individus spatialisés.

spatiales entre observations est donc un défi sans réponse arrêtée (Dubé et Legros, 2014a).

On note généralement la matrice des pondérations spatiales W où w_{ij} correspond à la force du lien issu de la distance entre les individus/observations i et j et sont donc le résultat d'une transformation des distances basée sur les choix de modélisation des relations spatiales. En ce sens, les éléments w_{ij} ne sont pas stochastiques. Dubé et Legros (2014) indiquent alors quatre façons de transformer des distances en liens spatiaux.

D'abord, les relations de connectivité reposant sur la définition d'un même rayon autour de chaque point observé afin de définir une variable dichotomique pour les w_{ij} . Si l'observation j se trouve dans le rayon autour du point i alors w_{ij} prend la valeur 1 et sinon w_{ij} vaut 0¹¹⁸. Néanmoins, pour des raisons d'arbitrarité relative au seuil et de binarité de l'analyse, cette méthode est relativement limitée.

Ensuite, les relations de distance inverse appliquent aux valeur w_{ij} l'inverse de la distance $w_{ij} = \begin{cases} d_{ij}^{-1} \forall i, j = 1, \dots, N \text{ et } i \neq j \\ 0 \forall i = j \end{cases}$. On peut cependant faire varier la puissance correspondant à un paramètre de friction spatiale. Il convient alors d'écrire

plus généralement $w_{ij} = \begin{cases} d_{ij}^{-v} = 1/d_{ij}^v \forall i, j = 1, \dots, N \text{ et } i \neq j \\ 0 \forall i = j \end{cases}$. Si $v = 2$, on accroit le

poids des observations proches relativement à celles qui sont éloignées, ce qui est utile lorsque les observations ne sont pas très proches¹¹⁹. On peut aussi considérer qu'au-delà d'un seuil \bar{d} , la relation est nulle. Alors $w_{ij} =$

$\begin{cases} d_{ij}^{-v} = 1/d_{ij}^v \text{ si } d_{ij} < \bar{d}, \forall i, j = 1, \dots, N \text{ et } i \neq j \\ 0 \text{ si } d_{ij} > \bar{d} \\ 0 \forall i = j \end{cases}$. Il s'agit alors de trouver une valeur

optimale pour \bar{d} .

En outre, les relations basées sur l'exponentielle inverse peuvent apparaître plus adaptées que les relations basées sur la distance inverse dans la mesure où elles confèrent un moindre poids aux distances très proches et convergent vers 0 sans qu'il y ait besoin de définir arbitrairement un seuil \bar{d} . Alors $w_{ij} = 1/e^{d_{ij}} = e^{-d_{ij}} \forall i \neq j ; i, j =$

¹¹⁸ Il faut cependant veiller à ce que chaque point soit connecté à au moins une autre observation.

¹¹⁹ Car cela causerait des pondérations trop élevées.

1, ..., N. De plus, si plusieurs observations se trouvent sur un même point, alors $w_{ij} = 1$ et donc ces valeurs ne sont pas ignorées. Néanmoins, si l'on veut malgré tout définir un seuil \bar{d} , cela demeure possible. On considère alors $w_{ij} =$

$$\begin{cases} e^{-d_{ij}} \forall d_{ij} \leq \bar{d}; i \neq j; i, j = 1, \dots, N \\ 0 \forall d_{ij} > \bar{d} \\ 0 \forall i = j \end{cases} .$$

Enfin, les relations basées sur la transformation gaussienne se basent sur une

distance seuil \bar{d}^{120} . On a $w_{ij} = \begin{cases} \left[1 - \left(\frac{d_{ij}}{\bar{d}}\right)^2\right]^2 \forall d_{ij} \leq \bar{d}; i \neq j; i, j = 1, \dots, N \\ 0 \forall d_{ij} > \bar{d} \\ 0 \forall i = j \end{cases}$. Par

rapport aux relations basées sur l'inverse de l'exponentielle, cette transformation donne un poids plus important aux distances plus éloignées.

En outre, afin de faciliter l'interprétation des tests ou de comparer les résultats obtenus en fonction de différentes matrices de pondération, on a tendance à standardiser les matrices W en W^* avec $w_{ij}^* = \frac{w_{ij}}{\sum_{i=1}^N w_{ij}}$ et $\sum_{i=1}^N w_{ij}^* = 1$.

Chen (2013) propose des éléments pour choisir quelle relation il convient d'utiliser. D'après l'auteur, si l'étude porte sur un espace étendu, il vaut mieux utiliser une relation basée sur l'inverse de la distance¹²¹. Si, au contraire, l'espace établi est petit, l'inverse de l'exponentielle lui semble plus pertinent. Si enfin l'étude est locale, il vaut mieux avoir recours à la connectivité. Toutefois, on ne peut considérer les conclusions d'un modèle comme véritablement robustes que lorsqu'elles ne varient pas selon les différentes matrices de pondération utilisées. Si les résultats varient alors la solidité de l'analyse est plus incertaine.

D.3. Les tests d'autocorrélation spatiale

Par conséquent, les statistiques d'autocorrélation spatiale reposent sur la somme des produits entre les valeurs w_{ij} de la matrice de pondération spatiale et un indice de similarité c_{ij} dont la détermination peut reposer sur différentes méthodes. On a $\Gamma = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} \times c_{ij}$. Mais puisque l'autocorrélation spatiale est la mesure de la forme et de l'intensité d'une relation spatiale ayant trait à une variable considérée, il

¹²⁰ Avec toujours le même problème d'arbitrarité.

¹²¹ Ce qui est le cas de notre étude.

s'agit donc de déterminer un schéma spatial à l'aide de la statistique I de Moran (1948, 1950) ou encore de la statistique c de Geary (1954). Dans le calcul de l'indice de Geary, l'indice de similarité est alors $c_{ij} = (y_i - y_j)^2$ avec y_j une synthèse d'un *outcome* y au voisinage de l'individu i ¹²², formule que l'on peut généraliser en faisant varier la force de la relation avec $c_{ij} = (y_i - y_j)^\rho$. Par contre, dans le calcul de la statistique I de Moran, le c_{ij} est calculé d'après la covariance tel que $c_{ij} = (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})$. Alors $I = \frac{N}{\delta_0} \times \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2}$ avec $\bar{y} = \frac{\sum_{i=1}^N y_i}{N}$ et $\delta_0 = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij}$ correspondant donc à la somme des pondérations spatiales permettant de rendre les statistiques I comparables entre elles. De plus, si la matrice des pondérations est standardisée, alors $\delta_0 = N$.

Enfin, la statistique $I \in [-1; 1]$, son interprétation est donc similaire à celle d'un coefficient de corrélation. Lorsqu'elle est centrée et réduite, I suit une loi gaussienne centrée réduite et $t = \frac{I - E(I)}{\sigma_I}$.

D.4. Différentes modélisations spatiales

Au regard de tous les éléments précédemment développés, le principe d'un modèle spatial est donc d'intégrer à la modélisation un décalage spatial (*spatial lag* en anglais) reposant sur les matrices spatiales, tout cela afin que l'autocorrélation spatiale ne demeure pas non modélisée dans les aléas. Les relations spatiales peuvent néanmoins prendre différentes formes desquelles résultent différents modèles spatiaux.

En effet, tel que précédemment indiqué, Manski (1993) distingue au sein des relations spatiales les facteurs corrélés des facteurs endogènes et exogènes (Figure 3.D.1). En modélisation, cela prend la forme suivante (Elhorst, 2010) :

$$y_i = \rho w_{ij} y_j + \beta x_i + \theta w_{ij} x_j + u_i \text{ avec } u_i = \lambda w_{ij} u_j + \varepsilon_i \quad (3.D.1)$$

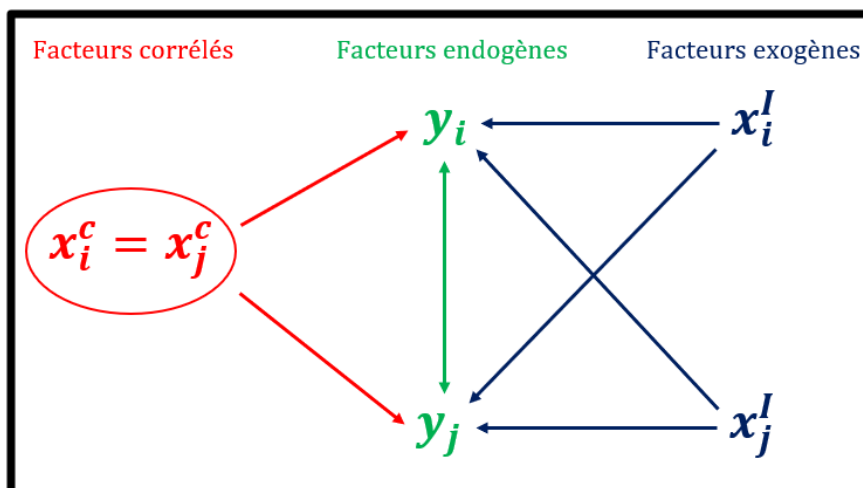
- avec y_i la valeur de la variable dépendante pour l'individu i ;
- y_j les valeurs de la variable dépendante pour les individus j (constituant le voisinage de i) ;
- w_{ij} la matrice des relations spatiales entre les individus i et j ;
- ρ le coefficient spatial endogène ;
- x_i la valeur d'une variable explicative pour l'individu i ;

¹²² $y_j = \sum_{j=1}^N w_{ij} \times y_j$. Matriciellement, on multiplie $W_{(N \times N)}$ aux valeurs de $y_{(N \times 1)}$ pour obtenir $y_j = W \cdot Y_{(N \times 1)}$.

β le coefficient associé à l'effet de cette variable ;
 x_j la valeur d'une variable explicative pour les individus j (qui est spatialisée par son produit avec w_{ij}) ;
 θ le coefficient associé à l'effet de cette variable explicative spatialisée ;
 u_i le terme d'erreur pour l'individu i, qui est fonction des termes d'erreur associés aux individus j (elle est donc spatialisée) ;
 ε_i l'aléas non spatialisé pour l'individu i.

En tant que tels, les facteurs corrélés de dépendance spatiale ne nécessitent pas de modélisation spatiale dans la mesure où leur nature même explique la présence d'autocorrélation spatiale au sein de la variable à expliquer (puisque les individus partagent des caractéristiques environnementales). En supposant que celles-ci soient mesurables et mesurées, leur introduction à la modélisation peut suffire à retranscrire la structure spatiale du PGD et donc à éliminer l'absence de modélisation de cette autocorrélation spatiale. Pour ce qui est des facteurs endogènes, il convient de faire un modèle contenant cet effet endogène *via* un terme du type ρWY . Pour ce qui est des facteurs exogènes, le modèle se doit de contenir un effet dans une variable exogène (ou plusieurs) de la forme θWX . Le fait est qu'il peut y avoir également des facteurs exogènes que l'on ne peut pas introduire à la modélisation autrement que par le terme d'erreur parce que non mesurables ou non mesurés¹²³. En ce sens, il convient de recourir à un modèle spatial dans l'erreur avec $U = \lambda WU + \varepsilon$.

Figure 3.D.1 : Relations spatiales définies par Manski



Source : Auteur d'après Manski.

¹²³ Cela peut être dû à la présence d'effets fixes liés à la localisation des observations alors que cela serait trop lourd à introduire au travers d'une variable catégorielle.

De tous ces éléments découlent différentes modélisations spatiales visant à retranscrire une ou plusieurs formes de facteurs explicatifs d'autocorrélation spatiale qui ont été résumées par LeSage et Pace (2009) et dont les formes fonctionnelles sont récapitulées dans le Tableau 3.D.1. Ainsi, le modèle à autocorrélation spatiale (SAR) introduit un décalage spatial au sein de la variable endogène. De même, le modèle à décalage spatiale exogène (SLX), ou modèle à variables explicatives spatialisées, introduit donc l'effet spatial au sein d'une ou de plusieurs variables exogènes. Le modèle à erreur spatiale (SEM) modélise quant à lui l'effet spatial à partir du terme d'erreur.

Par prolongement des précédents modèles, d'autres formes fonctionnelles visent à combiner différents effets. De la sorte, le modèle spatial de Durbin (SDM) permet de considérer un effet spatial conjointement dans la variable endogène et les variables exogènes (c'est donc une fusion des modèles SAR et SLX). Ensuite, le modèle à erreur spatiale de Durbin (SDEM) contient un décalage spatial au sein du terme d'erreur et des variables exogènes (c'est alors la combinaison des modèles SEM et SLX). Le modèle à autocorrélation spatiale combinée (SAC), lui, contient des décalages spatiaux conjointement dans la variable endogène et le terme d'erreur, généralement modélisés selon la même forme de relations spatiales. Enfin, le modèle à autocorrélation spatiale généralisée (GNS) consiste à introduire du décalage spatial dans tous les termes et modélisé par des relations spatiales différentes selon les termes, ce qui tend à rendre l'identification des effets spatiaux complexe et rend rare leur usage (Anselin et Bera, 1998).

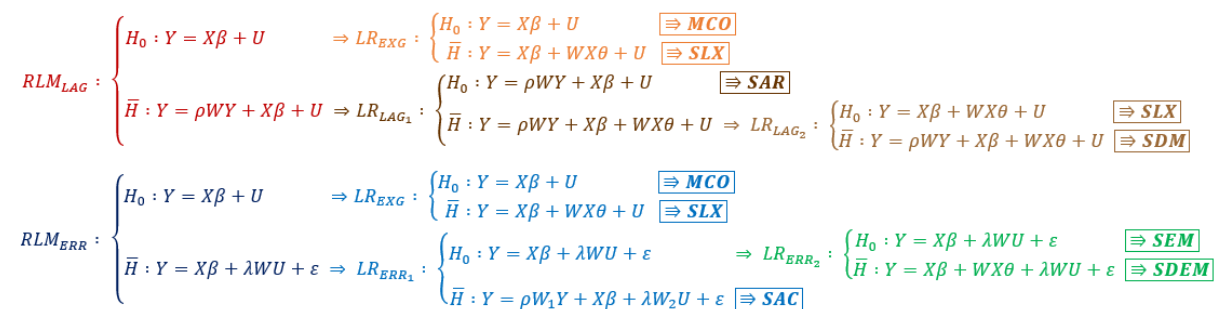
Tableau 3.D.1 : Formes fonctionnelles de modèles spatiaux

Modèles spatiaux à effets simples	
SAR	$Y = \rho WY + \beta X + U$
SLX	$Y = \beta X + \theta WX + U$
SEM	$Y = \beta X + U$ avec $U = \lambda WU + \varepsilon$
Modèles spatiaux à effets mixtes	
SDM	$Y = \rho WY + \beta X + \theta WX + U$
SDEM	$Y = \beta X + \theta WX + U$ avec $U = \lambda WU + \varepsilon$
SAC	$Y = \rho W_1 Y + \beta X + U$ avec $U = \lambda W_2 U + \varepsilon$ et généralement $W_1 = W_2$
GNS	$Y = \rho W_1 Y + \beta X + \theta W_2 X + U$ avec $U = \lambda W_3 U + \varepsilon$ et $W_1 \neq W_2 \neq W_3$

D.5. Processus de choix de modélisation spatiale

La question de la détermination de la forme fonctionnelle de la modélisation incluant une dimension spatiale est pour l'essentiel un problème technique dont il est généralement intéressant de le rattacher à des questions théoriques *a priori* ou *ex post*. Il se peut en ce sens que le choix d'une modélisation spatiale résulte d'une représentation théorique faisant cependant courir le risque d'obtenir des conclusions biaisées par la subjectivité propre à chacun (Blaug, 1992). La démarche la plus courante est donc de tirer des conclusions théoriques en conséquence d'un travail technique se voulant rigoureux. Il n'existe cependant pas de consensus quant à la façon de choisir son modèle (LeSage et Pace, 2009a ; Vega et Elhorst, 2015). En se basant notamment sur l'idée de Born et Breitung (2011), la méthode utilisée repose sur deux étapes articulées autour de différents tests du multiplicateur de Lagrange robuste à partir de statistiques RLM puis du ratio de vraisemblance basé sur des statistiques LR (Anselin, 1988 ; Anselin et Bera, 1998 ; Burridge, 1980 ; Buse, 1982) visant à choisir entre un modèle contraint (correspondant à l'hypothèse alternative \bar{H}) et un non-contraint (correspondant à l'hypothèse nulle H_0). Ces tests permettent alors d'aboutir à une modélisation retranscrivant au mieux le PGD et de pouvoir en tirer des conclusions théoriques empiriquement fondées (Figure 3.D.2).

Figure 3.D.2 : Procédure de tests pour établir la modélisation spatiale adéquate



Source : Auteur.

Il convient de noter à propos de cette procédure de tests que d'après les critères décisionnels d'Anselin et Florax (1995), lorsque RLM_{LAG} et RLM_{ERR} sont conjointement significatifs, si $RLM_{LAG} > RLM_{ERR}$ alors il s'agit de partir sur la piste d'une modélisation contenant un effet endogène (haut de l'arbre de tests) tandis que si $RLM_{LAG} < RLM_{ERR}$ alors il faut explorer les modélisations contenant un effet dans les erreurs (bas de

l'arbre de tests). Pour la suite, il suffit de suivre cet arbre pour aboutir au meilleur modèle.

D.6. Interprétation des modèles spatiaux

L'ensemble des mesures économétriques ayant abouti à une certaine modélisation, il convient alors de chercher à comprendre les implications en termes de processus spatiaux qui en résultent. À ce propos, il importe d'abord de distinguer le modèle SLX des autres en ce qu'il présente des effets locaux¹²⁴ tandis que les autres modèles décrivent des effets globaux¹²⁵.

Ceci étant considéré, les trois types d'effets (endogène, exogène, à erreur) amènent à des interprétations différentes (LeSage et Pace, 2009a). De façon générale, les effets spatiaux introduits au sein des erreurs permettent d'améliorer la capacité inférentielle du modèle en retirant le biais d'autocorrélation au sein des aléas. Néanmoins, de tels effets ne permettent pas vraiment d'être interprétés dans la mesure où, par définition, ils reposent sur des éléments dont on n'a pas introduit de mesure à la modélisation. Outre cela, un modèle SEM respecte donc la propriété des MCO selon laquelle $\frac{\partial y_i}{\partial x_{k_i}} = \beta_k$ et $\frac{\partial y_i}{\partial x_{k_j}} = 0$ et les interprétations des β_k ne diffèrent pas. Cela n'est cependant plus le cas dès lors qu'on introduit un effet endogène et/ou exogène. Ainsi, dans un modèle SLX, l'effet exogène induit que $\frac{\partial y_i}{\partial x_{k_j}} = \theta_k w_{ij}$. En ce sens, x_{k_i} et x_{k_j} ont conjointement un effet total sur y_i que l'on peut décomposer comme le résultat d'un effet direct $\frac{\partial y_i}{\partial x_{k_i}}$ et d'un indirect $\frac{\partial y_i}{\partial x_{k_j}}$. Dans le cadre d'un effet endogène, l'approche standard pour interpréter les coefficients β_k opère également la dichotomie entre effets direct et indirect. Enfin, l'effet endogène indique l'incidence moyenne d'une variation des y_j par rapport à y_i .

¹²⁴ Un individu affecte seulement ses voisins.

¹²⁵ Un individu affecte ses voisins qui eux-mêmes affectent leurs voisins dont le premier individu appartient, auquel cas la diffusion est beaucoup plus large (bien qu'elle ait tendance à s'amoinrir avec la distance) mais est également marquée par des effets de boomerang.

D.7. Le cas du panel à effets fixes individuels

Cette notice technique se termine par des explications spécifiques aux modèles utilisés au sein du chapitre. Ainsi, dans le cadre d'un panel spatial à effets fixes individuels, la modélisation générale devient :

$$y_{it} = \alpha_i + \rho \sum_{i \neq j} w_{ij} y_{jt} + \beta x_{it} + \theta \sum_{i \neq j} w_{ij} x_{jt} + u_{it} \text{ avec } u_{it} = \lambda \sum_{i \neq j} w_{ij} u_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (3.D.2)$$

- avec y_{it} la valeur de la variable dépendante pour l'individu i à la période t ;
- α_i l'effet fixe individuel ;
- y_{jt} les valeurs de la variable dépendante pour les individus j à la période t ;
- x_{it} la valeur d'une variable explicative pour l'individu i à la période t ;
- w_{ij} la matrice spatiale des relations entre les individus i et j (pour toutes périodes) ;
- x_{jt} la valeur d'une variable explicative pour l'individu j à la période t ;
- u_{it} le terme d'erreur pour l'individu i à la période t , qui est fonction des termes d'erreur associés aux individus j à la même période ;
- ε_i l'aléa non spatialisé pour l'individu i à la période t .

Il s'agit en conséquence d'adapter les différents modèles présentés dans le Tableau 3.D.1 pour le cas du panel à effets fixes individuels, via une estimation par le quasi-maximum de vraisemblance.

Annexe 3.E : Tests spatiaux

I de Moran	0,0424***	z=99,596
c de Geary	0,9540***	z=-29,374
Test RLM _{lag}	5,11 × 10 ⁵ ***	
Test RLM _{err}	5,17 × 10 ⁵ ***	
Test LR SEMvsSAC	0,01	
Test LR SEMvsSDEM	27,96***	
Test LR SARvsSDM	48,67***	
Test LR SLXvsSDM	3,00	

Sources : BPE, Filosofi, recensements (2007, 2012 et 2017) et ZAU.

Traitement : Auteur.

Note : * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Le précédent tableau souligne la présence d'une autocorrélation spatiale exogène inexplicée, illustrée conjointement par la significativité des coefficients associés à l'erreur spatialisée et par le test RLM associé. Une comparaison des deux tests RLM indique que ce dernier type d'autocorrélation spatiale est le plus marqué, ce qui est corroboré par le modèle SAC de l'Annexe 3.F où le coefficient associé à wU est significatif, alors que l'autre, associé à wY , ne l'est pas. Ceci peut être étendu en utilisant des tests de rapport de vraisemblance pour déterminer quels modèles doivent

être sélectionnés. Ceux-ci sélectionnent le modèle SDEM, préférable au modèle SDM selon les résultats des tests LR.

Annexe 3.F : Statistiques descriptives détaillées par année

3.F.1: 2007

Variabes	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Log de la densité de médecins généralistes	-0,134	0,411	-2,082	1,715
Moins de 25 ans (%)	28,941	4,181	13,109	45,222
75 ans et plus (%)	9,711	3,310	0,642	24,895
Densité de spécialistes	0,296	0,531	0	4,808
Diversité de spécialités	0,229	0,346	0	1
Densité d'hôpitaux et d'établissements médicaux divers	4,129	1,714	0	13,174
Densité de services	20,186	9,553	3,790	145,877
Population périphérique (%)	26,672	37,089	0	100
Déprivation (D*)	0,431	0,105	0	1

Sources : BPE, Filosofi, recensements (2007) et ZAU.

Traitement : Auteur.

3.F.2: 2012

Variabes	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Log de la densité de médecins généralistes	-0,179	0,432	-2,121	2,218
Moins de 25 ans (%)	28,282	4,156	11,672	45,395
75 ans et plus (%)	10,471	3,400	1,057	28,078
Densité de spécialistes	0,297	0,533	0	5,477
Diversité de spécialités	0,226	0,339	0	1
Densité d'hôpitaux et d'établissements médicaux divers	4,437	1,856	0	15,581
Densité de services	21,917	9,041	6,648	137,045
Population périphérique (%)	26,449	36,842	0	100
Déprivation (D*)	0,399	0,082	0,022	0,751

Sources : BPE, Filosofi, recensements (2012) et ZAU.

Traitement : Auteur.

3.F.3: 2017

Variabes	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Log de la densité de médecins généralistes	-0,238	0,455	-2,175	2,192
Moins de 25 ans (%)	27,403	4,301	10,090	44,284
75 ans et plus (%)	10,789	3,356	1,489	30,692
Densité de spécialistes	0,308	0,562	0	5,931
Diversité de spécialités	0,223	0,329	0	1
Densité d'hôpitaux et d'établissements médicaux divers	4,905	2,003	0	18,552
Densité de services	23,321	9,513	7,922	172,986
Population périphérique (%)	26,345	36,720	0	100
Déprivation (D*)	0,372	0,076	0,022	0,726

Sources : BPE, Filosofi, recensements (2017) et ZAU.

Traitement : Auteur.

Annexe 3.G : Modèles – Panel et panels spatiaux

	PANEL	SAR	SEM	SAC	SLX	SDM	SDEM
Coefficients non-spatialisés							
Moins de 25 ans (%)	0,009**	0,002	-0,001	-0,001	-0,002	-0,002	-0,002
75 ans et plus (%)	0,002	0,009*	0,013**	0,013**	0,010*	0,011*	0,011*
Densité de spécialistes	0,034*	0,034*	0,033*	0,033*	0,034*	0,034*	0,034*
Diversité de spécialités	0,243***	0,223***	0,219***	0,219***	0,215***	0,215***	0,216***
Densité d'hôpitaux et d'établissements médicaux divers	0,023***	0,030***	0,034***	0,034***	0,034***	0,034***	0,034***
Densité de services	-0,006***	-0,00001	0,003*	0,003*	0,005***	0,004**	0,004***
Population périphérique (%)	0,008**	0,0006*	0,006*	0,006*	0,005*	0,005*	0,005*
Déprivation (D*)	1,020***	0,349***	0,039	0,038	0,063	0,080	0,069
Coefficients spatialisés							
wU		0,959***		-0,033		0,390	
wMoins de 25 ans (%)			0,952***	0,954***			0,326
w75 ans et plus (%)					0,010	-0,001	0,010
wDensité de spécialistes					0,106**	0,089*	0,100*
wDiversité de spécialités					0,247	0,267	0,307
wDensité d'hôpitaux et d'établissements médicaux divers					0,196	-0,541	-0,075
wDensité de services					-0,044	-0,045	-0,039
wPopulation périphérique (%)					-0,053***	-0,462***	-0,054***
wDéprivation (D*)					0,274**	0,242*	0,267**
Moins de 25 ans (%)					-0,675	-0,834	-0,702
Information et tests							
N	10314	10314	10314	10314	10314	10314	10314
Pseudo R ²	0,065	0,125	0,170	0,170	0,040	0,040	0,040
AIC	-9264,3	-3587,4	-3606,5	-3604,5	-3619,1	-3620,1	-3618,5
BIC	-9199,1	-3515,0	-3534,1	-3524,9	-3496,0	-3489,8	-3488,1

Sources : BPE, Filosofi, recensements (2007, 2012 et 2017) et ZAU.

Traitement : Auteur.

