

# Table des matières

<b>RESUME .....</b>	<b>3</b>
<b>RÉSUMÉ EN ANGLAIS – PRACTICE VARIATIONS AND INEQUALITIES OF HEALTH CARE UTILIZATION IN FRANCE WITH A FOCUS ON CANCER.....</b>	<b>3</b>
<b>REMERCIEMENTS .....</b>	<b>4</b>
<b>TABLE DES MATIERES .....</b>	<b>6</b>
<b>GLOSSAIRE .....</b>	<b>8</b>
<b>INTRODUCTION GENERALE .....</b>	<b>10</b>
1.    LE CONSTAT DES INEGALITES SOCIALES ET SPATIALES DE SANTE EN FRANCE.....	10
2.    LES FACTEURS EXPLICATIFS DES INEGALITES SOCIALES ET SPATIALES DE SANTE .....	14
2.1 <i>L'effet des facteurs de demande / caractéristiques des agents .....</i>	16
2.2 <i>Effets de l'offre de soins .....</i>	18
2.3 <i>L'effet de la géographie.....</i>	20
3.    QUESTIONS DE RECHERCHE .....	22
4.    PLAN DE LA THESE .....	27
<b>CHAPITRE 1 .....</b>	<b>28</b>
<b>LA PERTINENCE DES PRATIQUES D'HOSPITALISATION : UNE ANALYSE DES ECARTS DEPARTEMENTAUX DE PROSTATECTOMIES.....</b>	<b>28</b>
1.    INTRODUCTION.....	29
2.    DONNEES ET METHODES.....	34
2.1 <i>Les sources de données .....</i>	34
2.2 <i>L'approche de modélisation .....</i>	35
2.3 <i>La spécification des modèles .....</i>	37
3.    RESULTATS .....	40
3.1 <i>Variables départementales .....</i>	43
3.2 <i>L'offre au niveau régional.....</i>	43
4.    DISCUSSION .....	44
5.    CONCLUSION.....	47
Annexe 1.....	49
Annexe 2.....	50
<b>CHAPITRE 2 .....</b>	<b>52</b>
<b>PHYSICIAN VISITS FOR PATIENTS DIAGNOSED WITH CANCER AND HEART DISEASE: THE ROLE OF FINANCIAL AND INSURANCE FACTORS .....</b>	<b>52</b>
1.    INTRODUCTION.....	53
2.    DATA.....	56
3.    EMPIRICAL STRATEGY.....	57
4.    RESULTS.....	60
4.1 <i>Descriptive statistics.....</i>	60
4.2 <i>Regression results.....</i>	63
5.    ROBUSTNESS CHECKS.....	71
6.    CONCLUSION.....	73

Appendix 1.....	76
Appendix 2.....	78
<b>CHAPITRE 3 .....</b>	<b>79</b>
<b>DETERMINANTS OF REGIONAL VARIATION IN NATIONAL ORGANIZED BREAST CANCER SCREENING PROGRAM IN FRANCE .....</b>	<b>79</b>
1.    INTRODUCTION.....	80
2.    DATA AND VARIABLE DEFINITIONS .....	85
3.    EMPIRICAL STRATEGY.....	86
4.    RESULTS.....	89
4.1 <i>Descriptive statistics</i> .....	89
5.    REGRESSION RESULTS.....	92
6.    ROBUSTNESS CHECKS .....	95
7.    DISCUSSION .....	101
Appendix 1.....	104
Appendix 2.....	105
<b>CONCLUSION GENERALE .....</b>	<b>106</b>
<b>BIBLIOGRAPHIE .....</b>	<b>113</b>

# Glossaire

ALD : Affection Longue Durée

ACS : Aide à l'acquisition d'une Complémentaire Santé

ARS : Agence Régionale de Santé

ATIH : Agence Technique de l'Information Hospitalière

CCAM : Classification Commune des Actes Médicaux

CESE : Conseil Economique Social et Environnemental

CHI : Complementary Health Insurance

CIM : Classification Internationale des Maladies

CNAMTS : Caisse Nationale de l'Assurance Maladie des Travailleurs Salariés

CMU-C : Couverture Maladie Universelle – Complémentaire

CPOM : Contrat pluriannuel d'Objectifs et de Moyens.

DGOS : Direction Générale de l'Offre de Soins

DREES : Direction de la Recherche, des Etudes, de l'Evaluation et des Statistiques

ENT : Ear, Nose and Throat

ESPS : Enquête sur la Santé et la Protection Sociale

ESPIC : Etablissement de Santé Privé d'Intérêt Collectif

GDP : Gross Domestic Product

GHM : Groupe Homogène de Malade

GP : General Practitioner

HCAAM : Haut Conseil pour l'Avenir de l'Assurance Maladie

HAS : Haute Autorité de Santé

HPST : loi portant réforme de l'Hôpital et relative aux Patients, à la Santé et aux Territoires

IRDES : Institut de Recherche et de Documentation en Economie de la Santé

LFSS : Loi de Financement de la Sécurité Sociale

LTI : Long-term illness

OCDE : Organisation de Coopération et de Développement Economique

OMS : Organisation Mondiale de la Santé

ONDAM : Objectif National de Dépenses d'Assurance Maladie

OOP : Out Of Pocket

PMSI : Programme de Médicalisation des Systèmes d'Information

PRS : Plan Régional de Santé

PSA : Prostate Specific Antigen

PSPH : Participant au Service Public Hospitalier

SAE : Statistique Annuelle des Etablissements

SAH : Self-assessed health

SAR : Spatial autoregressive model

SAV : Small area variation

SDM : Spatial Durbin model

SEM : Spatial Error Model

SHARE : Survey on Health, Ageing and Retirement in Europe

SNIIRAM : Système National d'Informations Inter régimes de l'Assurance Maladie

SROS : Schéma Régional d'Organisation des Soins

T2A : Tarification à l'activité.

# Introduction générale

## 1. Le constat des inégalités sociales et spatiales de santé en France

La part des dépenses de santé en France dans le PIB n'a cessé de progresser passant de 9,5% en 2000 à 11% en 2014<sup>1</sup>. La France figure ainsi parmi les pays de l'OCDE où cette proportion est la plus élevée. Même si la santé est un enjeu crucial dans tous les pays développés, les dépenses de santé n'échappent pas à la nécessité de rationalisation des dépenses publiques accrue depuis la crise financière et économique de 2009. En France, l'objectif national des dépenses d'Assurance maladie (ONDAM), créé par les ordonnances Juppé de 1996, constitue le principal outil macroéconomique de régulation des dépenses de santé. Voté tous les ans par le Parlement lors des discussions sur la Loi de Financement de la Sécurité Sociale (LFSS), il pose un cadre juridique d'évolution des dépenses d'Assurance maladie. Pour 2016, la LFSS prévoit une hausse des dépenses de santé de 1,75%, soit un montant de 185,2 milliards d'euros<sup>2</sup>.

Cette augmentation constante des dépenses de santé pose, en particulier, le problème de leur efficacité. En effet, un montant de dépenses de santé élevé n'est pas nécessairement corrélé avec de meilleurs résultats en matière de santé (OCDE, 2010). Cependant, l'intérêt particulier porté à l'efficacité du système de santé ne doit pas l'éloigner de l'un de ses fondements : la justice sociale. Différentes théories de la justice sociale coexistent mais il est possible d'établir une typologie, en particulier pour la santé et l'accès aux soins (Gadreau and Schneider-Bunner, 1997). Le premier courant, égalitariste, implique une diminution des inégalités de santé (égalité de résultats) et d'accès aux soins (égalité de moyens)<sup>3</sup>. Il s'agit alors de limiter les obstacles à l'acquisition de soins mais aussi de permettre l'accès à un même traitement pour un même besoin. La seconde école de pensée, « libérale », voit au contraire la justice sociale comme inefficace. Pour ce courant, le bon fonctionnement de la société ne peut être atteint que *via* les mécanismes de marché. Ce dernier est le seul moyen de combiner de manière efficace les actions individuelles tout en respectant deux principes fondamentaux : la liberté individuelle et la propriété privée. Ainsi, l'accès aux soins s'organise également au sein d'un marché : l'efficacité repose alors sur

<sup>1</sup> [http://drees.social-sante.gouv.fr/IMG/pdf/er\\_935\\_depenses\\_de\\_sante.pdf](http://drees.social-sante.gouv.fr/IMG/pdf/er_935_depenses_de_sante.pdf)

<sup>2</sup> En 2015, la CSBM était de 191 milliards d'euros mais « le champ de la CSBM diffère de celui de l'ONDAM. L'ONDAM correspond à la partie de la CSBM financée par la Sécurité sociale (y compris les régimes spéciaux) augmentée de certains postes compris dans la DCS ». Source : [http://drees.social-sante.gouv.fr/IMG/pdf/cns\\_2015\\_fiched.pdf](http://drees.social-sante.gouv.fr/IMG/pdf/cns_2015_fiched.pdf)

<sup>3</sup> Dans sa vision « pure », l'égalitarisme implique que tous les individus sont égaux quel que soit le point de vue considéré et devraient en particulier avoir le même niveau d'état de santé.

l'élaboration d'un système d'assurances privées. Enfin, selon le courant rawlsien les institutions de santé doivent permettre d'obtenir un panier minimum de soins qui comprend « les services nécessaires pour maintenir, restaurer ou compenser la perte de fonctionnement normal ». Par ailleurs, les plus pauvres et les plus malades doivent avoir un accès favorisé au système de santé.

Le système de santé français se place principalement dans le courant égalitariste de justice sociale. En effet, la loi de santé publique de 2004 rappelle que « la politique de santé publique concerne : [...] la réduction des inégalités de santé, par la promotion de la santé, par le développement de l'accès aux soins et aux diagnostics sur l'ensemble du territoire ». Le principe d'équité horizontale consiste à fournir aux personnes qui ont les mêmes besoins de soins un accès égal aux soins. A ce titre, l'égal accès aux soins fait également partie des droits fondamentaux inscrits dans la Charte des droits fondamentaux de l'Union Européenne<sup>4</sup>. La Commission des Déterminants sociaux de l'Organisation Mondiale de la Santé (OMS), en 2009, insiste sur l'importance de l'accès aux soins comme principal déterminant du bon état de santé des populations. Il semble donc qu'au regard des différents courants de la théorie de la justice sociale, le système de santé français ne pourrait être à la fois efficace et égalitaire. Cependant, des travaux ont montré que ces deux objectifs n'étaient pas nécessairement contradictoires. Tout d'abord, l'OCDE (2010) indique qu'une amélioration de l'efficacité des dépenses permettrait de réduire les inégalités sociales de santé, qui sont définies comme les différences d'état de santé selon les groupes sociaux. Par ailleurs, une étude récente montre que les inégalités sociales de santé engendrent 707 000 décès supplémentaires pour les pays de l'Union Européenne, ce qui représente 20% du montant des dépenses de santé de cette zone (Mackenbach *et al.*, 2011). Ainsi, il apparaît que les deux critères ne sont pas incompatibles dans la mesure où une hausse de l'efficacité des dépenses tend à améliorer l'équité du système de santé mais également qu'une diminution des inégalités d'accès aux soins implique une réduction des dépenses de santé. Dans cette thèse, nous concentrerons l'analyse sur la compréhension des inégalités sociales de santé (ISS) et de recours aux soins et non sur la mesure de la performance du système de santé<sup>5</sup>.

La question des inégalités d'accès aux soins renvoie à la question de la définition du besoin de santé exprimé par les individus. Arrow dans son article fondateur en 1963 a été le premier à mettre en avant le caractère particulier de la demande sur ce marché spécifique. Tout d'abord, la demande de soins est précédée par les besoins de santé. La demande de santé mesure

---

<sup>4</sup> Proclamée lors du Conseil européen de Nice, le 7 décembre 2000.

<sup>5</sup> Même si la réduction des ISS est aussi un critère d'évaluation d'un système de santé.

l'écart entre un état de santé perçu et un état de santé désiré. Ce besoin, pour l'individu, est expliqué par une détérioration de l'état de santé perçu ; l'incertitude relative à cette dégradation est une caractéristique forte de la demande de soins. Ainsi, les besoins de santé au sein de la population sont très hétérogènes. Newhouse (1989) explique que les disparités de recours à des soins primaires peuvent être expliquées pour près de la moitié par les caractéristiques individuelles contre 8% en ce qui concerne les soins hospitaliers. Cette très forte hétérogénéité des besoins de soins au sein de la population peut rendre délicates les analyses en termes de déterminants des inégalités d'accès aux soins. Pour limiter ces difficultés, nous réduisons l'hétérogénéité supposée des besoins de santé et donc de la demande de soins des individus en nous focalisant sur des populations avec des pathologies similaires. *De facto*, nous faisons l'hypothèse d'une certaine homogénéité des besoins au sein de ces populations particulières. Par ailleurs, de nombreuses études montrent d'une part que la probabilité de recours et d'autre part que le nombre de visites chez le médecin ne sont pas distribués de manière uniforme entre les groupes sociaux (Doorslaer *et al.*, 2004; Bago d'Uva and Jones 2009; Jusot 2013; Devaux, 2013). Malgré un système de santé qui a longtemps été considéré comme le meilleur au monde<sup>6</sup>, la France se caractérise par de très fortes ISS. Chez les hommes, un ouvrier et un cadre ont des espérances de vie à 35 ans très différentes : 41 ans et 47 ans respectivement (Blanpain, 2011). On observe également des disparités de consommations de soins entre les groupes sociaux à état de santé donné. L'analyse d'Or *et al.* (2009) révèle clairement que les européens de plus de 50 ans possédant les plus hauts revenus consomment plus de soins (visites chez le généraliste et le spécialiste, vaccination contre la grippe, examens des yeux, coloscopie et mammographie), à état de santé donné.

Par ailleurs, une récente étude compare les inégalités de recours à certains soins (visite chez le généraliste, le spécialiste, le dentiste, le dépistage du cancer du sein et du cancer du col de l'utérus) entre 16 pays de l'OCDE en contrôlant des besoins de santé (Devaux, 2013). Pour la France, les données de l'ESPS (Enquête sur la Santé et la Protection Sociale) 2008 de l'Irdes (Institut de recherche et de documentation en économie de la santé) sont utilisées et un indice de concentration est calculé pour mesurer le degré d'iniquité dans le recours aux médecins et aux dépistages. Les résultats indiquent une inégalité d'accès aux soins pour les médecins généralistes dans la moyenne des pays étudiés mais soulignent aussi clairement un gradient social dans le recours aux médecins spécialistes en faveur des plus riches. La France se place dans une position

---

<sup>6</sup> OMS, (2000), *Rapport sur la santé dans le monde, 2000 – Pour un système de santé plus performant*, OMS, Genève, 2000

singulière avec le niveau d'iniquité le plus élevé. Ainsi, à besoin de santé identique, la France se caractérise par un accès privilégié aux médecins spécialistes pour les personnes ayant un statut socio-économique supérieur.

Les inégalités sociales de santé peuvent également se renforcer selon les territoires. On observe ainsi de très forts écarts départementaux de mortalité globale : le niveau le plus faible concerne le département de la Seine-Saint-Denis, avec un taux brut de mortalité de 5,5 pour 1000 habitants, contrairement à la Creuse caractérisée par un taux de 15,6 pour 1000 habitants en 2013. Par ailleurs, concernant l'espérance de vie à la naissance, il existe de nettes différences entre les départements français. Pour les hommes, elle était en 2013 de 75,3 ans dans le Pas-de-Calais contre 81,1 ans à Paris. Pour les femmes, les mêmes disparités apparaissent avec l'espérance de vie la plus faible à 82,6 ans et la plus élevée à 86,1 (respectivement pour les mêmes départements). Ensuite, des différences dans le recours aux soins existent selon le lieu de résidence des individus. Ces écarts d'accès au sein des territoires peuvent être, en partie<sup>7</sup>, expliqués par des différences de disponibilité de l'offre de soins entre les régions et les départements mais aussi à l'intérieur de ces territoires entre les zones urbaines et rurales (CESE, 2013). Par exemple, les densités de médecins généralistes vont de 66 pour 100 000 habitants en Seine-Saint-Denis à 126 dans les Pyrénées-Orientales, en 2013. Pour les spécialistes, le département caractérisé par la plus faible densité est la Haute-Saône (31 pour 100 000 habitants) contre 241 à Paris.

Du fait de ces très fortes disparités régionales et départementales, la mise en œuvre de la politique de santé a été progressivement transmise aux territoires et en particulier aux régions dans le cadre d'une politique de déconcentration. La territorialisation du système de santé commence en 1970 avec l'instauration de la carte sanitaire qui visait à réguler l'offre de soins des hôpitaux en instaurant des ratios d'équipements par région (Coldefy et Lucas-Gabrielli, 2012). Ensuite, les différentes générations<sup>8</sup> de Schéma régional d'organisation des soins (SROS) visaient à planifier l'offre de soins sur les territoires afin de répondre au mieux aux besoins des populations. La loi Hôpital, Patients, Santé et Territoires (HPST) de 2009 renforce le processus de territorialisation du système de santé *via* la création des agences régionales de santé (ARS) dont le rôle est la gestion de la politique sanitaire et médico-sociale au niveau des régions. L'une des

---

<sup>7</sup> Les différences d'accès aux soins peuvent également s'expliquer en fonction du statut socio-économique, de la détention d'une couverture santé complémentaire ou de préférences des individus (*cf. infra*)

<sup>8</sup> SROS I : de 1991 à 1999 ; SROS II : 1999 à 2004 et SROS III : 2006 à 2011

compétences majeures de ces ARS est la création d'établissements et services de soins<sup>9</sup>. Ces autorisations dépendent des besoins de la population sur les territoires concernés. Ainsi les ARS peuvent ajuster au mieux l'offre de soins à la demande de soins et donc lutter contre les inégalités d'accès aux soins. De plus, la loi HPST précise que les ARS doivent élaborer un projet régional de santé (PRS) d'une période de 5 ans. Ce PRS fixe les priorités de la politique régionale de santé. L'atteinte des objectifs présentés dans le PRS nécessite la mise en place de contrats entre les établissements et les ARS : les contrats pluriannuels d'objectifs et de moyens (Cpom). Ces contrats permettent aux ARS de préciser auprès des établissements leur place dans l'offre de soins sur le territoire, et donc d'organiser cette offre en fonction des besoins, mais aussi de donner des objectifs de performances (qualité des soins, efficience économique) aux établissements (DGOS, 2012). En complément de cette politique de rationalisation *a priori*, la lutte contre les inégalités sociales et spatiales de santé se fait également *a posteriori*. Ainsi, depuis 2011, la Direction Générale de l'Offre de Soins (DGOS), accompagnée de la HAS et de l'ATIH, suivent en routine les taux de recours à un certain nombre de prises en charge (césarienne, chirurgie de la cataracte, chirurgie bariatrique...) afin d'identifier les territoires aux plus grandes variabilités (Le Bail et Fouchard, 2015). Chaque institution a un rôle particulier. L'ATIH calcule les taux de recours aux différentes procédures et transmet ces données directement aux ARS. La HAS réalise les recommandations visant à améliorer les pratiques. Il y a ainsi 33 procédures qui sont des priorités nationales en termes de suivi des variations géographiques de pratiques en France. Ces procédures sont sélectionnées selon certains critères : un volume d'activité important, un volume en hausse durant les trois dernières années ou bien de fortes variations entre les régions. A partir des données transmises aux ARS, ces dernières peuvent engager des procédures de réductions des variations de pratiques en particulier grâce à la contractualisation entre l'ARS, les établissements et la CNAMTS. Par exemple, dans les Pays de la Loire, l'ARS demande aux établissements d'atteindre un objectif de 50% de chirurgie ambulatoire alors que ce taux était précédemment de 39%. En Alsace a également été instauré un taux limite de césarienne de 20%.

## 2. Les facteurs explicatifs des inégalités sociales et spatiales de santé

La mise en évidence des inégalités de recours aux soins a suscité de nombreux travaux cherchant à identifier les facteurs explicatifs de ces écarts. En premier lieu, les différences de statut socio-économique peuvent être à l'origine de ces écarts de recours aux soins. En effet, ces

---

<sup>9</sup> Aussi bien pour les établissements de santé que médico-sociaux.

derniers peuvent être expliqués, théoriquement, en se fondant sur le modèle de capital de santé de (Grossman 1972, 2000). Selon ce modèle, les personnes naissent avec un capital santé qui se déprécie naturellement avec l'âge. Par ailleurs, l'état de santé des individus est considéré comme endogène. Les personnes expriment une demande de santé pour deux raisons : tout d'abord, un bon état de santé est source de bien-être (la santé est incluse dans leur fonction d'utilité) et ensuite il augmente le temps passé à la réalisation de productions marchande (ce qui leur permet de générer un revenu) et non-marchande. Les individus doivent donc consommer des soins et investir dans leur santé afin de réduire la dépréciation de leur capital santé : « la demande de soins devient une demande intermédiaire dérivée de la demande finale de bonne santé » (Majnoni d'Intignano, 2013). Les individus ayant un statut socio-économique plus élevé pourront donc émettre, à état de santé équivalent, une demande de soins plus élevée et donc un recours aux soins plus grand. Cela aura donc comme conséquence une différenciation de la consommation en fonction du revenu, par exemple, et donc des inégalités sociales de santé.

Les inégalités d'accès aux soins peuvent également être le résultat de la relation d'agence entre le médecin et le patient, du fait de l'asymétrie d'information, ce qui pourrait avoir comme conséquence une induction de la demande de la part des médecins (Rochaix and Jacobzone, 1997). Ce phénomène provient de l'influence possible du médecin sur la demande du patient et pourrait se traduire par une fourniture de soins supérieure à celle exprimée par le patient dans le cadre d'une information parfaite. Les premiers travaux dans les années 1960 montrent un lien positif entre la densité de lits dans les hôpitaux et la durée de séjour (Roemer, 1961) mais l'hypothèse de demande induite est pour la première fois énoncée par Evans (1974). L'une des sources des inégalités pourrait donc renvoyer à la disponibilité de l'offre de soins (professionnels de santé).

Enfin, le lieu de résidence des patients ou bien la disponibilité de l'offre de soins dans un territoire peuvent aussi être des facteurs explicatifs d'inégalités sociales et spatiales de santé. Ainsi, il est possible d'observer de grandes différences, en fonction du lieu de résidence ou de traitement des patients, dans les prises en charge (Corallo *et al.* 2014; OECD 2014; Skinner, 2011). Les variations de pratiques correspondent aux écarts de pratiques médicales par rapport à une pratique moyenne ou par rapport à des guides de bonnes pratiques à la suite d'un consensus médical. Ces variations posent le problème de l'efficience dans l'allocation des ressources puisque dans un contexte de hausse tendancielle des dépenses de santé, mais de contraintes budgétaires

de plus en plus présentes, l'utilisation pertinente des soins devient un enjeu primordial aussi bien en termes financiers que de bien-être des patients (Phelps 2000)<sup>10</sup>. Cependant, il est nécessaire de préciser que toutes variations dans les pratiques ne constituent pas un désavantage pour les patients ou une hausse non justifiée des coûts. En effet, ces écarts de pratiques peuvent être la conséquence de préférences de la part des patients mais aussi des caractéristiques des individus. Mais, dans de nombreux cas, les écarts de recours sont si élevés qu'ils ne peuvent pas simplement être expliqués par des préférences différentes de la part des patients ou par des différences en termes de besoins (OECD 2014). Le projet ECHO (*European Collaboration for Health Optimisation*) en 2014 regroupe les activités de soins selon les bénéfices qu'ils apportent aux patients. La première catégorie est constituée des soins efficaces (« *effective care* ») pour lesquels il existe un consensus sur l'efficacité de ces procédures. Ensuite, la deuxième catégorie comprend les soins efficaces mais ayant des bénéfices marginaux incertains (« *effective care with uncertain marginal benefit* »). Ils correspondent à des procédures pour lesquelles la balance bénéfice risque dépend des caractéristiques des patients. Enfin, on distingue les soins à faible valeur (« *lower-value care* ») qui sont des procédures dépourvues de preuves d'efficacité. Grâce à cette typologie, il est possible de cibler les procédures pour lesquelles on s'attend à avoir le moins (respectivement le plus) de variations et donc d'engager des politiques de ciblage des territoires et ensuite des établissements ou médecins qui peuvent être à l'origine de ces forts écarts.

## 2.1 L'effet des facteurs de demande / caractéristiques des agents

Les facteurs liés à la demande des patients peuvent avoir pour conséquence des différences de recours. Premièrement, le statut socio-économique des individus est particulièrement mis en avant dans la littérature (Jusot, 2013). En particulier, des travaux français se sont intéressés au renoncement aux soins pour raisons financières car il peut avoir un effet particulièrement délétère sur la santé des individus. Une première étude montre que le renoncement aux soins pour raisons financières peut avoir de graves conséquences en termes de santé bucco-dentaire (Azogui-Lévy and Rochereau, 2005). En utilisant l'enquête ESPS de 2000, les auteurs indiquent que les personnes enquêtées dans les vagues précédentes et qui avaient renoncé à des soins pour des raisons financières ont une plus forte probabilité de déclarer des problèmes de santé bucco-dentaire après contrôle de leur niveau d'éducation, de leur revenu, de

---

<sup>10</sup> La standardisation des pratiques permettrait aux patients d'avoir une probabilité d'accès aux soins pertinents plus importante si les médecins suivent les recommandations de bonnes pratiques même si certains professionnels peuvent considérer que ces guides pourraient venir limiter leur liberté de prescription.

leur situation familiale et de leur couverture complémentaire. Plus récemment, Dourgnon *et al.* (2012) ont approfondi ce premier travail en analysant l'impact du renoncement aux soins pour raisons financières sur la santé générale de la population à partir de quatre vagues de l'ESPS (2002-2004-2006-2008). Pour étudier l'impact du renoncement aux soins sur la santé entre ces deux périodes, ils utilisent un probit bivarié dans lequel la première équation permet d'estimer les déterminants du renoncement aux soins lors de la première vague (respectivement 2002 et 2004) tandis que la seconde cherche les variables influençant la probabilité d'avoir connu une dégradation de son état de santé lors de la seconde vague (2004 ou 2008). Ils montrent ainsi que renoncer à des soins a un effet causal négatif sur l'état de santé futur.

Le rôle de la complémentaire santé a été particulièrement étudié aussi bien à l'étranger qu'en France. En Espagne, les personnes ayant seulement une assurance privée préfèrent dans la grande majorité des cas s'adresser à des médecins dans le secteur privé et plus de la moitié consultent directement un spécialiste (Rodríguez and Stoyanova, 2004). Jones *et al.* (2006) montrent un effet positif de la souscription à une complémentaire santé sur la probabilité d'aller consulter un spécialiste en contrôlant de l'âge, du genre, de l'état de santé, du revenu et du niveau d'éducation. Une étude sur données françaises donne des résultats similaires (Buchmueller *et al.*, 2004). Le rôle de la complémentaire peut s'expliquer par une diminution du montant des restes à charge finals (Folland, 2013). Ainsi, les personnes ne bénéficiant pas de complémentaire ou ayant une complémentaire avec de faibles garanties peuvent réduire leur consommation et donc renoncer à des soins. En effet, certains contrats de couvertures complémentaires, dont les primes d'assurance élevées sélectionnent une population aisée, peuvent couvrir tout ou partie des dépassements d'honoraires. Ainsi, le fait d'avoir des revenus faibles est la première cause d'absence de complémentaire (Perronnin *et al.*, 2011). Récemment, les premiers résultats de l'exploitation des données de l'ESPS 2012 montrent que près de 26% de la population française a renoncé à au moins un soin pour raisons financières (Célant *et al.*, 2014). Par ailleurs, ces premiers résultats indiquent également que le renoncement dépend du type de complémentaire détenue par les individus. Les non bénéficiaires d'une assurance complémentaire (qu'elle soit privée ou de type CMU-C) sont 42% à déclarer renoncer à des soins dentaires ou 24% à des soins d'optique (contre 16% et 8% pour les bénéficiaires d'une complémentaire santé, respectivement).

Enfin, un élément fréquemment cité dans la littérature est la présence de barrières culturelles et informationnelles qui expliqueraient que les populations les plus défavorisées seraient celles qui auraient un recours moindre. Par conséquent, ces écarts de recours au système

de santé pourraient être le résultat d'une vision différente de la maladie et d'un rapport au corps particulier (Jusot, 2013).

## 2.2 Effets de l'offre de soins

La disponibilité de l'offre de soins peut aussi influencer les inégalités de recours aux soins. Tout d'abord certaines études analysent l'influence potentielle du statut des établissements de santé sur les recours à différentes prises en charge. En 2011, l'Assurance maladie a montré que les taux de césariennes étaient plus élevés dans les établissements de santé privés que dans les maternités publiques de niveau 3<sup>11</sup> alors que ces dernières prennent en charge les grossesses les plus à risques. En effet, les grossesses les plus difficiles sont prises en charge dans ces maternités et donc la probabilité d'avoir recours à cet acte chirurgical est plus élevée. Milcent et Rochut (2009) montrent que les taux de césariennes sont plus élevés dans les établissements de santé privés, en contrôlant des complications lors de l'accouchement. Les auteurs indiquent aussi qu'un nombre plus important d'obstétriciens par lit entraîne une hausse de la probabilité de recours à la césarienne. Une autre étude porte sur les disparités de recours pour les personnes atteintes de cardiopathies ischémiques (Gusmano *et al.* 2014). Les résultats signalent que les taux d'accès aux traitements de ces pathologies sont plus faibles dans les établissements de santé publics. Toujours concernant la chirurgie, Soulié *et al.* (2001) montrent que la probabilité d'avoir une prostatectomie radicale est 2,6 fois plus élevée dans les établissements de santé privés en s'appuyant sur des données de 1995 pour quatre départements (Bas-Rhin, Calvados, Isère et Tarn) et en contrôlant des caractéristiques de la tumeur, de l'âge des patients et du dosage PSA.