Note : * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Annexe 3.H : Impacts directs, indirects et totaux

	SAR	SEM	SAC	SLX	SDM	SDEM
Impacts directs						
Moins de 25 ans (%)	0,002	-0,001	-0,001	-0,002	-0,002	-0,002
75 ans et plus (%)	0,009*	0,013**	0,013**	0,010*	0,011*	0,011*
Densité de spécialistes	0,034*	0,033*	0,033*	0,034*	0,034*	0,034*
Diversité de spécialités	0,225***	0,219***	0,219***	0,215***	0,215***	0,216***
Densité d'hôpitaux et d'établissements médicaux divers	0,031***	0,034***	0,034***	0,034***	0,034***	0,034***
Densité de services	-0,0001	0,003*	0,003*	0,005**	0,004**	0,004**
Population périphérique (%)	0,006*	0,006*	0,006*	0,005*	0,005*	0,005*
Déprivation (D*)	0,351***	0,039	0,038	0,063	0,079	0,069
Impacts indirects						
Moins de 25 ans (%)	0,038	0	0,00004	0,010	-0,003	0,010
75 ans et plus (%)	0,205	0	-0,0004	0,106**	0,152*	0,100*
Densité de spécialistes	0,786	0	-0,001	0,247	0,459	0,307
Diversité de spécialités	5,189	0	-0,007	0,196	-0,749	-0,075
Densité d'hôpitaux et d'établissements médicaux divers	0,705	0	-0,001	-0,044	-0,051	-0,039
Densité de services	-0,002	0	-0,0001	-0,053***	-0,073***	-0,054***
Population périphérique (%)	0,144	0	-0,0002	0,274***	0,400*	0,267**

Déprivation (D*)	8,093	0	-0,001	-0,675	-1,315	-0,702
Impacts totaux						
Moins de 25 ans (%)	0,040	-0,001	-0,001	0,008	-0,005	0,007
75 ans et plus (%)	0,214	0,013**	0,012*	0,116**	0,163*	0,111*
Densité de spécialistes	0,820	0,033*	0,032	0,281	0,492	0,340
Diversité de spécialités	5,414	0,219***	0,212**	0,411	-0,534	0,141
Densité d'hôpitaux et d'établissements médicaux divers	0,736	0,034***	0,033**	-0,009	-0,018	-0,005
Densité de services	-0,002	0,003*	0,003*	-0,048***	-0,069**	-0,049***
Population périphérique (%)	0,150	0,006*	0,005*	0,280***	0,406*	0,273**
Déprivation (D*)	8,445	0,039	0,037	-0,612	-1,236	-0,632

Sources : BPE, Filosofi, recensements (2007, 2012 et 2017) et ZAU.

Traitement : Auteur.

Note : * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Annexe 3.I : Variations inter-cohortes des distributions

3.1.1: Variations de 2007 à 2012

	P1	P5	P10	P25	P50	P75	P99	Moyenne
Log de la densité de médecins généralistes	-0,7263	-0,3861	-0,2697	-0,1259	-0,0404	0,0382	0,6612	-0,0457
Moins de 25 ans (%)	0,0178	0,0759	0,1524	0,3891	0,7959	1,3149	2,9427	0,9246
75 ans et plus (%)	0,0190	0,0831	0,1623	0,3903	0,7559	1,1952	2,8236	0,8608
Densité de spécialistes	0	0	0	0	0	0,0843	0,8696	0,0806
Diversité de spécialités	0	0	0	0	0	0	0,2727	0,0284
Densité d'hôpitaux et d'établissements médicaux divers	0,0082	0,0374	0,0721	0,1781	0,3750	0,6867	2,1394	0,4998
Densité de services	0,0289	0,2079	0,4201	1,1062	2,0743	3,2334	8,4375	2,3743
Population périphérique (%)	0	0	0	0	0	0,4376	5,2283	0,4622
Déprivation (D*)	0,006	0,0031	0,0061	0,0149	0,0297	0,0499	0,1279	0,0356

Sources : BPE, Filosofi, recensements (2007 et 2012) et ZAU.

Traitement : Auteur.

3.1.2: Variations de 2012 à 2017

	P1	P5	P10	P25	P50	P75	P99	Moyenne
Log de la densité de médecins généralistes	-0,7878	-0,4338	-0,3240	-0,1633	-0,0397	0,0386	0,6838	-0,0581
Moins de 25 ans (%)	0,0162	0,0979	0,1883	0,4805	0,9337	1,4449	3,1167	1,0267
75 ans et plus (%)	0,0086	0,0437	0,0918	0,2376	0,5127	0,8923	2,2550	0,6334
Densité de spécialistes	0	0	0	0	0	0,0948	0,9012	0,0864
Diversité de spécialités	0	0	0	0	0	0,0909	0,2727	0,0322
Densité d'hôpitaux et d'établissements médicaux divers	0,0088	0,0477	0,0944	0,2352	0,4854	0,8558	2,5980	0,6212
Densité de services	0,0262	0,1855	0,3566	0,8259	1,6476	2,6711	7,3575	1,9809
Population périphérique (%)	0	0	0	0	0	0,2974	3,9760	0,3408
Déprivation (D*)	0,0013	0,0049	0,0098	0,0176	0,0263	0,0346	0,0639	0,0268

Sources : BPE, Filosofi, recensements (2012 et 2017) et ZAU.

Traitement : Auteur.

3.1.3: Variations de 2007 à 2017

	P1	P5	P10	P25	P50	P75	P99	Moyenne
Log de la densité de médecins généralistes	-1,0480	-0,6417	-0,4372	-0,2504	-0,0884	0,0395	0,7436	-0,1038
Moins de 25 ans (%)	0,0345	0,1679	0,3305	0,8088	1,5743	2,4491	4,7616	1,7083
75 ans et plus (%)	0,0262	0,1133	0,2161	0,5187	1,1058	1,8015	4,1197	1,2734
Densité de spécialistes	0	0	0	0	0	0,1298	1,2317	0,1159
Diversité de spécialités	0	0	0	0	0	0,0909	0,3636	0,0468
Densité d'hôpitaux et d'établissements médicaux divers	0,0129	0,0703	0,1463	0,3800	0,7663	1,2746	3,4265	0,9262
Densité de services	0,0589	0,3685	0,7272	1,7711	3,3714	5,2158	13,1810	3,7844
Population périphérique (%)	0	0	0	0	0	0,5609	6,4411	0,6281
Déprivation (D*)	0,0019	0,0078	0,0152	0,0333	0,0574	0,0808	0,1696	0,0605

Sources : BPE, Filosofi, recensements (2007 et 2017) et ZAU.

Traitement : Auteur.

3.1.4: Pourcentages de variations négatives, nulles et positives

	<0	0	>0
2007-2012			
Log de la densité de médecins généralistes	65,36	0	34,64
Moins de 25 ans (%)	76,56	0	23,44
75 ans et plus (%)	13,44	0	86,56
Densité de spécialistes	24,96	54,07	20,97
Diversité de spécialités	12,68	76,85	10,47
Densité d'hôpitaux et d'établissements médicaux divers	18,03	0	81,97
Densité de services	27,57	0,12	72,31
Population périphérique (%)	24,17	63,21	12,62
Déprivation (D*)	85,25	0	14,75
2012-2017			
Log de la densité de médecins généralistes	64,05	0,03	35,92
Moins de 25 ans (%)	85,86	0	14,14
75 ans et plus (%)	31,62	0	68,38
Densité de spécialistes	25,48	51,43	23,09
Diversité de spécialités	13,96	73,97	12,07
Densité d'hôpitaux et d'établissements médicaux divers	20,56	0	79,44
Densité de services	19,26	0,06	80,69
Population périphérique (%)	22,80	62,97	14,22
Déprivation (D*)	97,03	0	2,97
2007-2017			
Log de la densité de médecins généralistes	68,56	0	31,44
Moins de 25 ans (%)	87,49	0	12,51
75 ans et plus (%)	16,06	0	83,94
Densité de spécialistes	25,57	50,32	24,11
Diversité de spécialités	17,54	67,42	15,04
Densité d'hôpitaux et d'établissements médicaux divers	13,87	0	86,13
Densité de services	15,97	0,03	84,00
Population périphérique (%)	24,99	62,86	12,16
Déprivation (D*)	93,08	0	6,92

Sources : BPE, Filosofi, recensements (2007, 2012 et 2017) et ZAU.

Traitement : Auteur.

CHAPITRE 4 – L'offre de soins a-t-elle une incidence sur la territorialisation de la demande ? Le cas des mobilités résidentielles des retraités en France

Résumé

Dans un contexte d'inégalités croissantes en termes d'accessibilité territoriale aux soins, on peut s'interroger sur la capacité des déplacements individuels à constituer, en tant que tels, une solution à cela. Autrement dit, on peut se demander si la demande de soins suit les mouvements de l'offre. Pour cela, ce chapitre s'intéresse aux mobilités résidentielles des retraités en France et cherche à voir s'il y a un effet de l'offre de soins sur celles-ci. Est-ce que la forte présence ou l'augmentation de l'offre de soins de ville et d'établissements hospitaliers attire les retraités ? Pour cela, ce chapitre utilise des données publiques françaises allant de 2009 à 2019. À partir de ces dernières, des cartographies des phénomènes étudiés et divers panels spatiaux, à effets fixes et aléatoires, ont été construits. Ainsi, aucun modèle ne conclut à un quelconque effet de l'offre de soins sur les mobilités résidentielles des retraités en France hexagonale. Cela implique donc, dans ce cas, que la demande ne suit pas les mouvements de l'offre de soins. Cela peut être dû aux difficultés d'extraire l'éventuelle incidence de l'offre de soins des autres facteurs influençant les mobilités résidentielles, puisque les imbrications étudiées sont complexes. Le fait est que cette éventuelle influence serait tout au plus marginale et, selon les précédents résultats, inexistante. Ceci indique que les politiques de santé publique doivent s'attacher à ce que les territoires attractifs pour les retraités soient aussi bien pourvus en soins.

Mots-clés : Mobilités résidentielles, retraités, accès aux soins, inégalités territoriales, France.

CHAPTER 4 – Does the healthcare supply have an impact on the territorialization of demand? The case of retirees' residential mobility in France

Abstract

In a context of growing inequalities in terms of territorial accessibility to healthcare, we may well wonder whether personal travel as such can provide a solution to this problem. In other words, we might ask whether healthcare demand follows supply movements. To this end, this chapter looks at the residential mobility of retirees in France, to see whether the healthcare supply has any effect on it. Does the strong presence or increase in outpatient care and hospital facilities attract retirees? This chapter uses French public data from 2009 to 2019. Based on these, maps of the studied phenomena and various spatial panels, with fixed and random effects, have been constructed. None of the models found any effect of healthcare supply on the residential mobility of retirees in mainland France. This implies that, in this case, demand does not follow movements in the healthcare supply. This may be due to the difficulty of extracting the possible impact of healthcare supply from the other factors influencing residential mobility, since the imbrications studied are complex. The fact is that this possible influence would be marginal at best and, according to previous results, completely non-existent. This means that this mechanism cannot be used to reduce territorial inequalities in access to healthcare.

Keywords: Residential mobilities, retired people, access to healthcare, territorial inequalities, France.

1. Introduction

La France connaît une croissance des tensions territoriales quant à l'accessibilité aux soins (Bouet et Mourgues, 2017). Cela peut se décomposer en deux phénomènes. D'une part, la démographie médicale est plutôt stagnante (Gérard-Varet, 2019) alors que la population française augmente et vieillit (Vallès, 2020). À cela s'ajoute que les médecins travaillent en moyenne moins qu'auparavant (Gérard-Varet, 2019). Ceci implique en soit une tendance baissière de la disponibilité des médecins au regard des besoins de soins de la population. D'autre part, ces médecins sont de plus en plus inégalement répartis sur le territoire (Arnault, 2022). Effectivement, leur localisation n'est pas contrainte par des mécanismes institutionnels et les débats politiques ne convergent pas dans le sens d'une régulation territoriale restreignant la liberté de localisation des médecins (Valletoux *et al.*, 2023). Puisqu'alors une éventuelle réduction de ces inégalités territoriales d'accessibilité aux soins ne passerait pas par une régulation de l'offre, on peut s'interroger sur la possibilité qu'elle passe par une régulation de la demande. Autrement dit, on peut se demander si les patients développent des stratégies pour pouvoir accéder géographiquement plus facilement à des médecins. Il s'agirait alors qu'ils déterminent leur localisation selon, parmi d'autres facteurs, l'offre de soins sur un territoire. Cela pourrait être d'autant plus prégnant pour les patients qui ont des besoins et des dépenses de soins plus élevés que la moyenne, comme c'est le cas des retraités (Dormont *et al.*, 2006). Ce chapitre se demande alors si l'offre de soins est un facteur déterminant des choix de mobilité résidentielle des retraités. Si l'éventuelle incidence de l'offre de soins sur les mobilités résidentielles des retraités en France a pu être évoquée¹²⁶, à notre connaissance cela n'a pas été évalué jusque-là.

Le vieillissement démographique à l'œuvre en France implique une augmentation du temps passé à la retraite (Aouici et Nowik, 2021). C'est un temps marqué par une augmentation de la sédentarité, une baisse des ressources, l'absence

¹²⁶ Par exemple, « Celle-ci conduit souvent à un rapprochement vis-à-vis d'un proche et/ou d'une ressource territoriale (des commerces, une offre de soins, des aménités, etc.). » (Aouici et Nowik, 2020), « Par exemple, au grand âge on privilégiera plus un appartement, en rez-de chaussée, à proximité des magasins fournissant les biens de première nécessité et d'un centre de soins médicaux, que lorsqu'on est jeune retraité recherchant une maison à la campagne pour recevoir ses petits-enfants. » (Gobillon et Laferrère, 2006) ou encore « La mobilité résidentielle est liée au coût du logement et à sa qualité ; à l'état de santé et au handicap, qui déterminent la demande de soins et donc leur coût » (Laferrère et Arnault, 2021).

des enfants et un état de santé déclinant (Laferrère et Angelini, 2009 ; Monino et Schaffar, 2023). Il y a donc une évolution des besoins, notamment en matière de logement, ce qui implique que le passage à la retraite augmente *ceteris paribus* la propension à migrer (Fiori *et al.*, 2019). De plus, les retraités font des choix résidentiels dont la logique n'est plus dépendante de l'emploi (Fusco et Scarella, 2012). Leurs logiques résidentielles s'éloignent en ce sens des modèles standards d'économie urbaine (Alonso, 1960 ; Muth, 1961). Ces mobilités résidentielles reposent alors sur des aspects liés à l'état de santé, une dimension psycho-sociale et environnementale (Roy *et al.*, 2018). Plus précisément, la mobilité résidentielle des retraités est déterminée par la dégradation de l'état de santé et la dépendance, l'insatisfaction vis-à-vis de son logement et du voisinage, les volontés de pouvoir accéder à de meilleures aménités locales, de réduire le coût de la vie ou de revivre dans une région où l'on a déjà vécu (Wiseman, 1980). Cela peut-être marqué par un changement de mode de vie, davantage tourné vers les loisirs ou la famille (Aouici et Nowik, 2021). Les retraités sont ainsi davantage sensibles à leur cadre de vie (Baccaïni, 2007) de telle sorte à ce qu'ils recherchent un logement et un environnement qui contribuent à leur autonomie et leur qualité de vie (Aouici et Nowik, 2021 ; Mulliner *et al.*, 2020). Cela caractérise particulièrement la mobilité en début de retraite, poussée par la recherche de confort, et moins la mobilité en fin de vie, contrainte par la perte d'autonomie (Caradec, 2010). Ces éléments renvoient d'une part aux compréhensions des mobilités résidentielles proposées par les modèles d'économie publique locale (Tiebout, 1956) mettant en avant la demande des ménages pour des aménités locales telles que les biens publics (Gravel et Thoron, 2007) ou plus globalement, le voisinage (Bayer *et al.*, 2007 ; Bermond et Marie, 2016). Ces principes renvoient d'autre part aux analyses portant sur l'influence du cycle de vie sur les mobilités résidentielles (Rossi, 1955) dans la mesure où le passage à la retraite marque la perte de la contrainte professionnelle ainsi qu'elle est généralement marquée par l'absence des enfants. Dans l'ensemble du cycle de vie, les retraités sont donc plus à même de migrer dans le but de se rapprocher d'aménités locales répondant à leurs aspirations en terme de qualité de vie et leur besoin de sécurité (Nowik et Thalineau, 2010).

Pour ce qui est spécifiquement de la France, on constate effectivement que le passage à la retraite marque une mobilité plus importante, qui diminue après 65 ans et réaugmente après 85 ans (Aouici et Nowik, 2021 ; Caradec, 2010 ; Gobillon et Wolff, 2011). De même, en 2017, la mobilité résidentielle durant la retraite concernait plus

d'un individu sur quatre (Monino et Schaffar, 2023) et entre 2016 et 2017, 3,6 % des retraités en France ont changé de résidence (De Lapasse et Prévost, 2021). Les jeunes retraités, marqués par une mobilité de confort, ont tendance à privilégier les espaces périurbains et littoraux et déménagent sur des distances plus longues¹²⁷ que les retraités de plus de 75 ans, dont la mobilité est généralement contrainte, qui se déplacent plutôt vers les métropoles car les logements adaptés à la dépendance s'y trouvent (De Lapasse et Prévost, 2021 ; Ettouati, 2018 ; Fusco et Scarella, 2012). De plus, les mobilités impliquant un changement de département sont plutôt le fait des jeunes retraités et/ou avec des revenus élevés (De Lapasse et Prévost, 2021). Les retraités français déménagent également près de leur famille dans une logique de solidarité intergénérationnelle (Aouici et Nowik, 2020 ; Gobillon et Wolff, 2011) et privilégient des logements en location et adaptés à leurs contraintes fonctionnelles et leurs revenus (De Lapasse et Prévost, 2021 ; Gobillon et Wolff, 2011 ; Monino et Schaffar, 2023). Les choix de localisation des retraités sont donc malgré tout influencés par ceux de leur famille et donc la mobilité résidentielle des retraités est indirectement impactée par les facteurs d'attraction pour des générations plus jeunes.

Donc, les travaux sur la mobilité résidentielle des retraités en France soulignent comme facteurs explicatifs de celle-ci le statut familial (Laferrère, 2006 ; Schaffar *et al.*, 2019), le statut socio-professionnel et le revenu individuel (Laferrère, 2006) ou du territoire (Schaffar *et al.*, 2019), le climat (Schaffar *et al.*, 2019), les prix de l'immobilier (Gobillon et Wolff, 2011) ou encore la présence de services (Gobillon et Wolff, 2011 ; Schaffar *et al.*, 2019).

Ainsi, le précédent état de l'art a permis de constater la plus grande sensibilité aux aménités locales (parmi lesquelles on compte les services) des retraités par rapport au reste de la population. Cela est notamment dû à une absence de contrainte professionnelle et à un besoin de sécurité. Ce besoin de sécurité rejoint dans cette étape de la vie la question de la dégradation de l'état de santé. La conjonction de ces éléments peut conduire à s'interroger sur le rôle des services de soins dans les stratégies de localisation résidentielle des retraités. Cet effet est mécanique pour les mobilités contraintes par la dépendance, conduisant les retraités parmi les plus âgés à déménager dans des établissements médicalisés au premier rang desquels on compte les EHPAD (Balavoine, 2022). Mais qu'en est-il des mobilités de confort des

¹²⁷ Majoritairement, les déménagements des retraités ne se font néanmoins pas sur de longues distances (De Lapasse et Prévost, 2021).

retraités plus jeunes ? À ce propos, une revue systématique portant sur les déterminants des mobilités résidentielles des retraités ne fait pas figurer dans ses résultats d'informations spécifiques sur l'éventuel rôle de l'accès aux services de soins dans les mobilités d'agrément (Roy *et al.*, 2018). Cette question est pourtant importante dans la mesure où les difficultés croissantes d'accessibilité aux soins dans certains territoires font peser une menace sur la santé des personnes ayant besoin d'un suivi régulier, notamment si elles ont des maladies chroniques, personnes parmi lesquelles on trouve une proportion importante de retraités (Hopman *et al.*, 2009). Puisque les besoins de soins des retraités sont globalement plus importants que ceux du reste de la population, puisqu'ils sont en recherche de sécurité et que, de façon générale, la présence de services est un déterminant important de leurs choix résidentiels, alors on peut se demander si l'offre de soins est un déterminant des mobilités résidentielles des retraités en France. Autrement dit, est-ce que les retraités mettent en place des stratégies résidentielles en partie influencées par l'offre de soins ? Dans un contexte de tensions vis-à-vis de l'offre de soins, peut-on observer que la demande suit l'offre ? Pour ce qui est des retraités, est-ce que l'offre de soins a une incidence sur la territorialisation de la demande ? La présence de soins attire-t-elle les retraités ? Leur absence les repousse-t-elle ? C'est à cet ensemble de questions que ce chapitre se propose de répondre. Pour cela, la mobilité résidentielle des retraités de 60 à 74 ans révolus en France hexagonale a été étudiée à une échelle macroéconomique *via* l'usage de panels spatiaux afin d'éviter certains problèmes de causalité inverse et prendre en compte la structuration géographique des données, ce qui n'est pas fait habituellement. La section suivante détaillera alors la méthodologie de ces modèles, la troisième partie présentera les résultats et la dernière section discutera ces derniers afin d'apporter une conclusion.

2. Méthodologie

2.1. Données

La stratégie empirique de ce chapitre vise à évaluer les facteurs déterminants du taux de migration net des retraités de 60 à 74 ans révolus à partir d'un ensemble de caractéristiques territoriales parmi lesquelles on compte l'offre de soins. Les données sur les mobilités résidentielles sont obtenues à partir des fichiers de l'Institut

national de la statistique et des études économiques (Insee) portant sur la « localisation à la commune de résidence et à la commune de résidence antérieure » recensant les individus ayant changé de domicile durant l'année précédant le recensement¹²⁸. Les données démographiques sont complétées par le recensement général de la population, également fourni par l'Insee. Ensuite, parmi les caractéristiques territoriales, les informations sur les services, au sein desquels on compte les services de soins, sont obtenues grâce à la Base Permanente des Équipements (BPE). Le caractère littoral des territoires est déterminé par la loi littorale du 3 janvier 1986¹²⁹ et les caractéristiques de revenu au sein des territoires proviennent des Revenus Fiscaux Localisés (RFL) des ménages et du Fichier localisé social et fiscal (Filosofi). Ces données ont été exploitées dans leur ensemble pour les années 2009, 2014 et 2019¹³⁰.

2.2. Variables

Avant de présenter quelles variables ont été utilisées, il convient de justifier le choix d'une échelle géographique comme unité pour cette étude. Ces ensembles territoriaux doivent permettre d'appréhender une forme de zone d'attraction pour l'offre de soins. Si l'on peut considérer le médecin traitant comme un service de proximité directe au domicile, la plupart des soins spécialisés de ville et les services hospitaliers peuvent donner lieu à des déplacements sur de plus longues distances (Coldefy *et al.*, 2011). Considérer des échelles comme la commune, le canton ou le bassin de vie n'est pas pertinent car elles sont trop petites pour appréhender l'offre de soins d'un territoire. Une échelle plus large est donc nécessaire. L'offre de soins spécialisée ou hospitalière pourrait être dans ce but mesurée à l'échelle départementale. Cela impliquerait cependant d'avoir des territoires très larges au sein desquels il peut y avoir d'importantes disparités, ne serait-ce que de revenus. Il convient en conséquence d'opter pour une échelle plus petite. En conséquence, au même titre que l'étude de Schaffar *et al.* (2019), qui étudie également les mobilités résidentielles des retraités en

¹²⁸ Source : <https://www.insee.fr/fr/information/2383290>, consulté le 23/08/2023.

¹²⁹ Source : <https://www.ecologie.gouv.fr/loi-relative-lamenagement-protection-et-mise-en-valeur-du-littoral>, consulté le 23/08/2023.

¹³⁰ Des écarts de cinq ans sont appliqués dans la mesure où les données de recensement mises à disposition publiquement reposent sur cinq années d'enquête. (Source : <https://www.insee.fr/fr/information/2383265>, consulté le 29/09/2023).

France hexagonale d'un point de vue macroéconomique, il a été choisi d'opter pour l'échelle intermédiaire de la Zone d'Emploi (ZEM) sous sa forme de 2010¹³¹. Celle-ci correspond à « un espace géographique à l'intérieur duquel la plupart des actifs résident et travaillent, et dans lequel les établissements peuvent trouver l'essentiel de la main-d'œuvre nécessaire pour occuper les emplois offerts. » Puisque ce travail concerne les retraités, son usage ne porte pas sur sa manière d'appréhender l'emploi, mais cette échelle est utilisée car elle est un découpage de zones vastes par rapport aux communes mais qui sont plus petites que les départements dans la mesure où le territoire métropolitain compte 94 départements¹³² contre 297 ZEM (Annexe 4.A).

Pour ce qui est de la variable expliquée, celle-ci correspond à la mesure du taux de migration inter-ZEM net des retraités âgés de 60 à 74 ans révolus. Cette information a été obtenue, comme précédemment indiqué, *via* le fichier des migrations communales de l'Insee au sein duquel seules les migrations impliquant un changement de ZEM ont été conservées. Cela permet d'étudier des migrations résidentielles impliquant certainement un changement d'environnement et donc d'aménités locales. De plus, le choix de faire porter l'étude sur les retraités a été motivé par les éléments présentés dans la littérature indiquant que les retraités ont davantage de besoins de soins et qu'ils sont plus sensibles aux aménités locales que le reste de la population. Enfin, exclure les retraités de 75 ans révolus et plus, à la manière de Sergeant et Ekerdt (2008), vise à se pencher sur les mobilités d'agrément plutôt que les mobilités contraintes et donc de déterminer si les services de soins sont un facteur d'attraction des retraités ne déménageant pas, pour l'essentiel, en institutions médicalisées. Ainsi, le taux de migration net qui a été utilisé comme variable expliquée correspond à :

$$TMNR_i^t = \frac{AR_i^t - DR_i^t}{PopR_i^t} \quad (4.1)$$

avec $TMNR_i^t$ le taux de migration inter-ZEM net des retraités âgés de 60 à 74 ans révolus sur l'année t au sein de la ZEM i ;

AR_i^t le nombre d'arrivées de retraités âgés de 60 à 74 ans révolus au sein de la ZEM i (en provenance d'une autre ZEM) durant l'année t ;

DR_i^t le nombre de départs de retraités âgés de 60 à 74 ans révolus au sein de la ZEM i (à destination d'une autre ZEM) durant l'année t ;

$PopR_i^t$ le nombre de retraités âgés de 60 à 74 ans révolus à l'année t au sein de la ZEM i .

Pour les besoins des modèles qui seront présentés dans la sous-partie suivante, la variable expliquée a été normalisée à l'échelle :

¹³¹ Source : <https://www.insee.fr/fr/information/2114596>, consulté le 23/08/2023.

¹³² 96 si l'on inclut la Corse mais ce n'est pas le cas de cette étude.

$$TMNRRN_i^t = \frac{TMNR_i^t - \text{Min}(TMNR_i^t)}{\text{Max}(TMNR_i^t) - \text{Min}(TMNR_i^t)} \quad (4.2)$$

avec $TMNRRN_i^t$ le taux de migration inter-ZEM net normalisé à l'échelle des retraités âgés de 60 à 74 ans révolus sur l'année t au sein de la ZEM i ;
 $\text{Min}(TMNR_i^t)$ la valeur minimale de $TMNR_i^t$;
 $\text{Max}(TMNR_i^t)$ la valeur maximale de $TMNR_i^t$.

Ensuite, les variables explicatives visent à retranscrire un certain nombre de caractéristiques territoriales pouvant impacter la mobilité résidentielle des retraités. Au sein des caractéristiques territoriales, la richesse de la population vivant au sein de chaque ZEM est mesurée par la valeur du 8^{ème} décile de la distribution des revenus en euros constants selon l'année de base (ici 2009). Choisir le 8^{ème} décile de la distribution des revenus plutôt que le revenu médian permet de mesurer la richesse des individus aisés, qui sont essentiellement ceux concernés par ce type de mobilité résidentielle. Ensuite, les ZEM sur les différents littoraux de la France hexagonale sont distinguées des autres ZEM par une variable catégorielle dans la mesure où la littérature a souligné l'importance de cette caractéristique dans les choix résidentiels des retraités en France¹³³. Par ailleurs, la BPE a permis d'introduire au sein des variables explicatives le nombre de services, d'établissements hospitaliers et de soins de ville pour 1000 habitants de la ZEM¹³⁴. Ces deux dernières variables sont les variables d'intérêt des modèles utilisés par cette étude. Enfin, il faut considérer qu'un taux de migration net implique mécaniquement une variation de la population et donc des indicateurs qui sont calculés pour 1000 habitants. Il y a donc une causalité inverse mécanique de la variable expliquée sur certaines variables explicatives. De plus, l'augmentation de la présence de retraités pourrait être un facteur d'attraction pour les médecins, ce qui impliquerait aussi un problème de double causalité. De ce fait, les variables explicatives sont laguées dans le temps. Donc, si la variable dépendante est calculée pour les années 2014 et 2019, les variables indépendantes le sont respectivement pour les années 2009 et 2014.