D'autres études cherchent à comprendre quelles peuvent être les caractéristiques des établissements de santé qui modifieraient leurs prises en charge. Ainsi, Douglas *et al.* (2011) analysent l'effet de ces caractéristiques dans le recours aux angiogrammes diagnostiques pour les maladies coronariennes obstructives. Ils montrent qu'un tiers de ces examens ne seraient pas nécessaire si les établissements avec un faible volume d'activité pouvaient avoir les mêmes comportements de sélection des patients et de prise en charge de ces derniers que les établissements ayant une expérience plus importante. Aux Etats-Unis, une étude portant sur les césariennes souligne que la probabilité d'accoucher *via* cette procédure est plus importante quand

---

<sup>11</sup> Depuis un décret de 1988, les maternités sont classées en fonction de leur capacité de soins aux nouveau-nés. Les maternités de type 1 accueillent des grossesses normales, celles de types 2 sont destinées aux grossesses à risque moyen et possède une unité de néonatalogie tandis que les maternités de type 3 possèdent en plus une unité de réanimation néonatale.

les femmes sont dans des établissements en milieu urbain plutôt qu'en milieu rural (pour des grossesses à faible risque) en contrôlant de l'âge, du diabète gestationnel, de l'hypertension gestationnelle, de la race et du niveau d'assurance. Aux Pays-Bas, van Steenbergen *et al.* (2010) s'intéressent également aux caractéristiques des établissements (en particulier le statut des établissements) dans la prise en charge précoce des cancers du sein dans les premiers stades de la maladie. Ils indiquent de grands écarts de traitement en fonction du statut des établissements en contrôlant de l'âge des patientes, du stade clinique et de la région. Les femmes ont une probabilité plus importante d'avoir une chirurgie conservatrice dans les établissements généraux (sans missions d'enseignement) par rapport aux établissements dits « académiques » (rattachés à une université) ou d'« enseignement » (qui dispense des enseignements de chirurgie ou de médecine interne). En France, une étude a montré que le choix du traitement et de la modalité d'administration pour la chimiothérapie pour cancer du sein sont influencés par le système de financement des établissements de santé (Tonnaire *et al.*, 1998). Ainsi, les établissements publics et participants au service public hospitalier (PSPH) semblent privilégier les produits les moins chers. A l'inverse, les établissements privés, financés à l'acte, tendent à utiliser les produits plus coûteux et choisissent des modalités d'administration qui génèrent des durées de séjours plus élevées.

Certaines études considèrent l'influence de la densité médicale sur le recours au dépistage de différents cancers. Ainsi, pour le cancer du sein, vivre dans une zone à forte densité médicale augmente la probabilité de faire une mammographie mais diminue aussi la mortalité (Fleisher *et al.*, 2008; Gorey *et al.*, 2010; Vogt *et al.*, 2014). Gorey *et al.* (2010) montrent que les femmes souffrant d'un cancer du sein ont une probabilité plus grande de survivre si la densité médicale atteint au moins 7,25 médecins généralistes et 6 gynécologistes pour 100,000 habitants en Ontario (Canada). Concernant la mortalité pour cancer, une étude allemande calcule, pour des zones géographiques de petite taille, les taux standardisés de mortalité pour certains cancers évitables entre 2000 et 2004 (Sundmacher and Busse, 2011). Ensuite, en utilisant un modèle de régression sur données de comptage, ils analysent les déterminants des taux de mortalité évitable pour certains cancers (œsophage, pharynx, colorectal, trachée, peau, sein, col de l'utérus, testicules et vessie). En contrôlant du niveau de ruralité, du revenu moyen des ménages, du taux de chômage, de la proportion de la population sans éducation scolaire, du taux de fertilité et du pourcentage de fumeur, ils montrent qu'une augmentation de la densité médicale permettrait de réduire la mortalité évitable pour ces cancers. Aux Etats-Unis, Barritt *et al.* (2013) montrent que des patients en attente de greffe du foie ont une probabilité plus grande d'avoir cette greffe s'ils vivent dans une zone avec une densité plus forte de gastroentérologues une fois contrôlé de l'âge, de la race,

du sexe, du type d'assurance et du fait d'habiter dans une zone rurale ou urbaine. Une revue de la littérature a mis en avant le fait que de nombreux articles trouvent une influence positive de la densité médicale sur la consommation de soins (Léonard *et al.*, 2009).

En France, des études empiriques concluent à des résultats similaires. Ainsi, Lupi-Pegurier *et al.* (2011) montrent qu'un meilleur accès aux soins dentaires pour les personnes âgées passe également par une plus forte densité de dentistes grâce aux données de l'enquête Handicap-Santé-volent ménage. Mousquès *et al.* (2010) analysent également l'effet des caractéristiques des médecins sur la prescription d'antibiotiques en cas de rhinopharyngite en comparaison des guides de bonnes pratiques. Ils mettent en évidence qu'il existe une grande variabilité dans la prescription d'antibiotiques et que ces variations, pour 27% d'entre elles, proviennent des caractéristiques des médecins. Sur le même sujet, Pulcini *et al.*, (2012) montrent également que les caractéristiques des médecins ont un impact sur le suivi des recommandations de bonnes pratiques. Ces résultats vont dans le même sens que ceux présents dans d'autres études (Davis *et al.*, 2000; Pelletier-Fleury *et al.*, 2007 ; Michel-Lepage *et al.*, 2013).

### 2.3 L'effet de la géographie

Glover en 1938 avait déjà souligné la présence d'écart de pratiques entre différentes zones géographiques en Angleterre concernant l'amygdalectomie. Il précise: « *[it] defies any explanation, save that of variations of medical opinion on the indications for operation* » (Glover, 1938)<sup>12</sup>. Une autre étude sur cette opération montre qu'il existe de fortes variations de recours dans l'Etat du Vermont (de 16% à plus de 66% de taux d'amygdalectomie) (Wennberg and Gittelsohn 1973). De ce fait, pour un même besoin, en fonction du lieu d'habitation de la personne ou de la zone géographique dans laquelle les soins sont prodigués, plusieurs pratiques peuvent être appliquées (Skinner, 2011). Ces variations de pratiques peuvent avoir pour conséquence une inégalité pour le patient dans l'accès aux soins les plus adéquats (par rapport aux recommandations de bonne pratique émises) à état de santé donné. Néanmoins, l'analyse de manière exhaustive sur les territoires des taux de recours à certains traitements ou examens permettent de cibler les zones à sur (ou sous) utilisation de ces soins. En effet, identifier de grandes disparités dans l'utilisation d'un soin efficace (« effective care ») met clairement en lumière une inadéquation entre le soin apporté au patient et la pratique optimale en contrôlant au maximum des caractéristiques et des préférences des patients. Au contraire, une sur-utilisation d'un traitement ou d'un examen

---

<sup>12</sup> Réédité dans « International Journal of Epidemiology », 2008, 37 :9-19, page 18.

pourrait être à l'origine de soins coûteux non nécessaires mais également pourrait avoir des conséquences importantes pour le patient (effets indésirables, prise de risque inutile, ...). La prise en compte de l'espace dans les analyses de recours aux soins permet également de connaître l'influence que les territoires peuvent avoir entre eux, chose qu'il est difficile d'appréhender en se positionnant sur des données individuelles (hôpital ou patient, par exemple).

Une très vaste littérature s'est développée afin de documenter et de comprendre les facteurs explicatifs de ces écarts géographiques. Ainsi, une récente revue de la littérature montre l'importance de ce champ d'analyse avec plus de 800 articles publiés entre 2000 et 2010 (Corallo *et al.*, 2014). Les études concernent principalement des pratiques avec des coûts élevés et un haut niveau de volume d'activité (OECD, 2014). De nombreux pays ont également publié des Atlas afin de documenter de manière régulière et globale les écarts de recours pour un certain nombre de prises en charge thérapeutique (Etats-Unis<sup>13</sup>, Angleterre<sup>14</sup>, Australie<sup>15</sup> ou bien Espagne<sup>16</sup>).

Ces études se concentrent principalement sur le traitement du cancer (20% des articles analysés dans la revue de la littérature) et en particulier le cancer du sein. Ainsi, la littérature s'est particulièrement intéressée aux écarts de pratiques pour les mastectomies et montre d'importantes variations entre différentes zones géographiques, une fois contrôlés de l'âge, du statut socio-économique et des stades cancéreux (Caldon *et al.*, 2005 ; Ess *et al.*, 2010 ; Greenberg *et al.*, 2011). Les deux premières études montrent clairement l'existence d'écarts dans l'utilisation de la mastectomie comme prise en charge du cancer du sein en Angleterre et en Suisse. Ces différences subsistent même en contrôlant d'autres facteurs comme l'âge des patientes ou la taille de la tumeur par exemple. Morrow *et al.* (2001) se concentrent, quant à eux, sur les déterminants du recours à la chirurgie conservatrice du sein aux Etats-Unis en 1994. Ils montrent grâce à des régressions logistiques que les femmes ont une probabilité 2,5 fois plus importante d'avoir une chirurgie conservatrice dans le Nord-Est du pays par rapport au Sud, en contrôlant de l'âge, de la race, du type d'assurance, du type d'hôpital et des caractéristiques des tumeurs.

Une étude suisse analyse l'influence de la densité de médecins généralistes et spécialistes sur les hospitalisations évitables définies comme des hospitalisations qu'il aurait été possible de prévenir grâce à des soins ambulatoires adéquats. Ils montrent que les différences régionales sont

---

<sup>13</sup> <http://www.dartmouthatlas.org/>

<sup>14</sup> <http://www.rightcare.nhs.uk/index.php/nhs-atlas/>

<sup>15</sup> <http://www.safetyandquality.gov.au/our-work/variation-in-health-care/>

<sup>16</sup> <http://www.atlasvpm.org>

d'un facteur 12 et que les taux les plus élevés se situent dans des zones possédant une forte densité de médecins spécialistes au contraire des zones avec une densité plus forte de généralistes dans lesquelles on assiste à une baisse des taux d'hospitalisations évitables. Gusmano *et al.* (2014) étudient les disparités de taux de recours aux procédures de revascularisation pour des patients atteints de cardiopathie ischémique. Leurs résultats indiquent de grandes variabilités dans les taux de recours à ces procédures dans trois régions françaises (Ile-de-France, Nord-Pas-de-Calais, PACA). Par ailleurs, ils soulignent que les taux de revascularisation sont plus faibles dans les zones avec les revenus les moins élevés. Sinner *et al.* (2015) examinent les variations géographiques dans l'utilisation de l'ablation par cathéter en cas de fibrillation ventriculaire pour les bénéficiaires de Medicare entre 2007 et 2009. Les ratios de recours ajustés par l'âge varient de 0,8 à 67 pour 1000 personnes ayant une fibrillation ventriculaire entre les « *hospital referral region* » alors que les taux de prévalence de cette pathologie varient de 0,5 à 1,3 entre les mêmes zones géographiques. Les auteurs précisent que les variations d'ablations ne correspondent pas à la prévalence de fibrillation ventriculaire. Ainsi, les auteurs mettent en avant qu'il y a un écart net dans le recours à l'ablation par cathéter mais que ces différences ne peuvent pas simplement être expliquées par les disparités de prévalence de fibrillation ventriculaire constatées en comparant les mêmes zones géographiques.

### 3. Questions de recherche

Cette thèse de microéconométrie appliquée s'articule autour de problématiques liées aux variabilités des pratiques et aux inégalités sociales et spatiales d'accès aux soins. Elle vise à mesurer les disparités d'utilisation de certaines prises en charge thérapeutiques mais également des comportements de dépistage entre les territoires et à comprendre quels peuvent être les déterminants de ces différences de recours. La problématique de l'efficacité des politiques de réduction des inégalités sociales de santé est également abordée.

Concernant les variabilités des pratiques seul 1% des 800 études présentes dans la revue de la littérature de Corallo *et al.* (2014) concerne la France. Les rares études françaises ciblent des zones géographiques fines et analysent des procédures rarement étudiées dans le reste de la littérature (par exemple l'utilisation d'agents anti-infectieux dans les hôpitaux du Nord de la France (Alfandari *et al.*, 2007)). Cependant, très peu d'études s'intéressent à la variation des taux de chirurgie en France alors que les pratiques chirurgicales sont les plus examinées dans la littérature internationale. Rabilloud *et al.* (2001) traitent du taux de thrombolyse à la suite d'un infarctus du myocarde dans trois départements du Rhône-Alpes (Isère, Loire et Rhône). Les

auteurs, en utilisant un modèle logistique hiérarchique à deux niveaux (individus et zones géographiques), montrent, qu'en tenant compte des caractéristiques des patients, de fortes variations de taux de thrombolyse demeurent entre les départements, avec un rapport de 1 à 3. Une étude de l'Assurance maladie en 2008 traitant de la chirurgie de la cataracte indique que le recours à la chirurgie ambulatoire varie de manière très importante entre 4% et 94% avec une moyenne de 59%. Phelip *et al.* (2004) analysent les différences de prise en charge du cancer colorectal à partir de 9 registres départementaux du cancer et ils démontrent qu'il existe des variations de suivis et de réalisation des actes. Ainsi, une coloscopie a été réalisée dans plus de 80% des cas. La réalisation conjointe d'une coloscopie et d'un lavement baryté a été pratiquée dans moins de 60% des cas. Une étude porte sur la prostatectomie en France (Soulié *et al.*, 2001). En utilisant les données de quatre registres départementaux du cancer (Bas-Rhin, Calvados, Isère et Tarn), les auteurs montrent que la prostatectomie était 3,5 plus fréquente dans le Tarn que dans les autres départements. De plus, la plupart de ces analyses portent principalement sur la mise en évidence des différences de recours à certaines thérapeutiques plutôt qu'aux déterminants possibles de ces variations. Récemment, Weeks *et al.* (2014) ont montré que le statut des établissements de santé pouvait avoir une influence sur le recours à certaines prises en charge. Les établissements privés à but lucratifs ont tendance à privilégier les activités de prothèses de hanche et de genoux alors que les établissements publics sont orientés vers de la chirurgie pour fracture de la hanche.

La connaissance des déterminants des taux de recours à certains traitements est donc primordiale afin d'assurer une meilleure répartition des ressources sur les territoires et ce d'autant plus pour des thérapeutiques pour lesquelles les bénéfices ne sont pas nécessairement assurés. Parmi ces dernières, se trouve la prostatectomie radicale en tant que traitement du cancer de la prostate. Ce cancer est le plus prévalent dans la population masculine avec 71 000 nouveaux cas par an. En outre, le taux de recours à la prostatectomie a augmenté de plus de 50% au cours des dix dernières années (Or *et al.*, 2013) alors que l'intérêt de cette prise en charge n'est pas encore complètement établi, plus particulièrement pour les cancers à faible risque (Middleton *et al.*, 1995; Powell *et al.*, 1997).

- Etant donnée l'incertitude sur l'efficacité de ce traitement, est-on en présence de très fortes variations de recours pour cette procédure ? Si oui, quels sont les facteurs qui peuvent être à l'origine de ces taux de recours ? La disponibilité de l'offre a-t-elle plus d'importance que les caractéristiques des patients ?

Le cancer est la principale cause de mortalité en France avec près de 150 000 décès par an<sup>17</sup>. La possibilité de se faire dépister assez précocement pour certains d'entre eux permet de limiter l'utilisation de traitements lourds mais également d'augmenter les possibilités de guérison. La mise en place d'un dépistage nécessite de remplir un certain nombre de critères : qu'on puisse détecter le cancer à un stade auquel il est soignable ; que les tests soient performants et que des traitements efficaces existent. Il existe un dépistage organisé au niveau national pour deux cancers : le cancer du sein et le cancer colorectal. La mise en place d'un dépistage organisé du cancer du col de l'utérus a été annoncée dans le Plan cancer 2014-2019. Ce plan a également établi comme objectif numéro un de favoriser des diagnostics plus précoces.

La mise en place d'un dépistage organisé répond donc à cette priorité de dépistage rapide de la pathologie pour déclencher ces protocoles de soins. Par exemple, pour le cancer du sein la mammographie est le meilleur outil de dépistage (Wübker, 2014). En France, un programme organisé de dépistage du cancer du sein a été déployé depuis 2004. Il invite toutes les femmes de 50 à 74 ans à effectuer tous les deux une mammographie sans avance de frais.

Malgré l'existence de ce programme de dépistage organisé, de nombreuses études ont montré qu'il existait un gradient social dans l'accès à ce dépistage. Carrieri et Wuebker (2013) soulignent pour de nombreux pays européens, dont la France, que les personnes ayant un statut socio-économique plus élevé ont une probabilité plus importante de se faire dépister une fois contrôlé des besoins. Jusot *et al.* (2012) trouvent des résultats similaires sur les données de SHARE (*Survey on Health, Ageing and Retirement in Europe*) ; les femmes appartenant au quartile de revenu le plus élevé ont 2.5 fois plus de chance de se faire dépister que celles qui appartiennent au premier quartile. Plus récemment, Ouédraogo *et al.* (2014) montrent que vivre dans une zone à revenus faibles ou en zone rurale entraîne une baisse de la probabilité de se faire dépister. Enfin, Menvielle *et al.* (2014) utilisent le Baromètre santé 2010 pour analyser les déterminants du recours à ce dépistage en France et concluent que les femmes exposées à des conditions économiques défavorables ont une plus faible probabilité de se faire dépister une fois contrôlés le niveau d'éducation, le statut de l'emploi, le fait d'avoir une complémentaire, l'âge et les comportements à risques. En outre, ils montrent que les femmes détenant une assurance santé complémentaire ont plus de chance de se faire dépister malgré le dispositif de dépistage organisé (qui ne nécessite pas

---

<sup>17</sup> La projection de mortalité pour l'ensemble des cancers pour 2015 en France est de 149 456 décès, 84 041 pour les hommes et 65 415 pour les femmes. Source : <http://lesdonnees.e-cancer.fr/les-fiches-de-synthese/29-incidence-mortalite/38-ensemble-des-cancers/22-epidemiologie-des-cancers-en-france-metropolitaine-incidence-et-mortalite.html#ind1>

d'avance de frais). Les auteurs expliquent ce résultat par le fait que, dans certains cas, des radiologues proposent des examens en sus de la mammographie qui ne sont pas pris en charge dans le cadre du programme de dépistage. Il est également possible que des médecins proposent un dépistage opportuniste plutôt que de passer par le programme national en échange de files d'attentes plus courtes.

Les facteurs individuels sont donc particulièrement étudiés dans la littérature. Cependant, le rôle de l'offre a été peu documenté, une plus forte densité de médecins généralistes entraînant cependant une hausse du recours au dépistage du cancer du sein (Benjamins, 2004; Coughlin *et al.*, 2008; Fleisher *et al.*, 2008; Gorey *et al.* 2010). Récemment, Vogt *et al.* (2014) sur données allemandes en coupe ont également souligné que le recours au dépistage du cancer du sein dans un district est positivement corrélé à la présence d'un centre de dépistage du cancer du sein dans ce district. Pour la France, Duport (2012) indique, grâce aux données de l'ESPS 2006, que les femmes qui ont consulté un gynécologue durant les 12 derniers mois ont une probabilité plus forte de se faire dépister en dehors du programme organisé ( $OR=1.7$  ;  $p<0.001$ ) après contrôle de l'âge, du statut en emploi, du statut marital et du fait d'avoir une complémentaire santé. La situation est inverse quand les femmes se rendent chez un médecin généraliste ( $OR=0.6$  ;  $p<0.1$ )

- Malgré la mise en place d'un système de dépistage organisé en France depuis 2004 pour le cancer du sein, le taux de recours à ce type de dépistage reste assez éloigné du taux recommandé de 70%<sup>18</sup>. La moyenne de participation au dépistage de 55,4% et un ratio maximum/minimum de 2,5. Les facteurs individuels de participation au dépistage, organisé ou non, sont bien documentés dans la littérature. Quelle est cependant l'influence de l'offre de soins ? Des effets de débordements spatiaux (le comportement dans une zone géographique donnée peut avoir de l'effet sur ceux des territoires avoisinants) sont-ils envisageables ? Des effets de substitution entre les deux types de dépistages (organisé et opportuniste<sup>19</sup>) en fonction de la disponibilité de l'offre de soins sont-ils à l'œuvre ?

Enfin, de nombreuses politiques ont été mises en place en France afin d'améliorer l'accès aux soins pour les personnes les plus défavorisées ou celles qui ne disposent pas des moyens

---

<sup>18</sup> Le dépistage opportuniste pourrait « combler » cet écart dans certains départements mais les écarts sont tels dans d'autres qu'il est impossible que soit atteint le taux recommandé.

<sup>19</sup> Il correspond à une démarche individuelle de la part des femmes de passer une mammographie en dehors du programme national.

suffisants pour détenir un contrat d'assurance complémentaire de santé. La mise en place de la CMU-C en 2000 a permis à des personnes à revenus faibles<sup>20</sup> d'accéder à une complémentaire et ainsi aux soins. Plusieurs études ont montré que ce système permettait effectivement une amélioration de l'accès aux soins pour les personnes avec des revenus faibles (Grignon and Perronnin 2003; Guthmuller and Wittwer 2012 ; Guthmuller *et al.*, 2014). Cependant, d'autres politiques d'expansion de la couverture complémentaire n'ont pas été aussi efficaces. La mise en place de l'aide à l'Acquisition d'une Complémentaire Santé (ACS) instaurée en 2005 qui vise à améliorer l'accès aux soins pour les personnes se trouvant juste au-dessus du seuil d'éligibilité pour la CMU-C n'a pas atteint ses objectifs (Guthmuller *et al.*, 2013). Seulement 30% à 40% des bénéficiaires potentiels y ont eu recours en 2012 (Fonds CMU, 2014).

Par ailleurs, la France dispose d'un dispositif d'Affection Longue Durée (ALD) qui est le plus ancien système de réduction des inégalités sociales de santé (1945). Il représente près de 90 milliards d'euros de dépenses de l'Assurance maladie en 2011 (DG Trésor, 2015) alors qu'il ne couvre que 9,7 millions d'assurés au 31 décembre 2013<sup>21</sup>. Ce dispositif permet de réduire sensiblement le poids financier des dépenses pour les personnes atteintes de maladies nécessitant des soins coûteux sur une longue durée. Il permet une prise en charge à 100% du tarif de la Sécurité Sociale pour les soins associés aux pathologies ALD<sup>22</sup>. Le nombre de personnes prises en charge par ce dispositif a augmenté de 14% entre 2008 et 2012. Les franchises médicales et les dépassements d'honoraires restent cependant à la charge des bénéficiaires. Ainsi, le HCAAM en 2010 a montré que les personnes en ALD ont des restes à charge, hors dépassement, qui sont en moyenne le double de ceux des personnes sans ALD.

- Le principe d'équité horizontale qui implique un égal accès aux soins en fonction des besoins est au cœur de la mise en place de ce dispositif d'ALD. Quels sont les déterminants du recours aux soins (en termes de nombre de visites chez le généraliste et le spécialiste) pour les personnes ayant une ALD ? Le système d'ALD permet-il d'effacer complètement les déterminants économiques traditionnels (revenu, complémentaire santé) du recours au système de santé ?

---

<sup>20</sup> La condition financière d'accès à la CMU-C est d'avoir des ressources inférieures à 8645 € en métropole pour un foyer d'une personne

<sup>21</sup> <http://www.ameli.fr/l-assurance-maladie/statistiques-et-publications/donnees-statistiques/affection-de-longue-duree-ald/prevalence/frequence-des-ald-au-31-12-2013.php>

<sup>22</sup> Il y a en tout 30 catégories comme le diabète, le cancer, les maladies cardiovasculaires ou les maladies psychiatriques.

#### **4. Plan de la thèse**

Le premier chapitre de cette thèse analyse les déterminants des taux de recours à la prostatectomie comme traitement du cancer de la prostate en France en 2009 en distinguant les facteurs d'offre et de demande de soins grâce aux données administratives du programme médicalisé des systèmes d'informations – médecine, chirurgie, obstétrique (PMSI – MCO)

L'analyse des déterminants du recours aux soins pour les personnes bénéficiaires du dispositif d'ALD est l'objectif du deuxième chapitre. Nous utilisons les données groupées des vagues 2004/2006/2008/2010 de l'ESPS qui nous permettent d'avoir de manière complète les recours aux différents médecins généralistes et spécialistes pour lesquels nous distinguons la spécialité. Ainsi nous connaissons, en fonction de l'ALD du patient, l'intensité des visites dans la spécialité relative à son ALD. Pour ce faire, nous recourons à des modèles de comptage pour respecter la nature spécifique du nombre de visites. Il nous est ainsi possible de déterminer si les facteurs traditionnels jouent effectivement un rôle dans le recours aux soins pour cette population spécifique.

Dans le troisième et dernier chapitre, nous analysons les taux de recours départementaux au dépistage organisé du cancer du sein en France entre 2005 et 2012 en nous intéressant à l'effet relatif de la position géographique en mobilisant de l'économétrie spatiale sur données de panel de l'Institut de Veille Sanitaire et de l'Eco-Santé de l'Irdes. Nous montrons que les densités de médecins généralistes et spécialistes ont un effet sur le taux de recours au dépistage organisé du cancer du sein ; positif pour les premiers et négatif pour les seconds. Par ailleurs, nos résultats indiquent que les comportements à risque et la situation économique au niveau du département ont également une influence sur les taux de recours au dépistage organisé.

# **Chapitre 1**

## **La pertinence des pratiques d'hospitalisation : une analyse des écarts départementaux de prostatectomies**

Ce chapitre a fait l'objet d'une publication: Or Z. et Verboux D., (2016) "La pertinence des pratiques d'hospitalisation : une analyse des écarts départementaux de prostatectomies », *Revue Economique*, 67(2), pp : 337-357.

## 1. Introduction

En France, comme ailleurs, à problèmes de santé identiques, les patients sont soignés de manières très différentes selon leur lieu d'habitation (Corallo *et al.*, 2014; OECD 2014; Skinner 2011; Weeks *et al.*, 2014; Wennberg *et al.*, 2002). Les études montrent que les disparités régionales dans l'utilisation de soins médicaux, loin d'être négligeables, ne sont pas toujours liées aux besoins cliniques des patients (OECD, 2014). Or, la variation des pratiques médicales pose un problème économique et médical lorsque la variation observée n'est pas « justifiée » par les besoins des patients (Skinner, 2011). Elle soulève la question de la qualité des soins prodigués, de l'équité d'accès aux soins et de l'efficience dans l'allocation des ressources, par définition, limitées. Elle renvoie de facto à la définition de la pratique pertinente et, en creux, à l'inadaptation de certains soins. Les soins inadaptés peuvent provoquer une dégradation du bien-être individuel (patient) et collectif et représentent d'importantes sommes en termes de dépenses de santé, dont la diminution conduirait à des gains substantiels d'efficience.

En France, la loi Hôpital, patients, santé, territoires (HPST) de 2009 amplifie la territorialisation du système de santé avec la création des Agences régionales de santé (ARS) qui visent à optimiser l'allocation des ressources au niveau régional. En revanche, le mode de financement, la tarification à l'activité (T2A) pour les établissements de santé, introduite depuis 2005, peut être un risque intrinsèque pour la distribution des soins en fonction des besoins de la population parce qu'elle crée, entre autres, une pression directe sur les établissements afin d'augmenter leur activité, notamment chirurgicale (Or *et al.*, 2013)<sup>23</sup>. Dans un contexte de rationalisation des financements publics et de régionalisation de l'organisation de l'offre de soins, examiner les disparités intra et inter régionales dans l'utilisation de soins hospitaliers, en tenant compte de la dimension territoriale de la demande et de l'offre de soins, est un préalable pour s'assurer de l'utilisation optimale des ressources disponibles à l'échelon régional.

La littérature, très riche, relative à la variabilité des pratiques médicale atteste de la forte hétérogénéité des pratiques hospitalières pour des patients similaires en fonction de leur lieu d'habitation. Dans cette littérature, on distingue en général trois catégories de soins au regard de l'efficacité attendue (Wennberg *et al.*, 2002; OECD, 2014; Skinner, 2011). Les soins hautement

---

<sup>23</sup> Par ailleurs, ce mode de financement peut également avoir comme conséquence une spécialisation de certains établissements pour quelques prises en charge. Un autre effet attendu est un comportement de codage opportuniste (Or et Renaud, 2004)

efficaces pour lesquels existe un consensus général (*evidence based*) sur leur efficacité et les conditions d'utilisation (la population concernée par le traitement). Ils peuvent être efficaces pour une large population à un coût faible (comme la vaccination) ou très efficaces et onéreux pour une population plus ciblée (traitements du Sida). Dans tous les cas, le bénéfice marginal (au niveau sociétal) induit par cette consommation de soins est largement positif avec un risque faible de surconsommation.

Les soins dont le bénéfice net est incertain et inégal selon les groupes de patients. L'exemple le plus souvent utilisé est celui de l'opération du dos qui peut être bénéfique pour les patients souffrant d'une sténose spinale mais pas pour ceux souffrant du dos sans pour autant présenter d'autres symptômes. Skinner (2011) montre qu'un faible accroissement du bénéfice marginal du traitement peut entraîner une forte augmentation de la demande qui conduira à une situation non-optimale.

Les soins dont l'efficacité n'a pas été démontrée pour lesquels le bénéfice marginal est très faible, voire négatif. Par exemple, les césariennes pour accouchement sans complication induisent des coûts injustifiés et des risques de complications post-natales.

La plupart des études se concentrent sur un certain nombre de pathologies traçantes pour lesquelles prévaut une forte incertitude sur la modalité de traitement à recommander (deuxième et troisième catégories de soins). Elles démontrent que les taux d'hospitalisation et de chirurgie pour une large gamme d'interventions (tels que l'appendicectomie, l'opération des hémorroïdes, l'hystérectomie, la cholécystectomie, la mastectomie ou le traitement des varices) varient de manière très significative entre les différentes zones d'habitation, entre les régions et entre les établissements de santé (Wennberg *et al.*, 2002; Stockwell and Vayda, 1979; Roos and Roos, 1982). Ces travaux initialement développés aux Etats-Unis (Wennberg and Gittelsohn, 1973) documentent les variations de pratiques dans des zones géographiques suffisamment petites et comparables pour pouvoir conclure que les variations observées ne peuvent être justifiées que par un effet de pratique médicale (*small area variations*, SAV). Dans ces analyses les taux d'interventions sont standardisés par la structure d'âge et de sexe des populations dans chaque zone pour arriver à la conclusion que l'état de santé et les caractéristiques des populations ne peuvent expliquer les écarts observés dans le recours et que ces variations ne sont pas justifiées (McPherson *et al.*, 1982). Les zones de résidence des patients sont dérivées des données administratives mais diverses approches sont déployées dans différents pays (Haynes *et al.*, 2008). La plupart des études s'intéressent aux soins hospitaliers en raison de leurs coûts élevés. Il s'agit

surtout de rendre compte/documenter des variations géographiques des taux portant sur des interventions pour lesquelles il y a une diversité d'opinions sur le traitement approprié (ou la nécessité de fournir un traitement). Ces études postulent que l'incertitude médicale et la disponibilité des lits sont des facteurs convergents comme éléments explicatifs (par des analyses de corrélations), sans tenter d'établir un lien quantitatif entre les ressources disponibles et leur utilisation. (Wennberg, 1993) avancent que l'utilisation de certaines catégories de soins est notamment conditionnée par l'offre (*supply sensitive care*).

La présence d'incertitude médicale (avec l'asymétrie d'information) est reconnue également comme un phénomène déterminant par les économistes qui s'intéressent aux liens entre l'offre et la demande de soins. Sans arriver à un consensus sur l'ampleur d'un effet d'induction sur la demande et le sens de la causalité (Rochaix and Jacobzone, 1997), de nombreuses études expliquent les variations de la demande (le plus souvent pour les consultations) par les variables d'offre et de prix pour établir l'élasticité de la demande (Birch, 1988; Dranove and Wehner, 1994). Quelques études s'intéressant aux opérations chirurgicales à l'hôpital montrent qu'une hausse du ratio chirurgien/population augmente le nombre d'opérations chirurgicales (Fuchs, 1978; Cromwell and Mitchell, 1986). En analysant l'effet simultané de plusieurs facteurs sur les taux d'hospitalisation, des études plus récentes signalent que des facteurs liés aux besoins des patients, les facteurs socio-économiques notamment, peuvent également avoir un effet significatif sur la demande (Carlisle *et al.*, 1995; McMahon *et al.*, 1993; Fisher *et al.*, 2000). Aujourd'hui, l'analyse de la variabilité des pratiques médicales constitue un champ d'investigation majeur, avec 836 articles publiés sur ce sujet entre 2000 et 2010, mobilisant différentes méthodes analytiques, des approches et des disciplines variées (Corallo *et al.*, 2014).

En revanche, peu d'études s'intéressent à la variation des pratiques médicales et à l'impact de l'offre sur la demande en France. Les anciennes études portent sur des zones géographiques de taille réduite et sur des pathologies ou des actes très spécifiques. La plupart des études sont descriptives ; elles visent à démontrer les variations dans le recours aux traitements différents sans tenter d'établir les déterminants des variations observées (Assurance maladie, 2008 ; 2009 ; Phelip *et al.*, 2004). Cependant, une littérature se développe récemment sur ces sujets. Ainsi, Weeks *et al.* (2014) trouvent de très fortes variations de recours pour 14 prises en charge chirurgicales. Ces

résultats sont concordants avec ceux que nous retrouvons (Or et Verboux, 2014)<sup>24</sup>. Nous calculons les taux de recours standardisés pour huit prises en charge en France métropolitaine pour deux années : 2005 et 2011. Les procédures de revascularisation sont celles qui affichent les variations les plus fortes en particulier la procédure CABG (ce qui va dans le même sens que les résultats de Weeks *et al.* (2014). Nous observons une réduction des écarts de recours entre les deux années qui provient principalement d'une augmentation du nombre d'actes dans les départements qui connaissaient des taux les plus faibles en 2005.

La présente étude s'intéresse à la variation des pratiques médicales liées à la prise en charge du cancer de la prostate en France. Plus spécifiquement, nous cherchons à établir les facteurs déterminant le recours à la chirurgie pour prostatectomie en distinguant plus particulièrement le rôle des facteurs liés à la demande et à l'offre de soins. Dans la population masculine, le cancer de la prostate est la première cause de mortalité par cancer dans tous les pays industrialisés. En France, plus de 70 000 nouveaux cas ont été décelés en 2011<sup>25</sup>, mais la plupart des tumeurs de la prostate a tendance à se développer lentement et peut ne jamais présenter un risque vital (Lu-Yao and Greenberg, 1994). Il existe différents modes de prise en charge du cancer de la prostate : la prostatectomie radicale (ou totale qui consiste en une ablation de la prostate), la curiethérapie et la radiothérapie externe. La chimiothérapie n'est pratiquée qu'en cas de forme métastasique du cancer. En outre, en cas de diagnostic précoce ou d'évolution lente de la maladie, il existe la possibilité de ne rien faire ou de différer le début des traitements (*watchful waiting*). Un débat persiste sur la prise en charge de cette pathologie, et plus particulièrement sur l'utilité de la prostatectomie radicale, comme moyen de traitement, notamment pour des tumeurs localisées à faible risque, du fait des effets secondaires importants qu'elle peut engendrer comme l'impotence et/ou l'incontinence. De plus, de nombreuses études montrent que les taux de mortalité ne sont pas significativement différents pour les patients qui ont subi une chirurgie comparativement à ceux qui n'en ont pas eu (Middleton *et al.*, 1995; Powell *et al.*, 1997). Pourtant, le taux de recours à la prostatectomie en France a augmenté de plus de 50 % dans les dix dernières années (Or *et al.*, 2013).

---

<sup>24</sup> Nous avons réalisé pour l'Ocde une analyse descriptive sur le sujet. cf. Zeynep Or et Dorian Verboux, Chapitre France de l'ouvrage “Geographic variation in Health Care: what do we know and what can be done to improve health system performance”, OECD Publications, 2014, pp: 221-243

<sup>25</sup> Projection de l'incidence et de la mortalité par cancer en France en 2011. Rapport technique. Saint-Maurice: Institut de veille sanitaire ; 2011. 78 p.

Dans cette étude, nous cherchons à vérifier, sur données françaises, l'hypothèse selon laquelle la probabilité de subir une prostatectomie varie en fonction du lieu d'habitation des patients. Nous cherchons ensuite à expliquer la disparité intra et interrégionale dans le recours à la chirurgie pour prostatectomie afin d'analyser le rôle des facteurs liés à la demande (besoins de soins) ainsi que l'offre de soins dans la détermination des variations géographiques observées. Pour ce faire, nous recourons à une analyse multiniveaux permettant de distinguer la variabilité liée à deux niveaux géographiques : département et région. Dans les modèles classiques, à l'échelle de petit territoire la mesure de l'offre pose un défi particulier, puisqu'en général la population qui réside dans un territoire est desservie par plusieurs hôpitaux situés dans différents territoires. Et inversement, les hôpitaux desservent des patients qui résident dans d'autres territoires que leur propre territoire/département. La modélisation multiniveaux permet de tenir compte de l'ensemble des ressources hospitalières disponibles pour la population d'une région, tout en contrôlant simultanément de l'effet de l'offre et des besoins au niveau des départements. La partie suivante est consacrée à la définition des variables, des bases de données utilisées et des méthodes d'analyses. Les résultats présentés dans la partie 2 sont suivis d'une discussion sur leurs implications en termes de politiques de santé.

## 2. Données et méthodes

### 2.1 Les sources de données

Les séjours de prostatectomies radicales pour l'année 2009 en France métropolitaine sont extraits du Programme de médicalisation des systèmes d'information (PMSI). Il permet de connaître de manière exhaustive l'activité de tous les établissements de santé en France qu'ils soient publics ou privés (ESPIC<sup>26</sup> et établissements de santé privés à but lucratif). Ainsi, la loi du 31 juillet 1991 dispose que les établissements de santé doivent transmettre aux services de l'Etat et à l'Assurance maladie « les informations relatives à leur moyen de fonctionnement et à leur activité »<sup>27</sup>. Le PMSI pour les soins de courte durée est regroupé au sein du PMSI-MCO (Médecine, Chirurgie, Obstétrique) et les soins sont assemblés dans des ensembles cohérents aussi bien d'un point de vue médical que financier : les GHM (groupes homogènes de malades) et GHS (groupes homogènes de séjours). L'un des objectifs principaux de ce recueil des données a été la mise en place du nouveau mode de tarification des établissements de santé en France depuis 2004, la tarification à l'activité (T2A). Les données disponibles directement dans cette base sont donc riches notamment en ce qui concerne l'activité et les soins engagés pour chaque passage dans les établissements de santé en France. Par exemple sont à disposition les diagnostics (codés *via* la Classification internationale des maladies - CIM), les actes médicaux (codés avec la Classification commune des actes médicaux - CCAM) ou les indices de gravités. Outre ces variables médicales, sont ajoutées des données relatives aux patients : l'âge, le sexe, le code postal de résidence. Parmi les variables disponibles se trouve également le numéro Finess (Fichier National des Etablissements Sanitaires et Sociaux) des établissements de santé. C'est un code unique pour chaque établissement qui nous permet de récupérer des données propres à l'établissement grâce à la Statistique Annuelle des Etablissements (SAE). Cette dernière est une enquête annuelle auprès des établissements qui est exhaustive et obligatoire et dont le but est d'avoir des informations fines sur la structure des établissements en termes de capacités techniques, de places et de lits mais aussi de personnels.

---

<sup>26</sup> Etablissement de santé privé d'intérêt collectif

<sup>27</sup> Article L.6113-7 et L.6113-8 du Code de la Santé Publique

Les prostatectomies pour cancer sont obtenues en combinant le diagnostic principal C61 (cancer de la prostate) et les actes classant suivants : JGFC001, JGFA006 et JGFA011<sup>28</sup>. Le PMSI contient notamment l'âge, le sexe, les diagnostics principaux et secondaires du patient, le département et la région d'hospitalisation, le code géographique de résidence du patient ainsi qu'un identifiant établissement. Ainsi, le nombre de séjours de prostatectomies pour 100 000 hommes de plus de 40 ans est identifié dans le PMSI et rapporté à la population des départements (données Insee). L'information sur la capacité des établissements en nombre de lits et de personnels (médical, administratif, soignant...) est fournie dans la Statistique annuelle des établissements de santé (SAE) qui est appariée au PMSI. Nous avons utilisé la base CepiDC de l'Inserm pour obtenir les taux de mortalité standardisés de chaque département pour toutes causes et liés à un cancer de la prostate pour l'année 2009. Le nombre de tests Antigène spécifique prostatique (PSA) remboursés par l'Assurance maladie par département est donné par la base de données du Système national d'information inter-régimes Assurance maladie (Sniiram) qui rassemble l'information sur tous les remboursements effectués par les différents régimes de l'Assurance maladie. Le niveau de revenu est calculé à partir de la base de l'Insee renseignant le revenu net moyen des ménages par commune. Enfin, la base Eco-santé de l'Irdes nous a permis de recueillir le nombre d'urologues libéraux par département.

## 2.2 L'approche de modélisation

Nous mesurons le recours à la chirurgie (prostatectomie) au niveau du département comme la plus petite unité territoriale commune. L'utilisation est examinée selon le lieu de résidence du patient (et non par le département où le traitement est fourni).

Ainsi, nous avons recours à une modélisation multiniveaux pour expliquer la variation des pratiques au niveau territorial (Raudenbush and Bryk 2002). Les modèles multiniveaux sont utilisés lorsque les données présentent une structure hiérarchique, c'est-à-dire que les observations élémentaires (niveau micro) sont regroupées naturellement dans des ensembles plus larges : groupes ou contextes. Dans cette étude, les données constituées au niveau des départements (niveau 1) peuvent être regroupées au niveau des régions, qui constituent le niveau 2. La région est en effet l'échelon décisionnaire de l'organisation et de la planification des soins et dispose d'objectifs quantifiés en termes d'allocation des ressources médicales. Par ailleurs, depuis

---

<sup>28</sup> Respectivement : vésiculoprostatectomie totale par cœlioscopie ; vésiculoprostatectomie par laparotomie ; vésiculoprostatectomie par abord périnéal.

la création des ARS en 2010, la gestion des politiques de santé, aussi bien pour l'hôpital que pour le secteur médico-social et la médecine de ville, est définie à un échelon régional. Les départements ont des compétences spécifiques et peuvent intervenir dans certains domaines sanitaires et médicosociaux. On postule que l'environnement socio-économique et médical, du point de vue du patient, est déterminé par le contexte de son département. Notons que les départements ont une taille supérieure à celle utilisée habituellement dans les études type « *small area variation* ». Dans ces études, il y a souvent un compromis entre l'homogénéité de la population dans une très petite zone géographique et la stabilité des taux d'une zone plus grande avec des numérateurs et des dénominateurs plus importants<sup>29</sup>. Toutefois, nous ne sommes que peu confrontés à ce problème dans notre approche puisque nous contrôlons les différentes caractéristiques des départements avec les variables explicatives spécifiques. Un modèle à trois niveaux aurait pu être considéré dans lequel le troisième niveau aurait été celui de l'établissement. Il est en effet possible de considérer que ce dernier pourrait permettre de prendre en considération, à un niveau plus fin, les potentiels effets d'école. Cette proposition a été évaluée et au vu des résultats des tests il semble que cette approche ne soit pas pertinente dans notre cas. Par ailleurs, la formation des chirurgiens se fait principalement au sein de centres hospitaliers de niveau régional ; les effets d'école semblent donc être davantage liés à la région qu'à l'établissement<sup>30</sup>.

La variable expliquée est le taux d'interventions (prostatectomies) par département. Ces taux d'interventions sont calculés en fonction du lieu de résidence des patients et non en fonction du lieu où les soins sont fournis. La méthode d'analyse multiniveaux nous permet de postuler que le recours à la prostatectomie dans un département est corrélé à celui observé dans les départements voisins au sein d'une même région (auto corrélation des résidus) et d'établir un effet spécifique de la région sur l'intervention de prostatectomie lié en particulier aux conditions de l'offre de soins et à des facteurs inobservés.

Le taux de recours à la prostatectomie est expliqué par le modèle de base suivant:

$$m_{ij} = \beta_{0j} + \gamma X_{ij} + e_{ij} \quad (1)$$

---

<sup>29</sup> Si le nombre de procédures ou la population à risque dans une zone sont petits, les taux observés seront instables (un petit changement peut avoir un grand effet).

<sup>30</sup> Une analyse utilisant de l'économétrie spatiale aurait pu être envisagée. Cependant, l'objectif ici est bien de prendre en considération la corrélation entre les départements d'une même région et non pas de s'affranchir des limites géographiques administratives comme le font des modèles d'économétrie spatiale.

où  $m_{ij}$  représente le taux de séjours de prostatectomies pour un département  $i$  dans une région  $j$ ,  $X_{ij}$  le vecteur des caractéristiques démographiques et socio-économiques au niveau départemental,  $\beta_{0j}$  correspond à l'effet aléatoire associé à chaque région,  $e_{ij}$  est le résidu individuel du département  $i$  dans la région  $j$  distribué selon une loi normale. Sous l'hypothèse de différence significative du recours à la chirurgie selon les régions, les coefficients  $\beta_{0j}$  sont distribués autour d'une moyenne  $\beta_0$ , avec une variance  $\sigma^2$ .

Au niveau régional, l'écart à la moyenne régionale  $\beta_0$  pour une région  $j$  est expliqué par le niveau et la structure de l'offre régionale de soins  $\omega$  et par un terme d'erreur résiduel interrégional permettant de tenir compte de l'hétérogénéité interrégionale inobservée:

$$\beta_{0j} = \beta_0 + \tau\omega_j + \mu_{0j} \quad (2)$$

De cette manière, nous identifions deux sources de variations aléatoires: entre les régions et à l'intérieur des régions. En substituant l'équation (2) dans l'équation (1), nous obtenons l'équation hiérarchique à estimer:

$$m_{ij} = \beta_0 + \gamma X_{ij} + \tau\omega_j + \mu_{0j} + e_{ij} \quad (3)$$

Cette deuxième étape permet d'obtenir des coefficients liés aux caractéristiques  $X_{ij}$  non biaisés par la potentielle auto corrélation des résidus individuels au sein des régions pour les variables  $X_{ij}$ . Ainsi, si la variance interrégionale de recours à la prostatectomie, indépendante des conditions de l'offre, c'est-à-dire la variance des résidus  $\mu_{0j}$  est significativement différente de zéro, il existe des facteurs régionaux inobservés susceptibles de jouer un rôle sur la variabilité des pratiques de prostatectomies. La variable expliquée (nombre de séjours de prostatectomies pour 100 000 hommes de plus de 40 ans) peut être considérée comme une variable continue en prenant le logarithme des taux. Afin d'éliminer la variabilité liée à la structure par âge de la population, les taux de recours sont standardisés par la méthode directe.

### 2.3 La spécification des modèles

La littérature montre que les disparités géographiques dans le recours aux soins peuvent être expliquées par de nombreux facteurs liés aux besoins des populations (par exemple, l'état de santé, mais aussi le revenu comme facteur indirect) ainsi qu'à l'offre de soins (disponibilité et

accessibilité des médecins, des établissements de soins, des équipements, etc.). Les incitations financières pour les fournisseurs de soins et la culture médicale sont également des facteurs qui peuvent déterminer les pratiques observées (Skinner, 2011).

La disponibilité de lits, de spécialistes, d'équipement médical mais aussi la situation socio-économique des patients sont proposées comme des facteurs déterminants. Fisher *et al.* (2000) montrent que les patients résidant dans des zones comptant plus de lits hospitaliers ont une probabilité plus élevée d'être hospitalisés. La sensibilité aux conditions de l'offre renvoie à la conséquence de l'asymétrie d'information entre le médecin et les patients et au fait que les patients font souvent confiance aux décisions prises par les médecins et à la possibilité d'une «demande induite» de la part des professionnels de santé (Evans, 1974). Par ailleurs, des facteurs non-médicaux tels que la situation socio-économique des patients peuvent également avoir un impact sur les décisions médicales (Haynes *et al.*, 2008).

Ainsi, nous supposons que l'utilisation de soins hospitaliers (ici recours à la chirurgie de prostatectomie) dans un territoire donné (département) est déterminée à la fois par les facteurs liés à la demande tels que l'état de santé de la population et/ou le revenu et par le niveau et la structure de l'offre de soins au niveau local (concurrence, partage public/privé, etc.).

Au niveau du département (niveau 1), nous cherchons d'abord à contrôler les facteurs qui peuvent influencer la demande: la structure d'âge, l'état de santé et le revenu des patients. Afin de contrôler l'état de santé de la population au niveau départemental, nous avons utilisé deux variables: le taux de mortalité pour toutes causes et le taux de mortalité pour cancer de la prostate (les deux étant standardisés pour 100 000 hommes). La première variable permet de prendre en considération de manière globale la situation épidémiologique dans chaque département. Pour la seconde variable, l'hypothèse est que le taux de prostatectomies pourrait être plus élevé dans les départements ayant une plus forte mortalité par cancer ce qui indiquerait une plus forte prévalence des cancers de la prostate. Ces deux taux ont été inclus simultanément en raison de leur faible corrélation et afin de mieux prendre en compte la situation épidémiologique dans le département. Le revenu est calculé au niveau de la commune d'habitation de chaque patient grâce aux codes postaux fournis dans la base PMSI, il est ensuite agrégé au niveau de leur département. Les études en Angleterre ont montré que le niveau socio-économique des zones de résidence des patients avait un impact sur les taux d'utilisation des soins hospitaliers, les zones plus favorisées consommant plus (Cookson *et al.*, 2007). Certaines études montrent également que le recours est plus faible dans les zones rurales (versus zones urbaines). Il est toutefois difficile d'isoler l'impact

« ruralité » avec les données agrégées dans le modèle, puisque plusieurs variables explicatives utilisées sont corrélées avec ces zones (problème de multicolinéarité) : notamment, les zones rurales ont moins de médecins et le niveau de revenu y est plus faible (Phelps, 1986). D'ailleurs, la variable « rural/urbain » est souvent utilisée dans la littérature comme un proxy de la densité médicale (Madden *et al.*, 2005).

Ensuite pour étudier le lien entre le taux de recours à la chirurgie et l'offre médicale du département, nous avons intégré deux variables: la densité d'urologues libéraux et le nombre de tests de dépistage PSA par département (nombre de tests remboursés par l'Assurance maladie). Ce test est en général prescrit par un médecin généraliste mais la pertinence du dépistage du cancer via le dosage du PSA est mise en doute<sup>31</sup>. Un nombre plus important de personnes ayant eu un test PSA pourrait être à l'origine d'un nombre de prostatectomies plus grand. En effet, ce test semble engendrer un sur-diagnostic des cas (Schröder *et al.*, 2009; Etzioni *et al.*, 2002) du fait de nombreux faux-positifs. Ainsi il peut entraîner des interventions sur des cancers dont la majorité ne serait pas devenues symptomatiques. Les urologues, par ailleurs, sont des acteurs principaux pour détecter un cancer de la prostate et décider de la nécessité d'une opération. Ils sont rémunérés à l'acte soit en ville ou dans l'établissement de santé. On fait donc l'hypothèse que dans les départements où le nombre d'urologues et/ou de tests de dosage des PSA est élevé, toutes choses égales par ailleurs, le taux de recours à la prostatectomie devrait être plus élevé.

Au niveau régional (second niveau), l'objectif est principalement d'examiner l'effet de la structure de l'offre hospitalière (la capacité hospitalière en chirurgie et le partage public/privé). En effet, c'est au niveau de la région que se décide de l'organisation et de la répartition de l'offre hospitalière en particulier. On s'attend à ce qu'une forte capacité en chirurgie crée sa propre demande et que la part des lits d'hôpitaux privés ait un effet positif sur le nombre de séjours de prostatectomies. Afin de caractériser la capacité hospitalière, nous avons mesuré le nombre de lits de chirurgie, le nombre de chirurgiens et le nombre de personnels soignants pour 100 000 habitants dans des hôpitaux publics et privés<sup>32</sup>. Dans les estimations, nous avons regroupé les hôpitaux publics avec les établissements privés à but non lucratif dans la mesure où leurs missions et fonctionnement sont similaires et qu'une petite part des chirurgies sont réalisées dans ces établissements. Nous avons toutefois vérifié la stabilité des résultats en séparant les deux

<sup>31</sup> [http://www.has-sante.fr/portail/upload/docs/application/pdf/2012-04/rapport\\_dorientation\\_cancer\\_de\\_la\\_prostate\\_2012-04-03\\_16-39-9\\_898.pdf](http://www.has-sante.fr/portail/upload/docs/application/pdf/2012-04/rapport_dorientation_cancer_de_la_prostate_2012-04-03_16-39-9_898.pdf)

<sup>32</sup> La remontée des données de personnel médical et soignant des établissements privés étant très partielle dans la SAE, seuls celles des établissements publics sont prises en considération dans les analyses.

catégories. Les variables utilisées et les statistiques descriptives sont présentés dans le Tableau 10<sup>33</sup>.

### 3. Résultats

La prostatectomie représente près de 23 000 séjours en France métropolitaine en 2009 (Tableau 1). Le taux brut de prostatectomies varie de 31 pour 100 000 hommes à 132 par département. La standardisation réduit les écarts de taux de prostatectomies par département; la moyenne passe de 78 à 74 (les écarts-types ont eux aussi diminués). Les écarts de taux de recours standardisés vont de 1 à 4 entre les différents départements métropolitains (Figure 1). Les départements présentant les taux les plus élevés sont le Doubs, la Haute-Vienne, le Morbihan, la Loire-Atlantique et les Ardennes (entre 118 et 105 pour 100 000 hommes de plus de 40 ans). Les départements caractérisés par les taux les plus faibles sont la Haute-Corse, le Loiret et la Nièvre (moins de 34 pour 100 000).

L'âge moyen des patients est de 63,4 ans (avec un écart-type de 6,3 ans). Les taux de mortalité par cancer de prostate varient de 19 à 58 pour 100 000 hommes entre les départements, tandis que les taux de mortalité globale varient entre 858 et 1390 pour 100 000 habitants. Si le nombre d'urologues pour 100 000 hommes de plus de 40 ans est de 5 en moyenne, il varie de 1 à 12 selon le département. Le niveau de dépistage du cancer de la prostate est également très variable selon les départements ; le pourcentage d'hommes de plus de 40 ans ayant eu un test de dosage du PSA varie de 6 % dans le département de la Mayenne à 36 % dans le Bas-Rhin.

Au niveau régional, les nombres de lits de chirurgie et de personnels hospitaliers par habitant dans les établissements publics et privés sont très variables selon les régions. Le nombre de lits de chirurgie dans le secteur privé varie par exemple de 13 pour 100 000 habitants en Alsace à 101 pour 100 000 habitants en Corse. De même, le nombre de chirurgiens dans les établissements publics passe de 12 pour 100 000 habitants en Corse à plus de 26 en Ile-de-France. Près de 86 % des prostatectomies sont réalisées dans les cliniques privées en Aquitaine au lieu de 14 % en Picardie. En moyenne, près de 23 % des séjours de prostatectomies sont effectués dans les établissements publics, 12 % dans les établissements privés non lucratifs et enfin 65 % dans les cliniques privées.

---

<sup>33</sup> Toutes les estimations ont été réalisées avec le logiciel HLM® (*Hierarchical Linear Model*).

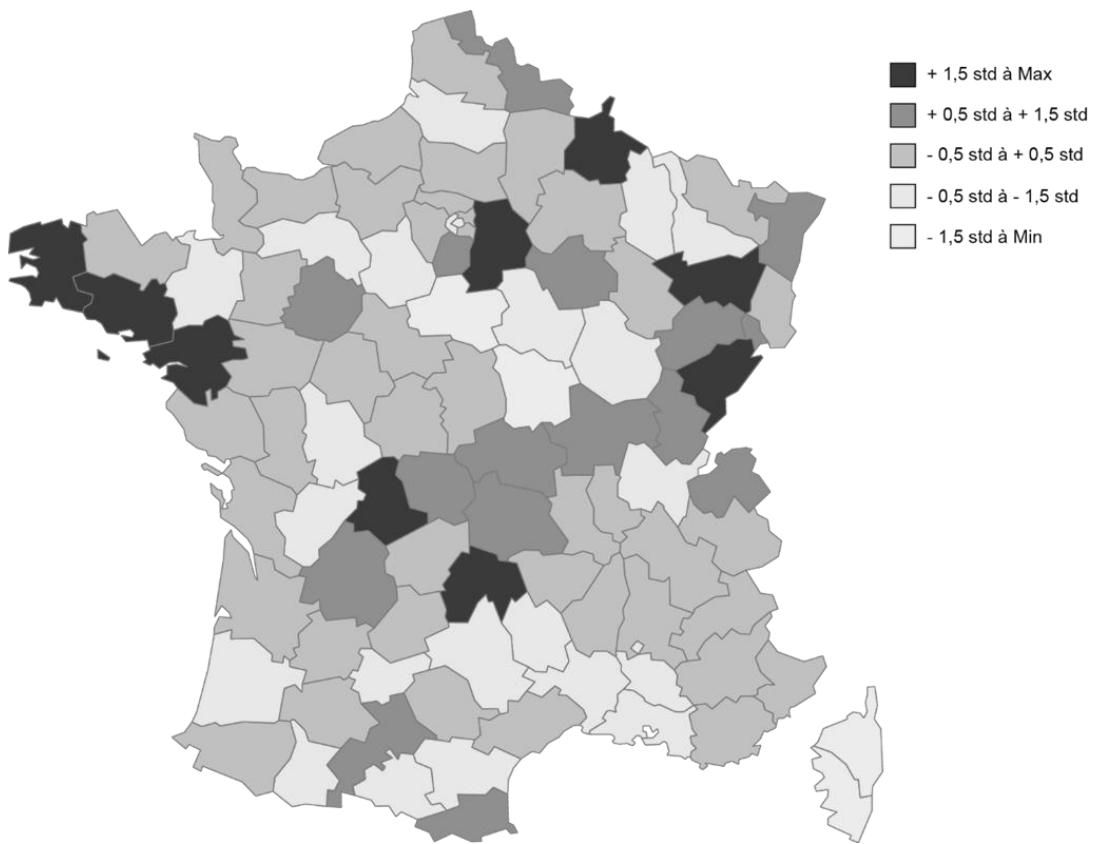
**Tableau 1.** Statistiques descriptives

Variables	Moyenne	Minimum	Maximum	Ecart-type	CV
<b>Variables départementales</b>					
Taux brut de prostatectomies	77,8	31	132	19,7	0,3
Taux standardisé par âge	73,6	30,6	118	17	0,2
Age	63,4	39	87	6,3	0,1
Revenu	21938	17555	36085	3172	0,1
Taux standardisé de mortalité pour toutes causes	1101,6	858,1	1390,4	104,7	0,1
Taux standardisé de mortalité pour cancer de la prostate	39,3	19	58,3	7,2	0,2
Densité d'urologues libéraux	5	1	11,6	2,2	0,4
Pourcentage d'hommes ayant eu un test PSA	10,1	6,3	35,8	4,3	0,4
<b>Variables régionales</b>					
Nombre de lits publics de chirurgie	84.16	51.36	174.17	25.63	0,5
Nombre de lits privés de chirurgie	61.96	13.61	101.73	17.66	0.3
Pourcentage de lits publics de chirurgie	57.05	33.55	92.75	11.52	0,4
Nombre d'infirmières d'hôpitaux publics	451.19	365.75	590.81	61.12	0.2
Nombre de chirurgiens d'hôpitaux publics	16.55	12.43	26.47	3.62	0.2

\* Les taux sont pour 100 000 hommes de plus de 40 ans ; \*\* pour 100 000 habitants

Sources : PMSI, SAE, Insee, Eco-Santé

**Figure 1.** Les taux standardisés de prostatectomies par département



Source: PMSI (2009)

Note de lecture: La couleur la plus foncée correspond aux taux les plus élevés, allant de +1,5 écart-type à la valeur maximum de la distribution.

Le tableau 2 présente les résultats économétriques. Pour mieux comprendre le rôle des différentes variables, celles-ci ont été introduites en trois étapes successives permettant de comparer les résultats du modèle avec et sans certaines de ces variables. La colonne 1 présente l'estimation du modèle vide comme référence de base. Le modèle dans la deuxième colonne introduit les variables explicatives au niveau du département avec une constante régionale alors que les résultats dans les colonnes 3, 4 et 5 présentent les modèles avec les différentes variables explicatives mesurées au niveau régional (niveau 2). En raison du faible degré de liberté au deuxième niveau, nous avons introduit les variables régionales une par une et avons vérifié leur pertinence dans des combinaisons différentes. Le modèle vide permet de distinguer dans la variabilité des taux de prostatectomies, les parts respectivement attribuables aux différences entre

régions et à l'hétérogénéité des départements au sein de chaque région. Cette référence préliminaire est utile en ce qu'elle nous donne la répartition de la variance entre et au sein des régions. On voit que le taux standardisé de prostatectomies varie significativement entre les départements (à l'intérieur des régions) avec une variance estimée plus importante entre les départements. On constate aussi que la composante de la variance régionale est significative, ce qui justifie la modélisation à ce niveau.

### **3.1 Variables départementales**

Pour les variables explicatives introduites au niveau du département, seule la densité de médecins urologues libéraux a une influence significative. Nos résultats suggèrent donc que, toutes choses égales par ailleurs, les départements avec plus d'urologues par habitant sont caractérisés par un taux de prostatectomies plus élevé. Ceci va dans le sens de la littérature sur la place des médecins dans la détermination de pratiques médicales (Ramsey *et al.*, 2000). En revanche, le niveau de revenu et le taux de mortalité du département n'ont pas d'effet significatif sur les taux de prostatectomies standardisés. Le pourcentage d'hommes ayant eu un test PSA, qui est particulièrement discuté dans la littérature, n'est pas significatif non plus.

### **3.2 L'offre au niveau régional**

Les résultats des estimations avec les variables régionales indiquent que les différences de capacités hospitalières constituent le principal facteur explicatif des écarts de taux de recours à la prostatectomie. Trois variables mesurant le niveau d'offre hospitalière régionale sont significativement liées au taux de prostatectomies: le nombre de lits de chirurgie, le nombre de personnels dans les établissements publics et privés non-lucratifs (PSPH) ainsi que le pourcentage de lits de chirurgie publics et PSPH dans la région (modèle 3 et 4). Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, une hausse de l'offre hospitalière régionale entraînera une hausse du nombre de prostatectomies dans le département. Aucune des autres variables régionales, y compris le nombre de chirurgien dans les établissements publiques, n'est liée au taux de prostatectomie.