L'ensemble de ces variables est présenté dans le Tableau 4.1 :

¹³³ Seuls les modèles à effet aléatoire permettent l'usage de cette variable ne présentant aucune variation.

¹³⁴ Tous les équipements issus de la BPE utilisés pour construire ces variables sont recensés dans l'Annexe 4.B.

Tableau 4.1 : Variables

Variable dépendante	
Taux de migration net normalisé	Taux de migration inter-ZEM net des retraités âgés entre 60 et 74 ans révolus normalisé à l'échelle.
Variables de contrôle : Caractéristiques territoriales	
8 ^{ème} décile des revenus	Valeur du 8 ^{ème} décile des revenus par unité de consommation (avec l'échelle d'équivalence de l'INSEE) en euros constants (base 2009).
ZEM littorale	Variable catégorielle indiquant si la ZEM comprend des communes au bord d'un estuaire, d'une mer ou d'un océan en distinguant les côtes de la Manche, de la Bretagne, de l'Atlantique et de la Méditerranée.
Lag de la densité de services	Nombre de services pour 1000 habitants de la ZEM à la période précédente de celle de la variable dépendante.
Variables d'intérêt : Offre de soins	
Lag de la densité d'établissements hospitaliers	Nombre d'établissements hospitaliers pour 1000 habitants de la ZEM à la période précédente de celle de la variable dépendante.
Lag de la densité de soins de ville	Nombre de professionnels de santé en ville ¹³⁵ pour 1000 habitants de la ZEM à la période précédente de celle de la variable dépendante.

2.3. Stratégie empirique

Les taux de migration inter-ZEM nets des retraités âgés de 60 à 74 ans révolus sont, dans la partie suivante, caractérisés par des statistiques descriptives et une cartographie de ces phénomènes. Les statistiques descriptives portant sur les variables explicatives sont également présentées. Ensuite, des modèles en panel seront interprétés. Un débat pourrait porter sur le fait de privilégier un modèle à effet fixe ou un modèle à effet aléatoire. Le test d'Hausman à ce propos va dans le sens d'un choix portant sur les effets fixes¹³⁶. Toutefois, on peut douter de la capacité d'un effet fixe à intégrer au raisonnement la corrélation entre les variables explicatives et le

¹³⁵ La liste des professionnels de santé en ville considérés est la suivante : Médecin omnipraticien, Spécialiste en cardiologie, Spécialiste en dermatologie et vénéréologie, Spécialiste en gynécologie, Spécialiste en gastroentérologie, Spécialiste en psychologie, Spécialiste en ophtalmologie, Spécialiste en ORL, Spécialiste en pédiatrie, Spécialiste en pneumologie, Spécialiste en radiologie et imagerie médicale, Spécialiste en stomatologie, Chirurgien-dentiste, Infirmier, Masseur-kinésithérapeute, Orthophoniste, Orthoptiste, Pédicure-podologue, Audio-prothésiste, Ergothérapeute, Psychomotricien. Cela permet une appréhension plus large des soins de ville que si l'étude ne s'était penchée que sur les médecins généralistes et les spécialistes. Cela explique aussi pourquoi les statistiques descriptives montrent une augmentation de cette densité. Des tests de robustesse ont été effectués en n'incluant que les généralistes et les spécialistes, sans que cela ne change la nature des résultats.

¹³⁶ $\chi^2 = 34,53^{***}$. L'hypothèse nulle est donc rejetée.

terme d'erreur dans la mesure où celui-ci comprend l'évolution du marché immobilier (qui est très variable). Nous souhaitons de plus présenter des résultats dont on peut juger leur niveau de robustesse selon diverses analyses de sensibilité. Pour cette raison, les modèles à effets fixes et ceux à effets aléatoires sont conjointement présentés. À cela s'ajoute que le phénomène étudié est de nature spatiale et qu'en conséquence il convient de vérifier si le Processus Générateur des Données (PGD) ne contient pas une dimension spatiale impliquant l'usage de modèles adaptés (LeSage et Pace, 2009b). Si le PGD était en effet influencé par les ZEM voisines sans que cela ne soit considéré, alors le modèle serait biaisé par de l'autocorrélation au sein des erreurs (Dubé et Legros, 2014b). Des tests de Moran (1948, 1950) et Geary (1954) ont donc été utilisés pour tester la présence d'une éventuelle autocorrélation spatiale (Annexe 4.C). Ces derniers ont rejeté l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation spatiale et, en conséquence, des panels spatiaux ont été ajoutés aux panels classiques. Différents effets spatiaux ont alors pu être introduits (*via* une matrice des relations spatiales w_{ij} construite avec l'inverse de la distance entre les ZEM¹³⁷), que ce soit de façon endogène ($\rho w_{ij}y_j$), exogène expliquée ($\theta w_{ij}x_j$) ou exogène inexpliquée ($\lambda w_{ij}u_j$)¹³⁸. Un modèle de panel spatial à effet fixe prenant en compte l'ensemble de ces effets spatiaux aurait donc la forme suivante :

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_i + \rho \sum_{i \neq j} w_{ij} y_{jt} + \beta^k x_{it-5}^k + \theta^k \sum_{i \neq j} w_{ij} x_{jt-5}^k + v_{it} \quad (4.3)$$

avec $v_{it} = \lambda \sum_{i \neq j} w_{ij} z_{jt} + \varepsilon_{it}$

avec y_{it} la valeur du taux de migration inter-ZEM net normalisé à l'échelle des retraités âgés de 60 à 74 ans révolus sur l'année t (avec $t = 2014 ; 2019$) au sein de la ZEM i ;

α_0 la constante ;

α_i l'effet fixe spécifique à la ZEM i ;

y_{jt} la valeur du taux de migration inter-ZEM net normalisé à l'échelle des retraités âgés de 60 à 74 ans révolus sur l'année t (avec $t = 2014 ; 2019$) au sein de la ZEM j ;

ρ le coefficient associé ;

w_{ij} la matrice des relations spatiales entre les ZEM i et j ;

x_{it-5}^k les valeurs des k variables explicatives (récapitulées dans le Tableau 4.1) pour la ZEM i à l'année $t - 5$ ($t - 5 = 2009 ; 2014$) ;

β^k les coefficients associés ;

x_{jt-5}^k les valeurs des k variables explicatives pour la ZEM j à l'année $t - 5$;

θ^k les coefficients associés ;

v_{it} le terme d'erreur pour la ZEM i à l'année t , qui est fonction du terme d'erreur associé aux ZEM j à la même année ;

z_{jt} la part de l'erreur dépendant du voisinage ;

ε_{it} le résidu non-spatialisé pour la ZEM i à la période t .

¹³⁷ Des résultats avec une matrice spatiale reposant sur la contiguïté entre ZEM sont également disponibles en Annexe 4.D.

¹³⁸ Cela permet de calculer un effet direct $\frac{\partial y_i}{\partial x_i^k}$ et un effet indirect $\frac{\partial y_i}{\partial x_j^k}$.

Et le même modèle avec un effet aléatoire serait :

$$y_{it} = \alpha_0 + \rho \sum_{i \neq j} w_{ij} y_{jt} + \beta^k x_{it-5}^k + \theta^k \sum_{i \neq j} w_{ij} x_{jt-5}^k + u_i + v_{it} \quad (4.4)$$

avec $v_{it} = \lambda \sum_{i \neq j} w_{ij} z_{jt} + \varepsilon_{it}$

avec y_{it} la valeur du taux de migration inter-ZEM net normalisé à l'échelle des retraités âgés de 60 à 74 ans révolus sur l'année t (avec $t = 2014 ; 2019$) au sein de la ZEM i ;

α_0 la constante ;

y_{jt} la valeur du taux de migration inter-ZEM net normalisé à l'échelle des retraités âgés de 60 à 74 ans révolus sur l'année t (avec $t = 2014 ; 2019$) au sein de la ZEM j ;

ρ le coefficient associé ;

w_{ij} la matrice des relations spatiales entre les ZEM i et j ;

x_{it-5}^k les valeurs des k variables explicatives (récapitulées dans le Tableau 4.1) pour la ZEM i à l'année $t - 5$ ($t - 5 = 2009 ; 2014$) ;

β^k les coefficients associés ;

x_{jt-5}^k les valeurs des k variables explicatives pour la ZEM j à l'année $t - 5$;

θ^k les coefficients associés ;

u_i l'effet aléatoire spécifique à la ZEM i ;

v_{it} le terme d'erreur pour la ZEM i à l'année t , qui est fonction du terme d'erreur associé aux ZEM j à la même année ;

z_{jt} la part de l'erreur dépendant du voisinage ;

ε_{it} le résidu non-spatialisé pour la ZEM i à la période t .

3. Résultats

Le Tableau 4.2 et les Figures 4.1 à 4.5 présentent les statistiques descriptives des variables expliquée et explicatives. On peut constater que la valeur du 8^{ème} décile des revenus a légèrement augmenté entre 2009 et 2014, au même titre que les densités de services et de soins de ville¹³⁹. Sur la même période, *a contrario*, la densité des établissements hospitaliers a diminué¹⁴⁰. De plus, environ 18 % des ZEM sont littorales.

Tableau 4.2 : Statistiques descriptives – évolution des moyennes et proportions

Variabes	Panel	2014	2019
Taux de migration net	0,00043	0,00044	0,00041
Taux de migration net normalisé	0,334	0,334	0,333
Lag du 8 ^{ème} décile des revenus	26809,13	26383,16	27235,11
ZEM non littorale	0,818		
ZEM littorale de la Manche	0,054		
ZEM littorale de Bretagne	0,034		
ZEM littorale de l'Atlantique	0,044		
ZEM littoral de la Méditerranée	0,051		

¹³⁹ Cela n'indique cependant pas la disponibilité de ces soins de ville. L'information dont on dispose ici n'est pas en équivalent temps plein, contrairement à un indicateur comme l'Accessibilité Potentielle Localisée (Barlet et al., 2012) mais qui n'est pas calculé pour toutes les professions.

¹⁴⁰ Là non plus, nous ne disposons pas d'informations sur la taille de chaque établissement, ni le nombre de praticiens y exerçant.

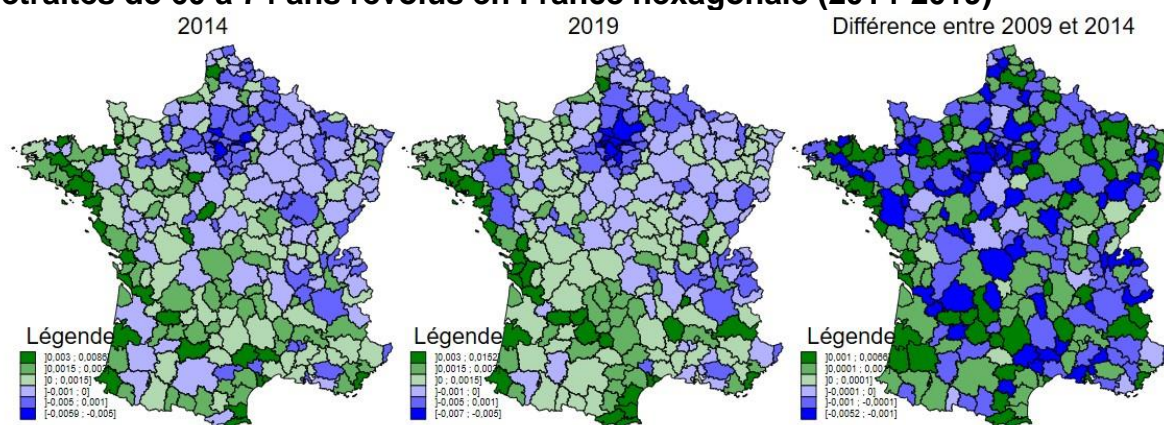
Lag de la densité de services	23,275	22,161	24,389
Lag de la densité d'établissements hospitaliers	0,268	0,277	0,259
Lag de la densité de soins de ville	4,425	4,275	4,575

Sources : Recensements (2009, 2014, 2019), loi littoral, RFL (2009), Filosofi (2014), BPE (2009, 2014, 2019).

Traitement : Auteur.

Pour ce qui est des évolutions des taux de migration inter-ZEM nets des retraités âgés de 60 à 74 ans révolus en France hexagonale, on remarque que les retraités ont tendance à quitter les régions du nord et de l'est de la France, et particulièrement la région parisienne, pour s'installer sur les côtes et dans les territoires du sud et de l'ouest (Figure 4.1). Cela correspond aux résultats connus à ce sujet (Mahieu, 2022). Il apparaît donc que les ZEM avec des taux de migration nets négatifs sont plutôt entourées d'autres ZEM ayant également plus de départs que d'arrivées de retraités et, inversement, il y a une tendance au regroupement des ZEM aux taux de migration nets positifs. Cette idée est corroborée par les tests spatiaux (Annexe 4.C) indiquant une autocorrélation spatiale positive, autocorrélation qui se retrouve également dans le modèle en panel non-spatialisé, dans une forme plutôt endogène. Cela légitime donc l'usage de l'économétrie spatiale, en privilégiant les modèles SAR, SAC et SDM.

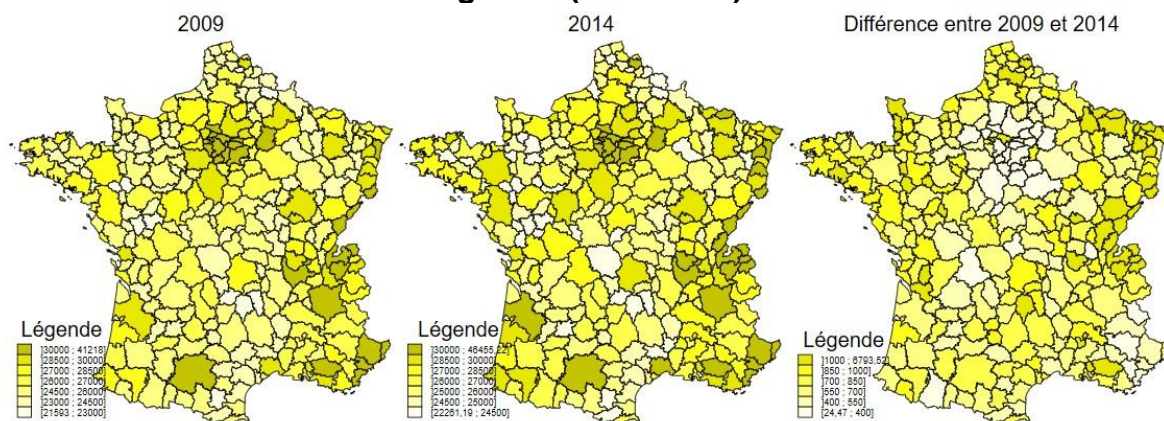
Figure 4.1 : Cartes de l'évolution des taux de migration inter-ZEM nets des retraités de 60 à 74 ans révolus en France hexagonale (2014-2019)



Sources : Recensements (2014 et 2019).

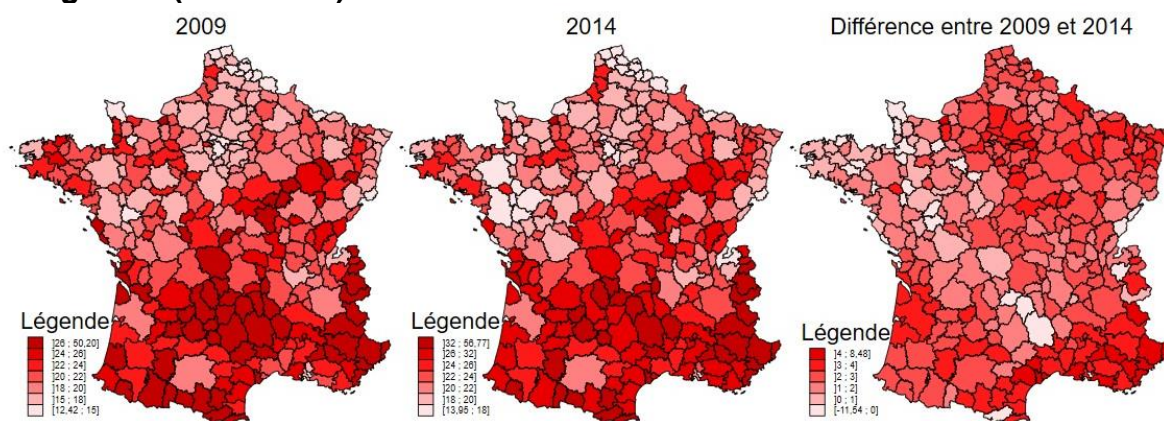
Traitement : Auteur.

Figure 4.2 : Cartes de l'évolution des 8^{èmes} déciles de revenus par unité de consommation en France hexagonale (2009-2014)



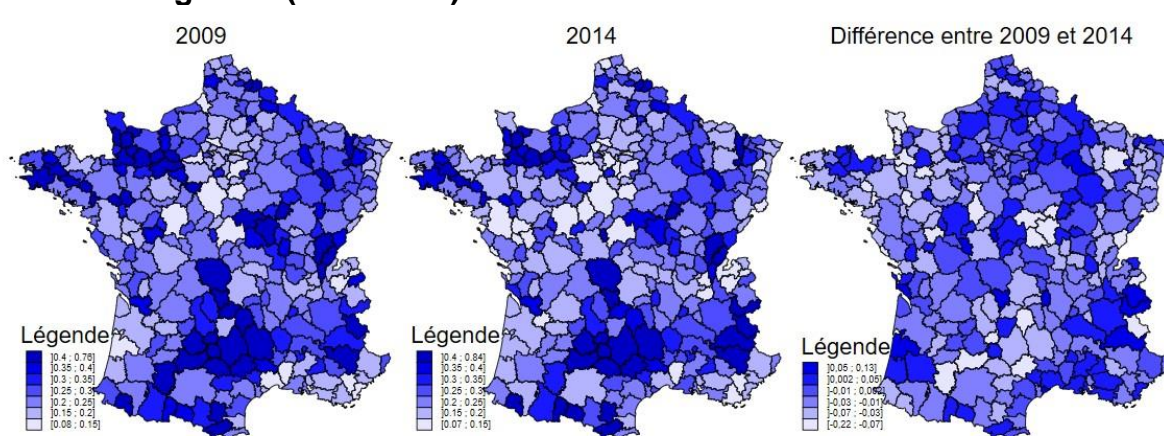
Sources : RFL (2009) et Filosofi (2014)
 Traitement : Auteur.

Figure 4.3 : Cartes de l'évolution des densités de services en France hexagonale (2009-2014)



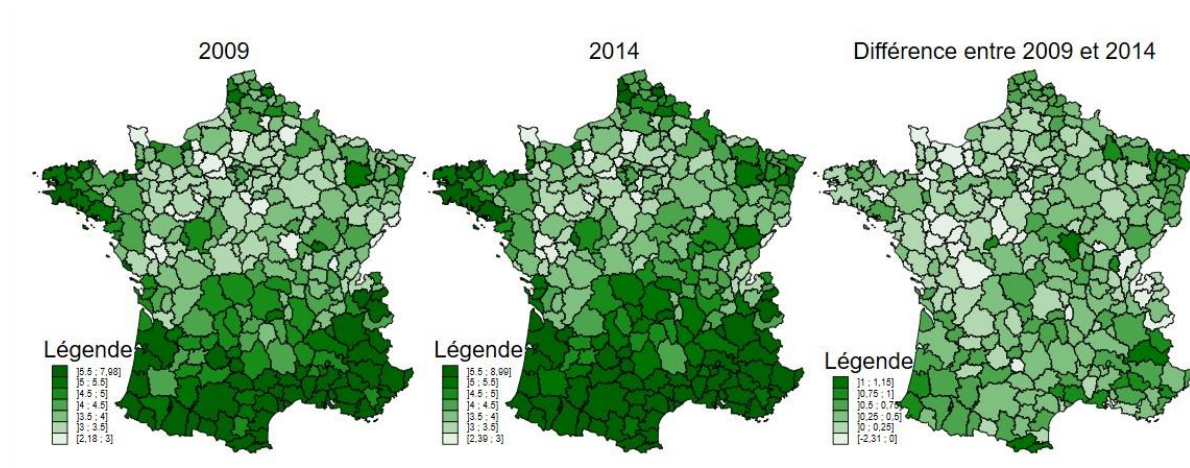
Sources : Recensements et BPE (2009 et 2014).
 Traitement : Auteur.

Figure 4.4 : Cartes de l'évolution des densités d'établissements hospitaliers en France hexagonale (2009-2014)



Sources : Recensements et BPE (2009 et 2014).
 Traitement : Auteur.

Figure 4.5 : Cartes de l'évolution des densités de soins de ville en France hexagonale (2009-2014)



Sources : Recensements et BPE (2009 et 2014).
 Traitement : Auteur.

En outre, on observe en comparant les Figures 4.1 et 4.2 que les zones les plus riches (Île-de-France, grandes métropoles, Alpes-Maritimes, frontière avec la Suisse) sont plutôt des zones de départ. Cela peut renvoyer au fait que le passage à la retraite permet de s'éloigner des zones avec une forte activité économique. On constate de plus de forts effets de gravité pour les services et les soins de ville (Figures 4.3 et 4.5). Ainsi, d'un point de vue descriptif, les jeunes retraités qui migrent en France vont plutôt vers des zones avec de fortes densités de services et de soins de ville. Cette relation est moins évidente pour ce qui est des services hospitaliers (Figure 4.4).

Ces éléments sont confirmés par les corrélations entre variables (Tableau 4.3) qui indiquent une corrélation négative entre les taux de migration nets normalisés considérés et les valeurs du 8^{ème} décile des revenus. Au contraire, les corrélations entre le taux de migration net normalisé et les autres variables explicatives sont significativement positives, même si moins marquée pour la densité d'établissements hospitaliers. Par ailleurs, on constate que la densité de service est positivement corrélée aux deux types d'offres de soins mais est négativement corrélée à la valeur du 8^{ème} décile des revenus. Il y aurait donc une certaine opposition entre des territoires plutôt riches et d'autres territoires plutôt bien dotés en services et en soins.

Tableau 4.3 : Corrélations entre variables

	Taux de migration net normalisé	Lag du 8 ^{ème} décile des revenus	ZEM littorale	Lag de la densité de services	Lag de la densité d'établissements hospitaliers	Lag de la densité de soins de ville
Taux de migration net normalisé	1					
Lag du 8 ^{ème} décile des revenus	-0,3399*	1				
ZEM littorale en catégories	0,4765*	0,0631	1			
Lag de la densité de services	0,3502*	-0,1359*	0,2178*	1		
Lag de la densité d'établissements hospitaliers	0,1804*	-0,3850*	-0,1573*	0,3808*	1	
Lag de la densité de soins de ville	0,3673*	0,0176	0,3850*	0,5765*	0,1387	1

Sources : Recensements (2009, 2014, 2019), loi littorale, RFL (2009), Filosofi (2014), BPE (2009, 2014, 2019).

Traitement : Auteur.

Note : * corrélation significative au seuil de 5 %.

Les modèles privilégiés sont présentés dans le Tableau 4.4 et les impacts directs (x_i sur y_i), indirects (x_i sur y_j et x_j sur y_i) et totaux (x_i sur y_i , x_i sur y_j et x_j sur y_i) des variables explicatives sont rapportés dans le Tableau 4.5¹⁴¹. Les résultats sur les modèles non-spatialisés divergent assez largement entre le modèle à effet fixe et celui à effet aléatoire. Le panel non-spatialisé à effet aléatoire indique que si l'offre de soins de ville aurait un impact positif sur l'évolution du taux de migration net des retraités, cela ne serait pas le cas des services hospitaliers. Aucun effet portant sur l'offre de soins n'est *a contrario* établi par le panel non-spatialisé à effet fixe. À propos des autres caractéristiques territoriales, une augmentation de la valeur du 8^{ème} décile des revenus est associée à un effet négatif sur le taux de migration net pour le modèle à effet aléatoire, ce qui rejoint les résultats de Schaffar *et al.* (2019), mais là encore, le modèle à effet fixe n'établit pas que le 8^{ème} décile du revenu serait une variable explicative du taux de migration net normalisé. On constate par ailleurs que le caractère littoral d'un territoire apparaît comme un facteur d'attraction pour les retraités, *ceteris paribus*. La divergence entre les deux modèles est par contre complète sur une augmentation de la densité de services qui aurait une association négative avec la variable expliquée selon le modèle à effet fixe et une association positive selon le modèle à effet aléatoire. Ces modèles ne permettent donc pas en tant que tels de tirer une quelconque conclusion. Cependant, comme précédemment

¹⁴¹ L'ensemble des modèles sont disponibles en Annexe 4.E.

indiqué, les tests spatiaux ont conclu à la présence d'autocorrélation spatiale endogène dans les deux cas. Ils sont donc biaisés et il convient d'interpréter des modèles spatiaux.

Tableau 4.4 : Modèles – déterminants spatialisés et non spatialisés des évolutions des taux de migration inter-ZEM nets normalisés des retraités de 60 à 74 ans révolus en France hexagonale

Modèles à effet fixe	PANEL	SAR	SAC	SDM
Coefficients non-spatialisés				
8 ^{ème} décile des revenus	3×10^{-6}	4×10^{-6}	3×10^{-6}	3×10^{-6}
Lag de la densité de services	-0,004**	-0,004**	-0,005**	-0,007**
Lag de la densité d'établissements hospitaliers	-0,001	-0,004	0,010	0,049
Lag de la densité de soins de ville	0,014	0,013	0,012	0,003
Coefficients spatialisés				
$w_{ij}y_{jt}$		0,341	0,037	0,179
$w_{ij}u_{jt}$			0,515	
8 ^{ème} décile des revenus				-0,0001
Lag de la densité de services				-0,005
Lag de la densité d'établissements hospitaliers				-0,711
Lag de la densité de soins de ville				0,220*
Information				
N	594	594	594	594
Pseudo R ²	0,081	0,100	0,111	0,134
Modèles à effet aléatoire	PANEL	SAR	SAC	SDM
Coefficients non-spatialisés				
8 ^{ème} décile des revenus	$-1 \times 10^{-5***}$	$-7 \times 10^{-6***}$	$-7 \times 10^{-6***}$	$-6 \times 10^{-6***}$
ZEM littorale (Réf : ZEM non-littorale)				
<i>Manche</i>	0,045**	0,054***	0,054***	0,055**
<i>Bretagne</i>	0,141***	0,108***	0,107***	0,125***
<i>Atlantique</i>	0,193***	0,144***	0,143***	0,152***
<i>Méditerranée</i>	0,087***	0,071***	0,068***	0,086***
Lag de la densité de services	0,003***	0,002***	0,003***	0,002**
Lag de la densité d'établissements hospitaliers	0,0018	0,005	-0,0003	0,022
Lag de la densité de soins de ville	0,010**	-0,001	-0,001	-0,004
Coefficients spatialisés				
$w_{ij}y_{jt}$		1,566***	1,576***	0,529***
$w_{ij}u_{jt}$			-0,359	
8 ^{ème} décile des revenus				$-4 \times 10^{-5***}$
ZEM littorale (Réf : ZEM non-littorale)				
<i>Manche</i>				0,032
<i>Bretagne</i>				0,001
<i>Atlantique</i>				0,048
<i>Méditerranée</i>				-0,124
Lag de la densité de services				0,012*
Lag de la densité d'établissements hospitaliers				-0,357
Lag de la densité de soins de ville				0,008
Information				
N	594	594	594	594
Pseudo R ²	0,470	0,511	0,510	0,531

Sources : Recensements (2009, 2014, 2019), loi littorale, RFL (2009), Filosofi (2014), BPE (2009, 2014, 2019).