**Tableau 2.** Déterminants des taux de prostatectomies: modèles multiniveaux

	Modèle vide	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
<b>Variables du 1<sup>er</sup> niveau</b>					
Constante	4.27***	3.78***	3.68 ***	3.22***	3.55***
Revenu		-1 * 10 <sup>-6</sup>	-4 * 10 <sup>-6</sup>	0.0	-8 * 10 <sup>-8</sup>
Mortalité		2.3 * 10 <sup>-4</sup>	8.5 * 10 <sup>-5</sup>	-1.42 10 <sup>-4</sup>	3.5 10 <sup>-5</sup>
Mortalité pour cancer de la prostate		0.003732	0.005314	0.006527	0.004767
Densité d'urologues dans le département		0.020998**	0.024825***	0.024666***	0.026162***
Pourcentage d'homme ayant eu un test PSA		0.002420	-0.009656	-0.004208	-0.007463
<b>Variables du 2<sup>nd</sup> niveau</b>					
Nombre de lits publics de chirurgie			0.004*		
Nombre d'infirmiers dans les EDS publics				0.001957***	
Pourcentage de lits publics de chirurgie					0.010741**
Variance inter (entre les régions <sup>34</sup> )	0.02192***	0.01769***	0.00925**	0.00440*	0.00819**
Variance intra (entre les départements)	0.04520	0.04716	0.04841	0.04872	0.04759
Déviance <sup>35</sup>	1.096868	46,11	62.19	60.15	58.393267

Lecture : \* significatif à 10 % ; \*\* significatif à 5 % ; \*\*\* significatif à 1 %.

#### 4. Discussion

Dans cette étude, nous avons examiné les variations de pratiques de prostatectomies entre les départements et de quelle manière les taux de prostatectomies peuvent être influencés par les conditions socio-économiques et l'offre de soins dans le lieu d'habitation des patients. Nous avons recours à une analyse multiniveaux qui permet d'appréhender la corrélation des pratiques entre les départements d'une même région. Nous constatons qu'il existe des variations significatives entre les régions et les départements dans le recours à la prostatectomie. Nous montrons que la densité de médecins urologues au niveau départemental ainsi que le poids de l'offre de soins hospitaliers au niveau régional sont associés de manière significative et positive

<sup>34</sup> Etant donné le faible nombre d'observations au niveau de la région (22), les écarts-types de cette composante de la variance peuvent être légèrement sous-estimés (Maas and Hox 2005).

<sup>35</sup> La déviance est un critère de comparaison de modèles. Les modèles intégrant des variables explicatives ayant la déviance la plus faible sont souvent considérés comme les meilleurs.

aux taux de prostatectomies. Il ressort des différentes estimations faites que dans les départements où la densité d'urologues est plus élevée, le taux de prostatectomies est plus élevé, une fois contrôlées les caractéristiques observables de la population. Nos résultats confirment ainsi globalement ceux de la littérature suggérant que la demande de soins n'est pas indépendante de l'offre existante (Fisher *et al.*, 2000).

Une seule autre étude française (Soulié *et al.*, 2001) porte sur la prostatectomie en France. Elle s'appuie sur des données de 1995 provenant de quatre registres départementaux du cancer (Bas-Rhin, Calvados, Isère et Tarn) et comprend au final 175 patients ayant eu une prostatectomie radicale. Les auteurs s'intéressent aux critères médicaux à l'origine de cet acte chirurgical (les caractéristiques des tumeurs, les moyens diagnostiques et les résultats histopathologiques). Les effets contextuels sont pris en compte grâce à l'introduction de variables muettes associées à chaque département dans des modèles de régressions logistiques. L'étude montre aussi que la prostatectomie était plus fréquente dans le Tarn que dans les autres départements, toutes choses égales par ailleurs. Elle suggère également que la probabilité d'avoir une prostatectomie radicale était 2,6 fois plus importante dans les établissements privés. Nos résultats ne confirment pas cette différence de l'offre privée en 2009. Cela peut être lié au changement (à partir de 2004) du mode de financement des établissements, basé sur l'activité, qui fournit les mêmes incitations pour tous les établissements. Jusqu'en 2004, les établissements publics et privés à but non lucratif ont été financés par des budgets globaux (peu réactifs aux efforts de productivité des établissements), tandis que les cliniques privées ont été rémunérées par un mélange de paiement à l'acte et de forfaits journaliers qui incitent au développement de l'activité (plutôt inflationniste). Si l'augmentation de l'activité des établissements publics pour répondre à la demande de soins (le budget global n'étant pas incitatif) a été citée comme une évolution souhaitée par l'introduction de la tarification à l'activité (T2A) (Rapport au Parlement, 2009), le suivi et la régulation de l'activité hospitalière pour assurer l'adéquation des soins ont été très partiels. Entre 2005 et 2009, la hausse des séjours chirurgicaux a été beaucoup plus forte dans les établissements publics qui ont été soumis à une pression plus forte pour augmenter la productivité de la part des régulateurs (Or *et al.*, 2013 ; Choné *et al.*, 2014).

Nos résultats peuvent aussi être mis en relation avec la littérature sur l'utilisation de certaines prises en charge, en particulier celles qui sont innovantes, en fonction du statut des établissements de santé (Milcent et Gobillon, 2014). Ainsi, avant le passage à la T2A, les établissements privés avaient un financement de type paiement à l'acte ce qui pouvait engendrer une utilisation plus importante des traitements innovants. Dorénavant, tous les établissements de

santé possèdent le même système de financement et ont donc les mêmes incitations en termes de recours à certaines prises en charge. Les établissements publics auraient alors tendance à rattraper le comportement des établissements privés d'où nos résultats positifs pour les établissements publics.

Nous devons toutefois souligner quelques limites de notre étude. Notre objectif était d'analyser au niveau territorial les variations de pratiques de prostatectomies. Si le choix de la région comme unité d'analyse est justifié par son rôle déterminant dans les politiques territoriales, le choix du département comme la plus petite unité territoriale peut être discuté. Le « territoire de santé », qui a été défini comme espace d'organisation des soins, peut être considéré comme plus pertinent pour l'analyse de l'offre intra régionale. Cependant, les tailles des territoires de santé, particulièrement modifiés ces dernières années, sont très disparates. Notons également que, dans plus de la moitié des régions, le découpage départemental correspond aux territoires de santé (Coldefy and Lucas-Gabrielli, 2012). Et dans les régions qui n'ont pas adopté ce découpage, certaines en sont très proches. En outre, il est prévu que le territoire de santé se confondra de plus en plus avec le département du fait de la nécessaire cohérence entre les différents acteurs intervenant dans le champ de compétence des ARS. En effet, le département est le maillage le plus utilisé comme le niveau géographique d'organisation de soins par les ARS.

Par ailleurs, il est possible d'envisager d'autres types de modèles pour appréhender la corrélation territoriale entre les départements. Les modèles multiniveaux permettent de corriger l'autocorrélation des résidus entre les départements d'une région, mais ne prennent pas en compte l'effet de la proximité entre les départements des régions voisines. Les départements proches géographiquement peuvent avoir des comportements similaires. Le développement des modèles multiniveaux s'est accompagné de questionnement sur la sensibilité de ces modèles au nombre d'observations dans chaque niveau. Grâce à des simulations de Monte-Carlo, (Maas and Hox, 2005) montrent que l'estimation des paramètres n'est que très faiblement biaisée (de l'ordre de 0,05 %) quand le nombre de groupe (niveau 2) et la taille de ces groupes (nombre d'unités par niveau 2) sont faibles. Toutefois, il pourrait être intéressant de tester différents modèles spatiaux pour appréhender l'autocorrélation spatiale.

Par ailleurs, nos résultats sur l'influence de la disponibilité de l'offre de soins sur les taux de prostatectomies pourraient également provenir de facteurs liés à la concurrence que nous ne considérons que partiellement ici. En effet, une vaste littérature s'est développée sur la relation entre la performance des établissements de santé et la concurrence entre ces derniers. La qualité

dans la prise en charge serait le seul support de la concurrence entre les établissements de santé en France (Milcent et Gobillon, 2014). Une prise en considération de la concurrence entre les établissements de santé permettrait de prolonger l'analyse de l'influence de l'offre de soins sur le recours à la prostatectomie.

Finalement, nous avons choisi d'étudier la prostatectomie dans cette étude mais elle n'est pas le seul mode de prise en charge du cancer de la prostate. D'autres alternatives à cette chirurgie existent comme la curiethérapie. Il serait complémentaire à cette analyse d'étudier la variabilité des pratiques de curiethérapie entre établissements et départements. En effet, dans le guide des Affections de longue durée (ALD) de la HAS (2012b)<sup>36</sup>, il est stipulé que « le patient doit être informé de toutes les options de prises en charge adaptées à sa situation avec leurs bénéfices et effets indésirables respectifs ». Il se peut que la disponibilité des soins alternatifs, curiethérapie notamment, détermine également la pratique de chirurgie. Il est malheureusement impossible d'identifier, de façon exhaustive, ces traitements dans les bases de données hospitalières, mais leur suivi est essentiel pour mieux comprendre les différences de pratiques et améliorer la qualité des soins.

## 5. Conclusion

La pertinence des soins délivrés est une préoccupation grandissante car elle renvoie aux questions de qualité, d'équité et d'efficience des soins. Ces questions sont d'autant plus présentes dans le contexte actuel de rationalisation de la dépense publique. Ainsi, il est important de mesurer et de comprendre les différences de pratiques médicales et les facteurs associés à ces variations pour différents types de soins afin d'établir les marges d'amélioration en termes d'équité, de qualité et d'efficience. La littérature internationale abonde sur le sujet, ce qui n'est pas le cas en France, en retard de ce point vue.

Le suivi régulier et la publication de l'information sur la variation des pratiques médicales peuvent soulever des questions et promouvoir des actions visant à réduire les variations injustifiées. La littérature montre que les variations de pratiques existent dans la plupart des services médicaux, y compris dans les procédures diagnostiques et thérapeutiques. Ces variations peuvent relever d'une utilisation inappropriée des soins et de conséquences iatrogènes dans certains domaines ainsi que d'une sous-utilisation dans d'autres. (Wennberg, 1984) souligne que

---

<sup>36</sup> [http://www.has-sante.fr/portail/upload/docs/application/pdf/2012-03/ald\\_30\\_guide\\_\\_prostate\\_web.pdf](http://www.has-sante.fr/portail/upload/docs/application/pdf/2012-03/ald_30_guide__prostate_web.pdf)

l'absence de consensus médical sur le traitement est une cause majeure de variations et que les pratiques changent lorsque les médecins ont l'information sur les taux dans leur propre voisinage. La mesure des variations est une étape nécessaire mais pas suffisante. De nombreux pays produisent des « atlas » de recours aux soins afin d'interroger systématiquement ces variations. En même temps, il ne faut pas oublier qu'*in fine* la pertinence des soins médicaux est sous la responsabilité des médecins. Investir sur les recommandations cliniques afin de promouvoir une plus grande cohérence des pratiques des médecins est nécessaire pour les rapprocher. L'information est également capitale pour aider les patients à prendre des décisions plus éclairées sur les interventions qui les concernent.

Finalement, il est important d'aligner les incitations financières avec les objectifs de qualité et de pertinence des soins. Le passage à la tarification à l'activité semble modifier de manière conséquente les stratégies des établissements publics. Il est important de suivre précisément l'impact du mode de financement sur le comportement des établissements publics et privés avec des méthodes appropriées pour éviter tout effet pervers.

Des soins non pertinents ont des coûts économiques et humains importants. Si décrire les différences de comportements médicaux n'est pas suffisant pour améliorer la pertinence des soins, cette étape est essentielle. Notre étude constitue en ce sens une première tentative d'analyse de la variation des pratiques médicales en matière de prostatectomie sur l'ensemble du territoire français. Nos résultats ne permettent pas de conclure sur l'utilisation inappropriée ou la sous-utilisation de prostatectomie mais invitent les professionnels de santé à comprendre ces variations de pratiques.

## Annexe 1

**Tableau 3.** Corrélation entre les variables explicatives

	revenu	mortalité	mortaprostate	urodep	PSAdep	litpu	infpu	pctlipu
<b>revenu</b>	1.00000	-0,28397	-0.16102	0.28974	0.11133	0.32015	0.23987	0.2222
		<.0001	0.1171	0.0042	0.2802	0.115	0.0186	0.0296
<b>mortalité</b>		1.00000	0.056309	-0.31417	-0.05679	0.03346	0.29182	0.11039
			<.0001	0.0118	0.5826	0.7462	0.0039	0.2843
<b>mortaprostate</b>			1.00000	-0.23038	-0.19346	-0.07349	0.14892	-0.01190
				0.0239	0.2589	0.4767	0.1476	0.9084
<b>urodep</b>				1.00000	0.14940	0.04300	-0.06461	-0.00114
					0.1463	0.6774	0.5317	0.3912
<b>PSAdep</b>					1.00000	0.057463	0.04572	0.04394
						<.0001	0.0158	<.0001
<b>litpu</b>						1.00000	0.56429	0.79965
							<.0001	<.0001
<b>infpu</b>							1.00000	0.80685
								<.0001
<b>pctlipu</b>								1.00000

## Annexe 2 : La standardisation par âge

Cette annexe présente de manière formalisée le calcul des taux standardisés. Les taux par âge de la population étudiée (ici par département) sont réalisés en référence à une population type choisie (ici la population française)

Soit :

$a_i$  le nombre observé d'événements dans le groupe d'âge  $i$  dans la population étudiée.

$b_i$  le nombre de personnes dans ce groupe d'âge  $i$ .

$A_i$  le nombre prévus d'événements dans le groupe d'âge  $i$  pour la population type.

$B_i$  le nombre de personnes dans le groupe d'âge  $i$  pour la population type.

Ainsi, pour chaque catégorie d'âge il est possible de calculer le taux (brut) :

$$t_i = a_i/b_i$$

Pour obtenir le nombre prévus d'événements, on multiplie ce taux par la population dans le groupe d'âge  $i$  dans la population type.

$$A_i = t_i * B_i$$

Enfin, les taux bruts et standardisés s'obtiennent comme suit :

Taux brut total (pour 100 000 personnes) :  $\frac{\sum a_i}{\sum b_i} * 100 000$

Taux standardisé (pour 100 000 personnes) :  $\frac{\sum A_i}{\sum B_i} * 100 000$

Ce premier chapitre met clairement en lumière d'une part qu'il existe de forte variations dans le recours à la prostatectomie en tant que prise en charge du cancer de la prostate mais également que la disponibilité de l'offre de soins joue sur ce recours. S'il n'est pas possible de parler de causalité dans les relations mis en avant dans ce chapitre il semble tout de même, toutes choses égales par ailleurs, qu'une plus forte densité d'offre médicale tend à augmenter les taux de prostatectomies. Ces résultats sont également à mettre en parallèle de la mise en place du nouveau mode de tarifications des établissements de santé (qui commence en 2004 et se termine en 2008) puisqu'ils soulignent particulièrement l'effet de l'offre de soins publique comme déterminant des taux de recours.

Ce chapitre porte sur une prise en charge particulière pour un seul type de cancer. La suite de la thèse cherche donc à examiner les déterminants du recours aux soins de manière plus générale (en termes de visites chez le généraliste et le spécialiste), d'autant plus que les personnes touchées par un cancer bénéficient d'un système plutôt protecteur : l'ALD.

## **Chapitre 2**

### **Physician visits for patients diagnosed with cancer and heart disease: the role of financial and insurance factors**

Ce chapitre a été co-écrit avec Thomas Barnay (Erudite, Upec). Il est actuellement en cours de soumission à une revue à comité de lecture.

## 1. Introduction

Several international comparisons highlight pro-rich effects in healthcare utilization, in particular for specialist visits. The paper of van Doorslaer *et al.* (2004) observes that richer individuals have higher specialist utilization amongst 12 European countries using the 1996 third wave of the European Community Household Panel (van Doorslaer *et al.*, 2004). A recent paper furthers these results by emphasizing a pro-rich advantage concerning the probability to visit a doctor (GP, specialist and dentist) in 14 OECD countries after controlling for health status (Devaux 2013).

This pro-rich effect can transit from different channels such as income, education or CHI (complementary health insurance) effects and may differ according to countries.

In Norway, Hansen *et al.* (2012) find that wealthier individuals have lower intensive utilization of GP in both women and men (Hansen *et al.*, 2012)<sup>37</sup> and similar results are underlined in Italy (Atella *et al.*, 2004). For Spain, comparable conclusions regarding the probability of having at least one visit and multiple visits to a GP in elderly people in Spain based on concentration indices calculated with SHARE data are highlighted (Crespo-Cebada and Urbanos-Garrido, 2012).

Concerning specialist visits, an income effect is showed by several studies. Iversen and Koppenrud (2005) examine the factors that contribute to having at least one (and multiple) visit(s) using a multinomial logit for the first part of their estimations and a negative binomial regression for the second (Iversen and Koppenrud, 2005). They show a positive effect of a high household income on both outcome variables. Vikum *et al.*, (2013) concentrate their analysis on the role of education and income and find that in Norway, lower educated people have more visits to a GP; moreover, both the probability and the intensity of visits to a specialist disfavour low education and low household income groups. Atella *et al.*, (2004) highlight the preference of richer individuals to visit specialist physicians in Italy.

The role of CHI is also studied. A CHI can increase healthcare utilization because of a moral hazard effect, a risk reduction effect, an income transfer effect and an access effect (Jones *et al.*, 2006). The first implies a greater consumption due to the reduction of OOP (out-of-pocket)

---

<sup>37</sup> All studies considering the determinants of physician visits control for a great set of variables such as health status, age, occupational status (when available), marital status (when available).

expenses (Folland, 2013). The second reduces uncertainty in terms of financial outcomes. The third indicates that utilization will increase because of a transfer from “the healthy to the ill”. The latter entails improved access to additional healthcare resources. Moreover, the phenomenon of adverse selection, in which individuals with higher risk may purchase CHI and thus have a higher consumption, may occur. The effect of private insurance on the choice between GP and specialist physicians and between public and private providers is studied in Spain. Using a double-stage probit, authors stress that having private insurance is associated with the probability of visiting a specialist, but the income coefficient was not significant. This finding can be explained by the potential multicollinearity between the purchase of insurance and a high income. The insurance level determines the nature of health care. For instance, insured only by the SHI (Statutory Health Insurance) chose the public sector in 94% of their visits, and they mainly visited a GP. In 86% of the cases, individuals with CHI preferred the private sector, and more than 50% of the visits were with a specialist (Rodríguez and Stoyanova, 2004). For Korea, it is showed that insured with CHI are more likely to use both outpatient and inpatient care after controlling for employment status, self-assessed health, education and income (Jeon and Kwon, 2013). In Ireland, Italy, Portugal and the UK using the ECHP data in the four waves from 1994-1997, Jones *et al.*, (2006) find a positive effect of having CHI on the probability to visit a specialist after controlling for age, gender, health status, income, level of education, marital status, occupational status and physical limitations.

The focus on specific conditions can strengthen the reduction of the heterogeneity between conditions. Furthermore, the determinant of health care utilization might depend on the type of illness considered. Several empirical studies have been interested in healthcare utilization in a specific condition such as acute myocardial infarction or cancer. A recent study analyses both vertical and horizontal inequities in healthcare utilization in patients with cardiovascular disease in England. Using a concentration index from the 2003 to 2006 data of the Health Survey for England, they reported a pro-rich effect of heart surgery (Vallejo-Torres and Morris, 2013). Concerning cancer, the following studies stress out an important association between having private insurance and health care utilization related to preventive health care utilization amongst cancer survivors (Yabroff *et al.*, 2013), cancer screening in Ireland and preoperative radiotherapy for rectal cancer in Sweden (Olsson *et al.*, 2011).

In France, the issue of social health inequalities of health care utilization is particularly pregnant. A recent study shows that inequalities in access to a specialist physician are the highest in France after controlling for health status amongst 19 OECD countries (Devaux, 2013). Other studies

mention significant effects of CHI on the probability to visit a physician (Buchmueller *et al.*, 2004; Genier, 1998).

In France, two main mechanisms have been implemented in order to fight health care inequalities; an expansion of CHI (in 2000 by CMU-C) and for 30 specific conditions an insurance covering the full costs of treatment.

The French health care system is based on a social insurance model that guarantees universal coverage. All residents in the French territory have access to the SHI, and eligibility is based on employment status. In 2011, it covered 62.5 million individuals, and 58.8 million individuals have used the health care system at least once. In France, Health care expenditure represents 11.7% of GDP (€248 billion<sup>38</sup>) (DREES, 2014). The SHI reimburses 76.6% of total health care spending (DREES, 2015). In addition, a large majority of individuals (96% (HCAAM, 2013)) has a CHI. This supplemental coverage can be private (provided through the workplace or individual contracts) or public *via* a free complementary health insurance that covers most OOP payments faced by the poorest 10% of French residents (called CMU-C). The main role of these complementary health insurances is to reduce cost-sharing and health inequalities. CHI's coverage represents 14.4% of health care spending; thus, the total OOP is limited to 7.7% (OECD, 2013).

In France, for particular diseases that require intensive, expensive and long-term care, the long-term illness (LTI) scheme has been implemented in 1945 to cover related costs and to provide equal access to health care for this particular population. It concerns 400 health conditions clustered in 30 categories. Categories with a higher prevalence are diabetes, cancer, heart diseases and chronic respiratory failure. In 2013, this system covered 9.5 million individuals (nearly 16% of the SHI's beneficiaries) and represented 63% of total reimbursed expenditures (in 2010). The number of LTI patients increased by 14% between 2008 and 2012 (Statutory Health Insurance data). The SHI covers 100% of health care expenditures related to LTI conditions based on the SHI tariff. Nevertheless, in 2013 the High Council for the Future of Health Insurance points out that the OOP for the last vingtile of the distribution of LTI population reaches €2700, after SHI reimbursement. LTI individuals represent 33% of this population contrary to 16% for the general population (HCAAM, 2013). Furthermore, a previous study emphasizes that the LTI scheme does not remove all inequalities in health care consumption but they are smaller than those for

---

<sup>38</sup> It represents the current health expenditure which covers all payments established for the year.

the entire population (Dourgnon *et al.*, 2013). Nevertheless, authors considered all LTI conditions, and the treatments and management of these diseases are particularly heterogeneous. Moreover, they focused on the measurement of inequalities and not on the determinants of healthcare utilization or the particular role of income.

This paper aims to estimate the determinants of health care utilization in patients suffering from both major LTIs (cancer and heart disease). Cancer and heart diseases are the leading causes of death with 148,000 (French Institute for Public Health Surveillance, 2013) and 138,000 (Epidemiology Centre on the medical causes of death, 2011) deaths, respectively. Less than 10% of the SHI's beneficiaries suffer from both diseases, and they account for 20% of the total expenditures in 2013. Both conditions represent 21 and 19%, respectively, of overall LTI cases in 2012. Moreover, between 2008 and 2012, LTI cancer cases increased by 17% and heart disease cases by 30%.

We aim to determine whether financial (income) and insurance factors (CHI) and education level remain determinants to explain the frequency of general practitioner (GP) and specialist visits in France in our selected population for both types of visits. We perform a first model with visits relating to LTI scheme and then benefit from a total coverage and no OOP and a second one with visits for other pathologies

Individuals can suffer from diseases which are not covered by the LTI scheme so that traditional influence of financial factors on health care utilization could occur. In contrary, for LTI-related visit we assume that the impact of these factors should be dimmed due to the 100% SHI's costs coverage.

The paper is organized as follows. Section 2 presents the data. The third section discusses the econometric methodology. Then, section 4 displays the results. Finally, the last section is devoted to the discussion and to the conclusion.

## 2. Data

To estimate the healthcare utilization of LTI patients, we use data from the biannual French Health, Health Care and Insurance survey (*Enquête sur la santé et la protection sociale, ESPS*) that has been conducted since 1988 by the Institute for Research and Information in Health Economics. This declarative survey is representative of 97% of the French metropolitan population.

Approximately 8,000 households are annually interviewed, which represents nearly 22,000 individuals.

This database contains numerous individual variables such as self-assessed health status, level of education, occupational status. Moreover, the ESPS provides a set of household variables such as income, the region of residence, and the size of the unit of residence. We select a sample of individuals aged 18 and over based on their declaration concerning the fact of belonging LTIs, and we pool the data from 2004, 2006, 2008 and 2010.

Moreover, our data are merged with administrative information on healthcare utilization provided by the SHI. This database is composed of healthcare consumption of beneficiaries. Thanks to this database, we can assess the current number of visits for both GP and specialist<sup>39</sup>. For specialists, we can know the whole number of visits but also the number of visits for each medical speciality. Thus we can discriminate between specialist visit which are related to the LTI condition (i.e. cardiologist and oncologist visits) and those for other speciality which are not LTI-related.

### 3. Empirical strategy

We estimate the number of visits to a GP or a specialist physician during the last twelve months (at the date of the survey). Concerning specialist visits, for individuals with heart diseases, we know the number of cardiologist visits and of visits for other speciality. For individuals with cancer, we choose to consider radiologist as the proxy for specialist visits related to LTI<sup>40</sup>. We also study the number of visits to surgeon as a proxy for specialist visits related to LTI. Indeed, in several cancers management, surgery may be offered (for instance breast, prostate, ENT or digestive cancers). The variables of interest are the household income (decomposed in fourth quartile) and the insurance status (having a CHI, having the CMU or no CHI). The control variables include age, SAH (self-assessed health) (very good, good, fair, bad and very bad) and education level (no formal studies, less than high school diploma, high school diploma, university graduate and other). The regressions also contain the severity of physical activities limitations (severely limited and not limited), employment status (worker, retired, unemployed, and other)

---

<sup>39</sup> This data does not disentangle between hospital and ambulatory visits.

<sup>40</sup> The exhaustive list of specialists is the following: radiologist, cardiologist, gynaecologist, dermatologist, gastroenterologist, ophthalmologist, ENT specialist, anaesthetist, psychiatrist, surgeon, paediatrician, rheumatologist, endocrinologist, and neurologist.

and the size of the urban unit of residence (under 20.000 inhabitants, from 20.000 to 50.000, from 50.000 to 75.000, from 75.000 to 100.000, over 100.000 and Paris). We use the size of the urban unit instead of the medical density for several reasons. First, we can only assess the *département* of residence for the 2010 survey. For 2004, 2006 and 2008 the region is only available. This restriction induces to have too aggregate data regarding physician density and thus not have sufficient variability for the variable. In this way, the use of several urban units allows us to have a more disaggregated data and thus have better proxy of the medical density. Indeed, the correlation between the size of the urban unit and medical density is well established (Madden, Nolan, and Nolan 2005). In addition, to assess the potential substitution between GP and specialist visits, we introduce the number of visits to the other category of physician in each equation<sup>41</sup>.

We analyse healthcare utilization, which is defined as the number of visits to GPs and specialist physicians (related or not to Cancer and Heart diseases) with a progressive process. Count data models are used in this paper due to the nature of our data. As mentioned by Greene (2012) traditional multiple regression cannot account for count data aspects: preponderance of zeros, small values and discrete nature of the outcome. The basic model is a Poisson regression, which assumes the equidispersion property (the conditional mean is equal to the conditional variance). Due to the non-satisfaction of this property, we use a negative binomial (NB) regression (Cameron and Trivedi, 2013) which corresponds to the first part of the progressive process. In addition comparisons between Poisson and NB regressions note that the latter is better because the overdispersion parameter  $\alpha$  is significant in all regressions<sup>42</sup>.

The density function of the negative binomial model is:

$$f(y_i|x_i, \beta, \alpha) = \frac{\Gamma(\alpha^{-1} + y_i)}{\Gamma(\alpha^{-1})y_i!} \left( \frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1} + \lambda_i} \right)^{\alpha^{-1}} \left( \frac{\lambda_i}{\alpha^{-1} + \lambda_i} \right)^{y_i}$$

$\Gamma$  indicates the gamma distribution,  $x_i$  the set of covariates and  $\beta$  the vector of covariates estimations and  $\lambda_i = \exp(x_i'\beta)$ .

---

<sup>41</sup> We also perform a regression with categorical variables (0 visit dummy, 1 visit dummy and over), and the results are similar.

<sup>42</sup> The traditional Poisson regression is a specific case of NB regression corresponding to  $\alpha = 0$ .

One major concern with count data is to deal with zero value. Indeed, in Poisson and NB models, the zeros and nonzero are assumed to come from the same data-generating process. Nevertheless, in our data a high number of cancer survivors did not visit a specialist during the last twelve months (18% for women and 21% for men). Concerning individuals suffering from heart diseases, it corresponds to 14% for women and 16% for men. We thus want to assess the special case of zero value in our data.

In this way, we also analyze the determinants of zero visit and of the conditional number of visits to GP and specialist. A large debate has emerged concerning the best methodology for health care utilization. Deb and Trivedi (2002) suggest the use of finite-mixture models instead of hurdle models. Indeed, they consider that the distinction between high and low consumers is more justified than between consumers and non-consumers (Bago d'Uva, 2006). Nevertheless, Jimenez-Martin *et al.* (2002) point out that the finite mixture model is led by statistical line of argument rather than economic vision. In addition, hurdle model is argued to be more adapted to the decision-making process to visit a physician. Indeed, in terms of principal-agent framework, individuals have characteristics that impact the decision to visit a physician whereas the number of visits could be referred to the physician. In this way, we assume that individuals with zero visit have specific characteristics that influence this choice. We perform a two-step estimation to take into account especially the possibility of zero visit.

We use a negative binomial hurdle model. A first distribution, denoted  $f_0(y)$ , determines whether the count variable has a zero or a positive outcome. If the outcome is positive, the number of outcomes is given by a second distribution, denoted  $f_1(y)$  truncated at zero. The distribution of the observable number of counts, denoted  $f(y)$  is therefore equal to:

$$f(y) = \begin{cases} f_0(0), & y = 0 \\ (1 - f_0(0)) \frac{f_1(y)}{1 - f_1(y)}, & y > 0 \end{cases}$$

Since the Logit model is a special case of the binary negative binomial model (with  $\alpha = 1$ ), we use it for  $f_0$ , and we use the negative binomial model, with expectation  $\exp(x_i'\beta)$  and overdispersion parameter  $\alpha$ , for the positive counts. The log-likelihood is separable between the Logit model and the truncated negative binomial model so that the two parts of the model can be estimated separately.

Another way to deal with zero value is the Zero-inflated Poisson model (ZIP model) or Zero-inflated negative binomial model (ZINB model). They consider that zeros arise from two different regimes. In the first regime, the result is always zero and the second outcome can be zero or other values. A typical example is reported in Greene (2012) concerning “the number of defective items produced by a manufacturing process in a given time interval”. The normal outcome has to be zero nevertheless the current outcome can be zero or positive values. In our data we consider that zero visit cannot be the normal outcome so that we prefer the hurdle model<sup>43</sup>.

We use gender sub-models for several reasons. First, the primary cancer site is gender-specific cancers: breast cancer for women and prostate cancer for men. A gender analysis allows limiting the heterogeneity in our sample. Moreover, several studies mention gender-related medical practice variations in the management of cancer and heart diseases. For instance, women are less likely to have surgical procedures for cardiovascular disease management (Huang *et al.* 2013; Perelman *et al.*, 2010; Murasko, 2006; Shaw *et al.*, 2004). Concerning cancer, there is evidence that the variations in cancer management depend on individual characteristics (e.g., age or socioeconomic variables) (Reuben *et al.*, 2009; Wyld *et al.*, 2004; Monnypenny I 2003; Gilligan *et al.*, 2002). This literature points out the particular difference of treatment and management for cancer and heart diseases that is why we choose to consider gender sub-models rather than introducing a gender dummy in a global estimation. Moreover, we perform likelihood based procedures to test difference in coefficients between both populations. Results are presented in appendix 2 and show the significant difference between both populations. Moreover, as we use pooled data we introduce year dummy in all our regressions<sup>44</sup>.

## 4. Results

### 4.1 Descriptive statistics

Amongst the cancer survivor population (table 4), the women are younger (28% under 55 years old and 20% over 75 years old versus 14% and 30% in men, respectively), and they belong to households with a slightly lower average income (1621€ and 1652€ in women and men,

---

<sup>43</sup> Moreover, the Vuong test allows discriminating between ZINB and NB models. In our case, all tests were in favor of NB models. Results of the tests are presented in each table.

<sup>44</sup> For all regressions these dummies are not significant.

respectively). Breast cancer is the most prevalent cancer in females, and it affects principally women circa 40 years and 65+ years. A majority of the population has less than a high school diploma (nearly 62% in both women and men). Moreover, more than 90% has CHI<sup>45</sup>. Three quarters of the population declare “good” or “fair” SAH. A substantial proportion of individuals have no physical limitations (47% and 44% in women and men, respectively). Nevertheless, a higher proportion of men is severely limited (22% and 14% in men and women, respectively). The men are mostly retired (74% in men and 51% in women). Most individuals lived in areas with less than 100,000 inhabitants. Finally, concerning health care utilization variables, the numbers of visits to GPs and specialist physicians are similar (6 and 4).

In the heart disease population, we find opposite trends in gender and age. Men are younger (15% under 55 years and 33% over 75 years in contrast to 14 and 47% in women, respectively), and most are in wealthier households (1469€ in men and 1136€ in women). Most individuals have a fairly low level of education. More than 90% of both male and female populations had CHI. The most common SHS reported are also good and fair. A majority of individuals with heart disease declares that they are physically limited (40% in both genders). The highest proportion of individuals is retired, and they also primarily lived in a city with less than 100,000 inhabitants. Both men and women have a similar annual number of specialist visits (3), but women have a higher average number of visits to a GP (7 and 8). This difference in healthcare utilization was the only significant finding.

---

<sup>45</sup> Individuals with no CHI are those with lower income, low educational level and who are unemployed.

**Table 4:** Descriptive statistics

Variables	<i>Cancer</i>		<i>Heart disease</i>	
	<i>Men (n=598)</i>	<i>Women (n=697)</i>	<i>Men (n=956)</i>	<i>Women (n=623)</i>
<b>Age</b>				
<55	14.2	27.7	15.5	14.3
55-64	25.1	28.5	22.7	16.5
65-75	31.3	23.8	28.4	22.7
>75	29.4	20	33.3	46.5
<b>Household income (mean)</b>	1652	1621	1469	1136
<b>Education level (%)</b>				
No formal studies	12.3	10.1	14.8	21.3
Less than high school	62.1	61.8	63.2	63.2
High school	8.4	13.20	8.6	6.9
University degree	14.3	12.5	10.2	7.2
Other	2.9	2.4	3.2	2.3
<b>CHI (%)</b>				
Yes	91.4	92.3	91.7	93.6
No	8.6	7.7	8.3	6.4
<b>SAH (%)</b>				
Very good	3.2	3.6	1.7	1.6
Good	30.6	27.2	29.3	18.6
Medium	43.9	49.6	52.2	48.9
Bad	16.7	15.2	12.2	24.2
Very bad	5.6	4.4	3.6	6.7
<b>Activity limitation (%)</b>				
Severely limited	21.6	14	21.9	28.7
Limited	34.2	38.3	41.3	41.7
No limitation	44.2	47.7	36.8	29.6
<b>Occupational status (%)</b>				
Worker	17.9	28.6	19.6	13.1
Retired	74.2	51.2	75.2	68.2
Jobless	2.3	4.9	2.5	3.6
Other	5.6	15.3	2.7	15.1
<b>Population size of area of residence (%)</b>				
< 20,000	52.6	46.2	49.5	46.6
20,000 to 50,000	6.3	5.9	6.5	6.6
50,000 to 75,000	4.8	5.1	5.3	5.9
75,000 to 100,000	5.2	6.2	6.9	6.5
> 100,000	21.9	25.1	19.7	24.1
Paris	9.2	11.5	12.1	10.3
<b>Interest variables (mean)</b>				
Number of visits to a GP	5.9 (4.7)	6.3 (4.9)	7.2 (4.6)	7.9 (6.3)
Number of visits to a specialist				
<i>LTI-related</i>	2.3 (4.2)	2.5 (4.9)	1.9 (3.1)	2.1 (3.4)
<i>Other medical speciality</i>	2.1 (3.9)	1.8 (4.2)	1.4 (2.7)	1.4 (2.9)

Note: Standard deviation in parentheses.

Source: ESPS merged with administrative data (2004-2010), individuals with cancer and heart disease LTI

## 4.2 Regression results

Table 5 presents the results of GP visits among individuals suffering from cancer and heart disease. They show that in both men and women, a lower SAH is associated with more visits. In reference to very good SAH, findings underline a more pronounced effect in the male population for both subpopulations. It appears that age has a weak effect on GP utilization except in men 75 years and older with cancer. A higher education level is also related to lowest number of visits in both women and men even if this effect seems to be more present concerning individuals with cancer LTI. Individuals living in Paris and in big cities have fewer GP visits. For Paris, it could be partially explained by its very high density of specialists; thus, it can reflect a problem in access to a GP (242 specialist physicians for 100,000 persons and 112 GPs for 100,000 persons). Moreover, the density of GPs in Paris is one of the lowest in France.

Despite the selection of a particular population with a high healthcare coverage, we find a relationship between financial factors and healthcare utilization. In both sexes and conditions, individuals in the first quartile of the income distribution tend to have a higher utilization of GP visits. This income effect is no longer significant regarding third and fourth quartile. This result expresses the individual lower-income preference to visit a GP given the relative lower OOP expenses of a GP visit compared to the cost of a specialist visit, in particular if this specialist belongs to the sector 2<sup>46</sup>. This income effect can also be strengthening by the significant and positive estimation for the CMU-C. CMU-C insured can express an underlying demand. In contrary, those with a private CHI diminish the intensity of GP visits concerning heart diseases.

These results seem to support the assumption of a substitution in individuals with a higher socioeconomic status who prefer to directly visit a specialist (Atella *et al.* 2004; Buchmueller *et al.* 2004; Crespo-Cebada and Urbanos-Garrido 2012; Vikum *et al.*, 2013). The negative and significant coefficient of the number of specialist visits also confirms this hypothesis. Indeed, the higher education level population may have more knowledge about the relationship between treatment and health outcomes, and they can benefit from new health technologies (Fiva *et al.*, 2014). Moreover, individuals with a higher education are more likely to have a CHI with greater guarantees; consequently, they can directly access a specialist despite the higher cost due to extra-billing. Finally, unemployment and retirement reduce the utilization of care.

---

<sup>46</sup> Physicians in sector 2 can charge extra-billing over the regulated SHI tariff as contrary to physicians in sector 1.

**Table 5:** GP visits of individuals with cancer and heart disease

Variables	Women		Men	
	Cancer	Heart diseases	Cancer	Heart diseases
<b>Intercept</b>	1.345***	1.399***	1.031***	2.003***
<b>Age</b>				
<55	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
55-64	0.112* (1.117)*	0.031 (1.032)	0.272 (1.284)	0.004 (1.004)
65-75	-0.269 (0.729)	0.043 (1.044)	0.468 (1.482) *	-0.021 (0.979)
>75	0.154 (1.159)	0.235 (1.245) *	0.523 (1.532) **	0.236 (1.249) *
<b>SAH</b>				
Very good	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
Good	0.142 (1.152)	-0.001 (0.999)	0.121 (1.128)	0.351 (1.359) ***
Average	0.143 (1.153)	0.143 (1.153)	0.501 (1.512) ***	0.450 (1.461) ***
Bad	0.402 (1.410)***	0.263 (1.270) **	0.689 (1.725) ***	0.699 (1.732) ***
Very bad	0.597 (1.652)***	0.452 (1.465) **	1.265 (2.362) ***	0.915 (1.945) ***
<b>Physical limitation</b>				
Severely limited	0.112 (1.105)***	0.408 (1.412) ***	0.323 (1.325) ***	0.175 (1.183) ***
Limited	0.103 (1.110)***	0.136 (1.145) ***	0.196 (1.202) ***	0.097 (1.101) **
No limitation	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
<b>Income</b>				
First quartile	0.568 (1.589)**	0.145 (1.155) **	0.452 (1.465) **	0.057 (1.057) *
<b>Second quartile</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
Third quartile	-0.036 (0.962)	-0.124 (0.870)	-0.006 (0.994)	0.001 (1.001)
Fourth quartile	-0.148 (0.844)	-0.445 (0.539) *	-0.196 (0.798)	-0.127 (0.863)
<b>Educational level</b>				
<b>No formal studies</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
Under high school	-0.125 (0.865)	0.133 (1.135) **	-0.135 (0.853)	0.087 (1.091)
High school	-0.063 (0.936)	-0.103 (0.890) *	-0.142 (0.848) **	0.079 (1.080)
University degree	-0.125 (0.865)**	-0.112 (0.883)	-0.163 (0.836) **	-0.072 (0.918) *
<b>Employment status</b>				
<b>Employed</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
Retired	0.124 (1.130)	-0.372 (0.612)	-0.203 (0.794) **	-0.049 (0.950)
Unemployed	-0.236 (0.751)	-0.703 (0.292) **	0.081 (1.083)	-0.021 (0.979)
Other	0.451 (1.460) **	-1.403 (-0.506)	-0.063 (0.936)	-0.075 (0.924)
<b>CHI</b>				
<b>No CHI</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
CMU-C	0.089 (1.092) *	0.061 (1.063) *	0.023 (1.024) *	0.042 (1.043) *
Private CHI	-0.126 (0.865)	-0.297 (0.695)***	0.036 (1.038)	-0.099 (0.900) *
<b>Number of specialist visits</b>	-0.230 (0.761) **	-0.348 (0.647) **	-0.247 (0.748) **	-0.289 (0.701) **
<b>Size of the urban unit</b>				
< 20,000	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
20,000 to 50,000	0.345 (1.360)	0.320 (1.342)	-0.023 (0.977)	-0.040 (0.960)
50,000 to 75,000	-0.003 (0.997) *	0.236 (1.249)	-0.084 (0.915)	-0.094 (0.906) *
75,000 to 100,000	-0.023 (0.976) *	0.452 (1.465)	-0.097 (0.899) *	-0.112 (0.883) *
> 100,000	-0.132 (0.857) **	0.697 (1.710)	-0.142 (0.848) **	-0.114 (0.881)
Paris	-0.265 (0.777) **	-0.172 (0.814) *	-0.231 (0.758) **	-0.126 (0.865) **
Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.0963	0.1032	0.0897	0.1120
Vuong test for ZINB vs. NB	Z= 4.22 ; p=0.003	Z= 3.45 ; p=0.006	Z= 7.44 ; p=0.001	Z= 5.62 ; p=0.002

\* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01

Source: ESPS merged with administrative data (2004-2010), individuals with cancer and heart disease LTI.

Reading: A positive sign indicates a positive effect on the number of visits. For instance, for woman with cancer, being severely limited (in comparison with no limitation) increases the expected log count of the number of GP visits by 0.112. The incremental rate ratio is figured in parentheses.

Number of observations: cancer women: 697; cancer men: 598; heart disease women: 623; heart disease men: 956.

We know that the highest inequalities in health care utilization (in favour to wealthier social classes) rely on speciality visits in France. In order to better understand the role of financial and insurance factors and the protective capacity of LTI scheme, we deepened the analysis of specialist visit by differentiating by specialist visits related (or not) to LTI conditions. Table 6 provides the findings of visits to specialist physicians for individuals with cancer. For visits concerning the LTI Cancer, SAH remains strongly related to health care utilization for both women and men. The age effect is particularly striking concerning older women who have fewer visits; results for men are in the same line but seem to be less important. This result can be explained by the concentration of healthcare expenditures in younger individuals because of the decrease in aggressive care in the older population (Ricci *et al.*, 2013; Kwok *et al.*, 2011; Levinsky, 2001). Although we did not analyse end of life care, the amount of care and particularly specialist care tends to decrease in older individuals. Several studies note a divergence in the management of cancer depending on age; younger women appear to receive the most adapted treatment (Reuben *et al.*, 2009; Wyld *et al.*, 2004; Monnypenny I 2003; Gilligan *et al.*, 2002). Moreover, theoretically in a principal agent framework, physicians can induce women's demands for care. Thus, they can favour younger women and therefore increase the number of visits of younger women compared to older women. We also highlight that individuals with a university degree tend to have more specialist visits. Individuals living in a high density area have a higher number of visits to specialist physicians, which can be interpreted as better access to this type of health care. Concerning the role of financial factors, the results note a little positive role of having a very high income, but also point out particularly the effect of having a CHI on the number of visit seven for individuals belonging to the LTI population. It can be seen as a preference effect in the sense that individuals who have strong habits concerning visit to specialist continue to visit this kind of physician even they are in the LTI scheme.

**Table 6:** Specialist visits of individuals with cancer

Variables	Women		Men	
	Radiologist visits	Other specialist visits	Radiologist visits	Other specialist visits
<b>Intercept</b>	1.136***	1.114**	1.053***	1.302**
<b>Age</b>				
<55	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
55-64	-0.236* (0.751)	-0.032 (0.962)	-0.157 (0.837)*	-0.051 (0.948)
65-75	-0.323 (0.675) **	-0.145 (0.945)***	-0.519 (0.479)*	-0.228 (0.717)*
>75	-0.745 (0.244)**	-0.623 (0.363)***	-0.777 (0.215)**	-0.549 (0.444)*
<b>SAH</b>				
Very good	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
Good	0.199 (1.205)	0.002 (1.002)	0.312 (1.325)	0.123 (1.130)
Average	0.596 (1.612) **	0.032 (1.038)	0.363 (1.379)**	0.345 (1.360)*
Bad	1.198 (2.321)***	0.162 (1.169)	1.698 (2.736)***	1.658 (1.742)**
Very bad	1.697 (2.894) ***	0.203 (1.206) *	3.106 (4.465)***	1.945 (3.058)***
<b>Physical limitation</b>				
Severely limited	1.789 (2.928) ***	0.419 (1.429)**	0.261 (1.269)**	0.389 (1.401)***
Limited	0.412 (0.420) ***	0.297 (1.305)*	0.342 (1.352)**	0.369 (1.385)***
No limitations	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
<b>Income</b>				
First quartile	-0.026 (0.973)	-0.451 (0.540)**	-0.269 (0.769)*	-0.563 (0.401)**
Second quartile	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
Third quartile	0.012 (1.012)*	0.658 (1.698)*	0.001 (1.001)*	0.896 (1.902)**
Fourth quartile	0.023 (1.024)*	1.125 (2.231)**	0.001 (1.001)*	0.974 (2.044)**
<b>Educational level</b>				
No formal studies	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
Under high school	-0.097 (0.899)	0.798 (1.823)**	0.007 (1.007)	0.749 (1.760)**
High school	0.004 (1.004)	1.612 (2.845)***	0.138 (0.145)	1.657 (2.689)***
University degree	0.128 (1.132)**	2.758 (4.06)***	0.244 (1.255)**	2.369 (3.587)***
<b>Employment status</b>				
Worker	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
Retired	0.035 (1.037)	-0.131 (0.856)	0.869 (1.942)	-0.596 (0.388)
Jobless	-0.236 (0.751)	-0.020 (0.980)	1.003 (2.110)	-0.147 (0.905)
Other	0.042 (1.043)	0.048 (0.050)	0.063 (1.065)	-0.369 (0.615)
<b>Insurance</b>				
No insurance	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
CMU	0.036 (1.038)	0.069 (0.072)	0.025 (1.025)	0.062 (0.065)
Private CHI	0.065 (1.069)*	0.962 (1.997)***	0.005 (1.005)*	0.702 (0.715)***
<b>Number of GP visits</b>	0.065 (1.069)*	-0.198 (0.206)**	0.097 (1.101)*	-0.241 (0.747)**
<b>Size of the urban unit</b>				
< 20,000	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
20,000 to 50,000	0.036 (1.038)	0.006 (1.006)	0.097 (1.101)	0.123 (1.130)
50,000 to 75,000	0.125 (1.135)	0.019 (0.021)	0.102 (1.105)	0.369 (1.385)
75,000 to 100,000	0.187 (1.195)*	0.156 (0.168)*	0.136 (1.145) *	0.536 (0.552)
> 100,000	0.203 (1.206)**	0.297 (1.305)**	0.236 (1.249)**	0.639 (0.659)***
Paris	0.745 (1.756)**	1.228 (2.287)***	0.632 (0.654)**	1.007 (2.095)***
Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.1320	0.0984	0.0759	0.0896
Vuong test for ZINB vs. NB	Z= 3.48 ; p=0.002	Z= 2.69 ; p=0.004	Z= 8.42 ; p=0.0001	Z= 9.44 ; p=0.0000

\* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01

Source: ESPS merged with administrative data (2004-2010), individuals with cancer and heart disease LTI.

Reading: A positive sign indicates a positive effect on the number of visits. For instance, for woman with cancer, being severely limited (in comparison with no limitation) increases the expected log of other specialist visits by 0.419. The incremental rate ratio is figured in parentheses. Number of observations: cancer women: 697; cancer men: 598

The role of financial factors (income, CHI and university degree) is stronger and more significant for the other specialists' visits for both men and women. Individuals belonging to the first quartile of the distribution of income have clearly less visit contrary to those in the fourth quartile. Moreover, the educational level is always positive and significant concerning these estimations contrary to those for LTI-related visits. More important, the results show a strong association between having a private CHI and the number of visits (Atella *et al.*, 2004; Devaux, 2013; Iversen and Kopperud, 2005; Jeon and Kwon, 2013; Yabroff *et al.*, 2013; Rodríguez and Stoyanova, 2004; Vallejo-Torres and Morris, 2013; Walsh *et al.*, 2012). These results can be interpreted as a preference of individuals with a higher socioeconomic status to visit a specialist. This result is also strengthened by the fact that we found a negative relationship in the number of GP visits. The important role of CHI is related to the fact that richer individuals have access to CHIs with greater coverage, which can easily cover higher costs.

Table 7 presents the results of specialist visits in individuals with heart disease. Having a university degree is also very poorly significant for this population. We also find that individuals with a CHI tend to have higher visit even if this effect seems to be pretty small. Finally, as for individuals with cancer, living in big cities tends to increase the number of visit to a specialist even for LTI-related visits.

Concerning other specialist visit the SHS seems to be few important than for LTI-related visits. For the educational level there is clear difference between both types of visits. Concerning LTI-related visits only the university degree has a positive impact on the intensity of visit to a specialist. In contrast, for the other visits we find a strong positive and significant effect of the educational level and particularly considering having a university degree. We find that financial factors seem to have a great impact on the use of specialist outside of the LTI condition. Indeed, individuals in the first quartile continue to have fewer visits contrary to those in the third and the fourth quartile that have greater visit. For the CHI the effect is highly significant for other specialist visits. Concerning the number of visits in GP our results indicate clear variation between both types of visits. Indeed, while this variable is significantly positive for LTI-linked visits, it is at the opposite negative for the other type of visit. Finally, a higher size of the urban unit has a positive influence on the number of visits as for LTI-related visits.

Results considering surgery visits are similar with those for other LTI-related specialists. Thus individuals with a higher educational level, a higher income and with a CHI tend to have a higher number of visits for other specialities (table 14, appendix 1).

**Table 7:** Specialist visits of individuals with heart diseases.

	Women		Men	
Variables	Cardiologist visits	Other specialist visits	Cardiologist visits	Other specialist visits
<b>Intercept</b>	1.198***	0.987**	1.154***	2.268**
<b>Age</b>				
<55	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
55-64	-0.161 (0.838)*	-0.005 (0.995)	0.041 (1.045)	-0.019 (0.975)
65-75	-0.583 (0.417)*	-0.121 (0.872)*	0.145 (1.155)**	0.359 (1.370)*
>75	-0.656 (0.326)**	-0.562 (0.403)**	0.396 (1.416)***	1.123 (2.360)**
<b>SAH</b>				
Very good	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
Good	0.028 (1.031)	-0.102 (0.895)	0.362 (1.376)	0.032 (1.038)
Average	0.706 (1.712)**	0.026 (1.028)	0.397 (1.410)**	0.142 (1.152)*
Bad	1.856 (2.912)***	0.602 (1.630)*	1.145 (2.298)***	0.769 (1.789)**
Very bad	2.469 (3.522)***	0.631 (1.669)**	1.895 (2.985)***	1.332 (2.498)***
<b>Physical limitation</b>				
Severely limited	1.563 (2.626)***	0.321 (1.323)***	0.268 (1.275)**	0.142 (1.152)**
Limited	1.245 (2.295)***	0.197 (1.202)**	0.156 (0.168)**	0.103 (1.110)*
No limitations	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
<b>Income</b>				
First quartile	-0.002* (0.998)	-0.569**(0.426)	-0.086*(0.992)	-1.697**(0.947)
<b>Second quartile</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
Third quartile	0.003 (1.003)*	0.752 (1.772)**	0.001 (1.001)	0.765 (1.822)**
Fourth quartile	0.025 (1.025)*	1.635 (2.856)**	0.015 (1.017)*	1.723 (2.809)**
<b>Educational level</b>				
No formal studies	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
Under high school	-0.068 (0.925)	0.728 (1.740)**	0.136 (1.145)	0.659 (1.679)**
High school	0.035 (1.037)*	1.102 (2.197)***	0.413 (0.430)	1.036 (2.104)***
University degree	0.125 (1.135)*	1.698 (3.802)***	0.702 (0.718)*	2.013 (3.058)***
<b>Employment status</b>				
Worker	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
Retired	1.356 (1.426)	-0.134 (0.851)	-0.458 (0.532)	-0.287 (0.702)
Jobless	0.998 (2.001)	-0.042 (0.957)	-0.163 (0.836)	-0.623 (0.363)
Other	0.002 (1.002)	0.036 (1.038)	0.125 (1.135)	1.119 (1.265)
<b>CHI</b>				
No insurance	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
CMU	0.123 (1.131)	0.201 (1.205)	0.098 (1.101)	0.396 (1.416)
Private CHI	0.001 (1.001)*	1.596 (1.802)***	0.003 (1.003)*	1.159 (1.305)***
<b>Number of GP visits</b>	0.169 (0.172)*	-0.103 (0.896)**	0.751 (1.772)*	-1.094 (-0.108)**
<b>Size of the urban unit</b>				
< 20,000	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
20,000 to 50,000	0.097 (1.010)	0.129 (1.138)	0.003 (1.003)	0.086 (1.092)
50,000 to 75,000	0.123 (1.131)*	0.236 (1.249)*	0.097 (1.010)	0.236 (1.249)*
75,000 to 100,000	0.269 (1.278)*	0.547 (1.562)**	0.169 (0.172)**	0.487 (1.502)**
> 100,000	0.356 (1.362)**	0.625 (1.689)***	0.236 (1.249)**	0.596 (1.612)***
Paris	0.987 (1.998)***	1.981 (3.001)***	0.563 (1.583)**	1.569 (1.782)***
Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.0785	0.0854	0.1069	0.1032
Vuong test for ZINB vs. NB	Z= 4.42 ; p=0.001	Z= 3.21 ; p=0.002	Z= 7.97 ; p=0.0005	Z= 7.75 ; p=0.0004

\* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01

Source: ESPS merged with administrative data (2004-2010), individuals with cancer and heart disease LTI

Reading: A positive sign indicates a positive effect on the number of visits. For instance, for woman with cancer, being severely limited (in comparison with no limitation) increases the expected log of other specialist visits by 0.321. The incremental rate ratio is figured in parentheses. Number of observations: heart disease women: 623; heart disease men: 956

Results for the positives values of the number of visits' distribution are presented for GP, cancer and heart diseases (tables 8, 9 and 10) and they are very similar to those with the NB regression. Thus, for GP visits we find that individuals belonging to the first quartile of income distribution and those having the CMU-C tend to have greater number of GP visits. In contrary, wealthier persons and those with a CHI are less likely to have more frequent GP visits. Specialist results underline a clear difference between both types of visits. Despite the LTI system, the influence of insurance and financial factors remains even if this influence is clearly less important comparing to visit for other medical speciality.

**Table 8:** Conditional number of GP visits for individuals with cancer and heart diseases

	Women		Men	
	Cancer	Heart diseases	Cancer	Heart diseases
<b>Income</b>				
First quartile	0.321 (1.323)**	0.087 (1.091)*	0.486 (1.496)**	0.053 (1.053)*
<b>Second quartile</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
Third quartile	-0.021 (0.979)	-0.095 (0.903)*	-0.005 (0.995)	-0.001 (0.999)
Fourth quartile	-0.067 (0.927)	-0.321 (0.677)*	-0.201 (0.795)	-0.026 (0.973)
<b>Educational level</b>				
<b>No formal studies</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
Under high school	-0.097 (0.899)	0.067 (0.073)*	-0.132 (0.857)	0.078 (1.082)
High school	-0.032 (0.962)	-0.084 (0.915)*	-0.151 (0.843)*	0.023 (1.023)
University degree	-0.111 (0.878)*	-0.123 (0.870)	-0.231 (0.758)**	-0.105 (0.890)*
<b>CHI</b>				
<b>No CHI</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
CMU-C	0.036 (1.038)**	0.099 (0.100)*	0.022 (1.025)*	0.054 (0.056)*
Private CHI	-0.049 (0.950)	-0.325 (0.663)**	-0.003 (0.997)*	-0.123 (0.870)*
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observations	697	623	598	956

Control variables: age, SAH, physical limitations, employment status, number of GP visits (specialist visits, respectively), and size of the urban unit

**Table 9:** Conditional number of specialist visits (LTI-related and other specialist visits) for individuals with cancer

	Women		Men	
	Radiologist visits	Other specialist visits	Radiologist visits	Other specialist visits
<b>Income</b>				
First quartile	-0.068 (0.925)*	-0.347 (0.666)**	-0.124 (-0.870)*	-1.047** (-2.120)**
<b>Second quartile</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
Third quartile	0.165 (1.172)*	0.445 (1.461)**	1.142 (2.256)	1.124**2.215**
Fourth quartile	0.172 (1.181)*	1.561(2.648)**	1.947 (3.002)*	1.367**2.402**
<b>Educational level</b>				
<b>No formal studies</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
Under high school	0.128 (1.132)	0.194 (1.202)**	0.312 (1.325)	0.967**2.003**
High school	0.237 (1.245)	0.687 (1.722)**	0.369 (1.385)	1.610**2.752**
University degree	0.142 (1.152)*	0.832 (1.856)**	0.423 (0.489)*	2.143***3.654***
<b>CHI</b>				
<b>No CHI</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
CMU-C	0.017 (0.021)	0.143 (1.148)	0.122 (1.128)	0.097 (1.101)
Private CHI	0.040 (1.040)*	1.276 (2.321)***	0.097 (1.101)*	0.943 (1.987)***
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observations	697	697	598	598

Control variables: age, SAH, physical limitation, employment status, number of GP visits (specialist visits, respectively), and size of the urban unit

**Table 10:** Conditional number of specialist visits (LTI-related and other specialist visits) for individuals with heart diseases

	Women		Men	
Variables	Cardiologist visits	Other specialist visits	Cardiologist visits	Other specialist visits
<b>Income</b>				
First quartile	0.000 (1.000)	-0.621 (0.369)**	-0.089 (0.908)*	-1.324 (-2.448)*
<b>Second quartile</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
Third quartile	0.021 (1.021)*	0.843 (1.932)**	0.000 (1.000)	0.894 (1.998)**
Fourth quartile	0.098 (1.103)*	1.714 (2.795)**	0.011 (1.011)*	1.962 (2.992)**
<b>Educational level</b>				
<b>No formal studies</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
Under high school	-0.062 (0.928)	0.842 (1.930)**	0.120 (1.122)	0.436 (1.452)**
High school	-0.003 (0.997)	1.159 (2.172)***	0.389 (1.401)	1.125 (2.264)**
University degree	0.102 (1.105)*	1.856 (2.912)***	0.690 (1.726)*	2.106 (3.190)**
<b>CHI</b>				
<b>No CHI</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
CMU-C	0.103 (1.106)	0.126 (0.135)	0.085 (1.087)	0.214 (1.223)
Private CHI	0.026 (1.028)**	1.652 (2.764)***	0.001 (1.001)	1.236 (2.264)***
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observations	623	623	956	956

Control variables: age, health status, physical limitation, employment status, number of GP visits (specialist visit, respectively), and size of the urban unit

## 5. Robustness checks

We lead robustness checks dealing with the potential reverse causality of the purchase of insurance and the second one is dedicated to an alternative econometric method.

At first, people who are supposed to have higher health care utilization are more likely to purchase additional coverage (Manning *et al.*, 1987; Cutler and Zeckhauser, 2000). Moreover, adverse selection and moral hazard models emphasize that a riskier population is more likely to have insurance coverage and have greater coverage (Cawley and Philipson, 1999; Chiappori *et al.*, 2006; Ettner, 1997; Shmueli, 2001). Individuals with LTIs may want better coverage regarding extra costs or co-payments for visit linked to the LTI but also for the other types of visits that are not covered by the LTI system. Additional pathologies can simultaneously occur to LTIs with costs that are not covered by the scheme (e.g., dental or optical care).