Traitement : Auteur.

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

Au sein des modèles spatiaux, les résultats portant sur le 8^{ème} décile des revenus, le littoral, les services et les établissements hospitaliers ne diffèrent pas dans leurs conclusions. La prise en compte de l'autocorrélation spatiale ne permet donc pas de rendre insensibles au type d'effet (fixe ou aléatoire) les conclusions sur ces variables de contrôle. Cependant, un changement important advient dans ces résultats : la prise en compte de l'autocorrélation spatiale, quelle qu'en soit la forme qu'on lui donne (voir les Annexes 4.D et 4.E), induit que la densité de soins de ville pour les modèles à effet aléatoire n'a plus d'impact sur le taux de migration inter-ZEM net des retraités âgés de 60 à 74 ans révolus en France hexagonale¹⁴². Autrement dit, si l'on considère les effets directs (donc au sein des ZEM), l'offre de soins, qu'elle soit hospitalière ou de ville, n'a pas d'association avec les taux de migration nets étudiés, quelle que soit la modélisation envisagée (spatiale ou pas, à effet fixe ou aléatoire). Les résultats portant sur les variables d'intérêt apparaissent donc comme robustes¹⁴³. Ces variables ne sont donc vraisemblablement pas corrélées à des dimensions omises du PGD. Certains modèles à effet fixes (SLX, SDM et SDEM) peuvent toutefois nuancer ce propos. En effet, leurs coefficients spatiaux indiquent une association positive de l'évolution de la densité de soins de ville. Autrement dit, une augmentation du nombre de soins de ville pour 1000 habitants dans les ZEM voisines pourrait avoir un effet positif vis-à-vis d'une ZEM considérée. Ce résultat n'est cependant pas présent dans les modèles à effet aléatoire, concluant à une absence d'effet. De plus, si l'on se penche sur les effets marginaux, ceux des modèles privilégiés, c'est-à-dire à effet endogène, n'indiquent jamais d'impact indirect de ces variables-là. Il est donc peu vraisemblable que l'offre de soins ait réellement un effet sur les ZEM voisines.

Tableau 4.5 : Impacts directs, indirects et totaux des caractéristiques territoriales sur les taux de migration inter-ZEM nets normalisés des retraités de 60 à 74 ans révolus en France hexagonale

Modèles à effet fixe	SAR	SAC	SDM
Impacts directs			
8 ^{ème} décile des revenus	4×10^{-6}	3×10^{-6}	3×10^{-6}
Lag de la densité de services	-0,004**	-0,005*	-0,007**
Lag de la densité d'établissements hospitaliers	-0,004	0,010	0,047

¹⁴² Ce qui n'était déjà pas le cas pour les modèles à effet fixe.

¹⁴³ Ils le sont d'autant plus que lorsqu'on modélise la matrice spatiale par effet de contiguïté plutôt que par distance inverse, on aboutit à des conclusions équivalentes.

Lag de la densité de soins de ville	0,013	0,011	0,003
Impacts indirects			
8 ^{ème} décile des revenus	2×10^{-6}	1×10^{-7}	-8×10^{-5}
Lag de la densité de services	-0,002	-0,0002	-0,007
Lag de la densité d'établissements hospitaliers	-0,002	0,0004	-0,855
Lag de la densité de soins de ville	0,007	0,0004	0,268
Impacts totaux			
8 ^{ème} décile des revenus	6×10^{-6}	3×10^{-6}	-7×10^{-5}
Lag de la densité de services	-0,006	-0,005	-0,014
Lag de la densité d'établissements hospitaliers	-0,005	0,011	-0,808
Lag de la densité de soins de ville	0,020	0,012	0,272
Modèles à effet aléatoire	SAR	SAC	SDM
Impacts directs			
Lag du 8 ^{ème} décile des revenus	$-7 \times 10^{-6***}$	$-7 \times 10^{-6***}$	$-6 \times 10^{-6***}$
<i>ZEM littorale (Réf : ZEM non-littorale)</i>			
<i>Manche</i>	0,054***	0,054***	0,055**
<i>Bretagne</i>	0,108***	0,107***	0,125***
<i>Atlantique</i>	0,144***	0,143***	0,153***
<i>Méditerranée</i>	0,071***	0,068***	0,086***
Lag de la densité de services	0,002***	0,003***	0,002**
Lag de la densité d'établissements hospitaliers	0,005	-0,0003	0,019
Lag de la densité de soins de ville	-0,001	-0,001	-0,003
Impacts indirects			
Lag du 8 ^{ème} décile des revenus	$2 \times 10^{-5***}$	$2 \times 10^{-5***}$	$-9 \times 10^{-5*}$
<i>ZEM littorale (Réf : ZEM non-littorale)</i>			
<i>Manche</i>	-0,149***	-0,149***	0,129
<i>Bretagne</i>	-0,299***	-0,293***	0,141
<i>Atlantique</i>	-0,399***	-0,391***	0,271
<i>Méditerranée</i>	-0,196***	-0,187***	-0,166
Lag de la densité de services	-0,007***	-0,007***	0,028
Lag de la densité d'établissements hospitaliers	-0,015	0,001	-0,731
Lag de la densité de soins de ville	0,004	0,003	0,012
Impacts totaux			
Lag du 8 ^{ème} décile des revenus	$1 \times 10^{-5***}$	$1 \times 10^{-5**}$	$-1 \times 10^{-4*}$
<i>ZEM littorale (Réf : ZEM non-littorale)</i>			
<i>Manche</i>	-0,095**	-0,095**	0,184
<i>Bretagne</i>	-0,190***	-0,186***	0,266
<i>Atlantique</i>	-0,255***	-0,248***	0,424
<i>Méditerranée</i>	-0,124**	-0,118**	-0,080
Lag de la densité de services	-0,044**	-0,004**	0,030
Lag de la densité d'établissements hospitaliers	-0,009	0,001	-0,711
Lag de la densité de soins de ville	0,002	0,002	0,009

Sources : Recensements (2009, 2014, 2019), loi littoral, RFL (2009), Filosofi (2014), BPE (2009, 2014, 2019).

Traitement : Auteur.

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

À propos des autres variables, les résultats des modèles SAR et SAC à effet aléatoire indiquent une forme d'effet repoussoir du point de vue du 8^{ème} décile des revenus puisque l'effet indirect est positif alors que l'effet direct est négatif. Un territoire où le huitième décile des revenus est élevé attirerait moins les retraités en son sein et les repousserait vers les autres ZEM¹⁴⁴. Selon le modèle SAR, une augmentation d'un euro de cette variable est associée à une baisse du taux de migration net normalisé de 7×10^{-6} au sein de la ZEM et une augmentation de ce même taux de 2×10^{-5} dans les ZEM alentours. Pour les services, les effets indirects dans ces mêmes modèles sont négatifs, ce qui serait révélateur d'un mécanisme de concurrence entre ZEM pour l'attraction des retraités puisque si une ZEM voit une amélioration de son offre de services, alors cela est associé à une nuisance pour l'attractivité des ZEM voisines pour les retraités (de l'ordre de -0,007 sur le taux de migration net normalisé si la densité de services augmente d'une unité d'après les modèles SAR et SAC)¹⁴⁵. Mais au-delà de ces effets concurrentiels liés à des variables exogènes, l'effet endogène est systématiquement positif dans les modèles à effet aléatoire. Les soldes migratoires normalisés, lorsqu'ils augmentent, ont une association positive avec leur voisinage, ce qui, *ceteris paribus*, renforce les résultats descriptifs. Cependant, ces résultats sur les effets spatiaux ne se retrouvent pas dans les modèles à effet fixe. Cela revient donc à considérer que les caractéristiques captées par les effets fixes vampirisent les pouvoirs explicatifs des modèles. Cela implique en conséquence qu'il est difficile avec un effet fixe de considérer qu'une variable en particulier aurait un effet sur le taux net de migration normalisé.

4. Discussion

Ce chapitre avait pour objet de déterminer si l'offre de soins a une incidence sur la territorialisation de la demande issue des retraités en France. Autrement dit, dans les stratégies de localisation des retraités, si la littérature déterminait que l'accès aux aménités locales est déterminant, il n'y avait pas, à notre connaissance, d'étude se penchant sur l'éventuel rôle des services de soins. Ce dernier était en effet seulement évoqué. À cette question de recherche originale, s'ajoute une méthodologie singulière

¹⁴⁴ Il convient de rappeler que le passage à la retraite représente une perte de revenus.

¹⁴⁵ Ces précédents résultats ne sont toutefois pas confirmés par le modèle SDEM.

pour ce qui est des mobilités résidentielles des retraités : l'usage de panels spatiaux à l'échelle macroéconomique. Le caractère spatial de ces modèles, et donc la prise en compte dans le PGD de l'influence des territoires alentours, a permis de déterminer que l'offre de soins de ville et hospitalière n'a pas d'association avec le taux de migration inter-ZEM net des retraités âgés de 60 à 74 ans révolus en France hexagonale, quelle que soit la modélisation envisagée. Ce résultat est donc particulièrement robuste. Dans une certaine mesure, l'amélioration de la densité de soins de ville dans les ZEM alentours pourrait constituer un élément d'attraction pour une ZEM considérée. Cependant, ce résultat ne se retrouve pas sur l'ensemble des modèles testés et donc on ne peut pas, en tant que tel, le considérer comme robuste. Au-delà de ces variables d'intérêt, les tests spatiaux permettent de mettre en avant l'effet endogène indiquant qu'un taux de migration net positif au sein d'une ZEM a une association positive avec ceux des ZEM alentours. Il y a donc des éléments, liés aux territoires en tant que tels, impliquant que les zones d'immigration s'associent aux zones d'immigration et que celles d'émigration s'associent également aux zones d'émigration. Les autres résultats, portant sur les variables de contrôle, divergent toutefois selon que les panels soient à effet fixe ou à effet aléatoire. Ceux des modèles à effet aléatoire correspondent davantage aux résultats de la littérature, à savoir que le revenu par unité de consommation au sein d'un territoire est négativement associée au taux de migration net des retraités, tandis que les associations avec les zones littorales et la densité de services sont positives.

Plusieurs interprétations peuvent être retirées. D'abord, la perception de la qualité de vie conférée par un territoire semble bien davantage passer par son caractère littoral, et donc probablement touristique, ainsi que son accès aux services et notamment aux commerces et aux loisirs plutôt que par son offre de soins. En ce sens, bien que la littérature soulève le besoin de sécurité des retraités vis-à-vis de leur environnement de vie, besoin au sein duquel ou pourrait intégrer l'accessibilité aux soins sur son territoire de vie, les résultats ne vont pas dans le sens de l'hypothèse selon laquelle la demande de soins que l'on a étudiée suivrait l'offre. La question de l'évolution du revenu sur le territoire, elle, peut renvoyer au fait qu'une ZEM qui s'enrichit peut être également une ZEM où les prix du logement augmentent, expliquant partiellement le résultat descriptif selon lequel les retraités quittent les ZEM les plus riches.

Ainsi, dans la mesure où les retraités ne vont pas vers les soins alors que les inégalités territoriales dans leur accessibilité augmentent, il convient que les soins aillent vers les retraités. Si cela ne passe pas par des mécanismes de marché, cela doit passer par une régulation institutionnelle¹⁴⁶. Il apparaît ici qu'on ne pourrait pas s'inspirer de l'analyse standard d'économie urbaine en remplaçant l'emploi par l'offre de soins. Donc, une éventuelle régulation du marché pour la réduction des inégalités territoriales ne passe pas par la demande des retraités¹⁴⁷. On peut toutefois se demander si cela ne passerait pas par l'offre. En effet, si la demande de soins ne suit pas l'offre, qu'en serait-il de l'inverse ? Le précédent chapitre concluait que l'augmentation du pourcentage des 75 ans et plus au sein du canton et aux alentours avait une association positive avec la densité de médecins généralistes. Les variables explicatives n'étaient cependant pas laguées dans le temps. On ne peut donc rien en conclure sur le plan de la causalité. De plus, nous ne disposons pas de cette information à propos des médecins spécialistes. Chercher à déterminer si les médecins se localisent selon les évolutions de la population, et notamment celle des retraités, constitue donc une perspective de recherche pour savoir si les stratégies de localisation des praticiens tendraient ou pas à correspondre aux mouvements de la population ou à les suivre, ce qui serait une manière de faire coïncider l'offre et les besoins. On peut formuler l'hypothèse que si la densité de médecins, et donc l'intensité concurrentielle, est suffisamment élevée, alors ces derniers se déplaceraient pour aller vers la demande. Sans cela, la réduction des inégalités territoriales aux soins devrait alors passer par une régulation institutionnelle contraignant les lieux d'installation des praticiens¹⁴⁸. Pour répondre à cette question, une autre perspective de recherche serait d'étudier simultanément les incidences mutuelles de l'offre et de la demande sur

¹⁴⁶ Même si cela passait par un mécanisme de marché lié à la demande, il faut considérer que la mobilité n'est pas gratuite et donc qu'adapter ses dépenses de logement et son territoire de vie n'est pas à la portée de tout le monde (Laferrère, 2006). En ce sens, les personnes précaires pourraient moins migrer vers une offre de soins abondante que les personnes aisées. Il n'y aurait pas d'égalité des chances dans l'accessibilité aux soins.

¹⁴⁷ En sachant que pour les actifs la localisation résidentielle dépend pour une part importante de l'emploi et qu'ils ont globalement un moindre besoin de soins, l'hypothèse selon laquelle eux se localiseraient en fonction de l'offre de soins alors que les retraités ne le font pas devient très improbable. De plus, puisque les retraités se localisent aussi en fonction de leur famille et donc des générations plus jeunes et actives, cela ne va pas non plus dans le sens où ils seraient attirés indirectement par les soins.

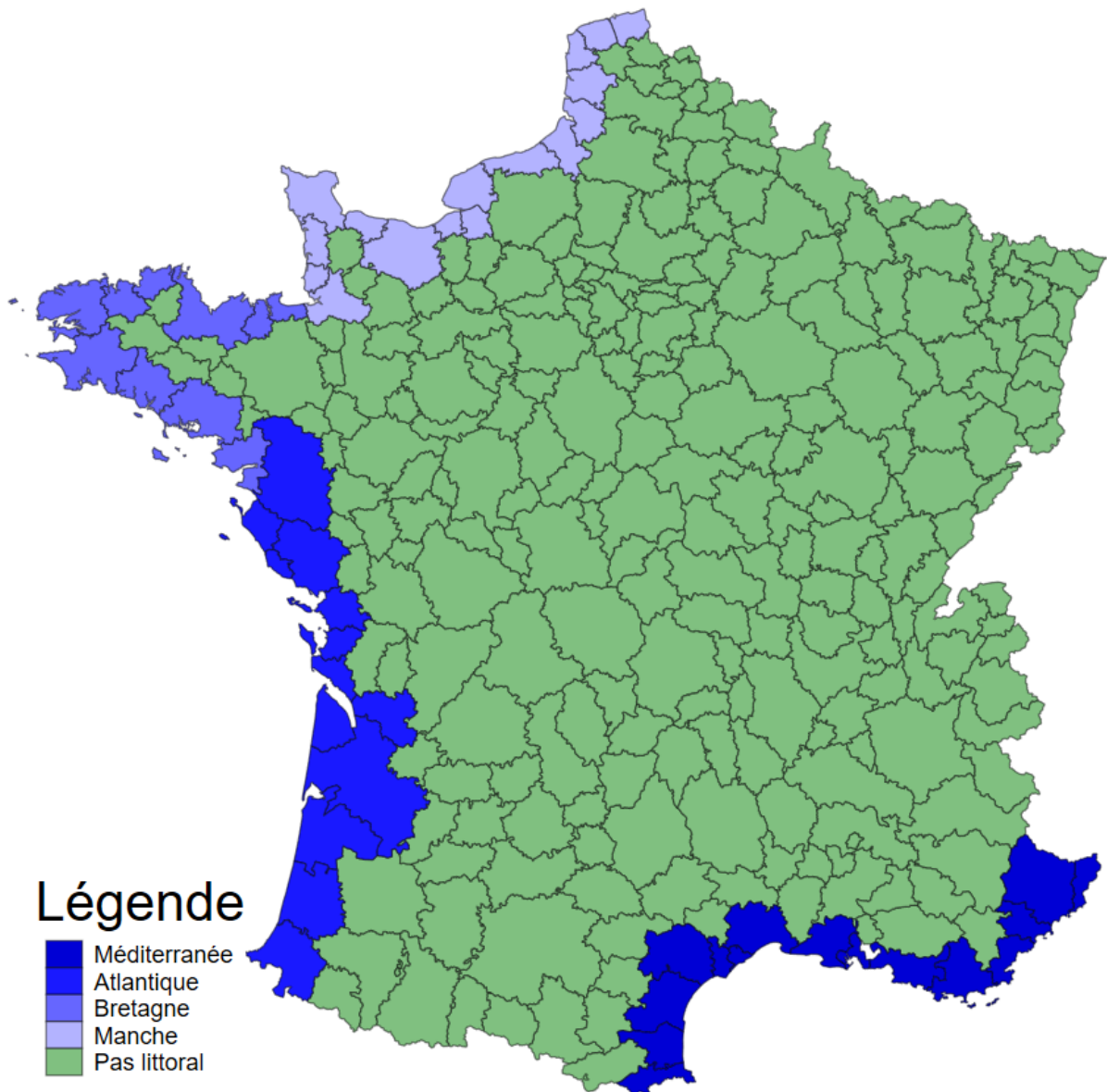
¹⁴⁸ Un mécanisme plus coercitif, celui de la quatrième année d'internat pour les médecins généralistes, a d'ailleurs été récemment introduit (Source : <https://www.letudiant.fr/etudes/medecine-sante/la-quatrieme-annee-d-internat-en-medecine-generale-officialisee.html>).

leurs territorialisations respectives. Cela pourrait notamment passer par une modélisation en Three Steps Least Squares (Zellner et Theil, 1962).

Au-delà de ces perspectives, ce travail comporte un certain nombre de limites méthodologiques. D'abord, le fichier des migrations communales permet de mesurer les migrants et non les migrations (Donzeau et Pan Ké Shon, 2010). On ne sait pas combien il y a eu de migrations par personne et s'il y a eu un retour au point de départ avant le recensement, celui-ci échappe à la comptabilisation des mouvements migratoires. Cet effet est toutefois limité par le fait que le recensement porte sur le lieu de résidence antérieur à un an et le lieu de résidence actuel. La migration dans ce travail est donc légèrement sous-estimée. De plus, si les résultats sur l'offre de soins sont présents dans l'ensemble des modèles, la manière de mesurer cette offre est assez imprécise. En effet, aucune information n'est disponible sur la taille des établissements, les praticiens qui y travaillent ou le temps médical de chaque soignant. De plus, on ne peut pas exclure totalement l'hypothèse selon laquelle l'absence d'effet associé à l'offre de soins est dû à une incapacité technique d'identification des effets car ils peuvent être tous très imbriqués. Ensuite, un déterminant important des mobilités résidentielles n'a pas été mesuré ici : l'immobilier. Une variable mesurant les loyers et/ou les prix du foncier eut été utile pour le pouvoir explicatif des modèles et réduirait le problème de corrélation entre les variables explicatives et le terme d'erreur des modèles à effet aléatoire. Ce problème n'est d'ailleurs que partiellement résolu par les modèles à effet fixe puisque le marché immobilier est très variable. Enfin, les résultats dans leur ensemble indiquent pour les variables de contrôle que les mesures des impacts directs et indirects sont sensibles à la forme de modélisation. Les interprétations à en tirer doivent donc être formulées avec prudence.

Annexes

Annexe 4.A : Cartographie des ZEM (2010) de France hexagonale



Source : Loi littoral.
Traitement : Auteur.

Annexe 4.B : Liste des équipements issus de la BPE catégorisés en variables

Les services considérés sont : Police, Gendarmerie, Bureau de poste, Réseau spécialisé Pôle Emploi, DGFIP, DRFIP, DDFIP, Réseau proximité Pôle Emploi, Réseau particulier Pôle Emploi, Banque, Caisse d'épargne, Pompes funèbres,

Réparation automobile et matériel agricole, Contrôle technique automobile, Location automobile et utilitaire, École de conduite, Maçon, Plâtrier-peintre, Menuisier charpentier serrurier, Plombier couvreur chauffagiste, Électricien, Entreprise générale du bâtiment, Coiffure, Vétérinaire, Agence de travail temporaire, Agence immobilière, Blanchisserie-Teinturerie, Soins de beauté, Hypermarché, Supermarché, Grande surface de bricolage, Supérette, Épicerie, Boulangerie, Boucherie charcuterie, Produit surgelé, Poissonnerie, Librairie papeterie journaux, Magasin de vêtements, Magasin d'équipement du foyer, Magasin de chaussures, Magasin électroménager, Magasin de meubles, Magasin d'art, de sport ou de loisir, Magasin de revêtement de mur et de sol, Droguerie, quincaillerie, bricolage, Parfumerie, Horlogerie et Bijoux, Fleuriste, Taxi, Bassin de natation, Bouleodrome, Tennis, Équipement de cyclisme, Domaine skiable, Centre équestre, Athlétisme, Terrain de golf, Parcours sportif, Sports de glace, Plateforme-salle multisport, Salle-terrain de jeux, Terrain de grands jeux, Salle de combat, Salle non spécialisée, Roller-Skate-Vélo, Sports nautique, Baignade aménagée, Port de plaisance et mouillage, Boucle de randonnée, Cinéma, Agence de voyage, Hôtel homologué, Camping homologué, Information touristique, École maternelle, RPI, École élémentaire, Collège, Lycée enseignement général et technique, Lycée enseignement professionnel, Lycée agricole, SGT, SEP, STS_CPGE, Formation de santé, Formation commerciale, Autre formation postbac non universitaire, UFR, Institut universitaire, École d'ingénieur, Enseignement général supérieur privé, Autre enseignement supérieur, Centre de formation et d'apprentissage, GRETA, Formation professionnelle continue agricole, Formation aux métiers du sport, Centre de formation des apprentis agricoles, Autre formation continue, Résidence universitaire, Restaurant universitaire.

Les établissements hospitaliers considérés sont : Établissement de santé de court séjour, Établissement de santé de moyen séjour, Établissement de santé de long séjour, Établissement psychiatrique avec hébergement, Centre de lutte contre le cancer, Urgences, Maternité, Centre de santé, Structure psychiatrique ambulatoire, Centre de médecine préventive, Dialyse, Hospitalisation à domicile.

Les soins de ville considérés sont : Médecin omnipraticien, Spécialiste en cardiologie, Spécialiste en dermatologie et vénéréologie, Spécialiste en gynécologie, Spécialiste en gastroentérologie, Spécialiste en psychologie, Spécialiste en ophtalmologie, Spécialiste en ORL, Spécialiste en pédiatrie, Spécialiste en pneumologie, Spécialiste en radiologie et imagerie médicale, Spécialiste en

stomatologie, Chirurgien-dentiste, Infirmier, Masseur-kinésithérapeute, Orthophoniste, Orthoptiste, Pédiacre-podologue, Audio-prothésiste, Ergothérapeute, Psychomotricien.

Annexe 4.C : Tests spatiaux

C.1 : Tests spatiaux pour les modèles à effet fixe

I de Moran	0,0642***	z=15,913
c de Geary	0,9167***	z=-9,300
Test RLM _{lag}	2,30×10 ⁹ ***	
Test RLM _{err}	2,30×10 ⁹ ***	
RLM _{lag} - RLM _{err}	155,617	
Test LR SEMvsSAC	0,00	
Test LR SEMvsSDEM	6,77	
Test LR SARvsSDM	7,31	
Test LR SLXvsSDM	0,11	

Sources : Recensements (2009, 2014, 2019), loi littoral, RFL (2009), Filosofi (2014), BPE (2009, 2014, 2019).

Traitement : Auteur.

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

C.2 : Tests spatiaux pour les modèles à effet aléatoire

I de Moran	0,0413***	z=10,781
c de Geary	0,9413***	z=-7,253
Test RLM _{lag}	5,42×10 ⁹ ***	
Test RLM _{err}	5,42×10 ⁹ ***	
RLM _{lag} - RLM _{err}	195,964	
Test LR SEMvsSAC	46,03***	
Test LR SEMvsSDEM	49,42***	
Test LR SARvsSDM	3,57	
Test LR SLXvsSDM	3,16*	

Sources : Recensements (2009, 2014, 2019), loi littoral, RFL (2009), Filosofi (2014), BPE (2009, 2014, 2019).

Traitement : Auteur.

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

Annexe 4.D : Résultats sur les modèles avec une matrice spatiale déterminée par contiguïté

D.1 : Tests spatiaux pour les modèles à effet fixe

I de Moran	0,2643***	z=10,240
c de Geary	0,6275***	z=-10,120
Test RLM _{lag}	1,28×10 ¹⁰ ***	
Test RLM _{err}	1,28×10 ¹⁰ ***	

RLM _{lag} - RLM _{err}	47,38
Test LR SEMvsSAC	1,59
Test LR SEMvsSDEM	15,58
Test LR SARvsSDM	15,15
Test LR SLXvsSDM	0,44

Sources : Recensements (2009, 2014, 2019), loi littoral, RFL (2009), Filosofi (2014), BPE (2009, 2014, 2019).

Traitement : Auteur.

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

D.2 : Modèles à effet fixe – déterminants spatialisés et non spatialisés des évolutions des taux de migration inter-ZEM nets normalisés des retraités de 60 à 74 ans révolus en France hexagonale avec une matrice spatiale déterminée par contiguïté

	PANEL	SAR	SEM	SAC	SLX	SDM	SDEM
Coefficients non-spatialisés							
8 ^{ème} décile des revenus	4×10^{-6}	4×10^{-6}	4×10^{-6}	3×10^{-6}	1×10^{-6}	1×10^{-6}	1×10^{-6}
Lag de la densité de services	-0,004**	-0,004**	-0,004**	-0,006**	-0,009***	-0,009***	-0,009***
Lag de la densité d'établissements hospitaliers	-0,001	-0,001	-0,001	0,023	0,064	0,064	0,064
Lag de la densité de soins de ville	0,014	0,014	0,014	0,009	0,008	0,008	0,008
Coefficients spatialisés							
$w_{ij}y_{jt}$		-0,029		-0,683***		-0,025	
$w_{ij}u_{jt}$			-0,002	0,061***			-0,021
8 ^{ème} décile des revenus					-7×10^{-6}	-7×10^{-6}	-7×10^{-6}
Lag de la densité de services					0,008	0,007	0,007
Lag de la densité d'établissements hospitaliers					-0,100	-0,100	-0,103
Lag de la densité de soins de ville					0,018	0,019	0,019
Information							
N	594	594	594	594	594	594	594
Pseudo R ²	0,081	0,078	0,080	0,114	0,0001	0,0001	0,0001

Sources : Recensements (2009, 2014, 2019), loi littoral, RFL (2009), Filosofi (2014), BPE (2009, 2014, 2019).

Traitement : Auteur.

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

D.3 : Impacts directs, indirects et totaux des caractéristiques territoriales sur les taux de migration inter-ZEM nets normalisés des retraités de 60 à 74 ans révolus en France hexagonale avec une matrice spatiale déterminée par contiguïté sur les modèles à effet fixe

	SAR	SEM	SAC	SLX	SDM	SDEM
Impacts directs						
8 ^{ème} décile des revenus	3×10^{-6}	3×10^{-6}	3×10^{-6}	1×10^{-6}	1×10^{-6}	1×10^{-6}
Lag de la densité de services	-0,004**	-0,004**	-0,006**	-0,009***	-0,009***	-0,009***
Lag de la densité d'établissements hospitaliers	-0,001	-0,001	0,024	0,064	0,063	0,064
Lag de la densité de soins de ville	0,014	0,014	0,009	0,008	0,008	0,007

Impacts indirects						
8 ^{ème} décile des revenus	-1×10^{-7}	3×10^{-6}	-1×10^{-6}	-7×10^{-6}	-7×10^{-6}	-7×10^{-6}
Lag de la densité de services	0,0001	0	0,002	0,008	0,007	0,007
Lag de la densité d'établissements hospitaliers	3×10^{-5}	0	-0,010	-0,099	-0,099	-0,102
Lag de la densité de soins de ville	-0,0004	0	-0,004	0,018	0,019	0,019
Impacts totaux						
8 ^{ème} décile des revenus	3×10^{-6}	3×10^{-6}	2×10^{-6}	-6×10^{-6}	-6×10^{-6}	-6×10^{-6}
Lag de la densité de services	-0,004**	-0,004**	-0,003	-0,001	-0,002	-0,002
Lag de la densité d'établissements hospitaliers	-0,001	-0,001	0,014	-0,036	-0,035	-0,038
Lag de la densité de soins de ville	0,014	0,014	0,005	0,026	0,026	0,027

Sources : Recensements (2009, 2014, 2019), loi littoral, RFL (2009), Filosofi (2014), BPE (2009, 2014, 2019).

Traitement : Auteur.

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

D.4 : Tests spatiaux pour les modèles à effet aléatoire

I de Moran	0,043***	z=10,781
c de Geary	0,941***	z=-7,253
Test RLM _{lag}	$5,42 \times 10^9$ ***	
Test RLM _{err}	$5,42 \times 10^9$ ***	
RLM _{lag} - RLM _{err}	195,964	
Test LR SEMvsSAC	46,03***	
Test LR SEMvsSDEM	49,42***	
Test LR SARvsSDM	3,57	
Test LR SLXvsSDM	3,16*	

Sources : Recensements (2009, 2014, 2019), loi littoral, RFL (2009), Filosofi (2014), BPE (2009, 2014, 2019).

Traitement : Auteur.

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

D.5 : Modèles à effet aléatoire – déterminants spatialisés et non spatialisés des évolutions des taux de migration inter-ZEM nets normalisés des retraités de 60 à 74 ans révolus en France hexagonale avec une matrice spatiale déterminée par contiguïté

	PANEL	SAR	SEM	SAC	SLX	SDM	SDEM
Coefficients non-spatialisés							
8 ^{ème} décile des revenus	-1×10^{-5} ***	-7×10^{-6} ***	-1×10^{-5} ***	-7×10^{-6} ***	-6×10^{-6} ***	-6×10^{-6} ***	-6×10^{-6} ***
ZEM littorale (Réf : ZEM non-littorale)							
Manche	0,045**	0,054***	0,047**	0,054***	0,059**	0,055**	0,056**
Bretagne	0,141***	0,108***	0,140***	0,107***	0,125***	0,125***	0,125***
Atlantique	0,193***	0,144***	0,189***	0,143***	0,152***	0,152***	0,152***
Méditerranée	0,087***	0,071***	0,086***	0,068***	0,088***	0,086***	0,086***
Lag de la densité de services	0,003***	0,002***	0,003***	0,003***	0,002**	0,002**	0,002**
Lag de la densité d'établissements hospitaliers	0,0018	0,005	0,017	-0,0003	0,023	0,022	0,023
Lag de la densité de soins de ville	0,010**	-0,001	0,009*	-0,001	-0,004	-0,004	-0,004

Coefficients spatialisés							
$w_{ij}y_{jt}$		1,566***		1,576***		0,529***	
$w_{ij}u_{jt}$			0,725***	-0,359			0,607**
8 ^{ème} décile des revenus					-0,0001***	-4×10 ⁻⁵ ***	-0,0001***
ZEM littorale (Réf : ZEM non-littorale)							
Manche					0,012	0,032	0,041
Bretagne					0,099	0,001	0,094
Atlantique					0,178	0,048	0,184
Méditerranée					-0,095	-0,124	-0,017
Lag de la densité de services					0,015**	0,012*	0,017**
Lag de la densité d'établissements hospitaliers					-0,279	-0,357	-0,223
Lag de la densité de soins de ville					0,014	0,008	-0,003
Information							
N	594	594	594	594	594	594	594
Pseudo R ²	0,470	0,511	0,470	0,510	0,532	0,531	0,533

Sources : Recensements (2009, 2014, 2019), loi littoral, RFL (2009), Filosofi (2014), BPE (2009, 2014, 2019).

Traitement : Auteur.

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

D.6 : Impacts directs, indirects et totaux des caractéristiques territoriales sur les taux de migration inter-ZEM nets normalisés des retraités de 60 à 74 ans révolus en France hexagonale avec une matrice spatiale déterminée par contiguïté sur les modèles à effet aléatoire

	SAR	SEM	SAC	SLX	SDM	SDEM
Impacts directs						
Lag du 8 ^{ème} décile des revenus	-7×10 ⁻⁶ ***	-1×10 ⁻⁵ ***	-7×10 ⁻⁶ ***	-6×10 ⁻⁶ ***	-6×10 ⁻⁶ ***	-6×10 ⁻⁶ ***
ZEM littorale (Réf : ZEM non-littorale)						
Manche	0,054***	0,047**	0,054***	0,058**	0,055**	0,056**
Bretagne	0,108***	0,139***	0,107***	0,125***	0,124***	0,125***
Atlantique	0,144***	0,188***	0,143***	0,152***	0,153***	0,152***
Méditerranée	0,071***	0,086***	0,068***	0,086***	0,086***	0,086***
Lag de la densité de services	0,002***	0,003***	0,003***	0,002**	0,002**	0,002**
Lag de la densité d'établissements hospitaliers	0,005	0,017	-0,0003	0,023	0,020	0,023
Lag de la densité de soins de ville	-0,001	0,009*	-0,001	-0,004	-0,003	-0,004
Impacts indirects						
Lag du 8 ^{ème} décile des revenus	-2×10 ⁻⁵ ***	0	-2×10 ⁻⁵ ***	-5×10 ⁻⁵ ***	-9×10 ⁻⁵ ***	-5×10 ⁻⁵ ***
ZEM littorale (Réf : ZEM non-littorale)						
Manche	-0,149***	0	-0,149***	0,012	0,129	0,041
Bretagne	-0,299***	0	-0,293***	0,099	0,141	0,093
Atlantique	-0,399***	0	-0,391***	0,177	0,271	0,184
Méditerranée	-0,196***	0	-0,187***	-0,094	-0,166	-0,017
Lag de la densité de services	-0,007***	0	-0,007***	0,015**	0,028	0,017**
Lag de la densité d'établissements hospitaliers	-0,015	0	0,001	-0,279	-0,730	-0,223
Lag de la densité de soins de ville	0,004	0	0,003	0,014	0,012	-0,003
Impacts totaux						
Lag du 8 ^{ème} décile des revenus	-1×10 ⁻⁵ ***	-1×10 ⁻⁵ ***	-1×10 ⁻⁵ ***	-6×10 ⁻⁵ ***	-0,0001-4*	-5×10 ⁻⁵ ***
ZEM littorale (Réf : ZEM non-littorale)						
Manche	-0,095**	0,047**	-0,095**	0,070	0,185	0,096

Bretagne	-0,191***	0,139***	-0,186***	0,224	0,266	0,219
Atlantique	-0,255***	0,188***	-0,248***	0,329	0,424	0,336
Méditerranée	-0,125**	0,086***	-0,118**	-0,007	-0,080	0,068
Lag de la densité de services	-0,005**	0,003***	-0,004**	0,017***	0,030	0,019***
Lag de la densité d'établissements hospitaliers	-0,010	0,017	0,001	-0,256	-0,711	-0,201
Lag de la densité de soins de ville	0,002	0,009*	0,002	0,010	0,009	-0,007

Sources : Recensements (2009, 2014, 2019), loi littoral, RFL (2009), Filosofi (2014), BPE (2009, 2014, 2019).

Traitement : Auteur.

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

Annexe 4.E : Résultats sur les modèles avec une matrice spatiale déterminée par distance inverse

E.1 : Modèles à effet fixe – déterminants spatialisés et non spatialisés des évolutions des taux de migration inter-ZEM nets normalisés des retraités de 60 à 74 ans révolus en France hexagonale

	PANEL	SAR	SEM	SAC	SLX	SDM	SDEM
Coefficients non-spatialisés							
8 ^{ème} décile des revenus	3×10^{-6}	4×10^{-6}	3×10^{-6}	3×10^{-6}	3×10^{-6}	3×10^{-6}	3×10^{-6}
Lag de la densité de services	-0,004**	-0,004**	-0,005*	-0,005**	-0,007**	-0,007**	-0,007**
Lag de la densité d'établissements hospitaliers	-0,001	-0,004	0,011	0,010	0,048	0,049	0,049
Lag de la densité de soins de ville	0,014	0,013	0,011	0,012	0,003	0,003	0,003
Coefficients spatialisés							
$w_{ij}y_{jt}$		0,341		0,037		0,179	
$w_{ij}u_{jt}$			0,535	0,515			0,113
8 ^{ème} décile des revenus					-0,0001	-0,0001	-0,0001
Lag de la densité de services					-0,007	-0,005	-0,006
Lag de la densité d'établissements hospitaliers					-0,734	-0,711	-0,721
Lag de la densité de soins de ville					0,236**	0,220*	0,228*
Information							
N	594	594	594	594	594	594	594
Pseudo R ²	0,081	0,100	0,110	0,111	0,130	0,134	0,129

Sources : Recensements (2009, 2014, 2019), loi littoral, RFL (2009), Filosofi (2014), BPE (2009, 2014, 2019).

Traitement : Auteur.

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

E.2 : Impacts directs, indirects et totaux des caractéristiques territoriales sur les taux de migration inter-ZEM nets normalisés des retraités de 60 à 74 ans révolus en France hexagonale pour les modèles à effet fixe

	SAR	SEM	SAC	SLX	SDM	SDEM
Impacts directs						
8 ^{ème} décile des revenus	4×10 ⁻⁶	3×10 ⁻⁶	3×10 ⁻⁶	3×10 ⁻⁶	3×10 ⁻⁶	3×10 ⁻⁶
Lag de la densité de services	-0,004**	-0,005*	-0,005*	-0,007**	-0,007**	-0,006**
Lag de la densité d'établissements hospitaliers	-0,004	0,011	0,010	0,048	0,047	0,049
Lag de la densité de soins de ville	0,013	0,011	0,011	0,003	0,003	0,003
Impacts indirects						
8 ^{ème} décile des revenus	2×10 ⁻⁶	0	1×10 ⁻⁷	-6×10 ⁻⁵	-8×10 ⁻⁵	-6×10 ⁻⁵
Lag de la densité de services	-0,002	0	-0,0002	-0,007	-0,007	-0,006
Lag de la densité d'établissements hospitaliers	-0,002	0	0,0004	-0,734	-0,855	-0,721
Lag de la densité de soins de ville	0,007	0	0,0004	0,236**	0,268	0,227*
Impacts totaux						
8 ^{ème} décile des revenus	6×10 ⁻⁶	3×10 ⁻⁶	3×10 ⁻⁶	-6×10 ⁻⁵	-7×10 ⁻⁵	-6×10 ⁻⁵
Lag de la densité de services	-0,006	-0,005*	-0,005	-0,014	-0,014	-0,013
Lag de la densité d'établissements hospitaliers	-0,005	0,011	0,011	-0,687	-0,808	-0,672
Lag de la densité de soins de ville	0,020	0,011	0,012	0,239**	0,272	0,231*

Sources : Recensements (2009, 2014, 2019), loi littoral, RFL (2009), Filosofi (2014), BPE (2009, 2014, 2019).

Traitement : Auteur.

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

E.3 : Modèles – déterminants spatialisés et non spatialisés des évolutions des taux de migration inter-ZEM nets normalisés des retraités de 60 à 74 ans révolus en France hexagonale avec une matrice spatiale déterminée par distance inverse

	PANEL	SAR	SEM	SAC	SLX	SDM	SDEM
Coefficients non-spatialisés							
Lag du 8 ^{ème} décile des revenus	-1×10 ⁻⁵ ***	-7×10 ⁻⁶ ***	-1×10 ⁻⁵ ***	-7×10 ⁻⁶ ***	-6×10 ⁻⁶ ***	-6×10 ⁻⁶ ***	-6×10 ⁻⁶ ***
ZEM littorale (Réf : ZEM non-littorale)							
Manche	0,045**	0,054***	0,048**	0,054***	0,058***	0,055**	0,056**
Bretagne	0,141***	0,108***	0,140***	0,107***	0,125***	0,125***	0,125***
Atlantique	0,193***	0,144***	0,189***	0,1432***	0,152***	0,152***	0,152***
Méditerranée	0,089***	0,071***	0,086***	0,068***	0,088***	0,086***	0,086***
Lag de la densité de services	0,003***	0,002***	0,003***	0,003***	0,002**	0,002**	0,002**
Lag de la densité d'établissements hospitaliers	0,018	0,005	0,017	-0,0003	0,023	0,022	0,023
Lag de la densité de soins de ville	0,010**	-0,001	0,009*	-0,001	-0,004	-0,004	-0,004
Coefficients spatialisés							
$w_{ij}y_{jt}$		1,566***		1,576***		0,529**	
$w_{ij}u_{jt}$			0,725***	-0,359			0,607**
Lag du 8 ^{ème} décile des revenus					-0,0001***	-4×10 ⁻⁵ ***	-0,0001***
ZEM littorale (Réf : ZEM non-littorale)							
Manche					0,012	0,032	0,041
Bretagne					0,099	0,001	0,094
Atlantique					0,178	0,048	0,184
Méditerranée					-0,094	-0,124	-0,017
Lag de la densité de services					0,015**	0,012*	0,017**
Lag de la densité d'établissements hospitaliers					-0,280	-0,357	-0,223

Lag de la densité de soins de ville					0,015	0,008	-0,003
Information							
N	594	594	594	594	594	594	594
Pseudo R ²	0,470	0,511	0,470	0,510	0,532	0,531	0,533

Sources : Recensements (2009, 2014, 2019), loi littoral, RFL (2009), Filosofi (2014), BPE (2009, 2014, 2019).

Traitement : Auteur.

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

E.4 : Impacts directs, indirects et totaux des caractéristiques territoriales sur les taux de migration inter-ZEM nets normalisés des retraités de 60 à 74 ans révolus en France hexagonale

	SAR	SEM	SAC	SLX	SDM	SDEM
Impacts directs						
Lag du 8 ^{ème} décile des revenus	$-7 \times 10^{-6***}$	$-1 \times 10^{-5***}$	$-7 \times 10^{-6***}$	$-6 \times 10^{-6***}$	$-6 \times 10^{-6***}$	$-6 \times 10^{-6***}$
ZEM littorale (Réf : ZEM non-littorale)						
Manche	0,054***	0,048**	0,054***	0,058**	0,055**	0,056**
Bretagne	0,108***	0,140***	0,107***	0,125***	0,125***	0,125***
Atlantique	0,144***	0,189***	0,143***	0,152***	0,153***	0,152***
Méditerranée	0,071***	0,086***	0,068***	0,088***	0,086***	0,086***
Lag de la densité de services	0,002***	0,003***	0,003***	0,002**	0,002**	0,002**
Lag de la densité d'établissements hospitaliers	0,005	0,017	-0,0003	0,023	0,019	0,023
Lag de la densité de soins de ville	-0,001	0,009*	-0,001	-0,004	-0,003	-0,004
Impacts indirects						
Lag du 8 ^{ème} décile des revenus	$2 \times 10^{-5***}$	0	$2 \times 10^{-5***}$	$-5 \times 10^{-5***}$	$-9 \times 10^{-5*}$	$-5 \times 10^{-5***}$
ZEM littorale (Réf : ZEM non-littorale)						
Manche	-0,149***	0	-0,149***	0,012	0,129	0,041
Bretagne	-0,299***	0	-0,293***	0,099	0,141	0,093
Atlantique	-0,399***	0	-0,391***	0,177	0,271	0,184
Méditerranée	-0,196***	0	-0,187***	-0,095	-0,166	-0,017
Lag de la densité de services	-0,007***	0	-0,007***	0,015**	0,028	0,017**
Lag de la densité d'établissements hospitaliers	-0,015	0	0,001	-0,279	-0,731	-0,223
Lag de la densité de soins de ville	0,004	0	0,003	0,014	0,012	-0,003
Impacts totaux						
Lag du 8 ^{ème} décile des revenus	$1 \times 10^{-5***}$	$-1 \times 10^{-5***}$	$1 \times 10^{-5**}$	$-6 \times 10^{-5***}$	$-1 \times 10^{-4*}$	$-6 \times 10^{-5***}$
ZEM littorale (Réf : ZEM non-littorale)						
Manche	-0,095**	0,048***	-0,095**	0,070	0,184	0,096
Bretagne	-0,190***	0,140***	-0,186***	0,224	0,266	0,219
Atlantique	-0,255***	0,189***	-0,248***	0,329	0,424	0,336
Méditerranée	-0,124**	0,086***	-0,118**	-0,007	-0,080	0,068
Lag de la densité de services	-0,044**	0,003***	-0,004**	0,017***	0,030	0,019***
Lag de la densité d'établissements hospitaliers	-0,009	0,017	0,001	-0,256	-0,711	-0,201
Lag de la densité de soins de ville	0,002	0,009*	0,002	0,010	0,009	-0,007

Sources : Recensements (2009, 2014, 2019), loi littoral, RFL (2009), Filosofi (2014), BPE (2009, 2014, 2019).

Traitement : Auteur.

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

CONCLUSION GÉNÉRALE

Cette thèse s'est donnée pour objectif d'étudier sous deux angles les déterminants des inégalités d'accès aux soins en France. D'une part, les deux premiers chapitres ont cherché à questionner un des indicateurs de ces inégalités-là : le renoncement aux soins, notamment pour raisons financières. Pour cela, le premier chapitre est une revue systématique sur les déterminants du renoncement aux soins pour raisons financières en France, ce qui n'avait pas été fait jusque-là. Ensuite, le deuxième chapitre cherche à approfondir un des aspects développés dans le précédent, celui des difficultés d'interprétation à l'égard des effets de variables socio-démographiques sur le renoncement aux soins. Le chapitre 2 porte alors sur le sur-renoncement des femmes par rapport aux hommes – puisqu'au sein des variables socio-démographiques celui-ci apparaît comme le résultat le plus établi – et cherche à comprendre si les outils de la littérature sur le renoncement aux soins sont suffisants pour expliquer cet écart genré de renoncement. D'autre part, les deux derniers chapitres ont étudié un des déterminants de ces mêmes inégalités dont l'importance croît dans le débat public : la dimension géographique. À cet effet, les chapitres 3 et 4 sont des études empiriques qui ont adopté des méthodes négligées dans la littérature préexistante, à savoir des panels spatialisés d'un point de vue macroéconomique. L'originalité de ces méthodes et donc de la manière dont les questions de ces chapitres sont posées constitue un approfondissement de l'état des savoirs sur les sujets concernés. Ces deux chapitres apportent également des éléments de réponse pouvant guider les politiques publiques portant sur la réduction des inégalités territoriales d'accessibilité aux soins. En ce sens, le chapitre 3 porte sur la compréhension des facteurs territoriaux impactant les évolutions des densités de généralistes au sein de la France hexagonale. Enfin, le chapitre 4 cherche à déterminer si l'offre de soins peut attirer la demande de soins sous l'angle des mobilités résidentielles des retraités.

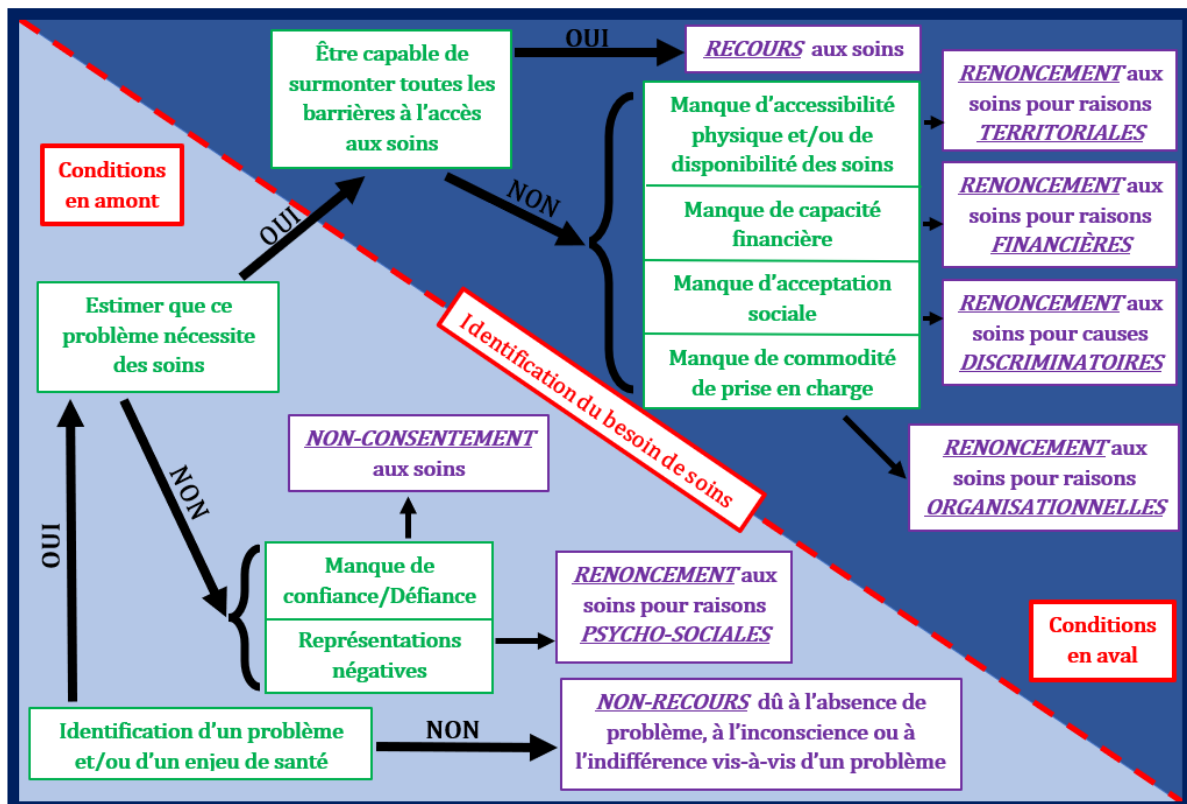
Pour ce qui est de la première partie de cette thèse, portant sur le renoncement aux soins, les résultats issus de la revue systématique et de l'étude empirique indiquent une faible capacité de cette littérature à expliquer les mécanismes induisant les niveaux d'exposition de certaines sous-populations au renoncement aux soins. Si l'on sait que les femmes renoncent davantage aux soins que les hommes, le chapitre

2 a montré qu'il était complexe d'en comprendre les raisons. D'abord, les variables usuellement utilisées pour étudier le renoncement aux soins n'ont qu'un faible pouvoir explicatif de ces inégalités de genre. De plus, dans l'état actuel des connaissances, il est difficile de démêler la relation entre la santé et le renoncement aux soins. En ce sens, les études empiriques n'explicitent pas si les individus renoncent aux soins parce qu'ils sont en mauvaise santé, s'ils sont en mauvaise santé parce qu'ils renoncent aux soins, ou les deux à la fois. On peut formuler l'hypothèse que cette dernière option est la plus probable mais la littérature étudiée n'apporte pas de réponse claire à ce propos. Cela constitue une perspective de recherche.

La mise en perspective des limites précédemment développées avec la grille de lecture présentée en introduction générale permet d'entamer une démarche récapitulative sur la compréhension du processus déterminant l'accès aux soins (Figure 5.1). L'introduction générale indiquait que le fondement de la compréhension du processus d'accès aux soins repose sur l'identification du besoin de soins et sur les barrières à cet accès. Ainsi, le fait d'enclencher un épisode de soins, d'y accéder réellement, ou pas repose sur des conditions en amont et en aval de cette identification. En effet, identifier un besoin de soins suppose préalablement de conscientiser un problème/enjeu de santé et d'estimer que ce dernier nécessite des soins, en accord avec ses préférences. Le fait de ne pas identifier de problème/enjeu de santé peut être dû tout simplement à l'inexistence d'un problème, à l'indifférence vis-à-vis de celui-ci résultant de préférences individuelles n'allant pas dans le sens de la santé, ou encore de l'inconscience d'un problème/enjeu. Cette inconscience passe soit par un manque de littératie, soit par des représentations issues de son groupe social, ou encore à cause du déni vis-à-vis de son propre état de santé. On se retrouve alors dans une situation de simple non-recours aux soins qui peut donc être due à un ensemble de facteurs venant d'être évoqués. Dans l'autre cas où le problème/enjeu est identifié, le fait de considérer que les soins doivent y répondre suppose d'avoir une confiance suffisante dans le système de soins et/ou les professionnels de santé auxquels l'individu est confronté pour consentir aux soins. Ne pas avoir de représentations négatives à ce même propos renvoie alors aux préférences individuelles portant sur les soins, qui pourraient générer en ce cas de la peur et une volonté d'éviter des soins (pour des raisons psycho-sociales). Mais dès lors que ces conditions nécessaires à l'identification du besoin de soins ont été réunies, elles ne sauraient néanmoins se montrer suffisantes pour assurer qu'un individu puisse

entamer son épisode de soins. Il est nécessaire que celui-ci soit en mesure de surmonter toutes les contraintes s'exerçant contre ce besoin d'accès aux soins, que ces contraintes soient territoriales, financières, sociales ou organisationnelles. En ce sens, pouvoir recourir aux soins suppose à la fois d'en avoir la capacité financière, de pouvoir accéder physiquement à des professionnels de santé disponibles, de ne pas subir de discriminations de la part des professionnels qui refuseraient de prodiguer des soins et d'être confronté à une prise en charge suffisamment commode pour être en capacité de prendre un rendez-vous répondant à ses besoins spécifiques. Le fait de ne pas pouvoir surmonter toutes ces contraintes conduit à une pluralité de formes de renoncement aux soins (ou de besoins de soins non-satisfaits).

Figure 5.1 : Représentation du processus d'accès aux soins



Traitement : Auteur.

Ces considérations font encore davantage émerger la pluralité des indicateurs ayant trait à l'accès aux soins. Il y a différents types de renoncements, différents types de besoins de soins non-satisfaits¹⁴⁹ et différentes raisons pouvant pousser au recours aux soins. Une évaluation empirique se doit alors de considérer cette pluralité, soit en

¹⁴⁹ Encore une fois, une ambiguïté demeure sur le fait que ces deux expressions soient équivalentes.

discutant le fait qu'un seul de ces indicateurs a été pris en compte, soit en mettant en place une stratégie empirique considérant leurs différences et leurs complémentarités. Ainsi, un indicateur subjectif tel que le renoncement aux soins n'apporte pas les mêmes informations qu'une mesure de besoins de soins médicalement identifiés (donc une mesure plus objective) et qui n'ont pas donné lieu par la suite au suivi d'un traitement, ce qu'on pourrait considérer comme un abandon de soins. Une perspective de recherche portant sur l'accès aux soins pourrait être de comparer les déterminants des inégalités d'accès aux soins selon les indicateurs considérés. Dans le même temps, une évaluation empirique nécessite la prise en compte de toutes les dimensions de l'accès aux soins telles qu'elles ont été définies. Il s'agit d'essayer de comprendre la propension à accéder aux soins par les préférences individuelles, les représentations du système sanitaire, l'état de santé, l'accessibilité physique et la disponibilité des soins, la capacité financière, les représentations sociales et la commodité de prise en charge des patients. Ces dimensions représentent cependant des variables latentes ayant besoin d'être représentées par des variables manifestes constituant des *proxys*. La constitution d'une enquête ayant notamment pour objectif de s'attacher à l'accès aux soins se devrait alors de faire attention à introduire dans son questionnaire des éléments permettant de constituer des variables manifestes pour toutes les variables latentes identifiées.