In France, several studies demonstrate a stronger relationship between CHI and income than with health status (Buchmueller *et al.*, 2004; Genier, 1998). We address the potential endogeneity problem by estimating jointly the number of visits and the fact of having a complementary health insurance<sup>47</sup>. To achieve this analysis, we used exclusion variables that are correlated with CHI but not directly with visits. A previous study in France emphasizes the role of smoking behaviour in having a CHI (Buchmueller *et al.*, 2004). To strengthen the analysis of risky behaviour, we add regressions of alcohol consumption and Body Mass Index.

Formally, the equations are as follows:

$$Visits_i = \alpha_i + \beta_i X_i + \gamma_i Income_i + \delta_i Insur_i + \epsilon_i$$

$$Insur^*_i = \pi_i X_i + \rho_i Income_i + \zeta_i Risky\ behaviors_i + \mu_i; \quad Insur = \begin{cases} 1 & \text{if } Insur^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

The error terms  $\epsilon_i$  and  $\mu_i$  were assumed to be correlated and to follow a multivariate normal distribution.

---

<sup>47</sup> Using the maximum-likelihood method with STATA (Cmp package)

Concerning the second equation our results point out that individuals with upper education are more likely to have additional coverage contrary to poorer individuals. Moreover, the employment status is one of the major factors because unemployed individuals are clearly less likely to have a CHI. The results underline evidence of any relation between health status and supplementary coverage. These results are consistent with those from Shmueli (2001) based on US data or Buchmueller *et al.* (2004).

Table 11 shows a summary of results focusing on the main variables of interest (income, educational level and CHI) concerning GP visits. These results are clearly similar to those previously stated in table 5. Basically, they stress that for both women and men and for both conditions, individuals with lower income tend to increase the number of visits to GP. Moreover, the particular role of the CMU-C also remains significant. For individuals with heart diseases, we underline that those with a private CHI tend to have less frequent GP visits. We also found that persons with a higher educational level had fewer visits to a GP. The role of other control variables remains similar in reference to table 5. Thus having a poor SAH and physical limitations are associated with higher consumption. In women, a negative effect of age is observed particularly in cancer patients.

Results for cancer and heart diseases specialist visits (both types) are presented in tables 12 and 13 (see appendix 1). They both underline clear difference between specialist LTI visits and other visits. Indeed, there is a clear pro-rich effect concerning other specialist visit with very significant estimation for third and fourth quartile of income, having a university degree and a private CHI. We point out that individuals belonging to the first quartile of the income distribution are more likely to have fewer visits to specialist. Concerning LTI-related visits, despite the LTI scheme we find an influence of financial factors on the number of visits for both cancer and heart diseases conditions.

We examine the robustness of our exclusion variables. For this purpose, we remove one of the instruments of the second equation (smoke, BMI or alcohol) and insert it into the first equation. We use the same process for each pair of variables (smoke & BMI, smoke & alcohol and BMI & alcohol). In the end, we remove all of the instruments of the second equation and place them in the first equation. This process allows us to note whether our exclusion variables influenced the number of visits. The final results of this analysis show that none of our instruments are significant if they are introduced in the first equation, and the results of the other variables were unchanged.

## 6. Conclusion

In this study, we examine the determinants of access to care in patients with cancer or heart disease based on a French survey merged with administrative data which allow us to analyze current health care utilization of individuals in the LTI scheme. We focus on the influence of financial factors in health care utilization for both GP and specialist visits. In addition, we discriminate between specialist visits linked to the LTI and those for other medical speciality.

Our results underline that despite the LTI system, we found a clear association between non-need factors, such as income, the level of education or having a CHI, and the health care utilization of GPs and specialists. At first, we measure a pro-poor effect on GP visits. We deepen the analysis concerning specialist visit and clearly highlight a pro-rich effect transiting from income, CHI and education factors. These results are congruent with other studies concerning France. A study suggests that revascularization rates (bypass surgery and angioplasty) are lower in low-income areas (Gusmano *et al.*, 2014). In addition, it has been showed that the richest social groups are more likely to use specialist care compared to individuals in the lowest quartile of income (Or *et al.*, 2009).

For specialist, we also find clear difference between LTI-linked visits and those for other specialist. The main difference concerns the impact of the financial factors with a deeper effect of these variables regarding the visits to other specialist.

In most of the regressions, proxies for health care needs (SHS and physical limitations) have the expected effects. A lower SAH and having physical limitations are correlated with a higher intensity of care consumption. Nevertheless, concerning specialist visits we find a clear effect of SAH concerning LTI-related visit contrary to the other visits. There is also a negative effect of age in women and particularly specialist visits for cancer, which has been previously highlighted in the literature (Monnypenny I 2003; Wyld *et al.*, 2004).

Individuals with CHI could better afford specialist visits (related to the LTI or not), which is consistent with other studies (Atella *et al.*, 2004; Jeon and Kwon, 2013; Rodríguez and Stoyanova, 2004). Several factors can be noted to explain these results. First, they indicate a pro-rich information bias. This population may have higher access to relevant information about the LTI system and thus is more likely to use covered possibilities. Indeed, there are inequalities in access to information in the most deprived populations (e.g., communication technologies), which can

induce inequalities in access to healthcare (Griffiths *et al.*, 2012; Mesch *et al.*, 2012). In France, there is a clear disadvantage in access to the Internet in individuals with a low educational level and low income. Moreover, even if they have access to the Internet, these individuals are less likely to search for information about health (Renahy *et al.*, 2008). Second, consumption habits can occur. Individuals with healthcare utilization habits are less likely to modify their consumption even if they are covered by LTI scheme. Indeed, our sample is mainly composed of individuals with age-related diseases; thus, they can have strong habits because they seek care often. A large body of literature emphasizes the existence of inequalities in access to specialist physicians in the general population. The wealthier individuals go on to visit preferably a specialist even if they have an LTI condition. Finally, individuals that have a CHI with great coverage of copayment can have a higher intensity in specialist visit<sup>48</sup>. In our specific population individuals can have to visit other specialist due to polypathologies which can be linked to the declared condition but not covered by the LTI scheme. In this way, individuals should have a higher income or a CHI with great guarantees in order to cover extra-billing or co-payments.

Nevertheless, it is necessary to express the limitations of our study. First, there is a potential selection bias because of the use of survey data. Indeed, individuals with deteriorated health may not have responded to the survey. Moreover, even if this survey is representative of the French population, we do not have data on institutionalized individuals. Finally, longitudinal data would allow us to consider the unobserved heterogeneity at the individual level and to control for the heterogeneity amongst cancers and heart diseases, and other conditions.

This chapter provides a new insight concerning inequalities in access to care for individuals belonging to the LTI scheme. Results clearly show the influence of traditional socio-economic factors (income, education and CHI) on the use of physician visits. This impact is greater when considering other specialist visits than those for LTI-related visits.

The first two chapters analyze social and spatial inequalities with a particular focus on individuals with cancer. Nevertheless, reducing social and spatial inequalities in access to care should also be done through prevention system and particularly cancer screening. In this way, organized cancer screenings have been developed and particularly concerning breast cancer. It is thus important to

---

<sup>48</sup> Cost-sharing remains for the LTI population (i.e., extra-billing for individuals who visit a physician belonging to sector 2 or the co-payment of €1 for each doctor visit (GP or specialist)

assess the determinants of organized breast cancer take-up rates as it is a tool for decreasing inequalities in access to preventive care.

## Appendix 1: Results for the number of doctors visits with potential endogeneity

**Table 11:** GP visits for cancer and heart diseases with endogeneity control

Variables	Women		Men	
	Cancer	Heart diseases	Cancer	Heart diseases
<i>Income</i>				
First quartile	0.322**	0.133**	0.368**	0.069*
<i>Second quartile</i>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
Third quartile	-0.020	-0.115	0.001	-0.003
Fourth quartile	-0.123	-0.368**	-0.157	-0.109
<i>Educational level</i>				
<i>No formal studies</i>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
Under high school	-0.069	0.125*	-0.129	0.068
High school	-0.042	-0.089*	-0.158**	0.023
University degree	-0.148*	-0.113	-0.214**	-0.120*
<i>CHI</i>				
<i>No CHI</i>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
CMU-C	0.156*	0.104*	0.041*	0.026*
Private CHI	-0.087	-0.198**	-0.002	-0.123**
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observations	697	623	598	956

Control variables: age, SAH, physical limitation, employment status, number of GP visits (specialist visits, respectively), and size of the urban unit

**Table 12:** Specialist visits for cancer with endogeneity control for individuals with cancer (radiologist visits)

Variables	Women		Men	
	Radiologist visits	Other specialist visits	Radiologist visits	Other specialist visits
<i>Income</i>				
First quartile	-0.032	-0.522**	-0.156*	-0.238*
<i>Second quartile</i>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
Third quartile	0.009	0.368*	-0.002	0.569**
Fourth quartile	0.012*	0.987**	0.001	0.597**
<i>Educational level</i>				
<i>No formal studies</i>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
Under high school	-0.125	0.632**	0.069	0.685**
High school	0.069	0.782**	0.236	0.896**
University degree	0.098*	1.235***	0.369*	1.003**
<i>CHI</i>				
<i>No CHI</i>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
CMU-C	0.021	0.023	0.034	0.058
Private CHI	0.049*	0.845**	0.001	0.526**
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observations	697	697	598	598

Control variables: age, SAH, physical limitation, employment status, number of GP visits (specialist visits, respectively), and size of the urban unit

**Table 13:** Specialist visits for heart diseases with endogeneity control for individuals with heart diseases

Variables	Women		Men	
	Cardiologist visits	Other specialist visits	Cardiologist visits	Other specialist visits
<b>Income</b>				
First quartile	-0.017*	-0.697*	-0.124*	-0.856**
<b>Second quartile</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
Third quartile	0.029*	0.321**	0.002	0.351**
Fourth quartile	0.064*	0.426**	0.095*	0.526**
<b>Educational level</b>				
<b>No formal studies</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
Under high school	-0.125	0.356***	0.057	0.234*
High school	0.002*	0.457***	0.068	0.321**
University degree	0.097*	0.651***	0.234*	0.458**
<b>CHI</b>				
<b>No CHI</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
CMU-C	0.095	0.063	-0.036	0.009
Private CHI	0.000*	0.647***	0.003*	0.698***
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observations	697	623	598	956

Control variables: age, SAH, physical limitation, employment status, number of GP visits (specialist visits, respectively), and size of the urban unit

**Table 14:** Specialist visits for cancer with endogeneity control for individuals with cancer (surgical visits)

Variables	Women		Men	
	Surgical visits	Other specialist visits	Surgical visits	Other specialist visits
<b>Income</b>				
First quartile	-0.044	-0.652**	-0.087	-0.345**
<b>Second quartile</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
Third quartile	0.006	0.421*	0.000	0.653**
Fourth quartile	0.008*	0.513**	0.003	0.785***
<b>Educational level</b>				
<b>No formal studies</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
Under high school	-0.097	0.489**	-0.085	0.538**
High school	0.112	0.562**	0.184*	0.632**
University degree	0.136*	0.952***	0.248*	0.865***
<b>CHI</b>				
<b>No CHI</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
CMU-C	0.015	0.012	0.008	0.072
Private CHI	0.103*	0.541***	0.098*	0.687**
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observations	697	697	598	598

Control variables: age, SAH, physical limitation, employment status, number of GP visits (specialist visits, respectively), and size of the urban unit

**Appendix 2<sup>49</sup>:** Test of the difference between female and male populations

Physician	GP visit	LTI-related specialist visits	Other specialist visit
Cancer	LR = 66.22 95 <sup>th</sup> critical value = 40,113	LR = 72.44 95 <sup>th</sup> critical value = 40,113	LR = 58.32 95 <sup>th</sup> critical value = 40,113
Heart disease	LR = 74.23 95 <sup>th</sup> critical value = 40,113	LR = 85.56 95 <sup>th</sup> critical value = 40,113	LR = 89.36 95 <sup>th</sup> critical value = 40,113

---

<sup>49</sup> A LR value superior to the 95<sup>th</sup> percentile value means the rejection of the hypothesis of no differences between both populations

## **Chapitre 3**

**Determinants of regional variation in national organized breast cancer screening program in France**

## 1. Introduction

Cancer is one of the major causes of disease and mortality. Breast cancer appears as the first cause of cancer mortality in the European Union (Ferlay *et al.*, 2013). The ageing of the population will increase the potential number of women with a breast cancer. Therefore, at the European Union level, the issue of cancer screening became a major challenge since 1985 with the implementation of “Europe Against Cancer Action Plan”. Recently, the “European Partnership for Action Against Cancer” in 2010 highlighted the role of organized population based screening notably for breast, cervical and colorectal cancers (Walsh *et al.*, 2011). In this way, mammography is the best screening program to detect early breast cancer and therefore decrease mortality (Wübker, 2014). This decrease is comprised between 10% and 30% (Ouédraogo *et al.*, 2014). The US national screening program has been highlighted effective in reducing cancer-related mortality (Leive and Stratmann, 2014). European Union recommends reaching 70% of the targeted population for mammography screening (Karsa, 2008).

Despite numerous initiatives and plans implemented in developed countries, the literature underlines the social gradient in screening uptake in several countries (Sicsic and Franc, 2014). Considering the importance of screening in the management of cancer, several studies focus on the determinants of screening access.

Two main literatures are involved; one linked to the individuals factors and the other related to supply-side factors.

Papers principally examine determinants of having been screened at least once, or whether women are screened in the previous two years as recommended. The literature highlights the constant role of socioeconomic variables (e.g. income, educational level or health insurance). A recent study using concentration index for 13 European countries on SHARE data reports a clear influence of income and educational level regarding breast cancer screening uptake after controlling for needs (Carrieri and Wuebker, 2013). Using multivariate logistic regression Martín-López *et al.*, (2013) analyze the determinants of women’s participation to breast cancer screening in Spain. Based on the European Health Interview Survey, they show that the more well-off women (in terms of income and education level) are more likely to have a mammogram after controlling for age and marital status. Aarts *et al.* (2011) underline the negative influence of having a lower socioeconomic status on attending breast cancer screening in the south of Netherlands (where financial barriers for screening uptake not exist). In addition, they observed a

pro-rich survival difference, e.g. a lower survival for women with a bad socioeconomic status. For Italy, Damiani *et al.* (2012) indicate a positive influence of being younger women, having a high educational level and having a better occupational status on the likely to have a mammography ( $OR=1.28$ ) thanks to the 2004-2005 national health interview survey and logistic regression. Dourado *et al.* (2013) conclude that less educated women are more likely to never have been screened in Portugal thanks to the National Health Survey (2005/2006).

Social and cultural factors have also been highlighted in the literature. A recent French study underlines clear differences in perceptions of breast cancer screening which can explain the use of opportunistic screening or no screening (Ferrat *et al.*, 2013). Women who prefer opportunistic screening report lack of information about organised screening and regular visits to gynaecologist. Women with no screening have very bad perceptions about mammography. Moreover, women with no screening or opportunistic one have similar negative perceptions about organised screening, in particular concerning the quality of this procedure. Moreover, time preferences can have an impact on breast cancer screening uptake. As mentioned by Goldzahl (2015): «A future-oriented person should be more likely to engage in mammography consumption since they value the future benefits of this consumption more than its present costs». Picone *et al.* (2004), show that long term horizon people are more likely to have mammography. Fang and Wong (2010) also find that women with high present preference have under use of mammography. The relation between risk preference and the use of preventive actions is also studied. The literature reports that individuals with risky behaviors are also those with more risk appetite. Finally, risk perception and benefit perception are breast cancer screening related factors (Domenighetti *et al.*, 2003; Katapodi *et al.*, 2004; Goldzahl, 2015). Indeed, the perception of risk tends to increase preventive behaviors. Recently, Goldzahl (2015) using a laboratory experiment with 178 women, underlines the relative importance of socio-economic factors on breast cancer screening but also shows the impact of risk and benefit perceptions on screening consumption.

The second part of the literature focuses on the potential impact of supply-side factors. Fleisher *et al.*, (2008) considering Florida State, find that a low physician density is associated with a lower breast cancer survival after controlling for individuals health and socioeconomic characteristics. Gorey *et al.* (2010) suggest a link between physician supply (both GP and specialists) and breast cancer survival in Ontario by showing a positive association between physician density and breast cancer survival if women live in area with more than 7.25 GPs per 10,000 inhabitants and 6 gynaecologists per 100,000 inhabitants. Vogt *et al.* (2014) find a positive

impact of GP density on several cancers (breast, cervical, prostate, skin and colorectal) screening use in Germany after controlling for socioeconomic status and regional covariates.

In France, two cancer screening systems coexist: the national program and the so-called opportunistic screening. Since 2004 a free of charge organized breast cancer screening program (i.e. organised screening) invites all women 50-74 to be screened every two years. This means sending an invitation letter that allows women to contact a certified radiologist. Invitation system is organised at the *département* level. Women can also use opportunistic screening and so need a medical prescription. Every woman can request this prescription without age or organised screening invitation limitation. All accredited radiologists can carry out opportunistic program. In this way, there is no difference between the number of radiologist which can achieve both organised and opportunistic screening. Finally, the existence of fees for opportunistic screening is the great difference between both screenings. The Statutory Health Insurance covers 70% of the mammography cost and the copayment and potential extra-billing could be covered by complementary health insurance.

French literature examines the determinants of having been screened at least once or during the last two years. Jusot *et al.* (2012) underline that richer women are 1.5 times more likely to be screened during the last two years. Rondet *et al.* (2013) deepen this analysis by investigating the impact of social capital on getting breast cancer screening. They use the SIRS survey (a French acronym for “Health, Inequalities and Social Ruptures”) which is specific to the Paris metropolitan area. In their sample 6% of women never had a mammogram and they find that “having no family member or friend with breast cancer, and having one or less than one social contact per 3-day period were important predictors of never having undergone BCS”. Ouédraogo *et al.* (2014) use the “European transnational ecological Deprivation Index”, computed with 10 variables<sup>50</sup> on a randomly selected sample limited to 13 French *départements*. They divided this index<sup>51</sup> in three categories: “the most affluent, the intermediate and the most deprived class”. Using multilevel models they find living in the most deprived areas and in rural areas to be an important determinant for non-use of screening. Menvielle *et al.* (2014) deepen this analysis by using the “Baromètre Santé 2010” which is a cross-sectional national health survey. The

---

<sup>50</sup> Households (the percentage of households with more than one person per room, those with no central or electric heating system, those that are not owner-occupied, those with no access to a car, those with six persons or more and the percentage of single-parent households) and other variables concerning the residents: the percentage of unemployed people, foreign nationals, unskilled or skilled factory workers and persons with a low level of education).

<sup>51</sup> Highly correlated with income and educational level.

socioeconomic characteristics included are age, marital status, size of the place of residence, health insurance, risky behaviours, BMI, level of education, occupation, number of adverse conditions. Women who experienced two or more adverse economic conditions are less likely to be screened. Finally, women without a private insurance are clearly less likely to be screened despite the national organized program. These findings can be relied to additional exams which can be required without entire costs coverage. Some physicians suggest having mammograms out of the national program by providing shorter waiting time. Sicsic and Franc (2014) also report the negative impact of no having CHI on the probability to be screened. Heavy smoker tend to never had been screened. Therefore, risky behaviour may determine screening behaviour. In addition, the recent implementation of P4P in 2012 encourages GP to inform patients about breast cancer screening (among other). GPs who have 80% of their patients screened can receive financial premiums. In this way, having more contact to GP can increase the probability to be screened. A study exhibit a positive influence of visiting a physician on breast cancer screening uptake (Duport 2012). The author also underlines that women having visited a gynaecologist in the last 12 months are more likely to have an opportunistic ( $OR=1.7$ ;  $p<0.001$ ) screening contrary to having consulted a GP ( $OR=0.6$ ;  $p<0.1$ ). Using the EDIFICE survey, based on sample of 773 women aged between 40 and 75 years, Pivot *et al.* (2008) show that women who visit a gynecologist tend to opt for opportunistic screening. They also underline that women who use screening before 50 are more likely to perform opportunistic screening after 50 years. It thus seems that women have screening habits before the entrance age in the program and these habits seems remaining even if they have free access to organized breast cancer screening program.

Finally, in the entire literature, little is known about the potential spatial influence (i.e. through availability of supply-side factors between areas) concerning the mammography use or breast cancer survival. In this way for most of studies an area dummy (e.g. for the region or the country) is included in the regression to analyze the spatial influence. For instance, Coughlin *et al.* (2008) include dummies variables regarding living in urban areas (or not) by assuming that rural areas are less endowed by healthcare facilities and thus women will have a lower access to cancer screening. Using American data, they point out that ecological factors have an impact on the use of cancer screening. Flores *et al.* (2013) analyse the influence of individuals and contextual factors on the stage of diagnosis for breast cancer in California. They find that the income and the education level at the community level are main determinants for the stage of diagnosis. For Japan, Fukuda *et al.* (2005) use multilevel models based on nationally representative sample data to examine the determinants of cancer screening with a particular focus on regional characteristics. Their results are consistent with the literature and indicate that a lower income is

associated with a lower probability of screening. Moreover, in reference to housework women, be employed is also a predictor of breast cancer screening attendance. Nevertheless, they find a negative sign for the regional per capita income. Authors consider this result as an evidence of the reduction of inequalities in access to screening between regions. Jensen *et al.* (2014) show for Denmark, a country with a nation-wide breast cancer program, that living away from cancer screening facility diminishes the probability of being screened.

In order to account the potential spatial influence in France, we computed maps for 2005 and 2012 (Appendix 1 and 2). High rates are concentrated in the west part of the country. In contrast, lower rates mainly exist near the Mediterranean. We clearly find clusters of screening rates and smoothing effect between areas. Indeed, there is no deep gap between two neighbouring areas. These results tend to suggest the presence of spatial connection between *départements*.

To the best of our knowledge there is no paper investigating the potential influence of supply-side factors (*i.e.* GP and specialist density) on breast cancer screening use in France using administrative data. Indeed, for France the literature mainly focuses on individuals' determinants without deepening the study by incorporating spatial-related variables. Moreover, no study has a longitudinal point of view while the breast cancer screening program has been implemented for several years. In addition, there is no evidence of potential substitution between both screening systems considering the physicians' availability. Finally, the organised breast cancer screening is a means to reduce inequality in access to screening but no study examine neither the geographical disparities in screening uptake rates nor the influence of physician density and spatial interaction on cancer screening uptake. Indeed, equality in access to care is clearly impacted by the spatial accessibility of health care services (Siegel *et al.*, 2016).

The aim of this paper is to analyse geographical variation in the use of organized cancer screening in France and to estimate the potential influence of supplied-side factors (including the potential presence of spatial spillovers) between 2005 and 2012. We assume that health service variables (*e.g.* GP and specialist density) have an impact on cancer screening utilisation. Moreover, we want to analyse at a macro-level the role of risky behaviour and cancer mortality in the use of the national program. The paper is organized as follows. Section 2 presents the data used. In the third section, we present the empirical model. Section 4 deals with the results. Finally, the fifth section is devoted to the discussion.

## 2. Data and variable definitions

Metropolitan France is divided into 22 regions<sup>52</sup>, which cover 96 *départements*. The geographical unit used in this paper is the *département*. The average population size of the *départements* is about 664,000 inhabitants (but varies from 76,640 in Lozère to almost 2.6 million in Nord), while it is about 2.9 million for a region (varying from 320 000 in Corsica to more than 12 million in Ile-de-France). We use a panel of all French metropolitan *départements* covering the period 2005-2012<sup>53</sup>. Using the *département* is explained by several factors. First, the population-based screening program is organised at the *département* level. Indeed, management structures have been created at the *département* level and they have to send the invitation letter, to manage relations with health professionals taking part to the screening program and to collect data about screening take-up. They also play a role in campaign informing health professionals and the population about screening. Second, it is the more desegregated geographical level allowing the observation of cancer screening rate. Finally, it allows taking into account the potential neighbourhood influence on cancer screening. Indeed, we can assess in which ways neighbourhood characteristics or breast screening rate can have an influence on the observed area. From individuals data, we only can assess the potential influence of physician density for example but no quantify the influence of characteristics or behaviours in other departments, the use of spatial econometrics can facilitate this assessment. The dependent variable is the breast cancer uptake rates for each *département* for the national organized screening program. This data comes from the French Institute for Public Health Surveillance (InVS). As several studies pointing out the particular influence of supply-side accessibility on screening participation, we introduce the density of general practitioner (GP) and of gynaecologist and radiologist physicians for several reasons. Firstly, different papers show that the density of GP is an important determinant of cancer screening uptake. Secondly, the literature report divergence in the choice of screening modality according to visit to a GP or specialist. These variables are computed for each *département* per 100,000 inhabitants. Departmental level socio-economic status contains the unemployment rates and for robustness check purpose we use the departmental amount of social aid per habitant. The mortality for all cancer is introduced to take into account the epidemiological situation. We also assume the fact that physician can more encourage women to be screened in *département* with high level of cancer mortality. Indeed, in *département* with high cancer mortality, physicians may be inclined to encourage women to be screened since

---

<sup>52</sup> At the age of the data.

<sup>53</sup> Except Corse.

mammography is the best way to diminish mortality. In this way, higher cancer mortality can induce a higher screening take up with more informed women about the screening tanks to physician. We also insert cirrhosis morbidity to capture risky behaviour in the population. Risky behaviour have been showed to influence cancer screening uptake (Sicsic and Franc, 2014). This is based on mapping of medically diagnosed cirrhosis which come from administrative data and not on declarative data on alcohol consumption<sup>54</sup>.

### 3. Empirical strategy

The aim of this paper is to assess the influence of supply-side factors on national breast cancer screening program uptake rates between 2006 and 2010. In addition, we include the potential spatial interaction between French *départements*. Considering the Tobler's law<sup>55</sup> (Tobler, 1970) nearest area's values should have more weight, behaviours in a neighbouring area can have an impact on the observed area and this influence decrease with a growing distance. Traditional cross-sectional and panel data models assume independence between observations and so spillover effects' presences induce bias in estimates. The aim of spatial econometrics is to take into account the potential spatial autocorrelation between areas and the spatial heterogeneity which means differentiation in variables and behaviours in the geographical space (Le Gallo, 2004). This heterogeneity involves the so-called spatial parameters instability. In this way, each area has specific characteristics and areas can have mutual influence. Thus, this spatial autocorrelation entails the absence of independence between observations. This correlation should be thus taken into account with special techniques such as spatial econometrics. In a general framework, local interaction models lay down the principle of interactions between individuals and this interaction entails that individual's behaviour is influenced by the characteristics or behaviour from other people. These interactions between individuals, within the same or different areas, induce potential collective behaviour and "aggregate pattern" that involve correlation in the data (Moscone, *et al.*, 2007). Moreover, some studies point out that spillovers effect may be caused by informal communication in which individuals' preferences, perceptions or behaviours concerning screening, for example, are transferred *via* social networks (Vogt *et al.*, 2014). Finally, these spillovers effects can be explained by the social cognitive theory (Bandura, 1986). This theory explains that individuals' behaviours are influenced by the observation of others individuals. In our context, it means that women can interact within social networks and

---

<sup>54</sup> Liver cirrhosis predominantly caused by excess of alcohol drinking (Rehm *et al.* 2010).

<sup>55</sup> "Everything is related to everything else, but near things are more related than distant things"

thus share perceptions and habits regarding cancer screening across geographical areas. Several papers use spatial econometrics in health economics to include this kind of spatial effects (Moscone and Knapp, 2005; Moscone *et al.*, 2007; Vogt *et al.*, 2014; Ehlert and Oberschachtsiek, 2014; Siegel *et al.*, 2016).

To incorporate the spatial spillover between areas we need to compute the spatial weight matrix  $W$  incorporating information about the spatial link between areas.  $W$  is a  $N \times N$  matrix where each element  $W_{ij}$  indicates the intensity of relation between areas  $i$  and  $j$ . Several fashions can be used to construct this matrix however numerous applications indicate no deep impact on coefficient estimates with respect to different  $W$  (Ehlert and Oberschachtsiek, 2014; Elhorst, 2010; Felder and Tauchmann, 2013). We set  $W$  as a contiguity matrix stating whether *départements* are spatially linked, i.e.  $W_{ij} = 1$  if  $i$  and  $j$  are adjoining and  $W_{ij} = 0$  if not. The spatial linked use here is a common border for two *départements*.  $W$  is row standardized thus each row sums to 1. In addition, Moran's I statistic are calculated to detect spatial dependence in our observations. A significant statistic indicates a correlation between the value of one area with those of its neighbourhood (Vogt *et al.*, 2014).

We present here several ways to take into account spatial dependence between areas and then the methodology used in this paper. The first model that can be used in spatial econometrics considering spatial dependence can be written as (Anselin, 1988):

$$y_{it} = \alpha + pW y_t + X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

This specification is the so-called spatial autoregressive model (SAR).

The second main approach in spatial econometrics introduces spatial dependence in errors. In this model, unobservable common characteristics of neighbouring areas are included thanks to the spatial error model (SEM):

$$y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + u_{it} \quad (2)$$

where  $u_{it} = \lambda W u_t + \varepsilon_{it}$ .

As we have repeated observations for each *départements* for the period 2005-2012 we apply spatial econometrics for panel data. Panel SAR and SEM models are available.

However in this paper we prefer using spatial Durbin model (SDM) for a number of reasons. First, it allows estimating both the covariates for the observed *département* and the covariates from neighbouring *départements*. Second, the SDM model is a generalization of the SEM model and it generates proper standard errors of the coefficient estimates even if the right model incorporates spatial autocorrelation (Elhorst, 2010). Finally, the SDM can be considered as an average of SAR and SEM models if there is an ambiguity on the best way to incorporate spatial dependence, e.g. through spatial spillovers (SAR) or the errors (SEM) (LeSage and Pace, 2009). The SDM model for panel data can be written as:

$$y_{it} = \alpha + \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} y_{jt} + x_{it}\beta + \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{jt} \theta + \mu_i + \gamma_t + \omega_{it}$$

Where  $y_{it}$  denotes the breast cancer screening rates of *départements*  $i$  at time  $t$ . These rates are impacted by screening uptake in neighbours describe by the term  $\sum_{j=1}^n w_{ij} y_{jt}$ . The term  $x_{it}\beta$  is a vector of covariates and  $\beta$  the vector of estimated parameters.  $w_{ij} x_{jt}$  indicate the influence of neighbouring *departments* characteristics on observed breast cancer screening uptake in a *département*  $i$ . In addition,  $\mu_i$  and  $\gamma_t$  are *départements* and time fixed effects. Maximum likelihood methodology is implemented for the estimations. Several Lagrange multiplier spatial tests<sup>56</sup> have been carry out to discriminate between the spatial lag, the spatial error and the SDM model. In fact, the non-rejection of presence of both spatial lag and spatial error indicate that SDM is the model to estimate.

---

<sup>56</sup> Non-robust and robust LM tests are available and were both computed.