En outre, à propos de la seconde partie de ce travail doctoral, les résultats du chapitre 3 indiquent une tendance nette au regroupement des différentes offres de soins à l'échelle cantonale. On observe également une force d'attraction des médecins généralistes de la part de cantons qui ont vu leur offre de services augmenter. Il en résulte à propos de la localisation des généralistes une importance plus marquée de la qualité de vie associé aux aménités territoriales plutôt qu'à des effets de concurrence territoriale entre médecins. En l'état, on ne peut donc pas compter sur un effet de marché pour que les médecins se répartissent de manière plus uniforme sur le territoire. Les résultats du chapitre 4 n'ont, quant à eux, pas distingué l'offre de soins comme un facteur d'attraction pour les mobilités résidentielles des retraités en France hexagonale. Soit cet effet n'existe réellement pas, soit les facteurs explicatifs associés aux territoires des mobilités résidentielles sont tellement imbriqués qu'on ne peut distinguer ce qui relèverait des soins. Au plus, cet effet serait tout à fait marginal. On ne peut donc pas affirmer, contrairement à ce qu'on pouvait parfois trouver comme hypothèse au sein de la littérature, que les retraités (et probablement l'ensemble de la

population) se localise en partie en fonction de l'offre de soins. L'offre ne suit vraisemblablement pas la demande.

Quelles conclusions politiques en tirer ? Différentes pistes de solutions aux inégalités territoriales d'accessibilité aux soins et aux déserts médicaux ont été envisagées ou expérimentées en France et font écho aux précédents résultats¹⁵⁰. Une première option serait d'augmenter le nombre de professionnels de santé qui sont en exercice (Lucas-Gabrielli *et al.*, 2016). Il s'agirait également d'améliorer l'attractivité pour les étudiants de la médecine générale par rapport aux différentes pratiques spécialisées (Descours, 2003). C'est un objet essentiel de la loi de transformation du système de santé (2019a). L'émergence de nouvelles professions sanitaires de niveau intermédiaire, telles que les Infirmiers en Pratique Avancée (IPA), va également dans ce sens de l'augmentation du temps médical (Luan *et al.*, 2013). C'est toutefois une solution dont les effets ne peuvent être nationalement immédiats étant donnée la durée des études de médecine. Pour répondre à cette difficulté nationale, on pourrait alors continuer de recourir à l'immigration de médecins étrangers (Huguier et Romestaing, 2014). De plus, cette option est coûteuse pour le système de soins du fait des mécanismes d'augmentation de la demande induite par l'augmentation de l'offre de soins (Bardey, 2002). Enfin, une augmentation de l'offre de soins ne donne pas l'assurance d'une répartition égalitaire de celle-ci. On peut songer que l'augmentation de l'intensité concurrentielle conduirait, par mécanisme de marché, certains praticiens à s'installer dans des zones à faible densité médicale. Cela laisse toutefois une incertitude quant à l'intensité de l'efficacité des mécanismes de marché à ce propos. Les résultats du chapitre 3 ne vont pas dans ce sens, mais on peut penser que c'est justement parce que l'intensité concurrentielle est trop faible. Dans la même idée d'améliorer la disponibilité médicale, les établissements comme les Maisons de Santé Pluriprofessionnelles (MSP), les centres de santé ou les hôpitaux de proximité sont des formes d'établissement dont on peut piloter institutionnellement l'implémentation et qui ont montré une certaine efficacité pour attirer des praticiens dans des zones sous-dotées (Chevillard *et al.*, 2013 ; Chevillard et Mousquès, 2020 ; Dalloz, 2016).

Ensuite, différentes pistes d'incitations à l'installation dans les zones déficitaires peuvent être envisagées. D'abord, des incitations financières ont été utilisées *via* des exonérations d'impôts pour les jeunes médecins (Concastie, 2017) et le financement

¹⁵⁰ D'autres options que celles qui vont être évoquées, telles que la télémédecine, sont envisagées mais n'entrent pas en lien avec les résultats présentés dans les chapitres 3 et 4.

partiel des études ou des aides forfaitaires de l'Assurance Maladie pour les personnes s'engageant à exercer en zone déficitaire (Barnay *et al.*, 2007). Cependant, les effets de ces incitations ont été évalués comme peu probants (Cardoux et Daudigny, 2017 ; Munck *et al.*, 2015). D'autres incitations locales à caractère non-financier ont pu viser à promouvoir des territoires par des communications auprès des futurs praticiens, dans une logique s'approchant du marketing (Lecoq, 2015 ; Roberdeau, 2013). Le chapitre 3 montre cependant que les généralistes sont attirés par des services. Entreprendre une politique d'aménagement du territoire visant à remettre des services publics dans des territoires sous-dotés et à attirer des activités de services privés améliorerait la qualité de vie sur ces territoires. Cela devrait donc attirer des médecins mais, là aussi, cette option ne permet pas d'avoir de certitudes quant aux résultats obtenus.

Les résultats du chapitre 4 indiquent que, vraisemblablement, la population ne suit pas les mouvements de l'offre de soins. Cette thèse n'apporte pas de réponse quant à l'inverse. Déterminer si les médecins suivent les mouvements de la population constitue en ce sens une autre perspective de recherche que celles précédemment soulevées. Si tel devait ne pas être le cas et puisque les résultats attendus des mesures incitatives sont incertains, une autre option à envisager serait de nature coercitive. Il pourrait s'agir de définir un nombre de praticiens par zone et par spécialité selon les besoins de la population (Castaigne et Lasnier, 2017 ; Maurey et Longeot, 2020). Cela reviendrait toutefois à remettre en cause la liberté d'installation des professionnels de santé libéraux¹⁵¹, ce qui pourrait être difficile à assumer politiquement tant les réticences du corps médical sont fortes à ce propos¹⁵². Une autre option, peut-être plus acceptable par les praticiens, serait de conditionner le conventionnement des médecins à la densité médicale de leur territoire d'activité (Maurey et Longeot, 2020). Concrètement, l'Assurance Maladie ne conventionnerait en secteurs 1 ou 2 que des praticiens s'installant dans des zones n'étant pas en sur-densité ou au sein desquelles un départ à la retraite devrait être remplacé, ou s'engageant à exercer en partie dans des zones sous-denses. Les autres devraient appliquer des tarifs médicaux excluant une population modeste de leur patientèle.

¹⁵¹ C'est déjà le cas pour les infirmiers libéraux (Source : <https://sante.lefigaro.fr/actualite/2009/04/17/9504-liberte-dinstallation-infirmieres-desormais-limitee>, consulté le 20/10/2023).

¹⁵² Sources : https://www.huffingtonpost.fr/politique/article/malgre-les-deserts-medicaux-la-liberte-d-installation-des-medecins-ne-sera-pas-encadree_219068.html, consulté le 08/10/2023.

Cette solution peut toutefois laisser interrogatif. D'abord, puisqu'il s'agit aussi de gérer une pénurie d'offre de soins, cela laisse peu de place aux zones sur-dotées. Ensuite, récemment, des médecins généralistes insatisfaits des tarifs de conventionnement de l'Assurance Maladie menaçaient de se déconventionner¹⁵³. Il y a aussi une part des praticiens qui ne cherche pas à avoir dans sa patientèle des personnes aux revenus modestes, voire précaires, comme le montre les pratiques de refus de soins que subissaient un certain nombre de patients bénéficiant de la CMU-c (Desprès, 2021). Quel serait alors l'effet d'une menace de non-conventionnement pour certains des praticiens qui ne préfèrent pas s'installer dans des zones sous-denses, généralement périphériques ou rurales ?

Au global, aucune solution aux inégalités territoriales de santé ne semble immédiate. Étant donnée leur baisse ces dernières années, l'augmentation du nombre de médecins généralistes semble au moins nécessaire. Pour le reste, les mesures incitatives et coercitives représentent toutes des inconvénients. Des mécanismes revenant sur la liberté d'installation des praticiens pourraient être efficaces pour la réduction des inégalités territoriales d'accessibilité aux soins mais semblent politiquement difficiles à appliquer. Parmi les mesures incitatives, celles visant à améliorer la qualité de vie des praticiens apparaissent comme des pistes plus viables que celles visant à jouer sur la concurrence selon les résultats du chapitre 3¹⁵⁴. Cela passerait donc par des politiques d'aménagement du territoire portant sur l'implémentation en zones sous-denses d'établissements tels que les MSP ou les hôpitaux de proximité. Cela supposerait aussi une vision de l'aménagement territorial plus large, ne portant donc pas que sur les établissements de santé, basée notamment sur l'implémentation de services publics au sein de territoires où les aménités locales semblent insuffisantes pour les médecins.

¹⁵³ Source : https://www.bfmtv.com/economie/economie-social/france/tout-comprendre-pourquoi-certains-medecins-veulent-ils-se-deconventionner_AV-202303100041.html, consulté le 08/10/2023.

¹⁵⁴ Ceux-ci sont toutefois à relativiser puisqu'ils ne portent pas sur les médecins spécialistes, ce qui pourrait être une autre étude.

Bibliographie

ABEL T., 2008, « Cultural capital and social inequality in health », *Journal of Epidemiology & Community Health*, 62(7), p. e13-e13. doi:10.1136/jech.2007.066159

ABELSON J., MILLER F. A., GIACOMINI M., 2009, « What does it mean to trust a health system? », *Health Policy*, 91(1), p. 63-70. doi:10.1016/j.healthpol.2008.11.006

ABREU M., DE GROOT H. L. F., FLORAX R. J. G. M., 2004, « Space and Growth: A Survey of Empirical Evidence and Methods », *SSRN Electronic Journal*. doi:10.2139/ssrn.631007

ADAY L. A., ANDERSEN R. M., 1981, « Equity of Access to Medical Care: A Conceptual and Empirical Overview », *Medical Care*, 19(12), p. 4-27.

AGYAPONG A., AFI J. D., KWATENG K. O., 2018, « Examining the effect of perceived service quality of health care delivery in Ghana on behavioural intentions of patients: The mediating role of customer satisfaction », *International Journal of Healthcare Management*, 11(4), p. 276-288. doi:10.1080/20479700.2017.1326703

AHMAD M., 2013, « Health care access and barriers for the physically disabled in rural Punjab, Pakistan », *International Journal of Sociology and Social Policy*, 33(3/4), p. 246-260. doi:10.1108/01443331311308276

ALEKSANYAN Y., WEINMAN J. P., 2022, « Women, men and COVID-19 », *Social Science & Medicine*, 294, p. 114698. doi:10.1016/j.socscimed.2022.114698

ALFANO N., BERTOLUCCI M., SAINT JONSSON A., TIBERGHIE N. B., 2018, « Accès aux soins en contexte de désertification médicale : un rôle tampon joué par la “chaîne de secours” ? Le cas des sapeurs-pompiers français », *Gestion et management public*, 6 / 3(1), p. 51-70. doi:10.3917/gmp.063.0051

ALIAGA C., 2002, « Les femmes plus attentives à leur santé que les hommes », *Insee première*, 876, p. 4.

ALONSO W., 1960, « A theory of the urban land market », *Papers in Regional Science*, 6(1), p. 149-157. doi:10.1111/j.1435-5597.1960.tb01710.x

AMIN M., ZAHORA NASHARUDDIN S., 2013, « Hospital service quality and its effects on patient satisfaction and behavioural intention », *Clinical Governance: An International Journal*, 18(3), p. 238-254. doi:10.1108/CGIJ-05-2012-0016

ANCELOT L., BONNAL L., DEPRET M.-H., 2016, « Déterminants du renoncement aux soins des femmes durant leur grossesse », *Revue française d'économie*, Vol. XXXI(4), p. 63-107.

ANDERSEN R. M., 1995, « Revisiting the Behavioral Model and Access to Medical Care: Does it Matter? », *Journal of Health and Social Behavior*, 36(1), p. 1-10. doi:10.2307/2137284

ANDERSEN R. M., McCUTCHEON A., ADAY L. A., CHIU G. Y., BELL R., 1983, « Exploring dimensions of access to medical care », *Health services research*, 18(1), p. 49-74.

ANDERSEN R., NEWMAN J. F., 1973, « Societal and Individual Determinants of Medical Care Utilization in the United States », *The Milbank Memorial Fund Quarterly. Health and Society*, 51(1), p. 95-124. doi:10.2307/3349613

ANDERSON L. R., MELLOR J. M., 2008, « Predicting health behaviors with an experimental measure of risk preference », *Journal of Health Economics*, 27(5), p. 1260-1274. doi:10.1016/j.jhealeco.2008.05.011

ANGULO A. M., BARBERAN R., EGEA P., MUR J., 2011, « An analysis of health expenditure on a microdata population basis », *Economic Modelling*, 28(1-2), p. 169-180. doi:10.1016/j.econmod.2010.09.014

ANSELIN L., 1988, *Spatial Econometrics: Methods and Models*.

ANSELIN L., BERA A. K., 1998, « Spatial Dependence in linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics », in *Handbook of Applied Economic Statistics, Statistics : textbooks and monographs*.

ANSELIN L., FLORAX R. J. G. M., 1995, « New Directions in Spatial Econometrics: Introduction », in Anselin L., Florax R. J. G. M. (dir.), *New Directions in Spatial Econometrics*, Berlin, Heidelberg, Springer, Advances in Spatial Science, p. 3-18. doi:10.1007/978-3-642-79877-1_1

AOUCI S., NOWIK L., 2020, « Déménager à la retraite : mieux cerner les enjeux de relations et de soutiens à l'aide de la recherche qualitative: L'exemple de l'enquête AMARE en France¹ », *Cahiers québécois de démographie*, 47(2), p. 229-257. doi:10.7202/1069007ar

AOUCI S., NOWIK L., 2021, « Mobilité résidentielle et vieillissement : pour le meilleur et contre le pire », *Retraite et société*, N° 86(2), p. 21-45. doi:10.3917/rs1.086.0022

APPARICIO P., ABDELMAJID M., RIVA M., SHEARMUR R., 2008, « Comparing alternative approaches to measuring the geographical accessibility of urban health services: Distance types and aggregation-error issues », *International Journal of Health Geographics*, 7(1), p. 7. doi:10.1186/1476-072X-7-7

ARCURY T. A., GESLER W. M., PREISSER J. S., SHERMAN J., SPENCER J., PERIN J., 2005, « The Effects of Geography and Spatial Behavior on Health Care Utilization among the Residents of a Rural Region », *Health Services Research*, 40(1), p. 135-156. doi:10.1111/j.1475-6773.2005.00346.x

ARNAULT F., 2022, « Atlas de la démographie médicale en France - Situation au 1er janvier 2022 ».

ASUQUO E. F., ETOWA J. B., AKPAN M. I., 2017, « Assessing Women Caregiving Role to People Living With HIV/AIDS in Nigeria, West Africa », *SAGE Open*, 7(1), p. 2158244017692013. doi:10.1177/2158244017692013

ATTAL-TOUBERT K., VANDERSCHULDEN V., 2009, « La démographie médicale à l'horizon 2030 : de nouvelles projections nationales et régionales », *Études et résultats*, 679, p. 8.

AULAGNIER M., OBADIA Y., PARAPONARIS A., SALIBA-SERRE B., VENTELOU B., VERGER P., 2007, « L'exercice de la médecine générale libérale - Premiers résultats d'un panel dans cinq régions françaises », *Études et résultats*, 610, p. 8.

AYANORE M. A., PAVLOVA M., GROOT W., 2016, « Unmet reproductive health needs among women in some West African countries: a systematic review of outcome measures and determinants », *Reproductive Health*, 13(1), p. 5. doi:10.1186/s12978-015-0104-x

BACCAÏNI B., 2007, « Les flux migratoires interrégionaux en France depuis cinquante ans », *Population*, Vol. 62(1), p. 143-160. doi:10.3917/popu.701.0143

BAGGIO S., DUPUIS M., RICHARD J.-B., BECK F., 2017, « Addictive behaviors and healthcare renunciation for economic reasons in a French population-based sample », *The International Journal on Drug Policy*, 49, p. 1-7. doi:10.1016/j.drugpo.2017.07.004

BAGGIO S., IGLESIAS K., FERNEX A., 2017, « Healthcare renunciation among young adults in French higher education: A population-based study », *Preventive Medicine*, 99, p. 37-42. doi:10.1016/j.ypmed.2017.02.002

BALAVOINE A., 2022, « Des résidents de plus en plus âgés et dépendants dans les établissements d'hébergement pour personnes âgées », *Études et résultats*, 1237, p. 8.

BARDEY D., 2002, « Demande induite et réglementation de médecins altruistes », *Revue économique*, 53(3), p. 581. doi:10.3917/reco.533.0581

BARLET M., COLDEFY M., COLLIN C., LUCAS-GABRIELLI V., 2012, *L'accessibilité potentielle localisée (APL): une nouvelle mesure de l'accessibilité aux soins appliquée aux médecins généralistes libéraux en France*, Paris, Institut de recherche et documentation en économie de la santé, Document de travail.

BARLET M., COLLIN C., 2009, « Localisation des professionnels de santé libéraux ».

BARLET M., FAUVET L., GUILLAUMAT-TAIL F., OLIER L., 2009, « Quelles perspectives pour la démographie médicale ? ».

BARNAY T., HARTMANN L., ULMANN P., 2007, « Réforme du « médecin traitant » et nouveaux enjeux de la médecine de ville en France », *Revue française des affaires sociales*, 1, p. 109-126. doi:10.3917/rfas.071.0109

BASU J., FRIEDMAN B., 2001, « Preventable illness and out-of-area travel of children in New York counties », *Health Economics*, 10(1), p. 67-78. doi:10.1002/1099-1050(200101)10:1<67::aid-hec562>3.0.co;2-k

BASU J., FRIEDMAN B., BURSTIN H., 2002, « Primary care, HMO enrollment, and hospitalization for ambulatory care sensitive conditions: a new approach », *Medical Care*, 40(12), p. 1260-1269. doi:10.1097/00005650-200212000-00013

- BATBAATAR E., DORJDAGVA J., LUVSANNYAM A., SAVINO M. M., AMENTA P., 2017,** « Determinants of patient satisfaction: a systematic review », *Perspectives in Public Health*, 137(2), p. 89-101. doi:10.1177/1757913916634136
- BATTERHAM R. W., HAWKINS M., COLLINS P. A., BUCHBINDER R., OSBORNE R. H., 2016,** « Health literacy: applying current concepts to improve health services and reduce health inequalities », *Public Health*, 132, p. 3-12. doi:10.1016/j.puhe.2016.01.001
- BAUDIER F., BOURGUEIL Y., EVRARD I., GAUTIER A., LE FUR P., MOUSQUES J., 2010,** « La dynamique de regroupement des médecins généralistes libéraux de 1998 à 2009 », *Questions d'Économie de la Santé*, 157, p. 6.
- BAYER P., FERREIRA F., McMILLAN R., 2007,** « A Unified Framework for Measuring Preferences for Schools and Neighborhoods », *Journal of Political Economy*, 115(4), p. 588-638. doi:10.1086/522381
- BAZIN F., PARIZOT I., CHAUVIN P., 2006,** « Déterminants psychosociaux du renoncement aux soins pour raisons financières dans cinq zones urbaines sensibles de la Région parisienne en 2001 », *Sciences sociales et sante*, 24(3), p. 11-31.
- BELTRAN G., REVIL H., DAABEK N., 2020,** « Le renoncement aux soins, une affaire de genre ? », *Soins*, 65(845), p. 30-32.
- BERMOND M., MARIE M., 2016,** « Différenciation socio-spatiale et migrations résidentielles dans l'aire urbaine de Caen: Une approche par la spatialisation des données notariales Perval », *Revue d'Économie Régionale & Urbaine*, Octobre(4), p. 817-846. doi:10.3917/reru.164.0817
- BESSIERE S., BREUIL-GENIER P., DARRINE S., 2004,** « La démographie médicale à l'horizon 2025: une actualisation des projections au niveau national », *Études et résultats*, 352.
- BLANCO-CAZEAUX I., CALDERON BERNAL L. P., CHAPUT J., GAUTRON M., MALROUX I., MUGISHO G., DASRE A., PANNETIER J., 2022,** « Le renoncement aux soins des chômeurs en France », *Population*, 77(1), p. 77-116. doi:10.3917/popu.2201.007
- BLAUG M., 1992,** *The methodology of economics, or, How economists explain*, 2nd ed, Cambridge; New York, NY, Cambridge University Press, Cambridge surveys of economic literature, 286 p.
- BLEY D., VERNAZZA-LICHT N., 1997,** « La multiplicité des usages du terme de "Qualité de vie" », *Prévenir - Cahiers d'étude et de réflexion*, 33, p. 7-14.
- BLINDER A. S., 1973,** « Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates », *The Journal of Human Resources*, 8(4), p. 436. doi:10.2307/144855
- BOISGUERIN B., 2011,** « Le renoncement aux soins », *Actes du colloque du 22 novembre 2011 à Paris*, p. 150.
- BONFRER I., VAN DE POEL E., GRIMM M., VAN DOORSLAER E., 2014,** « Does the distribution of healthcare utilization match needs in Africa? », *Health Policy and Planning*, 29(7), p. 921-937. doi:10.1093/heapol/czt074

BONTRON J.-C., 2012, « Les aides à l'installation au secours de la désertification médicale ? », *Pour*, 214(2), p. 83-98. doi:10.3917/pour.214.0083

BOOTH M., BERNARD D., QUINE S., KANG M., USHERWOOD T., ALPERSTEIN G., BENNETT D., 2004, « Access to health care among Australian adolescents young people's perspectives and their sociodemographic distribution », *Journal of Adolescent Health*, 34(1), p. 97-103. doi:10.1016/S1054-139X(03)00304-5

BORN B., BREITUNG J., 2011, « Simple regression-based tests for spatial dependence », *The Econometrics Journal*, 14(2), p. 330-342. doi:10.1111/j.1368-423X.2010.00338.x

BOUET P., MOURGUES J.-M., 2017, « Atlas de la démographie médicale en France. Profils comparés 2007/2017 ».

BOULWARE L. E., COOPER L. A., RATNER L. E., LAVEIST T. A., POWE N. R., 2003, « Race and trust in the health care system », *Public Health Reports*, 118(4), p. 358-365. doi:10.1016/S0033-3549(04)50262-5

BOURGUEIL Y., CLEMENT M.-C., COURALET P.-E., MOUSQUES J., PIERRE A., 2009, « Une évaluation exploratoire des maisons de santé pluridisciplinaires de Franche-Comté et de Bourgogne », *Questions d'Économie de la Santé*, 147, p. 8.

BOYER P. C., DELEMOTTE T., GAUTHIER G., ROLLET V., SCHMUTZ B., 2020, « Les déterminants de la mobilisation des Gilets jaunes », *Revue économique*, 71(1), p. 109-138. doi:10.3917/reco.711.0109

BRAS P.-L., TABUTEAU D., 2012, *Les assurances maladie*, Paris cedex 14, Presses Universitaires de France, Que sais-je ?, 128 p.

BRENNAN P. F., STROMBOM I., 1998, « Improving Health Care by Understanding Patient Preferences: The Role of Computer Technology », *Journal of the American Medical Informatics Association*, 5(3), p. 257-262. doi:10.1136/jamia.1998.0050257

BRETON D., BARBIERI M., BELLIOU N., D'ALBIS H., MAZUY M., 2020, « L'évolution démographique récente de la France : situations et comportements des mineurs », *Population*, Vol. 75(4), p. 467-526.

BRUNAT M., FARGEON V., 2015, « Accessibilité et organisation des soins de premier recours », *Journal de gestion et d'économie médicales*, 33(3), p. 175-189. doi:10.3917/jgem.153.0175

BURRIDGE P., 1980, « On the Cliff-Ord Test for Spatial Correlation », *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 42(1), p. 107-108. doi:10.1111/j.2517-6161.1980.tb01108.x

BUSE A., 1982, « The Likelihood Ratio, Wald, and Lagrange Multiplier Tests: An Expository Note », *The American Statistician*, 36(3a), p. 153-157. doi:10.1080/00031305.1982.10482817

CALNAN M., ROWE R., 2007, « Trust and Health Care: Trust and Health Care », *Sociology Compass*, 1(1), p. 283-308. doi:10.1111/j.1751-9020.2007.00007.x

CARADEC V., 2010, « Les comportements résidentiels des retraités. Quelques enseignements du programme de recherche « Vieillesse de la population et habitat » », *Espace populations sociétés*, 2010/1, p. 29-40. doi:10.4000/eps.3897

CARDE E., 2007, « Les discriminations selon l'origine dans l'accès aux soins », *Santé Publique*, Vol. 19(2), p. 99-109.

CARDOUX J.-N., DAUDIGNY Y., 2017, « Rapport d'information fait au nom de la mission d'évaluation et de contrôle de la sécurité sociale et de la commission des affaires sociales sur les mesures incitatives au développement de l'offre de soins primaires dans les zones sous-dotées », Rapport d'information, 686, Paris, Sénat.

CARLIN C. S., CHRISTIANSON J. B., KEENAN P., FINCH M., 2012, « Chronic Illness and Patient Satisfaction », *Health Services Research*, 47(6), p. 2250-2272. doi:10.1111/j.1475-6773.2012.01412.x

CARPENTER B. E., NEUN S. P., 1999, « An analysis of the location decision of young primary care physicians », *Atlantic Economic Journal*, 27(2), p. 135-149. doi:10.1007/BF02300234

CASH R., 2021, « L'articulation entre la ville et l'hôpital : problématiques, enjeux et perspectives », in *Le système de santé français aujourd'hui : enjeux et défis*, ESKA, Paris, ESKA, p. 253-272.

CASTAIGNE S., LASNIER Y., 2017, « Les déserts médicaux », 27, Paris, Conseil Economique Social et Environnemental.

CASTRY M., WITTEWER J., MONTAGNI I., TZOURIO C., 2019, « Les déterminants du renoncement aux soins pour raisons financières des étudiants – une analyse à partir de l'étude i-Share », *Revue d'économie politique*, Vol. 129(4), p. 467-488.

CELANT N., GUILLAUME S., ROCHEREAU T., 2017, « L'Enquête santé européenne: enquête santé et protection sociale (EHIS-ESPS) 2014 ».

CELIK Y., HOTCHKISS D. R., 2000, « The socio-economic determinants of maternal health care utilization in Turkey », *Social Science & Medicine*, 50(12), p. 1797-1806. doi:10.1016/S0277-9536(99)00418-9

CHAIX B., BOËLLE P.-Y., GUILBERT P., CHAUVIN P., 2005, « Area-level determinants of specialty care utilization in France: a multilevel analysis », *Public Health*, 119(2), p. 97-104. doi:10.1016/j.puhe.2004.05.006

CHAPUT H., MONZIOLS M., FRESSARD L., VERGER P., VENTELOU B., ZAYTSEVA A., 2019, « Plus de 80 % des médecins généralistes libéraux de moins de 50 ans exercent en groupe », *Études et résultats*, 1114, p. 2.

CHAUPAIN-GUILLOT S., GUILLOT O., JANKELIOWITCH-LAVAL É., 2014, « Le renoncement aux soins médicaux et dentaires : une analyse à partir des données de l'enquête SRCV », *Economie et statistique*, 469(1), p. 169-197. doi:10.3406/estat.2014.10426

CHEN J., HOU F., 2002, « Unmet needs for health care », *Health Reports*, 13(2), p. 23-34.

CHEN Y., 2013, « New Approaches for Calculating Moran's Index of Spatial Autocorrelation » Schumann G. J.-P. (dir.), *PLoS ONE*, 8(7), p. e68336. doi:10.1371/journal.pone.0068336

CHEVILLARD G., LUCAS-GABRIELLI V., MOUSQUES J., 2018, « "Déserts médicaux" en France : état des lieux et perspectives de recherches », *L'Espace géographique*, 47(4), p. 362-380. doi:10.3917/eg.474.0362

CHEVILLARD G., MOUSQUES J., 2020, « Les maisons de santé attirent-elles les jeunes médecins généralistes dans les zones sous-dotées en offre de soins ? », *Questions d'Économie de la Santé*, 247, p. 8.

CHEVILLARD G., MOUSQUES J., LUCAS-GABRIELLI V., BOURGUEIL Y., 2013, « Répartition géographique des maisons et pôles de santé en France et impact sur la densité des médecins généralistes libéraux. Deuxième volet de l'évaluation des maisons, pôles et centres de santé dans le cadre des expérimentations des nouveaux modes de rémunération (ENMR). », *Questions d'Économie de la Santé*, 190, p. 1-8.

CHILUBA B., 2019, « Barriers to Health Care for Disabled People: A Review of the Literature from Low Income Countries », *IJDS Indonesian Journal of Disability Studies*, 6(2), p. 210-214. doi:10.21776/ub.IJDS.2019.006.02.11

CHINN D., 2011, « Critical health literacy: A review and critical analysis », *Social Science & Medicine*, 73(1), p. 60-67. doi:10.1016/j.socscimed.2011.04.004

CHOI K.-S., CHO W.-H., LEE S., LEE H., KIM C., 2004, « The relationships among quality, value, satisfaction and behavioral intention in health care provider choice », *Journal of Business Research*, 57(8), p. 913-921. doi:10.1016/S0148-2963(02)00293-X

CHOWDHURY N., NAEEM I., FERDOUS M., CHOWDHURY M., GOOPY S., RUMANA N., TURIN T. C., 2021, « Unmet Healthcare Needs Among Migrant Populations in Canada: Exploring the Research Landscape Through a Systematic Integrative Review », *Journal of Immigrant and Minority Health*, 23(2), p. 353-372. doi:10.1007/s10903-020-01086-3

CLIFF A. D., ORD J. K., 1981, *Spatial processes: models & applications*, Taylor&Francis.

COGNET M., HAMEL C., MOISY M., 2012, « Santé des migrants en France : l'effet des discriminations liées à l'origine et au sexe », *Revue européenne des migrations internationales*, 28(2), p. 11-34. doi:10.4000/remi.5863

COLDEFY M., COM-RUELLE L., LUCAS-GABRIELLI V., 2011, « Distances et temps d'accès aux soins en France métropolitaine ».

CONCASTIE G., 2017, *Évaluation des aides incitatives publiques à la réalisation de stage d'internat de médecine générale en zone fragile : étude observationnelle rétrospective de l'influence des aides financières du conseil régional de Lorraine sur l'installation en zones déficitaires en médecins*, Ph.D. thesis, Université de Lorraine, 138 p.

CORNU-PAUCHET M., 2018, « Discriminations et accès aux soins des personnes en situation de précarité », *Regards*, N° 53(1), p. 43-56.

COUFFINHAL A., LUCAS-GABRIELLI V., MOUSQUES J., 2002, « Où s'installent les nouveaux omnipraticiens? Une étude cantonale sur 1998-2001 », *Questions d'Économie de la Santé*, 61, p. 1-6.

COURT M., 2010, *Corps de filles, corps de garçons: une construction sociale*, Paris, La Dispute, Corps, santé, société, 241 p.

COURTENAY W. H., 2000, « Constructions of masculinity and their influence on men's well-being: a theory of gender and health », *Social Science & Medicine*, 50(10), p. 1385-1401. doi:10.1016/S0277-9536(99)00390-1

CRAFT S., ASHLEY S., MAKSL A., 2017, « News media literacy and conspiracy theory endorsement », *Communication and the Public*, 2(4), p. 388-401. doi:10.1177/2057047317725539

CRAIG B. M., REEVE B. B., CELLA D., HAYS R. D., PICKARD A. S., REVICKI D. A., 2014, « Demographic Differences in Health Preferences in the United States », *Medical Care*, 52(4), p. 307-313. doi:10.1097/MLR.0000000000000066

CRESSON G., 1995, *Le travail domestique de santé: analyse sociologique*, Paris, L'Harmattan, Logiques sociales, 346 p.

DAABEK N., BAILLY S., FOOTE A., WARIN P., TAMISIER R., REVIL H., PEPIN J.-L., 2022, « Why People Forgo Healthcare in France: A National Survey of 164 092 Individuals to Inform Healthcare Policy-Makers », *International Journal of Health Policy and Management*, p. 1. doi:10.34172/ijhpm.2022.6310

DALLOZ R., 2016, *Les centres de santé : une réponse au problème de la sous-densité médicale ?*, Ph.D. thesis, Université de Limoges, 78 p.

DANIELS N., 2001, « Justice, Health, and Healthcare », *American Journal of Bioethics*, 1(2), p. 2-16. doi:10.1162/152651601300168834

DANIELSEN K., GARRATT A. M., BJERTNÆS Ø. A., PETTERSEN K. I., 2007, « Patient experiences in relation to respondent and health service delivery characteristics: A survey of 26,938 patients attending 62 hospitals throughout Norway », *Scandinavian Journal of Public Health*, 35(1), p. 70-77. doi:10.1080/14034940600858615

DARRINE S., 2002, « Un exercice de projection de la démographie médicale à l'horizon 2020 : les médecins dans les régions et par mode d'exercice », *Études et résultats*, 156, p. 12.

DAUPHIN S., DOMINGO P., 2014, « Pauvreté et politiques publiques : des hommes et des femmes dans les mêmes situations ? », *Informations sociales*, 182(2), p. 108-118.

DAVEZIES L., GUILLUY C., DONZELOT J., BEJA A., 2013, « La France périphérique et marginalisée : les raisons du ressentiment », *Esprit*, Mars/Avril(3-4), p. 23-33. doi:10.3917/espri.1303.0023

DAVIS K., GOLD M., MAKUC D., 1981, « Access to health care for the poor: does the gap remain? », *Annual Review of Public Health*, 2, p. 159-182. doi:10.1146/annurev.pu.02.050181.001111

DE LAPASSE B., PREVOST É., 2021, « La mobilité des retraités à tous les âges »:, *Retraite et société*, N° 86(2), p. 211-228. doi:10.3917/rs1.086.0212

DESCOURS C., 2003, « Propositions en vue d'améliorer la répartition des professionnels de santé sur le territoire », Rapport au ministre de la santé, de la famille et des personnes handicapées, Sénat.

DESPRES C., 2012, « Le renoncement aux soins pour raisons financières : analyse socio-anthropologique », *Etudes & recherches*, 119, DRESS.

DESPRES C., 2013, « Significations du renoncement aux soins : une analyse anthropologique », *Sciences sociales et santé*, 31(2), p. 71. doi:10.3917/sss.312.0071

DESPRES C., 2021, « Quelles représentations sociales des bénéficiaires de la CMU-C ? », *Médecine Palliative*, p. S1636652220302130. doi:10.1016/j.medpal.2020.03.006

DESPRES C., DOURGNON P., FANTIN R., JUSOT F., 2011, « Le renoncement aux soins pour raisons financières : une approche économétrique », *Questions d'économie de la Santé*, 170, p. 6.

DIONNE G., LANGLOIS A., LEMIRE N., 1987, « More on the geographical distribution of physicians », *Journal of Health Economics*, 6(4), p. 365-374. doi:10.1016/0167-6296(87)90021-X

DONZEAU N., PAN KE SHON J.-L., 2010, « L'évolution de la mobilité résidentielle en France entre 1973 et 2006 : nouvelles estimations: », *Population*, Vol. 64(4), p. 779-795. doi:10.3917/popu.904.0779

DORMONT B., GEOFFARD P.-Y., TIROLE J., 2014, « Refonder l'assurance-maladie », *Notes du conseil d'analyse économique*, 12(2), p. 1. doi:10.3917/ncae.012.0001

DORMONT B., GRIGNON M., HUBER H., 2006, « Health expenditure growth: reassessing the threat of ageing », *Health Economics*, 15(9), p. 947-963. doi:10.1002/hec.1165

DORMONT B., SAMSON A.-L., 2008, « Démographie médicale et carrières des médecins généralistes : les inégalités entre générations », *Économie et Statistique*, 2008.

DOURGNON P., JUSOT F., FANTIN R., 2012, « Payer nuit gravement à la santé : une étude de l'impact du renoncement financier aux soins sur l'état de santé », *Économie publique*, 28-29, p. 123-147. doi:10.4000/economiepublique.8851

DRISCOLL A. K., BERNSTEIN A. B., 2012, « Health and access to care among employed and unemployed adults: United States, 2009-2010 », *NCHS data brief*, 83, p. 1-8.

DUBE J., LEGROS D., 2014a, *Econométrie spatiale appliquée des microdonnées*.

DUBE J., LEGROS D., 2014b, *Econométrie spatiale appliquée des microdonnées*.

DUMONTET M., SAMSON A.-L., FRANC C., 2016, « Comment les médecins choisissent-ils leur lieu d'exercice ? », *Revue française d'économie*, XXXI(4), p. 221-267. doi:10.3917/rfe.164.0221

ELHORST J. P., 2010, « Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar », *Spatial Economic Analysis*, 5(1), p. 9-28. doi:10.1080/17421770903541772

ELLISON-LOSCHMANN L., PEARCE N., 2006, « Improving Access to Health Care Among New Zealand's Maori Population », *American Journal of Public Health*, 96(4), p. 612-617. doi:10.2105/AJPH.2005.070680

ELLOUZE S., LAFORTUNE J., SOARES A., 2018, « Facteurs associés à la prise de rendez-vous en ligne pour une consultation de médecine générale », *Santé Publique*, Vol. 30(3), p. 371-382.

ELWELL-SUTTON T. M., JIANG C. Q., ZHANG W. S., CHENG K. K., LAM T. H., LEUNG G. M., SCHOOLING C. M., 2013, « Inequality and inequity in access to health care and treatment for chronic conditions in China: the Guangzhou Biobank Cohort Study », *Health Policy and Planning*, 28(5), p. 467-479. doi:10.1093/heapol/czs077

ESPING-ANDERSEN G., 1990, *The Three Worlds of Welfare Capitalism*, Princeton University Press, 260 p.

ETTOUATI S., 2018, « Les migrations résidentielles des retraités au sein de la région Provence-Alpes-Côte d'Azur », *Région et Développement*, 48, p. 71-84.

FAIRLIE R. W., 1999, « The Absence of the African-American Owned Business: An Analysis of the Dynamics of Self-Employment », *Journal of Labor Economics*, 17(1), p. 80-108. doi:10.1086/209914

FAIRLIE R. W., 2005, « An extension of the Blinder-Oaxaca decomposition technique to logit and probit models », *Journal of Economic and Social Measurement*, 30(4), p. 305-316. doi:10.3233/JEM-2005-0259

FERAL-PIERSENS A.-L., RIVES-LANGE C., MATTA J., RODWIN V. G., GOLDBERG M., JUVIN P., ZINS M., CARETTE C., CZERNICHOW S., 2020, « Forgoing health care under universal health insurance: the case of France », *International Journal of Public Health*, 65(5), p. 617-625. doi:10.1007/s00038-020-01395-2

FIELD K. S., BRIGGS D. J., 2001, « Socio-economic and locational determinants of accessibility and utilization of primary health-care », *Health and Social Care in the Community*, 9(5), p. 294-308. doi:10.1046/j.0966-0410.2001.00303.x

FIORI F., GRAHAM E., FENG Z., 2019, « Household changes and diversity in housing consumption at older ages in Scotland », *Ageing and Society*, 39(1), p. 161-193. doi:10.1017/S0144686X17000873

FONQUERNE L., 2021, « « C'est pas la pilule qui ouvre la porte du frigo ! ». Violences médicales et gynécologiques en consultation de contraception », *Santé Publique*, 33(5), p. 663-673.

FOSTER S. A., GORR W. L., 1992, « Federal health care policy and the geographic diffusion of physicians: A macro-scale analysis », *Policy Sciences*, 25(2), p. 117-134. doi:10.1007/BF00233744

FRANC C., RAYNAUD D., 2021, « Le financement du risque maladie en France : quelle place pour une assurance privée concurrentielle en complément de l'assurance publique ? », in *Le système de santé français aujourd'hui : enjeux et défis*, Paris, Editions ESKA, p. 367.

FRIED T. R., BYERS A. L., GALLO W. T., VAN NESS P. H., TOWLE V. R., O'LEARY J. R., DUBIN J. A., 2006, « Prospective Study of Health Status PREFERENCES and Changes in PREFERENCES Over Time in Older Adults », *Archives of Internal Medicine*, 166(8), p. 890. doi:10.1001/archinte.166.8.890

FUSCO G., SCARELLA F., 2012, « Métropolisation et ségrégation sociospatiale: Les flux de mobilités résidentielles en Provence-Alpes-Côte d'Azur », *L'Espace géographique*, Tome 40(4), p. 319-336. doi:10.3917/eg.404.0319

GALDAS P. M., CHEATER F., MARSHALL P., 2005, « Men and health help-seeking behaviour: literature review », *Journal of Advanced Nursing*, 49(6), p. 616-623. doi:10.1111/j.1365-2648.2004.03331.x

GALLIFORD N., FURNHAM A., 2017, « Individual difference factors and beliefs in medical and political conspiracy theories », *Scandinavian Journal of Psychology*, 58(5), p. 422-428. doi:10.1111/sjop.12382

GAY B., 2013, « Repenser la place des soins de santé primaires en France – Le rôle de la médecine générale », *Revue d'Épidémiologie et de Santé Publique*, 61(3), p. 193-198. doi:10.1016/j.respe.2013.01.095

GEARY R. C., 1954a, « The Contiguity Ratio and Statistical Mapping », *The Incorporated Statistician*, 5(3), p. 115-146. doi:10.2307/2986645

GEARY R. C., 1954b, « The Contiguity Ratio and Statistical Mapping », *The Incorporated Statistician*, 5(3), p. 115-146. doi:10.2307/2986645

GERARD-VARET J.-F., 2019, « Atlas de la démographie médicale en France - Situation au 1er janvier 2019 », Paris, Conseil National de l'Ordre des Médecins.

GETIS A., 2009, « Spatial Weights Matrices: Spatial Weights Matrices », *Geographical Analysis*, 41(4), p. 404-410. doi:10.1111/j.1538-4632.2009.00768.x

GETIS A., ALDSTADT J., 2004, « Constructing the Spatial Weights Matrix Using a Local Statistic », *Geographical Analysis*, 36(2), p. 90-104. doi:10.1111/j.1538-4632.2004.tb01127.x

GILLE F., SMITH S., MAYS N., 2015, « Why public trust in health care systems matters and deserves greater research attention », *Journal of Health Services Research & Policy*, 20(1), p. 62-64. doi:10.1177/1355819614543161

GOBILLON L., LAFERRERE A., 2006, « Les choix de logement des personnes âgées », *Revue française d'économie*, 20(3), p. 115-151. doi:10.3406/rfec0.2006.1579

GOBILLON L., WOLFF F.-C., 2011, « Housing and Location Choices of Retiring Households: Evidence from France », *Urban Studies*, 48(2), p. 331-347. doi:10.1177/0042098010363493

GODDARD M., GRAVELLE H., HOLE A., MARINI G., 2010, « Where Did All the Gps Go? Increasing Supply and Geographical Equity in England and Scotland », *Journal of Health Services Research & Policy*, 15(1), p. 28-35. doi:10.1258/jhsrp.2009.009003

GOLD M., 1998, « Beyond coverage and supply: measuring access to healthcare in today's market. », *Health Services Research*, 33(3 Pt 2), p. 625-684.

GOLDBERG Z. J., RICHEY S., 2020, « Anti-Vaccination Beliefs and Unrelated Conspiracy Theories », *World Affairs*, 183(2), p. 105-124. doi:10.1177/0043820020920554

GOYDER E., DIBBEN C., GRIMSLEY M., PETERS J., BLANK L., ELLIS E., 2006, « Variation in prescribing for anxiety and depression: a reflection of health inequalities, cultural differences or variations in access to care? », *International Journal for Equity in Health*, 5(1), p. 4. doi:10.1186/1475-9276-5-4

GRAHAM H., KELLY M. P., 2004, *Health inequalities: concepts, frameworks and policy*, London, Health Development Agency.

GRANDE D., SHEA J. A., ARMSTRONG K., 2012, « Pharmaceutical Industry Gifts to Physicians: Patient Beliefs and Trust in Physicians and the Health Care System », *Journal of General Internal Medicine*, 27(3), p. 274-279. doi:10.1007/s11606-011-1760-3

GRAVEL N., THORON S., 2007, « Does endogenous formation of jurisdictions lead to wealth-stratification? », *Journal of Economic Theory*, 132(1), p. 569-583. doi:10.1016/j.jet.2005.08.002

GRAVELLE H., SUTTON M., MORRIS S., WINDMEIJER F., LEYLAND A., DIBBEN C., MUIRHEAD M., 2003, « Modelling supply and demand influences on the use of health care: implications for deriving a needs-based capitation formula », *Health Economics*, 12(12), p. 985-1004. doi:10.1002/hec.830

GREENE M. E., BIDDLECOM A. E., 2000, « Absent and Problematic Men: Demographic Accounts of Male Reproductive Roles », *Population and Development Review*, 26(1), p. 81-115. doi:10.1111/j.1728-4457.2000.00081.x

GRENIER C., DE JESUS A., FARSI F., MARX G., BREDART A., PEIXOTO O., GAMEROFF S., TURSZ T., 2010, « L'annonce de la maladie: satisfaction des patients et démarche qualité dans les Centres de lutte contre le cancer », *Bulletin du Cancer*, 97(10), p. 1163-1172. doi:10.1684/bdc.2010.1196

GRIFFITH D. A., 1981, « Modelling urban population density in a multi-centered city », *Journal of Urban Economics*, 9(3), p. 298-310. doi:10.1016/0094-1190(81)90029-2

GRIFFITH D. A., 1995, « Some guidelines for specifying the geographic weights matrix contained in spatial statistical models », *Practical Handbook of Spatial Statistics*.

GROSSMAN M., 1972, « On the Concept of Health Capital and the Demand for Health », in *Determinants of Health: An Economic Perspective*, Columbia University Press, p. 6-41. doi:10.7312/gros17812-004

GUAGLIARDO M. F., 2004, « Spatial accessibility of primary care: concepts, methods and challenges », *International Journal of Health Geographics*, 3(1), p. 3. doi:10.1186/1476-072X-3-3

HARRIS R. B., CORMACK D. M., STANLEY J., 2019, « Experience of racism and associations with unmet need and healthcare satisfaction: the 2011/12 adult New Zealand Health Survey », *Australian and New Zealand Journal of Public Health*, 43(1), p. 75-80. doi:10.1111/1753-6405.12835

HEISE L., GREENE M. E., OPPER N., STAVROPOULOU M., HARPER C., NASCIMENTO M., ZEWDIE D., DARMSTADT G. L., GREENE M. E., HAWKES S., HEISE L., HENRY S., HEYMAN J., KLUGMAN J., LEVINE R., RAJ A., RAO GUPTA G., 2019, « Gender inequality and restrictive gender norms: framing the challenges to health », *The Lancet*, 393(10189), p. 2440-2454. doi:10.1016/S0140-6736(19)30652-X

HESLOP P., TURNER S., READ S., TUCKER J., SEATON S., EVANS B., 2019, « Implementing reasonable adjustments for -disabled people in healthcare services », *Nursing Standard*, 34(8), p. 29-34. doi:10.7748/ns.2019.e11172

HINGSTMAN L., BOON H., 1989, « Regional dispersion of independent professionals in primary health care in the Netherlands », *Social Science & Medicine*, 28(2), p. 121-129. doi:10.1016/0277-9536(89)90139-1

HOPMAN W., HARRISON M., COO H., FRIEDBERG E., BUCHANAN M., VANDENKERKHOF E., 2009, « Associations between chronic disease, age and physical and mental health status », *Chronic Dis Can*, 29(3), p. 108-116.

HOSSEINPOOR A. R., VAN DOORSLAER E., SPEYBROECK N., NAGHAVI M., MOHAMMAD K., MAJZADEH R., DELAVAR B., JAMSHIDI H., VEGA J., 2006, « Decomposing socioeconomic inequality in infant mortality in Iran », *International Journal of Epidemiology*, 35(5), p. 1211-1219. doi:10.1093/ije/dyl164

HOUNSOU C. F., 2014, « En quête du métier de médecin », *Hommes & migrations. Revue française de référence sur les dynamiques migratoires*, 1307, p. 105-114. doi:10.4000/hommesmigrations.2887

HUGUIER M., ROMESTAING P., 2014, « Numerus clausus et démographie médicale en France », *Bulletin de l'Académie Nationale de Médecine*, 198(7), p. 1367-1378. doi:10.1016/S0001-4079(19)31231-2

HWANG J., 2018, « Understanding reasons for unmet health care needs in Korea: what are health policy implications? », *BMC Health Services Research*, 18(1), p. 557. doi:10.1186/s12913-018-3369-2

ISABEL C., PAULA V., 2010, « Geographic distribution of physicians in Portugal », *The European Journal of Health Economics*, 11(4), p. 383-393. doi:10.1007/s10198-009-0208-8

JOHAR M., SOEWONDO P., PUJISUBEKTI R., SATRIO H. K., ADJI A., 2018, « Inequality in access to health care, health insurance and the role of supply factors », *Social Science & Medicine*, 213, p. 134-145. doi:10.1016/j.socscimed.2018.07.044

JOHNSON F. R., DESVOUSGES W. H., RUBY M. C., STIEB D., DE CIVITA P., 1998, « Eliciting Stated Health Preferences: An Application to Willingness to Pay for Longevity », *Medical Decision Making*, 18(2_suppl), p. S57-S67. doi:10.1177/0272989X98018002S08

JONES T., DEMORE M., COHEN L. L., O'CONNELL C., JONES D., 2008, « Childhood Healthcare Experience, Healthcare Attitudes, and Optimism as Predictors of Adolescents' Healthcare Behavior », *Journal of Clinical Psychology in Medical Settings*, 15(3), p. 234-240. doi:10.1007/s10880-008-9126-7

JUNG H. P., BAERVELDT C., OLESEN F., GROU R., WENSING M., 2003, « Patient characteristics as predictors of primary health care preferences: a systematic literature analysis: Patient characteristics as predictors of primary health care preferences », *Health Expectations*, 6(2), p. 160-181. doi:10.1046/j.1369-6513.2003.00221.x

JUSOT F., CARRE B., WITTEWER J., 2019, « Réduire les barrières financières à l'accès aux soins », *Revue française d'économie*, XXXIV(1), p. 133-181.

JUSOT F., WITTEWER J., 2009, « L'accès financier aux soins en France : bilan et perspective », *Regards croisés sur l'économie*, n° 5(1), p. 102-109.

KENNEDY J., MORGAN S., 2006, « A cross-national study of prescription nonadherence due to cost: Data from the joint Canada-United States survey of health », *Clinical Therapeutics*, 28(8), p. 1217-1224. doi:10.1016/j.clinthera.2006.07.009

KOOLMAN A. H. E., 2007, « Unmet need for Health care in Europa », in *Eurostat Methodologies and Working Papers series 2007: Helsinki*, p. 183-192.

KROENKE K., STRINE T. W., SPITZER R. L., WILLIAMS J. B. W., BERRY J. T., MOKDAD A. H., 2009, « The PHQ-8 as a measure of current depression in the general population », *Journal of Affective Disorders*, 114(1-3), p. 163-173. doi:10.1016/j.jad.2008.06.026

KÜNNAPAS T. M., 1960, « Scales for Subjective Distance », *Scandinavian Journal of Psychology*, 1(1), p. 187-192. doi:10.1111/j.1467-9450.1960.tb01299.x

KWAK S., LEE Y., BAEK S., SHIN J., 2022, « Effects of Subjective Health Perception on Health Behavior and Cardiovascular Disease Risk Factors in Patients with Prediabetes and Diabetes », *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(13), p. 7900. doi:10.3390/ijerph19137900

LAFERRERE A., 2006, « Vieillesse et logement : désépargne, adaptation de la consommation et rôle des enfants », *Retraite et société*, no 47(1), p. 65-108. doi:10.3917/rs.047.0065

LAFERRERE A., ANGELINI V., 2009, « La mobilité résidentielle des seniors en Europe », *Retraite et société*, n° 58(2), p. 87-107. doi:10.3917/rs.058.0087

LAFERRERE A., ARNAULT L., 2021, « Choix résidentiels des plus de 65 ans en Europe : logement privé ou collectivité ? », *Gérontologie et société*, 43 / n° 165(2), p. 125-149. doi:10.3917/g1.165.0125

LAFORTUME G., DEVAUX M., 2011, « Accès financier aux soins de santé : enseignements et limitations des comparaisons internationales », in *Renoncement aux soins : actes du colloque*, Paris, DRESS, Collection Etudes & Statistiques, p. 21-36.

LALONDE M., 1974, « A new perspective on the health of Canadians », www.phac-aspc.gc.ca/ph-sp/phdd/pdf/perspective.pdf.

LANGLOIS J., 2004, « La démographie médicale de 2003 à 2025 Difficultés présentes et à venir », *Bulletin de l'Académie Nationale de Médecine*, 188(4), p. 675-693. doi:10.1016/S0001-4079(19)33758-6

LAZARE A., PUTNAM S. M., LIPKIN M., 1995, « Three Functions of the Medical Interview », in Lipkin M., Putnam S. M., Lazare A., Carroll J. G., Frankel R. M. (dir.), *The Medical Interview: Clinical Care, Education, and Research*, New York, NY, Springer, Frontiers of Primary Care, p. 3-19. doi:10.1007/978-1-4612-2488-4_1

LE BRETON-LEROUVILLOIS G., 2014, « Atlas de la démographie médicale en France - Situation au 1er janvier 2014 ».

LEAL ROCHA L., VIEIRA DE LIMA SAINTRAIN M., PIMENTEL GOMES FERNANDES VIEIRA-MEY A., 2015, « Access to dental public services by disabled persons », *BMC Oral Health*, 15(1), p. 35. doi:10.1186/s12903-015-0022-x

LECOQ A., 2015, *Un nouveau concept dans la lutte contre les déserts médicaux, le marketing territorial appliqué à la vallée de la Vésubie ou « La grande séduction »*, Ph.D. thesis, Université de Nice Sophia Antipolis, 62 p.

LEE B. A., OROPESA R. S., KANAN J. W., 1994, « Neighborhood Context and Residential Mobility », *Demography*, 31(2), p. 249-270. doi:10.2307/2061885

LEGAL R., VICARD A., 2015, « Renoncement aux soins pour raisons financières : Le taux de renoncement aux soins pour raisons financières est très sensible à la formulation des questions », *Dossiers Solidarité & Santé*, 66, p. 28.

LEGENBRE B., 2021, « Le renoncement aux soins : un phénomène aux ressorts économiques mais aussi sociaux », *Revue française des affaires sociales*, 3, p. 179-204.