## 4. Results

### 4.1 Descriptive statistics

Table 15 displays descriptive statistics of the sample. First, they indicate a pretty increase of the average rate directly after the introduction of the national program followed by a stabilisation circa 55%. Maximum rates are reached in 2006, 2007 and 2008 with near 71.5%. In addition, the minimum rate really increases after the introduction of the national program achieving a ceiling of 27% on the period. The gynaecologist density drops slightly on the period as radiologist density however the standard deviations for both variables increase between 2005 and 2012. In the French healthcare system, women are not obliged to visit a GP before visiting a gynaecologist and there is no financial sanction. Thus they can freely choose to direct visit their gynaecologist. In contrary, we observe a decrease of variation for cirrhosis. Cancer mortality is continuously increasing between 2005 and 2012, like its variation between *départements*. Concerning wealth proxy, a higher proportion of the population is unemployed and DASA also increases.

Maps (figure 2 and 3) seem to suggest the presence of spatial connection between adjacent areas. This assumption is confirmed by the significance of Moran's I statistic for all years (table 15). Spatial LM test were computed and results indicate the rejection of the hypothesis of no spatially lagged and no spatial autocorrelation for both standard and robust tests. Moreover, as for traditional panel data regression we compute the Hausman test to discriminate between fixed-effects model and random effect model. The result (52.369,  $p < 0.0001$ ) clearly favour the fixed-effect model.

**Table 15.** Descriptive statistics

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
<b>GP density</b>								
Mean	99,12	98,75	98,05	97,41	96,78	95,76	94,38	93,78
Max	133,55	132,07	132,04	132,09	131,48	128,26	126,19	127,34
Min	71,39	70,53	69,60	69,41	68,99	68,21	66,60	66,34
STD	14,24	14,31	14,35	14,59	14,49	14,57	14,44	14,36
<b>Gynaecologist density</b>								
Mean	17,69	17,69	17,45	17,21	17,19	16,99	16,80	16,34
Max	56,95	57,37	56,68	56,59	55,10	55,41	55,11	53,74
Min	3,64	3,63	3,63	3,63	3,64	5,48	5,50	5,51
STD	6,66	6,64	6,72	6,75	6,70	6,76	6,70	6,68
<b>Radiologist density</b>								
Mean	7,70	7,74	7,77	7,70	7,67	7,60	7,50	7,45
Max	13,63	13,98	14,23	13,83	14,36	13,81	13,96	14,19
Min	3,24	2,60	2,60	2,42	2,43	2,44	2,59	3,39
STD	2,19	2,23	2,28	2,28	2,30	2,24	2,22	2,23
<b>Cirrhosis</b>								
Mean	28,71	28,22	29,48	29,44	28,39	29,37	28,54	28,26
Max	57,96	49,11	53,49	50,01	51,34	58,78	52,57	49,23
Min	17,93	11,71	12,37	16,37	16,17	14,36	17,53	13,30
STD	7,27	7,02	7,93	7,32	7,57	7,61	7,05	6,92
<b>Mortality</b>								
Mean	204,64	206,71	205,25	209,90	212,52	212,43	213,42	215,71
Max	403,40	437,40	430,10	446,30	473,10	457,00	440,90	468,99
Min	141,40	140,10	135,80	132,40	140,10	140,30	137,60	137,29
STD	36,40	41,36	41,30	40,49	43,48	43,28	41,90	44,10

<b>Unemployment rate</b>								
Mean	8,54	8,57	7,78	7,26	9,04	9,16	9,09	9,84
Max	12,80	12,60	11,70	11,00	12,80	13,20	13,30	14,70
Min	5,30	5,30	4,70	4,20	5,10	5,10	5,50	6,00
STD	1,62	1,67	1,59	1,49	1,61	1,64	1,72	1,85
<b>DASA</b>								
Mean	384,26	411,78	429,55	448,01	474,35	498,31	512,61	526,19
Max	542,68	601,12	600,16	657,40	715,12	729,37	761,52	789,72
Min	542,68	601,12	600,16	657,40	715,12	729,37	761,52	789,72
STD	66,63	73,70	73,27	76,27	80,61	81,39	85,51	85,03
<b>Screening rate</b>								
Mean	46,93	52,20	53,69	55,39	55,12	54,57	55,44	55,40
Max	65,70	71,50	71,20	71,30	69,30	68,90	67,60	67,00
Min	23,70	26,90	26,40	27,80	27,10	27,20	27,60	26,80
STD	9,17	9,88	8,96	8,44	8,10	7,99	7,47	7,92
<b>Moran's I</b>	.315	.359	.421	.398	.387	.402	.395	.386
<b>p-value</b>	(<0.001)	(<0.001)	0.0011	0.0012	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)	(<0.001)

Source: Author's calculations based on French Institute for Public Health Surveillance (InVS) and Eco-santé (IRDES) 2005-2012.

## 5. Regression results

Table 16 presents the result considering *départements* unemployment rate and DASA as wealth proxy. Model 1 (respectively model 3) represents result concerning traditional panel data models and model 2 (respectively model 4) displays results for spatial Durbin model.

They indicate that in both model 1 and 3, a lower specialist density (e.g. gynaecologist and radiologist) is associated with lower screening rates in contrary to results for GP density. Findings also underline a great positive effect of mortality. A higher level of cirrhosis in the *département* is also related to lowest uptake rates in both models 1 and 2 even if this effect seems to be more present concerning model 2. Despite national screening cancer program is free of charge, we find a relationship between wealth proxy and screening rates. In both models most deprived individuals tend to have lower participation rates.

These results seem supporting the assumption of an influence of supply-side factors regarding breast cancer screening uptakes. Individuals with a higher socioeconomic status can prefer to directly visit a specialist (Atella *et al.*, 2004; Buchmueller *et al.*, 2004; Crespo-Cebada and Urbanos-Garrido, 2012; Vikum *et al.*, 2013) and those specialist tend to favor opportunistic screening. Thus, women who have a better access to specialist physician can favor opportunistic screening because of their preferences and perceptions considering organised screening (Ferrat *et al.*, 2013) and the influence of physicians (Duport 2012; Pivot *et al.*, 2008).

Results considering spatial interactions are displayed in table 16. They emphasise the influence of spatial interaction between neighbouring areas as the spatial lag variable ( $\rho$ ) is positive and significant. Findings also highlight the negative association between specialist density (for both radiologist and gynaecologist) and breast cancer screening uptake. GP density is showed to be significantly associated with higher screening use. Thus, a higher GP density, which means a better access to primary care, is linked to a higher screening uptake. This result could be explained by an informative role from GP to women about screening. In addition, frequency of GP visit can be higher than for specialist, so GP can have a greatest communication role. Breast cancer screening use is also related to the cancer mortality rate in the area. Indeed, living in a high cancer mortality rate area can influence the utilisation of cancer screening. Results also indicate that wealth proxies are negatively associated with mammography rates. These results can indicate that individuals living in high income area can prefer be

screened outside of the national program. Concerning the risky behaviours cirrhosis morbidity rate tend to decrease cancer screening uptake. Thus individuals with less consideration for their health can diminish their participation to preventive action such as screening. Concerning the influence of neighbourhood covariates we find clear spatial spillover. Results indicate that higher specialist density in adjacent areas is correlated with lower screening use in contrary to GP density.

**Table 16.** Breast cancer screening rates considering unemployment rate and DASA.

	<b>Model 1</b>	<b>Model 2</b>	<b>Model 3</b>	<b>Model 4</b>
<b>Variables</b>	Coefficient (SE)	Coefficient (SE)	Coefficient (SE)	Coefficient (SE)
Gynaecologist density	-0.367*** (0.001)	-0.269*** (0.0004)	-0.214*** (0.003)	-0.145*** (0.0002)
Radiologist density	-0.234** (0.003)	-0.198** (0.0006)	-0.197** (0.005)	-0.264** (0.0003)
GP density	0.269** (0.002)	0.124** (0.0005)	0.325** (0.008)	0.103** (0.0003)
Mortality	0.789*** (.003)	0.694*** (0.0003)	0.697*** (0.004)	0.596*** (0.0006)
Cirrhosis	-0.567*** (.007)	-0.324*** (0.0009)	-0.642** (0.010)	-0.448*** (0.0012)
Unemployment	-0.231** (0.019)	-0.125** (0.046)		
Unemployment <sup>2</sup>	0.006* (0.025)	-0.009 (0.125)		
DASA			-0.311** (0.015)	-0.236* (0.125)
DASA <sup>2</sup>			0.0067 (1.235)	0.0003 (0.364)
<b>Spatially lagged variables</b>				
$\rho$		0.521*** (0.0001)		0.444 *** (0.0002)
W gynaecologist density		-0.144 *** (0.0001)		-0.169 *** (0.0001)
W Radiologist density		-0.165*** (0.0003)		-0.156 *** (0.0004)
W GP density		0.233*** (0.0002)		0.321 *** (0.0001)
W mortality		0.548*** (0.0003)		0.487 *** (0.0005)
W cirrhosis		-0.368** (0.082)		-0.321 ** (0.006)
W unemployment		-0.0001 (0.203)		
W unemployment <sup>2</sup>		-0.0003 (0.148)		
DASA				-0.0000 (0.345)
DASA <sup>2</sup>				0.0004 (0.126)
Intercept	2.36 (1.89)	1.42 (1.69)	3.18 (2.36)	1.67 (0.97)

Number of observations: 744. Source: InVS and Eco-santé.

Note: SE, standard errors, \* $p < 0.1$ ; \*\* $p < 0.05$ ; \*\*\* $p < 0.01$

## 6. Robustness checks

We lead robustness checks regarding the relative physician density between neighbouring *départements*. The sample is divided in two parts according to the difference between physician density in the observed area and the average density in neighbouring areas. In this way, there are two sub-samples: one for higher density in adjacent areas and one for the opposite situation.

Table 17 displays results considering higher GP density in adjacent areas. Results are similar than those in previous section. Indeed, a higher specialist density has always a negative influence on cancer screening use. A higher mortality rate is positively correlated to screening uptake while cirrhosis morbidity rate in the *département* is associated with lower screening rates. Results also indicate that spatially lag variables have the same influence. Concerning GP density we find a less significant effect in the observed area contrary to the estimation for adjacent areas. It seems that individuals can travel between areas to visit GP and thus it reinforce the association between GP density in adjacent areas and the cancer screening rate in the observed area. Table 18 presents results regarding lower GP density in neighbouring *départements*. Results always show similar results for covariates and indicate a more significant effect of GP density in the observed area. Table 19 and 20 display results considering specialist density and they point out similar pattern with those for GP density. Thus a higher specialist density in adjacent areas tends to increase the effect of the spatially lagged variables in these adjacent areas. In contrary, *départements* where specialist density is higher than in adjacent areas seem to have a greater influence of specialist density in this observed *département*.

Moreover, we try another fashion for W. Indeed, we first consider that  $W_{ij} = 1$  if  $i$  and  $j$  are adjoining and  $W_{ij} = 0$  if not. We now give a different weight for the adjacent *département* and for the adjacent *département* of the adjacent *département*; i.e. to take into account the neighbour of the neighbour. We compute a first weight at 0.7 for the first neighbour and 0.3 for the second neighbour. We also try with 0.6 and 0.4 respectively. Others weight were tried and they give similar results (indeed lowering the weight of the second neighbour induce an increase of the coefficient for the first neighbour and so we arrive at the first situation). Results are presented in Appendix 2 (tables 21 and 22 respectively). The results emphasize similar pattern than those with the previous W fashion. There is always a negative impact of specialist density while having a great density of GP induce a higher breast cancer screening uptake. The results also report the

fact that the influence of neighbouring characteristics seems to diminish with this new W feature. As we give more weight to neighbour of neighbour *département* it sounds normal that the average influence of neighbouring areas tend to be smaller.

**Table 17:** Breast cancer screening rates considering for *département* with higher GP density in adjacent areas

	<b>Model 2</b>	<b>Model 4</b>
<b>Variables</b>	Coefficient (SE)	Coefficient (SE)
Gynaecologist density	-0.228*** (0.0003)	-0.199*** (0.0003)
Radiologist density	-0.204** (0.0005)	-0.221** (0.0002)
GP density	0.097** (0.0004)	0.093** (0.0004)
Mortality	0.678*** (0.0002)	0.635*** (0.0005)
Cirrhosis	-0.317*** (0.0011)	-0.357*** (0.0009)
Unemployment	-0.098** (0.030)	
Unemployment <sup>2</sup>	-0.006 (0.097)	
DASA		-0.137* (0.145)
DASA <sup>2</sup>		0.0002 (0.396)
<b>Spatially lagged variables</b>		
$\rho$	0.514*** (0.0001)	0.492*** (0.0002)
W gynaecologist density	-0.139*** (0.0001)	-0.147*** (0.0001)
W Radiologist density	-0.124*** (0.0002)	-0.139*** (0.0001)
W GP density	0.344*** (0.0001)	0.352*** (0.0001)
W mortality	0.506*** (0.0003)	0.499*** (0.0005)
W cirrhosis	-0.284** (0.078)	-0.306** (0.064)
W unemployment	-0.0000 (0.197)	
W unemployment <sup>2</sup>	-0.0000 (0.165)	
DASA		-0.0000 (0.245)
DASA <sup>2</sup>		0.0003 (0.136)
Intercept	1.54 (1.89)	1.65 (1.23)

Number of observations: 744. Source: InVS and Eco-santé.

Note: SE, standard errors, \* $p < 0.1$ ; \*\* $p < 0.05$ ; \*\*\* $p < 0.01$

**Table 18:** Breast cancer screening rates considering for *département* with lower GP density in adjacent areas

	<b>Model 2</b>	<b>Model 4</b>
<b>Variables</b>	Coefficient (SE)	Coefficient (SE)
Gynaecologist density	-0.272*** (0.0003)	-0.223*** (0.0001)
Radiologist density	-0.208** (0.006)	-0.226** (0.003)
GP density	0.189*** (0.0001)	0.182*** (0.0001)
Mortality	0.704*** (0.0003)	0.693*** (0.0006)
Cirrhosis	-0.298*** (0.0006)	-0.316*** (0.0002)
Unemployment	-0.119** (0.045)	
Unemployment <sup>2</sup>	-0.007 (0.152)	
DASA		-0.196* (0.097)
DASA <sup>2</sup>		0.0009 (0.269)
<b>Spatially lagged variables</b>		
$\rho$	0.447** (0.005)	0.403** (0.006)
W gynaecologist density	-0.097** (0.004)	-0.102** (0.007)
W Radiologist density	-0.132** (0.012)	-0.124** (0.016)
W GP density	0.087** (0.004)	0.095** (0.006)
W mortality	0.398*** (0.0002)	0.422*** (0.0001)
W cirrhosis	-0.227** (0.078)	-0.236** (0.007)
W unemployment	-0.0000 (0.248)	
W unemployment <sup>2</sup>	-0.0001 (0.222)	
DASA		-0.0000 (0.359)
DASA <sup>2</sup>		0.0003 (0.236)
Intercept	1.72 (1.36)	1.68 (1.65)

Number of observations: 744. Source: InVS and Eco-santé.

Note: SE, standard errors, \* $p < 0.1$ ; \*\* $p < 0.05$ ; \*\*\* $p < 0.01$

**Table 19:** Breast cancer screening rates considering for *département* with higher specialist density in adjacent areas

	<b>Model 2</b>	<b>Model 4</b>
<b>Variables</b>	Coefficient (SE)	Coefficient (SE)
Gynaecologist density	-0.141** (0.008)	-0.132** (0.006)
Radiologist density	-0.154** (0.012)	-0.168** (0.015)
GP density	0.138** (0.006)	0.123** (0.005)
Mortality	0.675*** (0.0002)	0.666*** (0.0009)
Cirrhosis	-0.375*** (0.0003)	-0.402*** (0.0005)
Unemployment	-0.144** (0.035)	
Unemployment <sup>2</sup>	-0.009 (0.164)	
DASA		-0.197* (0.112)
DASA <sup>2</sup>		0.0003 (0.425)
<b>Spatially lagged variables</b>		
$\rho$	0.584*** (0.0001)	0.596*** (0.0001)
W gynaecologist density	-0.296*** (0.0001)	-0.288*** (0.0001)
W Radiologist density	-0.252*** (0.0002)	-0.264*** (0.0001)
W GP density	0.172** (0.002)	0.179** (0.003)
W mortality	0.502*** (0.0003)	0.494*** (0.0005)
W cirrhosis	-0.301** (0.007)	-0.305** (0.003)
W unemployment	-0.0015 (0.104)	
W unemployment <sup>2</sup>	-0.0000 (0.164)	
DASA		-0.0000 (0.372)
DASA <sup>2</sup>		0.0000 (0.134)
Intercept	1.84 (1.72)	1.74 (1.65)

Number of observations: 744. Source: InVS and Eco-santé.

Note: SE, standard errors, \* $p < 0.1$ ; \*\* $p < 0.05$ ; \*\*\* $p < 0.01$

**Table 20:** Breast cancer screening rates considering for *département* with lower specialist density in adjacent areas

	<b>Model 2</b>	<b>Model 4</b>
<b>Variables</b>	Coefficient (SE)	Coefficient (SE)
Gynaecologist density	-0.421*** (0.0004)	-0.402*** (0.0002)
Radiologist density	-0.301*** (0.0006)	-0.315*** (0.0003)
GP density	0.117** (0.0005)	0.112** (0.0003)
Mortality	0.682*** (0.0003)	0.675*** (0.0006)
Cirrhosis	-0.312*** (0.0009)	-0.321*** (0.0012)
Unemployment	-0.107* (0.046)	
Unemployment <sup>2</sup>	-0.006 (0.125)	
DASA		-0.242* (0.125)
DASA <sup>2</sup>		0.0003 (0.364)
<b>Spatially lagged variables</b>		
$\rho$	0.342** (0.0001)	0.351** (0.0002)
W gynaecologist density	-0.097** (0.0001)	-0.102** (0.0001)
W Radiologist density	-0.120** (0.0003)	-0.112** (0.0004)
W GP density	0.221** (0.0002)	0.236** (0.0001)
W mortality	0.523*** (0.0003)	0.504*** (0.0005)
W cirrhosis	-0.234** (0.082)	-0.236** (0.006)
W unemployment	-0.0000 (0.203)	
W unemployment <sup>2</sup>	-0.0000 (0.148)	
DASA		-0.0000 (0.345)
DASA <sup>2</sup>		0.0000 (0.126)
Intercept	2.01 (1.97)	1.98 (1.85)

Number of observations: 744. Source: InVS and Eco-santé.

Note: SE, standard errors, \* $p < 0.1$ ; \*\* $p < 0.05$ ; \*\*\* $p < 0.01$

## 7. Discussion

In this study, we examine the regional variation and the determinants of national program cancer screening uptake in France over the period 2005-2012 with a special emphasis on the influence of supply-side factors and potential spatial spillover. To assess the spatial relation in our data we perform spatial econometrics and introduce neighbouring covariates as dependent variables in regressions. The use of spatial econometrics allows us to take into account the potential influence of neighbouring areas characteristics and behaviours on the observed area. Moreover, the use of traditional methodology on data with spatial correlation could lead to false results. As Moran's I statistic was significant for all years we have to take into account the spatial influence between *département* in breast cancer screening take-up. Moreover, the literature clearly underlines the influence of informal communication of individuals within and between areas so that it is necessary to introduce this phenomenon in the regressions. So the use of spatial econometrics allows us to deal with this communication between individuals and thus between areas, this feature is not available in traditional panel estimations. The use of administrative data allows us to limit the problem of self-assessed data on the utilization of cancer screening.

Our results clearly point out the presence of spatial spillovers in the use of mammograms under the national program of screening. Indeed, in all regressions the coefficient of spatial lag ( $\rho$ ) is always significant which means that neighbouring behaviour in terms of cancer screening has an impact on the cancer screening rate in the observed area. This result can be explained by the informal communication between individuals belonging to adjacent areas and by the fact that individuals living in nearest place can tend to visit the same physician and thus having the same behaviour (Vogt *et al.*, 2014). Our results highlight the fact that living in areas with better access to GP tend to increase cancer uptake. This result is in line with those previously stated in the literature. For example, Vogt *et al.* (2014), using cross-sectional spatial econometrics, also indicate a positive role of the density of GP on the use of different cancer screening. Other studies like (Litaker and Tomolo, 2007) show similar result. Concerning the role of specialist physician our results indicate that individuals living in high density specialist areas tend to have lower participation to the cancer screening program. This result can be explained by the fact that radiologist can tend to suggest having mammograms out of the national program by offering shorter waiting time (Menvielle *et al.*, 2014). This result can also be deepened by the significant impact of the GDP on the utilization rate. Living in wealthier area is

thus associated with lower utilization of the national screening program. This result can be seen as the fact that richer individuals tend to prefer visit directly a specialist (Atella *et al.*, 2004; Devaux 2013; Vallejo-Torres and Morris 2013; Vikum *et al.*, 2013; Walsh *et al.*, 2012). Moreover, the study of (Duport, 2012) already point out that women who visit a gynaecologist in the last 12 months tend to have an opportunistic screening so that individuals who prefer visit a specialist in general can be influenced to use opportunistic screening.

Our study also points the particular role of risky behaviours in the use of screening. We employ administrative data to construct our variables and we find that *départements* county with high level of risky behaviours tend to have a lower screening rate. This result can be seen as the fact that if individuals have risky behaviours they can have less consideration for their health and thus give less preference for preventive behaviour like screening.

For the great majority of our regressions we find that neighbours' covariates tend to have an impact on the utilization rate of breast cancer screening in the observed area. Considering the spatial dependence seems to be necessary in order to better understand the determinants of screening uptake. Moreover, we find that these variables have the same sign than those the observed area. Thus it seems that neighbours behaviours have a real impact and can reinforce what already happens in the observed area.

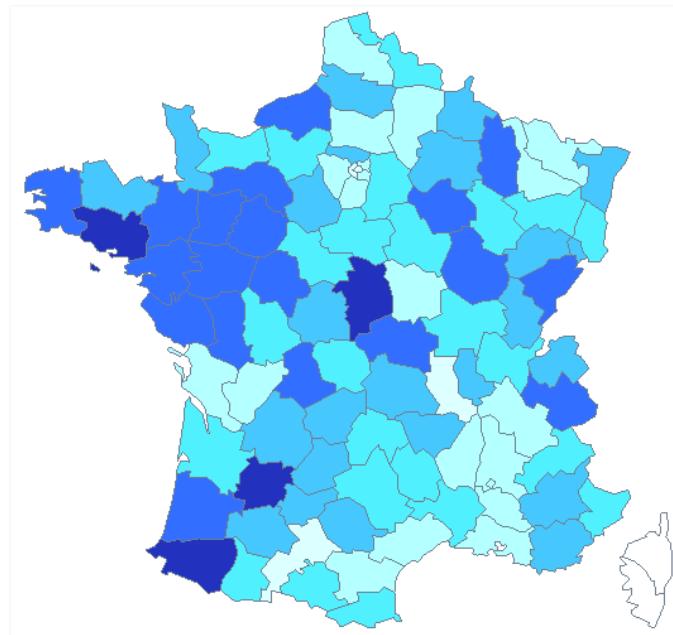
Finally, it is necessary to express some limits. First, this study only focuses on *département* characteristics and not on individuals' characteristics contrary to the others studies. As the literature clearly points out the influence of income or educational level in access to screening, our results can be explained in part by the lack of individuals' variables. Indeed, a part of variation in access to breast cancer screening can be assigned to individuals' variables and so the potential inclusion of these variables should probably diminish the influence of included variables in our regression. Nevertheless, specialist physicians' access is also particularly correlated with income so that a higher density of specialist physicians could represent areas with higher socio-economic situation. Furthermore, we have no variable regarding perceptions or preferences toward breast cancer screening while the importance of these considerations on the use of organized breast cancer screening system has been showed. Nevertheless, we try to incorporate some of this perception with the introduction of risky behaviours.

Moreover, since 2009 in France a pay-for-performance system has been implemented in order to increase participation to preventive care. Our results do not show an influence of this

program on the organized breast cancer screening (temporal dummies are never significant in our models).

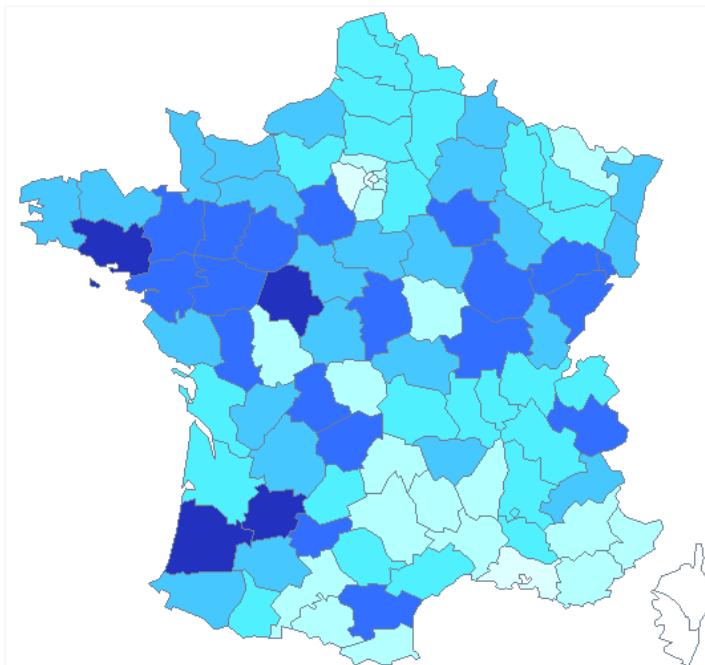
## Appendix 1

**Figure 2:** Map of participation to organized breast cancer screening rates in France, 2005



Caption: lighter colour represent lower participation rates

**Figure 3:** Map of participation to organized breast cancer screening rates in France, 2012



Caption: lighter colour represent lower participation rates

## Appendix 2

**Table 21:** Breast cancer screening rates considering unemployment rate and DASA (weight 0.7 and 0.3)

	<b>Model 2</b>	<b>Model 4</b>
<b>Variables</b>	Coefficient (SE)	Coefficient (SE)
Gynaecologist density	-0.257*** (0.0004)	-0.147*** (0.0002)
Radiologist density	-0.202** (0.0006)	-0.256** (0.0003)
GP density	0.123** (0.0005)	0.112** (0.0003)
<b>Spatially lagged variables</b>		
$\rho$	0.342** (0.0001)	0.361 ** (0.0002)
W gynaecologist density	-0.095 ** (0.0001)	-0.064 ** (0.0001)
W Radiologist density	-0.084** (0.0003)	-0.052 ** (0.0004)
W GP density	0.120** (0.0002)	0.097 ** (0.0001)
Intercept	3.21 (1.69)	4.97 (1.34)

Number of observations: 744. Source: InVS and Eco-santé.

Note: SE, standard errors, \* $p < 0.1$ ; \*\* $p < 0.05$ ; \*\*\* $p < 0.01$

**Table 22:** Breast cancer screening rates considering unemployment rate and DASA (weight 0.6 and 0.4)

	<b>Model 2</b>	<b>Model 4</b>
<b>Variables</b>	Coefficient (SE)	Coefficient (SE)
Gynaecologist density	-0.254*** (0.0004)	-0.139*** (0.0002)
Radiologist density	-0.196** (0.0006)	-0.258** (0.0003)
GP density	0.118** (0.0005)	0.108** (0.0003)
<b>Spatially lagged variables</b>		
$\rho$	0.425*** (0.0001)	0.352 *** (0.0002)
W gynaecologist density	-0.103 *** (0.0001)	-0.097 *** (0.0001)
W Radiologist density	-0.099*** (0.0003)	-0.106*** (0.0004)
W GP density	0.159*** (0.0002)	0.125 *** (0.0001)
Intercept	1.42 (1.69)	1.67 (0.97)

Number of observations: 744. Source: InVS and Eco-santé.

Note: SE, standard errors, \* $p < 0.1$ ; \*\* $p < 0.05$ ; \*\*\* $p < 0.01$

## Conclusion générale

En France, malgré une part importante des dépenses de santé dans la richesse nationale, de très fortes inégalités sociales de santé subsistent. Une récente étude a ainsi montré que la France est le pays dont les inégalités d'accès aux spécialistes sont les plus fortes (Devaux, 2015). La littérature a clairement mis en avant de nombreux facteurs explicatifs de ces différences d'accès : un revenu plus élevé, des études plus longues ou bien la détention d'une assurance complémentaire sont les plus souvent cités. De nombreux leviers d'action sont mis en œuvre pour lutter contre ces inégalités sociales de santé, parmi lesquels des dispositifs visant l'universalisation des droits (CMU, AME), un meilleur accès à une complémentaire (CMU-C ou ACS) et enfin une diminution de la charge financière pour les individus (ALD). Cependant, relativement peu d'études se sont intéressées à l'influence de la disponibilité de l'offre de soins et de la zone de résidence sur les inégalités de recours à certaines prises en charge. Or des études ont montré que les inégalités sociales de santé représentent une part importante des dépenses de santé dans les pays de l'Union Européenne. Ainsi, à des inégalités sociales de santé s'ajoutent également des inégalités liées aux caractéristiques de la zone géographique de résidence ou de traitement des individus.

Cette thèse de microéconométrie appliquée a pour objectif de mesurer et d'expliquer les inégalités sociales et spatiales de recours aux soins avec une attention particulière pour les personnes atteintes d'un cancer en France. Les différents chapitres de cette thèse apportent chacun un éclaircissement original sur différents aspects des inégalités sociales de santé.

Le premier chapitre de la thèse analyse les variations départementales de taux de recours à la prostatectomie en tant que prise en charge du cancer de la prostate en France grâce aux données du PMSI-MCO pour 2009. C'est en France la première étude qui analyse les taux de variations sur l'ensemble du territoire et qui cherche à déterminer les facteurs influençant ces taux de recours pour cette pathologie. Plus précisément, nous cherchons à distinguer les effets liés à la demande de ceux liés à l'offre de soins. Pour ce faire, nous recourons à une modélisation mult;niveaux nous permettant d'analyser la variabilité sur deux échelles géographiques : le département et la région. Les résultats indiquent en premier lieu une très grande variabilité de recours à la prostatectomie en France ; les écarts standardisés vont de 1 à 4. En second lieu, ils montrent une forte influence des variables relatives à l'offre de soins, aussi bien au niveau du département que de la région. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, les départements ayant une

densité d'urologues par habitant plus élevée sont caractérisés par un taux de prostatectomie plus important. Cependant, au niveau départemental, les niveaux de revenus et de mortalité semblent n'avoir aucun effet significatif. Les variables caractérisant la demande de soins ne semblent pas jouer de rôle dans le recours à la prostatectomie. Concernant les variables régionales, il apparaît que les différences de capacités hospitalières publiques ont un effet explicatif assez fort. Ces résultats pourraient être liés à la mise en place du nouveau mode de financement des établissements de santé (mis en place en 2004 et dont la montée en charge complète s'est faite en 2008) qui inciterait les établissements publics à accroître leur activité. Entre 2005 et 2009, la hausse des séjours chirurgicaux a été beaucoup plus forte dans les établissements publics qui ont été soumis à une pression plus forte pour augmenter la productivité de la part des régulateurs (Or *et al.* 2013; Choné *et al.* 2014).