LEGENBRE P., 1993, « Spatial Autocorrelation: Trouble or New Paradigm? », *Ecology*, 74(6), p. 1659-1673. doi:10.2307/1939924

LESAGE J. P., PACE R. K., 2009a, *Introduction to spatial econometrics*, Boca Raton, CRC Press, Statistics, textbooks and monographs, 354 p.

LESAGE J. P., PACE R. K., 2009b, *Introduction to spatial econometrics*, Boca Raton, CRC Press, Statistics, textbooks and monographs, 354 p.

LEVESQUE J.-F., HARRIS M. F., RUSSELL G., 2013, « Patient-centred access to health care: conceptualising access at the interface of health systems and populations », *International Journal for Equity in Health*, 12(1), p. 18. doi:10.1186/1475-9276-12-18

L'HORTY Y., 2009, « Nouvelle pauvreté des femmes, politiques de l'emploi et RSA », *Travail, genre et sociétés*, 22(2), p. 165-170.

LOCHAK D., 1987, « Réflexion sur la notion de discrimination », *Droit social*, 11, p. 778-790.

LU J. R., LEUNG G. M., KWON S., TIN K. Y. K., VAN DOORSLAER E., O'DONNELL O., 2007, « Horizontal equity in health care utilization evidence from three high-income Asian economies », *Social Science & Medicine*, 64(1), p. 199-212. doi:10.1016/j.socscimed.2006.08.033

LUAN L., FOURNIER C., AFRITE A., 2013, « Infirmière en pratique avancée (IPA) en soins primaires : la construction difficile d'une profession à l'exercice fragile », *Questions d'économie de la santé*, 277, p. 8.

LUCAS-GABRIELLI V., NESTRIGUE C., COLDEFY M., 2016, « Analyse de sensibilité de l'Accessibilité potentielle localisée (APL) ».

LUCAS-GABRIELLI V., PIERRE A., COM-RUELLE L., COLDEFY M., 2016, *Pratiques spatiales d'accès aux soins*, Paris, IRDES, 102 p.

MACE J.-M., 2014, « Répercussion du vieillissement de la population sur la consommation hospitalière et sur la démographie médicale dans les territoires en France métropolitaine : exemple des obstétriciens », *CIST2014 - Fronts et frontières des sciences du territoire*, p. 271-277.

MAFTEI A., HOLMAN A.-C., 2020, « Beliefs in conspiracy theories, intolerance of uncertainty, and moral disengagement during the coronavirus crisis », *Ethics & Behavior*, p. 1-11. doi:10.1080/10508422.2020.1843171

MAHENDRAN M., SPEECHLEY K. N., WIDJAJA E., 2017, « Systematic review of unmet healthcare needs in patients with epilepsy », *Epilepsy & Behavior*, 75, p. 102-109. doi:10.1016/j.yebeh.2017.02.034

MAHIEU R., 2022, « La mobilité résidentielle des seniors », *Questions Politiques Sociales*, 38, p. 16.

MANSKI C. F., 1993, « Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem », *The Review of Economic Studies*, 60(3), p. 531. doi:10.2307/2298123

MATHEWS M., SEGUIN M., CHOWDHURY N., CARD R. T., 2012, « Generational differences in factors influencing physicians to choose a work location. », *Rural and remote health*, 12(1), p. 1864.

MATTOCKS K. M., GIBERT C., FIELLIN D., FIELLIN L. E., JAMISON A., BROWN A., JUSTICE A. C., 2017, « Mistrust and Endorsement of Human Immunodeficiency Virus Conspiracy Theories Among Human Immunodeficiency Virus–Infected African

American Veterans », *Military Medicine*, 182(11), p. e2073-e2079. doi:10.7205/MILMED-D-17-00078

MAUFFREY V., BERGER T., HARTEMANN P., BOUILLEVAUX I., 2016, « Comment les patients Sourds perçoivent-ils leur prise en charge en médecine générale. Enquête qualitative », *Santé Publique*, Vol. 28(2), p. 213-221.

MAUREY H., LONGEOT J.-F., 2020, « Rapport d'information fait au nom de la commission de l'aménagement du territoire et du développement durable par le groupe de travail sur les déserts médicaux », 282, Paris, Sénat.

MCCARTNEY G., COLLINS C., MACKENZIE M., 2013, « What (or who) causes health inequalities: Theories, evidence and implications? », *Health Policy*, 113(3), p. 221-227. doi:10.1016/j.healthpol.2013.05.021

MERCIER M., SCHRAUB S., 2005, « Qualité de vie : quels outils de mesure ? », p. 418-423.

MIELCK A., KIESS R., VON DEM KNESEBECK O., STIRBU I., KUNST A. E., 2009, « Association between forgone care and household income among the elderly in five Western European countries - analyses based on survey data from the SHARE-study », *BMC health services research*, 9, p. 52. doi:10.1186/1472-6963-9-52

MOISY M., 2014, « État de santé et renoncement aux soins des bénéficiaires du RSA », *Études et résultats*, 882, p. 6.

MOLLBORN S., STEPANIKOVA I., COOK K. S., 2005, « Delayed Care and Unmet Needs among Health Care System Users: When Does Fiduciary Trust in a Physician Matter? », *Health Services Research*, 40(6p1), p. 1898-1917. doi:10.1111/j.1475-6773.2005.00457.x

MONINO C., SCHAFFAR A., 2023, « Comportement résidentiel et choix de logement des retraités », *Revue d'Économie Régionale & Urbaine*, Avril(2), p. 247-279. doi:10.3917/rru.232.0247

MORAN P. A. P., 1948a, « The Interpretation of Statistical Maps », *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 10(2), p. 243-251.

MORAN P. A. P., 1948b, « The Interpretation of Statistical Maps », *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 10(2), p. 243-251.

MORAN P. A. P., 1950a, « A Test for the Serial Independence of Residuals », *Biometrika*, 37(1/2), p. 178-181. doi:10.2307/2332162

MORAN P. A. P., 1950b, « A Test for the Serial Independence of Residuals », *Biometrika*, 37(1/2), p. 178-181. doi:10.2307/2332162

MULLINER E., RILEY M., MALIENE V., 2020, « Older People's Preferences for Housing and Environment Characteristics », *Sustainability*, 12(14), p. 5723. doi:10.3390/su12145723

- MUNCK S., MASSIN S., HOFLIGER P., DARMON D.**, 2015, « Déterminants du projet d'installation en ambulatoire des internes de médecine générale », *Santé Publique*, 27(1), p. 49-58. doi:10.3917/spub.151.0049
- MUSA D., SCHULZ R., HARRIS R., SILVERMAN M., THOMAS S. B.**, 2009, « Trust in the Health Care System and the Use of Preventive Health Services by Older Black and White Adults », *American Journal of Public Health*, 99(7), p. 1293-1299. doi:10.2105/AJPH.2007.123927
- MUTH R. F.**, 1961, « The spatial structure of the housing market », *Papers of the Regional Science Association*, 7(1), p. 207-220. doi:10.1007/BF01969081
- MUURINEN J.-M.**, 1982, « Demand for health: A generalised Grossman model », *Journal of Health Economics*, 1(1), p. 5-28. doi:10.1016/0167-6296(82)90019-4
- NEMET G. F., BAILEY A. J.**, 2000, « Distance and health care utilization among the rural elderly », *Social Science & Medicine*, 50(9), p. 1197-1208. doi:10.1016/S0277-9536(99)00365-2
- NEWACHECK P. W., HUGHES D. C., HUNG Y.-Y., WONG S., STODDARD J. J.**, 2000, « The Unmet Health Needs of America's Children », *Pediatrics*, 105(Supplement 3), p. 989-997.
- Ng J. H. Y., LUK B. H. K.**, 2019, « Patient satisfaction: Concept analysis in the healthcare context », *Patient Education and Counseling*, 102(4), p. 790-796. doi:10.1016/j.pec.2018.11.013
- NIEL X.**, 2002, « La démographie médicale à l'horizon 2020 », *Études et résultats*, 161, p. 8.
- NIEUWENHUIJSEN C., VAN DER LAAR Y., DONKERVOORT M., NIEUWSTRATEN W., ROEBROECK M. E., STAM H. J.**, 2008, « Unmet needs and health care utilization in young adults with cerebral palsy », *Disability and Rehabilitation*, 30(17), p. 1254-1262. doi:10.1080/09638280701622929
- NOWIK L., THALINEAU A.**, 2010, « La mobilité résidentielle au milieu de la retraite: Un cadre spatial structurant lié à des configurations sociales », *Espace populations sociétés*, 2010/1, p. 41-51. doi:10.4000/eps.3904
- NUTBEAM D.**, 2000, « Health literacy as a public health goal: a challenge for contemporary health education and communication strategies into the 21st century », *Health Promotion International*, 15(3), p. 259-267. doi:10.1093/heapro/15.3.259
- OAXACA R.**, 1973, « Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets », *International Economic Review*, 14(3), p. 693. doi:10.2307/2525981
- PAGE M. J., MCKENZIE J. E., BOSSUYT P. M., BOUTRON I., HOFFMANN T. C., MULROW C. D., SHAMSEER L., TETZLAFF J. M., AKL E. A., BRENNAN S. E., CHOU R., GLANVILLE J., GRIMSHAW J. M., HROBJARTSSON A., LALU M. M., LI T., LODER E. W., MAYO-WILSON E., McDONALD S., MCGUINNESS L. A., STEWART L. A., THOMAS J., TRICCO A. C., WELCH V. A., WHITING P., MOHER D.**, 2021, « The PRISMA 2020 statement: an updated guideline for reporting systematic reviews », *BMJ*, 372, p. n71. doi:10.1136/bmj.n71

PAREDES K. P. P., 2016, « Inequality in the use of maternal and child health services in the Philippines: do pro-poor health policies result in more equitable use of services? », *International Journal for Equity in Health*, 15(1), p. 181. doi:10.1186/s12939-016-0473-y

PARK J. M., 2016, « Equity in the utilization of physician and inpatient hospital services: evidence from Korean health panel survey », *International Journal for Equity in Health*, 15(1), p. 159. doi:10.1186/s12939-016-0452-3

PENCHANSKY R., THOMAS J. W., 1981, « The Concept of Access: Definition and Relationship to Consumer Satisfaction », *Medical Care*, 19(2), p. 127-140. doi:10.1097/00005650-198102000-00001

PERRUCHE F., POURRIAT J.-L., CLAESSENS Y.-E., 2008, « Satisfaction des patients consultant aux urgences. Mise au point », *Journal Européen des Urgences*, 21(1), p. 14-21. doi:10.1016/j.jeur.2008.06.009

PETERS D. H., GARG A., BLOOM G., WALKER D. G., BRIEGER W. R., HAFIZUR RAHMAN M., 2008, « Poverty and Access to Health Care in Developing Countries », *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1136(1), p. 161-171. doi:10.1196/annals.1425.011

PFISTER V., 2014, « Le refus de soins opposé aux bénéficiaires de l'AME et de la CMU par la médecine de ville : l'exemple lyonnais », *Droit, Déontologie & Soins*, 14(4), p. 490-515. doi:10.1016/j.ddes.2014.10.002

POIROT J., GERARDIN H., 2010, « L'attractivité des territoires : un concept multidimensionnel », *Mondes en développement*, 149(1), p. 27-41. doi:10.3917/med.149.0027

PUTS M. T. E., PAPOUTSIS A., SPRINGALL E., TOURANGEAU A. E., 2012, « A systematic review of unmet needs of newly diagnosed older cancer patients undergoing active cancer treatment », *Supportive Care in Cancer*, 20(7), p. 1377-1394. doi:10.1007/s00520-012-1450-7

QUAYYUM Z., KHAN M. N. U., QUAYYUM T., NASREEN H. E., CHOWDHURY M., ENSOR T., 2013, « "Can community level interventions have an impact on equity and utilization of maternal health care" – Evidence from rural Bangladesh », *International Journal for Equity in Health*, 12(1), p. 22. doi:10.1186/1475-9276-12-22

QUINTANA J. M., GONZALEZ N., BILBAO A., AIZPURU F., ESCOBAR A., ESTEBAN C., SAN-SEBASTIAN J. A., DE-LA-SIERRA E., THOMPSON A., 2006, « Predictors of patient satisfaction with hospital health care », *BMC Health Services Research*, 6(1), p. 102. doi:10.1186/1472-6963-6-102

RENAHY E., PARIZOT I., VALLEE J., CHAUVIN P., 2011, « Le renoncement aux soins pour raisons financières dans l'agglomération parisienne : déterminants sociaux et évolution entre 2005 et 2010. ».

REVENSON T. A., GRIVA K., LUSZCZYNSKA A., MORRISON V., PANAGOPOULOU E., VILCHINSKY N., HAGEDOORN M., 2016, « Gender and Caregiving: The Costs of Caregiving for Women », in Revenson T. A., Griva K., Luszczynska A., Morrison V.,

Panagopoulou E., Vilchinsky N., Hagedoorn M. (dir.), *Caregiving in the Illness Context*, London, Palgrave Macmillan UK, p. 48-63. doi:10.1057/9781137558985_5

REVIL H., 2017, « Femmes et hommes face au renoncement aux soins », *La santé en action*.

REVIL H., 2018, « Identifier les facteurs explicatifs du renoncement aux soins pour appréhender les différentes dimensions de l'accessibilité sanitaire », *Regards*, N° 53(1), p. 29-41.

ROBERDEAU V., 2013, *Ressenti des internes boursiers de Seine-et-Marne sur les mesures incitatives pour lutter contre la pénurie de médecins en zones déficitaires : enquête qualitative auprès des internes de médecine générale ayant signé la bourse seine-et-marnaise entre 2009 et 2012*, Ph.D. thesis, Université Paris-Descartes, 81 p.

ROCHAIX L., TUBEUF S., 2009, « Mesures de l'équité en santé : fondements éthiques et implications », *Revue économique*, 2(60), p. 325-344.

RONCHETTI J., TERRIAU A., 2019, « L'impact du chômage sur l'état de santé », *Revue économique*, Prépublication(7), p. 442-467.

RONZEAU M., BELGHITH F., 2018, « La santé des étudiants », *Administration Education*, 157(1), p. 79-84.

ROSENTHAL T. C., ROSENTHAL G. L., LUCAS C. A., 1992, « Factors In The Physician Practice Location Puzzle: A Survey Of New York State Residency-Trained Family Physicians », *The Journal of the American Board of Family Practice*, 5(3), p. 265-273. doi:10.3122/jabfm.5.3.265

ROSS R. J. S., TRACHTE K. C., 1990, *Global Capitalism: The New Leviathan*, SUNY Press, 322 p.

ROSSI P., 1955, *Why families move: a study in the social psychology of urban residential mobility*, Free Press, Glencoe, Free Press, 220 p.

ROTHMAN R., BERKE C., JIVANELLI B., CASEY E., CHENG J., 2023, « Sex and gender differences in lower limb chronic exertional compartment syndrome: a systematic review », *The Physician and Sportsmedicine*, p. 1-11. doi:10.1080/00913847.2023.2173489

ROY N., DUBE R., DESPRES C., FREITAS A., LEGARE F., 2018, « Choosing between staying at home or moving: A systematic review of factors influencing housing decisions among frail older adults » Van Wouwe J. P. (dir.), *PLOS ONE*, 13(1), p. e0189266. doi:10.1371/journal.pone.0189266

SAAD J. M., PROCHASKA J. O., 2020, « A philosophy of health: life as reality, health as a universal value », *Palgrave Communications*, 6(1), p. 45. doi:10.1057/s41599-020-0420-9

SAFON M.-O., 2022, « Le ticket modérateur en France : Aspects historiques et réglementaires ».

SALKEVER D. S., 1976, « Accessibility and the demand for preventive care », *Social Science & Medicine* (1967), 10(9), p. 469-475. doi:10.1016/0037-7856(76)90114-1

SAMSON A.-L., 2011, « Comportements d'offre de soins et revenus des médecins généralistes: l'influence de la régulation de la médecine ambulatoire », *Journal d'économie médicale*, Volume 29(5), p. 247-269.

SAURMAN E., 2016, « Improving access: modifying Penchansky and Thomas's Theory of Access », *Journal of Health Services Research & Policy*, 21(1), p. 36-39. doi:10.1177/1355819615600001

SCHAFFAR A., DIMOU M., MOUHOUD E. M., 2019, « The determinants of elderly migration in France », *Papers in Regional Science*, 98(2), p. 951-972. doi:10.1111/pirs.12374

SCHALOCK R., 1993, « La qualité de vie: conceptualisation, mesure et application », *Revue francophone de la déficience intellectuelle*, 4(2), p. 137-151.

SCHOLZ S., GRAF VON DER SCHULENBURG J.-M., GREINER W., 2015, « Regional differences of outpatient physician supply as a theoretical economic and empirical generalized linear model », *Human Resources for Health*, 13(1), p. 85. doi:10.1186/s12960-015-0088-1

SCHWEI R. J., KADUNC K., NGUYEN A. L., JACOBS E. A., 2014, « Impact of sociodemographic factors and previous interactions with the health care system on institutional trust in three racial/ethnic groups », *Patient Education and Counseling*, 96(3), p. 333-338. doi:10.1016/j.pec.2014.06.003

SECHET R., VASILCU D., 2012, « Les migrations de médecins roumains vers la France, entre démographie médicale et quête de meilleures conditions d'exercice », *Norois. Environnement, aménagement, société*, 223, p. 63-76. doi:10.4000/norois.4203

SEN A., 2002, « Why health equity? », *Health Economics*, 11(8), p. 659-666. doi:10.1002/hec.762

SERGEANT J. F., EKERDT D. J., 2008, « Motives for Residential Mobility in Later Life: Post-Move Perspectives of Elders and Family Members », *The International Journal of Aging and Human Development*, 66(2), p. 131-154. doi:10.2190/AG.66.2.c

SPERBER J., LANDERS S., LAWRENCE S., 2005, « Access to Health Care for Transgendered Persons: Results of a Needs Assessment in Boston », *International Journal of Transgenderism*, 8(2-3), p. 75-91. doi:10.1300/J485v08n02_08

ST PIERRE S. R., PEIRLINCK M., KUHLE E., 2022, « Sex Matters: A Comprehensive Comparison of Female and Male Hearts », *Frontiers in Physiology*, 13, p. 831179. doi:10.3389/fphys.2022.831179

SYKES S., WILLS J., ROWLANDS G., POPPLE K., 2013, « Understanding critical health literacy: a concept analysis », *BMC Public Health*, 13(1), p. 150. doi:10.1186/1471-2458-13-150

- TIEBOUT C. M.**, 1956, « A Pure Theory of Local Expenditures », *Journal of Political Economy*, 64(5), p. 416-424. doi:10.1086/257839
- TOBLER W. R.**, 1970, « A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region », *Economic Geography*, 46, p. 234-240. doi:10.2307/143141
- TONNELIER F.**, 2010, « Bassins de santé et territoires gérontologiques : limites et frontières », *Gérontologie et société*, 33 / 132(1), p. 35-45. doi:10.3917/g.s.132.0035
- TSCHON M., CONTARTESE D., PAGANI S., BORSARI V., FINI M.**, 2021, « Gender and Sex Are Key Determinants in Osteoarthritis Not Only Confounding Variables. A Systematic Review of Clinical Data », *Journal of Clinical Medicine*, 10(14), p. 3178. doi:10.3390/jcm10143178
- TWOMEY M., SAMMON D., NAGLE T.**, 2020, « Memory recall/information retrieval challenges within the medical appointment: a review of the literature », *Journal of Decision Systems*, 29(3), p. 148-181. doi:10.1080/12460125.2020.1809781
- VALLES V.**, 2020, « Le dynamisme démographique faiblit entre 2013 et 2018, avec la dégradation du solde naturel », *Insee Focus*, 221, p. 10.
- VALLETOUX F., MARCANGELI L., BERGE A.**, 2023, « Proposition de loi visant à améliorer l'accès aux soins par l'engagement territorial des professionnels », *PPL N°1175*.
- VAN DER SCHEE E., BRAUN B., CALNAN M., SCHNEE M., GROENEWEGEN P. P.**, 2007, « Public trust in health care: A comparison of Germany, The Netherlands, and England and Wales », *Health Policy*, 81(1), p. 56-67. doi:10.1016/j.healthpol.2006.04.004
- VEGA S. H., ELHORST J. P.**, 2015, « The SLX Model », *Journal of Regional Science*, 55(3), p. 339-363. doi:10.1111/jors.12188
- VOGT V.**, 2016, « The contribution of locational factors to regional variations in office-based physicians in Germany », *Health Policy*, 120(2), p. 198-204. doi:10.1016/j.healthpol.2016.01.006
- WAMALA S., MERLO J., BOSTROM G., HOGSTEDT C.**, 2007, « Perceived discrimination, socioeconomic disadvantage and refraining from seeking medical treatment in Sweden », *Journal of Epidemiology & Community Health*, 61(5), p. 409-415. doi:10.1136/jech.2006.049999
- WANG W.-Y., GUPTA D.**, 2011, « Adaptive Appointment Systems with Patient Preferences », *Manufacturing & Service Operations Management*, 13(3), p. 373-389. doi:10.1287/msom.1110.0332
- WARIN P.**, 2011, « Renoncement à des soins et précarité », in *Renoncement aux soins : actes du colloque*, Paris, DREES, Collection Etudes & Statistiques, p. 81-89.
- WARIN P.**, 2014, « Renoncement aux soins : comment appréhender cette réalité en médecine de premier recours ? », *Revue médicale de la Suisse romande*, 452, p. 2258-2263.

WEISSMAN J. S., 1991, « Delayed Access to Health Care: Risk Factors, Reasons, and Consequences », *Annals of Internal Medicine*, 114(4), p. 325. doi:10.7326/0003-4819-114-4-325

WISEMAN R. F., 1980, « Why Older People Move: Theoretical Issues », *Research on Aging*, 2(2), p. 141-154. doi:10.1177/016402758022003

WOOLDRIDGE J. M., 2013, *Introductory econometrics: a modern approach*, 5th ed, Mason, OH, South-Western Cengage Learning, 881 p.

XIE X., WU Q., HAO Y., YIN H., FU W., NING N., XU L., LIU C., LI Y., KANG Z., HE C., LIU G., 2014, « Identifying Determinants of Socioeconomic Inequality in Health Service Utilization among Patients with Chronic Non-Communicable Diseases in China », *PLOS ONE*, 9(6), p. e100231. doi:10.1371/journal.pone.0100231

YUN M.-S., 2004, « Decomposing differences in the first moment », *Economics Letters*, 82(2), p. 275-280. doi:10.1016/j.econlet.2003.09.008

ZELLNER A., THEIL H., 1962, « Three-Stage Least Squares: Simultaneous Estimation of Simultaneous Equations », *Econometrica*, 30(1), p. 54. doi:10.2307/1911287

ZHAO P., YOO I., LAVOIE J., LAVOIE B. J., SIMOES E., 2017, « Web-Based Medical Appointment Systems: A Systematic Review », *Journal of Medical Internet Research*, 19(4), p. e6747. doi:10.2196/jmir.6747

1999, « Loi n° 99-533 du 25 juin 1999 d'orientation pour l'aménagement et le développement durable du territoire et portant modification de la loi n° 95-115 du 4 février 1995 d'orientation pour l'aménagement et le développement du territoire », 99-533.

2002, « Loi n° 2002-303 du 4 mars 2002 relative aux droits des malades et à la qualité du système de santé », 2002-303.

2004a, « Declaration of Alma-Ata International Conference on Primary Health Care, Alma-Ata, USSR, 6–12 September 1978 », *Development*, 47(2), p. 159-161. doi:10.1057/palgrave.development.1100047

2004b, « Loi n° 2004-810 du 13 août 2004 relative à l'assurance maladie »,.

2009, « Article L4130-1 - Code de la santé publique », *Code de Santé Publique*, 2009-879.

2011, « Article L162-5 - Code de la sécurité sociale », *Code de la sécurité sociale*, 2011-940.

2013, « Décret n° 2013-756 du 19 août 2013 relatif aux dispositions réglementaires des livres VI et VII du code de l'éducation », 2013-756.

2019a, « Décret n° 2019-1125 du 4 novembre 2019 relatif à l'accès aux formations de médecine, de pharmacie, d'odontologie et de maïeutique », 2019-1125.

2019b, « Article 52 - Loi n° 2019-1446 du 24 décembre 2019 de financement de la sécurité sociale pour 2020 »,.

Titre : Quatre essais sur les déterminants des inégalités d'accès aux soins en France

Résumé : Réduire les inégalités sociales de santé suppose notamment de faire en sorte que chacun puisse disposer de soins selon sa volonté et ses besoins. De nombreux travaux ont cherché à établir les dimensions déterminant l'accès aux soins. Parmi ces différents facteurs, deux ont une importance particulière au sein du calendrier législatif et les débats publics français : les barrières financières et géographiques. Ainsi, deux expressions à ce propos ont une résonance collective particulière : le « renoncement aux soins » et les « déserts médicaux ». L'objet de cette thèse est donc d'orienter l'étude des inégalités d'accès aux soins autour de ces deux notions. Le premier chapitre est une revue systématique sur les déterminants du renoncement aux soins pour raisons financières en France. Le deuxième chapitre est une étude quantitative cherchant à comprendre le sur-renoncement aux soins des femmes par rapport aux hommes en France. Le troisième chapitre étudie à l'aide d'économétrie spatiale les évolutions de la localisation des médecins généralistes en France. Le dernier chapitre s'interroge sur l'éventuelle incidence de l'offre de soins sur les mobilités résidentielles des retraités. Les résultats des deux premiers chapitres indiquent que les dimensions déterminant le renoncement aux soins ne sont que partiellement comprises et qu'il en résulte des difficultés interprétatives quant au rôle des caractéristiques socio-démographiques dans la construction des inégalités de renoncement aux soins. Les résultats des deux derniers chapitres soulignent que les médecins généralistes ont une tendance nette à se regrouper avec d'autres types de soins, ce qui génère une polarisation de ces derniers, et que les retraités n'ont pas tendance à suivre les évolutions de l'offre de soins. Sur ces cas-là, il n'apparaît pas de tendance du marché à la réduction des inégalités territoriales d'accessibilité aux soins. Cela pourrait induire la nécessité d'une régulation publique en la matière.

Mots clés : Accès aux soins, inégalités, renoncement aux soins, accessibilité territoriale, France.

Title: Four essays of the determinants of inequalities in access to healthcare in France

Abstract: Reducing social inequalities in health means ensuring that everyone has access to healthcare according to their wishes and needs. Numerous studies have focused on the factors that determine access to healthcare. Among these various factors, two of them have a huge importance in the French legislative agenda and public debate: financial and geographical barriers. In this respect, two expressions have a particular collective impact: "foregone healthcare " and "medical deserts". The aim of this thesis is therefore to focus the study of inequalities in access to healthcare on these two notions. The first chapter is a systematic review of the determinants of forgoing healthcare for financial reasons in France. The second chapter is a quantitative study that seeks to understand why women are more likely than men to forego healthcare in France. The third chapter uses spatial econometrics to study changes in the location of general practitioners in France. The final chapter examines the potential impact of healthcare supply on the residential mobility of retired people. The results of the first two chapters indicate that the dimensions determining the foregone healthcare are only partially understood, resulting in interpretative difficulties regarding the role of socio-demographic characteristics in the construction of inequalities in foregone healthcare. The results of the last two chapters highlight that general practitioners have a clear tendency to group together with other types of healthcare, generating a polarization of the latter, and that retired people do not tend to follow changes in healthcare supply. In these cases, there is no apparent market trend to reduce territorial inequalities in access to healthcare. This could suggest the need for public regulation in this respect.

Keywords: Access to healthcare, inequalities, forgoing healthcare, territorial accessibility, France.

Unité de recherche

Bordeaux Population Health research center (BPH), Inserm U1219, équipe PHARes, 146, rue Léo Saignat, 33076 BORDEAUX Cedex