Le deuxième chapitre est dédié à l'étude des inégalités sociales de santé pour les personnes appartenant au système d'ALD au titre d'un cancer et d'une maladie cardio-vasculaire. Les bénéficiaires de ce dispositif se voient prendre en charge une grande partie des coûts liés à leurs pathologies, les inégalités sociales de santé devraient donc être considérablement réduites pour cette population. Grâce à un appariement entre l'ESPS et des données administratives de remboursement des soins, nous analysons les déterminants du recours aux médecins spécialistes et généralistes. En particulier, la recherche se focalise sur le nombre de visites chez les spécialistes en différenciant les visites liées à la prise en charge de l'ALD et les autres visites qui peuvent concerner des pathologies associées à l'ALD mais non prises en charge par ce dispositif. Nous pouvons ainsi, contrairement aux précédentes études, distinguer les inégalités de recours en fonction du type de visites et si ces visites sont en lien ou non avec le dispositif d'ALD. Par ailleurs, nous examinons principalement l'influence des facteurs financiers (comme le revenu) ou le fait d'avoir une complémentaire santé. Les résultats soulignent tout d'abord que les personnes ayant un état de santé dégradé sont celles qui, toutes choses égales par ailleurs, ont une fréquence de visites chez le médecin plus élevée. Pour les visites chez le généraliste, un statut socio-économique défavorisé (premier quartile de revenu et niveau d'éducation faible) semble être associé à un plus haut recours aux soins. Concernant les spécialistes, les résultats indiquent un véritable gradient social en faveur des personnes à haut statut socio-économique et disposant d'une complémentaire santé, surtout pour les visites qui ne sont pas liées aux pathologies ALD. Pour les visites relatives aux ALD, les effets des facteurs financiers sont beaucoup moins forts mais toujours présents.

Depuis 2004, un programme de dépistage organisé du cancer du sein a été mis en place pour toutes les femmes de 50 à 74 ans. Il se fait sans avance de frais et vise donc à réduire les inégalités d'accès à ce dépistage. L'objectif du dernier chapitre est dans un premier temps de mesurer les écarts géographiques au niveau des départements de recours à ce dépistage. Dans un second temps, il s'agit d'examiner l'influence potentielle de la densité des médecins généralistes et spécialistes sur ces taux sur la période 2005-2012 et d'analyser les potentiels effets de substitution entre dépistage organisé et individuel en fonction de la disponibilité de l'offre de soins. La littérature internationale a en effet clairement souligné le lien entre l'offre de soins et le recours aux soins de prévention. Enfin, nous étudions les potentiels effets de débordements spatiaux entre les différentes zones géographiques considérées. Nous utilisons les données de l'Institut de Veille Sanitaire pour les taux de recours départementaux ainsi que la base Eco-santé pour les variables de densité de médecins généralistes et spécialistes ainsi que les taux de mortalité et les comportements à risques. Un modèle d'économétrie spatiale en panel permet d'estimer l'influence des densités médicales du département observé sur le taux de recours au dépistage dans ce même département mais également d'avoir l'estimation de l'influence de ces mêmes variables dans les départements voisins. Les résultats indiquent tout d'abord une grande diversité des taux de recours départementaux au dépistage organisé du cancer du sein et l'ampleur de ces variations reste presque constante entre 2005 et 2012. Ensuite, il apparaît qu'une densité plus forte de médecins généralistes est significativement associée à un plus haut taux d'utilisation du dépistage organisé. A l'inverse, une augmentation de la densité de spécialistes tend à avoir une incidence négative sur ces taux de recours. Les estimations soulignent un effet spatial dans le sens où les densités médicales dans les départements voisins ont également un impact sur l'utilisation du dépistage organisé. Par ailleurs, nos résultats indiquent que les comportements à risques et la situation économique départementale ont une influence sur les taux de recours au dépistage organisé. Cette étude est la seule à notre connaissance qui s'interroge sur les déterminants du recours à un dépistage organisé, comme celui du cancer du sein, à la fois en considérant les effets potentiels de l'offre de soins (dans le département observé mais également dans les départements adjacents) et en utilisant des données longitudinales.

Les résultats des différents chapitres de cette thèse amènent à plusieurs implications en termes de politiques publiques. Tout d'abord, la mise en évidence de très fortes variabilités des pratiques plaide en faveur de l'instauration d'un suivi régulier de ces taux de recours, comme cela est déjà le cas dans de nombreux pays étrangers (Etats-Unis, Angleterre ou Espagne par

exemple). Ce suivi est nécessaire afin de contrôler les évolutions des variabilités de recours, et ce d'autant plus pour des pathologies pour lesquelles prévaut une forte incertitude sur la modalité de traitement à recommander. Les instances de régulation (en particulier les ARS) pourront alors développer des politiques d'harmonisation des pratiques afin d'optimiser l'utilisation des ressources disponibles et d'améliorer le bien-être individuel et collectif (Phelps 2000). Par ailleurs, ce suivi permettra d'analyser si l'implémentation de nouveaux guides de bonnes pratiques réussit à réduire les variabilités des pratiques. Enfin, il est nécessaire d'examiner de manière plus approfondie l'effet du nouveau mode de financement<sup>57</sup> des établissements de santé. En effet, nos résultats montrent une réduction des écarts de recours qui provient principalement d'une augmentation du nombre d'actes effectués dans les départements qui avaient précédemment des taux faibles. De plus, les résultats soulignent que l'offre de soins publique est un facteur déterminant des taux de prostatectomies. Le nouveau mode de financement des établissements pourrait donc avoir comme conséquence une hausse de l'activité des établissements, en particulier publics, qui ne refléterait pas nécessairement les véritables besoins des populations.

Pour la population en ALD, nos résultats mettent en évidence que, même avec un dispositif très protecteur, il persiste une influence des facteurs socio-économiques sur le recours aux soins. Par ailleurs, un plus grand nombre de consultations chez le spécialiste, pour une spécialité médicale différente de celle de la prise en charge au titre de l'ALD, dépend particulièrement du fait d'avoir un haut revenu et une complémentaire santé. Il apparaît donc que le dispositif d'ALD ne permet pas d'effacer les déterminants traditionnels du recours aux soins en particulier pour des prises en charge qui peuvent être liées à la pathologie ALD mais non couvertes par le dispositif. Ces résultats amènent à une piste de réflexion. Il pourrait être envisagé, à la place de rembourser les soins sur la base d'une liste de pathologies médicalement établie, d'établir un plafonnement des restes à charge. Les individus pourraient ainsi être couverts pour toutes les pathologies, aussi bien celles longues et coûteuses que celles qui n'étaient pas inscrites dans la liste ALD.

Le programme de dépistage organisé offre une mammographie tous les deux ans, sans avance de frais, à toutes les femmes de 50 à 74 ans, ce qui en fait un dispositif particulièrement

---

<sup>57</sup> La T2A tend à effacer les différences de financements des établissements de santé. Ces modifications sont d'autant plus fortes pour les établissements publics (qui étaient précédemment au budget global) que pour les établissements privés.

important de lutte contre les inégalités sociales et spatiales de santé. Néanmoins, nos résultats montrent l'influence des facteurs d'offre sur le recours au dépistage organisé. En particulier, un accès plus important aux médecins généralistes semble améliorer le taux de recours à ce dépistage. Depuis 2012, l'instauration du dispositif de rémunération sur objectifs de santé publique implique, pour les médecins généralistes en particulier, une rémunération complémentaire en fonction de l'atteinte d'objectifs pour des indicateurs de qualité des soins. Parmi ceux-ci, figure le nombre de femmes de 50 à 74 ans ayant participé au dépistage du cancer du sein *via* le programme organisé ou de manière individuelle. Nos résultats pourraient aller dans le sens d'un renforcement des dispositifs incitatifs pour les médecins traitants. Comme le rappelle le plan Cancer 2009-2013, « *le médecin traitant est l'interlocuteur privilégié des personnes pour l'incitation au dépistage* ». Dans le but d'améliorer le recours au dépistage organisé, il pourrait être envisagé d'augmenter la rémunération des médecins en fonction de la part des femmes se faisant dépister grâce au programme organisé. Par ailleurs, nos résultats concluent à l'influence négative de la densité de médecins spécialistes et en particulier de la densité de gynécologues. Une piste d'amélioration serait d'introduire une rémunération complémentaire pour ces médecins en fonction du nombre de patientes se faisant dépister *via* le programme de dépistage organisé. Enfin, l'utilisation du dépistage opportuniste pourrait être la conséquence du fait que certaines femmes se font dépister bien avant l'âge de 50 ans. Il pourrait être alors envisagé de diminuer l'âge d'entrée dans le dispositif ou au moins d'effectuer davantage de communication vers cette population pour que les femmes de moins de 50 ans aient connaissance de ce dispositif.

Les travaux de cette thèse utilisent de nombreuses bases de données, aussi bien administratives que d'enquêtes. Les données administratives utilisées pour les deux chapitres de la première partie proviennent du PMSI. Le grand avantage de cette base de données est d'obtenir de manière exhaustive l'activité de tous les établissements de santé, aussi bien publics que privés. Cette exhaustivité des données permet donc de calculer les taux de recours aux prises en charge de la meilleure manière qu'il soit, même si des erreurs de codages peuvent toujours subsister. Cependant, les données relatives aux patients sont en nombre assez limité car ne sont disponibles que l'âge, le sexe et le code postal de résidence. Ces difficultés proviennent de l'utilité originelle du PMSI : le financement des établissements, les données individuelles n'ayant donc que très peu d'importance. Néanmoins, il pourrait être intéressant, non pas nécessairement d'introduire davantage de variables individuelles directement dans le PMSI, mais de chaîner ces données administratives avec des données d'enquête représentatives, comme les

données de l'ESPS. De plus, l'utilisation de ces données appareillées permettrait, par exemple, de faire des estimations sur trois niveaux : patient, hôpital et territoire.

Concernant les données de l'ESPS, elles permettent, grâce à l'appariement avec les données de remboursement de l'Assurance maladie d'avoir de manière exacte la consommation de soins présentée au remboursement. Cependant, une des limites de ces données est qu'il n'est possible de suivre les mêmes individus que tous les 4 ans (soit deux vagues de l'enquête). Même s'il est possible de constituer un panel, le délai entre deux points rend difficile l'analyse pour des personnes atteintes de cancer par exemple. En outre, nos résultats dans la deuxième partie de la thèse pointent un effet assez important de la couverture complémentaire sur la consommation de soins. Cependant, il n'est pas possible à l'heure actuelle d'associer les données de remboursement des complémentaires à celles de l'appariement ESPS-Assurance maladie. Cet appariement global permettrait d'approfondir les analyses sur les restes à charge pour cette population spécifique.

Enfin les données de l'Invs pour les taux de recours au dépistage organisé du sein permettent d'avoir un panel cylindré sur toutes les périodes à partir de 2004. Cependant, l'analyse de ces taux de recours pourrait être complétée par des données relatives au dépistage opportuniste. Ainsi, grâce à ces données et à celles d'enquête, il serait également possible d'améliorer au niveau individuel les analyses sur les déterminants par exemple du non recours au dépistage et examiner si des taux de recours au dépistage opportuniste peuvent avoir une incidence.

Un certain nombre d'approfondissements pourraient être entrepris à partir des résultats présentés dans cette thèse.

Tout d'abord, la prostatectomie n'est pas la seule prise en charge possible pour le cancer de la prostate. Il serait donc intéressant d'analyser également les variations de recours à ces différents mode de prise en charge de ce cancer afin d'examiner si ces variabilités diffèrent largement ou non en fonction de la prise en charge retenue. Une analyse sur données longitudinales permettrait également de mieux appréhender les dynamiques pour ces différentes prises en charge. Par ailleurs, le cancer de la prostate est le principal cancer masculin, une analyse sur le premier cancer féminin pourrait également être envisagée comme dans d'autres pays (Morrow *et al.* 2001; Caldon *et al.* 2005; Greenberg *et al.* 2011; Vogt, Siegel, and Sundmacher 2014). Ces études pourraient également s'appuyer sur des méthodologies autorisant

une meilleure prise en compte des phénomènes spatiaux entre les différentes zones géographiques considérées.

Ensuite, les différences de recours aux médecins mises en évidence dans le troisième chapitre pourraient provenir, en partie, de préférences de la part des individus d'accéder à un généraliste ou à un spécialiste. Ces préférences pourraient alors être modifiées lors de l'accès au dispositif d'ALD du fait de l'importante couverture disponible pour les bénéficiaires, inhérente au dispositif. L'analyse de ces potentielles modifications des préférences pourrait se faire en comparant les différences de recours aux généralistes et aux spécialistes avant et après l'entrée dans le dispositif. La disponibilité future de l'ESPS pour l'année 2014 permettra de suivre des individus qui ont été précédemment interrogés lors de la vague 2010 et donc de comparer les différences pour les individus qui entrent dans le dispositif entre les deux vagues d'enquête.

Enfin, le cancer du sein n'est pas le seul pour lequel il existe un dépistage organisé. Ainsi, toutes les personnes âgées de 50 à 74 ans sont appelées à se faire dépister pour le cancer colorectal tous les deux ans. Il consiste en un test immunologique qui est à réaliser à domicile. Si le test est positif alors il est nécessaire d'obtenir une prescription pour avoir une coloscopie. Le test est pris en charge à 100% par l'Assurance maladie sans avance de frais de la part des individus. Un prolongement possible du troisième chapitre serait alors d'analyser les variations géographiques de recours à ce dépistage et de comparer les résultats avec ceux obtenus pour le cancer du sein, en particulier ceux liés à la disponibilité de l'offre de soins. Par ailleurs, nous pourrions grâce à différentes vagues de l'ESPS examiner conjointement les effets des variables individuelles et des facteurs contextuels (densité médicale, taux de mortalité, taux de chômage, *etc.*) pour ces deux dépistages organisés.

## Bibliographie

- Aarts, M. J., A. C. Voogd, L. E. M. Duijm, J. W. W. Coebergh, and W. J. Louwman. 2011. "Socioeconomic Inequalities in Attending the Mass Screening for Breast Cancer in the South of the Netherlands—associations with Stage at Diagnosis and Survival." *Breast Cancer Research and Treatment* 128 (2): 517–25. doi:10.1007/s10549-011-1363-z.
- Alfandari, S., C. Bonenfant, L. Depretere, and G. Beaucaire. 2007. "Use of 27 Parenteral Antimicrobial Agents in North of France Hospitals." *Médecine et Maladies Infectieuses* 37 (2): 103–7. doi:10.1016/j.medmal.2006.10.010.
- Anselin, Luc. 1988. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Studies in Operational Regional Science 4. Dordrecht ; Boston: Kluwer Academic Publishers.
- Atella, Vincenzo, Francesco Brindisi, Partha Deb, and Furio C. Rosati. 2004. "Determinants of Access to Physician Services in Italy: A Latent Class Seemingly Unrelated Probit Approach." *Health Economics* 13 (7): 657–68. doi:10.1002/hec.860.
- Azogui-Lévy, Sylvie, and Thierry Rochereau. 2005. "Comportements de Recours Aux Soins et Santé Bucco-Dentaire Exploitation de L'enquête « Santé et Protection Sociale » 2000." IRDES.
- Bago d'Uva, Teresa. 2006. "Latent Class Models for Utilisation of Health Care." *Health Economics* 15 (4): 329–43. doi:10.1002/hec.1112.
- Bago d'Uva, Teresa, and Andrew M. Jones. 2009. "Health Care Utilisation in Europe: New Evidence from the ECHP." *Journal of Health Economics* 28 (2): 265–79. doi:10.1016/j.jhealeco.2008.11.002.
- Bandura, Albert. 1986. *Social Foundations of Thought and Action: A Social Cognitive Theory*. Prentice-Hall Series in Social Learning Theory. Englewood Cliffs, N.J: Prentice-Hall.
- Barritt, A. Sidney, Stephen A. Telloni, Clarence W. Potter, David A. Gerber, and Paul H. Hayashi. 2013. "Local Access to Subspecialty Care Influences the Chance of Receiving a Liver Transplant." *Liver Transplantation: Official Publication of the American Association for the Study of Liver Diseases and the International Liver Transplantation Society* 19 (4): 377–82. doi:10.1002/lt.23588.
- Benjamins, M. 2004. "County Characteristics and Racial and Ethnic Disparities in the Use of Preventive Services." *Preventive Medicine* 39 (4): 704–12. doi:10.1016/j.ypmed.2004.02.039.
- Birch, Stephen. 1988. "The Identification of Supplier-Inducement in a Fixed Price System of Health Care Provision." *Journal of Health Economics* 7 (2): 129–50. doi:10.1016/0167-6296(88)90012-4.
- Blanpain, Nathalie. 2011. "L'espérance de Vie S'accroît, Les Inégalités Sociales Face À La Mort Demeurent." INSEE.
- Buchmueller, Thomas C., Agnès Couffinhal, Michel Grignon, and Marc Perronin. 2004. "Access to Physician Services: Does Supplemental Insurance Matter? Evidence from France." *Health Economics* 13 (7): 669–87. doi:10.1002/hec.879.
- Caldon, L J M, S J Walters, J A Reed, A Murphy, A Worley, and M W R Reed. 2005. "Case-Mix Fails to Explain Variation in Mastectomy Rates: Management of Screen-Detected Breast

- Cancer in a UK Region 1997–2003.” *British Journal of Cancer* 92 (1): 55–59. doi:10.1038/sj.bjc.6602264.
- Cameron, Colin A., and Pravin K. Trivedi. 2013. *Regression Analysis of Count Data*. Second edition. Econometric Society Monographs. Cambridge ; New York, NY: Cambridge University Press.
- Carlisle, D. M., R. B. Valdez, M. F. Shapiro, and R. H. Brook. 1995. “Geographic Variation in Rates of Selected Surgical Procedures within Los Angeles County.” *Health Services Research* 30 (1): 27–42.
- Carrieri, Vincenzo, and Ansgar Wuebker. 2013. “Assessing Inequalities in Preventive Care Use in Europe.” *Health Policy* 113 (3): 247–57. doi:10.1016/j.healthpol.2013.09.014.
- Cawley, John, and Tomas Philipson. 1999. “An Empirical Examination of Information Barriers to Trade in Insurance.” *American Economic Review* 89 (4): 827–46. doi:10.1257/aer.89.4.827.
- Célant, Nicolas, Stéphanie Guillaume, and Thierry Rochereau. 2014. “Enquête Sur La Santé et La Protection Sociale 2012.” IRDES.
- CESE. 2013. “La Réduction Des Inégalités Territoriales : Quelle Politique Nationale D'aménagement Du Territoire ?” CESE.
- Chiappori, Pierre-André, Bruno Jullien, Bernard Salanié, and François Salanié. 2006. “Asymmetric Information in Insurance: General Testable Implications.” *The RAND Journal of Economics* 37 (4): 783–98. doi:10.1111/j.1756-2171.2006.tb00057.x.
- Choné, Philippe, Franck Evain, Lionel Wilner, and Engin Yilmaz. 2014. “Réforme Du Financement Des Hôpitaux Publics : Quel Impact Sur Leur Niveau D'activité ?” *Etudes et Résultats*, no. 862.
- Coldefy, Magali, and Véronique Lucas-Gabrielli. 2012. “Le Territoire, Un Outil D'organisation Des Soins et Des Politiques de Santé ?” *Questions d'Economie de La Santé*, no. 175.
- Cookson, Richard, Mark Dusheiko, and Geoffrey Hardman. 2007. “Socioeconomic Inequality in Small Area Use of Elective Total Hip Replacement in the English National Health Service in 1991 and 2001.” *Journal of Health Services Research & Policy* 12 Suppl 1 (April): S1–10 – 7. doi:10.1258/135581907780318365.
- Corallo, Ashley N., Ruth Croxford, David C. Goodman, Elisabeth L. Bryan, Divya Srivastava, and Therese A. Stukel. 2014. “A Systematic Review of Medical Practice Variation in OECD Countries.” *Health Policy* 114 (1): 5–14. doi:10.1016/j.healthpol.2013.08.002.
- Coughlin, Steven S., Steven Leadbetter, Thomas Richards, and Susan A. Sabatino. 2008. “Contextual Analysis of Breast and Cervical Cancer Screening and Factors Associated with Health Care Access among United States Women, 2002.” *Social Science & Medicine* 66 (2): 260–75. doi:10.1016/j.socscimed.2007.09.009.
- Crespo-Cebada, Eva, and Rosa M. Urbanos-Garrido. 2012. “Equity and Equality in the Use of GP Services for Elderly People: The Spanish Case.” *Health Policy* 104 (2): 193–99. doi:10.1016/j.healthpol.2011.10.007.
- Cromwell, J., and J. B. Mitchell. 1986. “Physician-Induced Demand for Surgery.” *Journal of Health Economics* 5 (4): 293–313.
- Cutler, David M., and Richard J. Zeckhauser. 2000. “Chapter 11 The Anatomy of Health Insurance.” In *Handbook of Health Economics*, 1:563–643. Elsevier. <http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S1574006400801705>.

- Damiani, Gianfranco, Bruno Federico, Danila Basso, Alessandra Ronconi, Caterina Bianchi, Gian Anzellotti, Gabriella Nasi, Franco Sassi, and Walter Ricciardi. 2012. "Socioeconomic Disparities in the Uptake of Breast and Cervical Cancer Screening in Italy: A Cross Sectional Study." *BMC Public Health* 12 (1): 99. doi:10.1186/1471-2458-12-99.
- Davis, P., B. Gribben, A. Scott, and R. Lay-Yee. 2000. "The 'Supply Hypothesis' and Medical Practice Variation in Primary Care: Testing Economic and Clinical Models of Inter-Practitioner Variation." *Social Science & Medicine* (1982) 50 (3): 407–18.
- Deb, Partha, and Pravin K. Trivedi. 2002. "The Structure of Demand for Health Care: Latent Class versus Two-Part Models." *Journal of Health Economics* 21 (4): 601–25. doi:10.1016/S0167-6296(02)00008-5.
- Devaux, Marion. 2013. "Income-Related Inequalities and Inequities in Health Care Services Utilisation in 18 Selected OECD Countries." *The European Journal of Health Economics*, December. doi:10.1007/s10198-013-0546-4.
- Domenighetti, Gianfranco, Barbara D'Avanzo, Matthias Egger, Franco Berrino, Thomas Perneger, Paola Mosconi, and Marcel Zwahlen. 2003. "Women's Perception of the Benefits of Mammography Screening: Population-Based Survey in Four Countries." *International Journal of Epidemiology* 32 (5): 816–21.
- Doorslaer, Eddy van, Xander Koolman, and Andrew M. Jones. 2004. "Explaining Income-Related Inequalities in Doctor Utilisation in Europe." *Health Economics* 13 (7): 629–47. doi:10.1002/hec.919.
- Douglas, Pamela S., Manesh R. Patel, Steven R. Bailey, David Dai, Lisa Kaltenbach, Ralph G. Brindis, John Messenger, and Eric D. Peterson. 2011. "Hospital Variability in the Rate of Finding Obstructive Coronary Artery Disease at Elective, Diagnostic Coronary Angiography." *Journal of the American College of Cardiology* 58 (8): 801–9. doi:10.1016/j.jacc.2011.05.019.
- Dourado, F., H. Carreira, and N. Lunet. 2013. "Mammography Use for Breast Cancer Screening in Portugal: Results from the 2005/2006 National Health Survey." *The European Journal of Public Health* 23 (3): 386–92. doi:10.1093/eurpub/cks103.
- Dourgnon, Paul, Florence Jusot, and Romain Fantin. 2012. "Payer Nuit Gravement À La Santé : Une Étude de L'impact Du Renoncement Financier Aux Soins Sur L'état de Santé." *Economie Publique* 28-29: 123–47.
- Dourgnon, Paul, Zeynep Or, and Christine Sorasith. 2013. "The Impact of the Long-Term Illness Scheme (LTI) on Inequalities in the Utilization of Ambulatory Care between 1998 and 2008" 183.
- Dranove, David, and Paul Wehner. 1994. "Physician-Induced Demand for Childbirths." *Journal of Health Economics* 13 (1): 61–73. doi:10.1016/0167-6296(94)90004-3.
- DREES. 2014. "Les Comptes Nationaux de La Santé En 2013." DREES.
- . 2015. "Les Dépenses de Santé En 2014." DREES.
- Duport, N. 2012. "Characteristics of Women Using Organized or Opportunistic Breast Cancer Screening in France. Analysis of the 2006 French Health, Health Care and Insurance Survey." *Revue d'Épidémiologie et de Santé Publique* 60 (6): 421–30. doi:10.1016/j.respe.2012.05.006.

- Ehlert, Andree, and Dirk Oberschachtsiek. 2014. "Does Managed Care Reduce Health Care Expenditure? Evidence from Spatial Panel Data." *International Journal of Health Care Finance and Economics* 14 (3): 207–27. doi:10.1007/s10754-014-9145-x.
- Elhorst, J. Paul. 2010. "Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar." *Spatial Economic Analysis* 5 (1): 9–28. doi:10.1080/17421770903541772.
- Ess, S., A. Savidan, H. Frick, Ch. Rageth, G. Vlastos, U. Lütfolf, and B. Thürlimann. 2010. "Geographic Variation in Breast Cancer Care in Switzerland." *Cancer Epidemiology* 34 (2): 116–21. doi:10.1016/j.canep.2010.01.008.
- Ettner, Susan L. 1997. "Adverse Selection and the Purchase of Medigap Insurance by the Elderly." *Journal of Health Economics* 16 (5): 543–62. doi:10.1016/S0167-6296(97)00011-8.
- Etzioni, Ruth, David F. Penson, Julie M. Legler, Dante di Tommaso, Rob Boer, Peter H. Gann, and Eric J. Feuer. 2002. "Overdiagnosis due to Prostate-Specific Antigen Screening: Lessons from U.S. Prostate Cancer Incidence Trends." *Journal of the National Cancer Institute* 94 (13): 981–90.
- Evans, Robert. 1974. "Supplier-Induced Demand: Some Empirical Evidence and Implications." In *The Economics of Health and Medical Care*, Macmillan.
- Felder, Stefan, and Harald Tauchmann. 2013. "Federal State Differentials in the Efficiency of Health Production in Germany: An Artifact of Spatial Dependence?" *The European Journal of Health Economics* 14 (1): 21–39. doi:10.1007/s10198-011-0345-8.
- Forlay, J., E. Steliarova-Foucher, J. Lortet-Tieulent, S. Rosso, J.W.W. Coebergh, H. Comber, D. Forman, and F. Bray. 2013. "Cancer Incidence and Mortality Patterns in Europe: Estimates for 40 Countries in 2012." *European Journal of Cancer* 49 (6): 1374–1403. doi:10.1016/j.ejca.2012.12.027.
- Ferrat, E., J. Le Breton, M. Djassibel, K. Veerabudun, Z. Brixi, C. Attali, and V. Renard. 2013. "Understanding Barriers to Organized Breast Cancer Screening in France: Women's Perceptions, Attitudes, and Knowledge." *Family Practice* 30 (4): 445–51. doi:10.1093/fampra/cmt004.
- Fisher, E. S., J. E. Wennberg, T. A. Stukel, J. S. Skinner, S. M. Sharp, J. L. Freeman, and A. M. Gittelsohn. 2000. "Associations among Hospital Capacity, Utilization, and Mortality of US Medicare Beneficiaries, Controlling for Sociodemographic Factors." *Health Services Research* 34 (6): 1351–62.
- Fiva, Jon H., Torbjørn Hægeland, Marte Rønning, and Astri Syse. 2014. "Access to Treatment and Educational Inequalities in Cancer Survival." *Journal of Health Economics* 36 (July): 98–111. doi:10.1016/j.jhealeco.2014.04.001.
- Fleisher, Jay M., Jennie Q. Lou, and Maria Farrell. 2008. "Relationship Between Physician Supply and Breast Cancer Survival: A Geographic Approach." *Journal of Community Health* 33 (4): 179–82. doi:10.1007/s10900-008-9090-z.
- Flores, Yvonne N, Pamela L Davidson, Terry T Nakazono, Daisy C Carreon, Cynthia M Mojica, and Roshan Bastani. 2013. "Neighborhood Socio-Economic Disadvantage and Race/ethnicity as Predictors of Breast Cancer Stage at Diagnosis." *BMC Public Health* 13 (1): 1061. doi:10.1186/1471-2458-13-1061.
- Folland, Sherman. 2013. *The Economics of Health and Health Care*. 7th ed. Upper Saddle River, N.J.: Pearson.
- Fuchs, Victor R. 1978. "The Supply of Surgeons and the Demand for Operations." *The Journal of Human Resources* 13: 35. doi:10.2307/145247.

- Fukuda, Y., K. Nakamura, and T. Takano. 2005. "Reduced Likelihood of Cancer Screening among Women in Urban Areas and with Low Socio-Economic Status: A Multilevel Analysis in Japan." *Public Health* 119 (10): 875–84. doi:10.1016/j.puhe.2005.03.013.
- Gadreau, Maryse, and Claude Schneider-Bunner. 1997. "L'équité dans le modèle de 'concurrence organisée' pour la régulation d'un système de santé." *Économie & prévision* 129 (3): 221–37. doi:10.3406/ecop.1997.5875.
- Genier, Pascale. 1998. "Assurance et Recours Aux Soins. Une Analyse Microéconométrique À Partir de L'enquête Santé 1991-1992 de l'Insee." *Revue Économique* 49 (3): 809. doi:10.2307/3502811.
- Gilligan, Mary Ann, Ronald T. Kneusel, Raymond G. Hoffmann, Ann L. Greer, and Ann B. Nattinger. 2002. "Persistent Differences in Sociodemographic Determinants of Breast Conserving Treatment despite Overall Increased Adoption." *Medical Care* 40 (3): 181–89.
- Goldzahl, Léontine. 2015. "Are Perceptions and Preferences Channels of Transmission for Social Inequalities in Breast Cancer Screening Attendance?" *Documents de Travail du Centre d'Economie de la Sorbonne*.
- Gorey, K. M., I. N. Luginaah, K. Y. Fung, E. Bartfay, C. Hamm, F. C. Wright, M. Balagurusamy, and E. J. Holowaty. 2010. "Physician Supply and Breast Cancer Survival." *The Journal of the American Board of Family Medicine* 23 (1): 104–8. doi:10.3122/jabfm.2010.01.090064.
- Greenberg, Caprice C., Stuart R. Lipsitz, Melissa E. Hughes, Stephen B. Edge, Richard Theriault, John L. Wilson, W. Bradford Carter, Douglas W. Blayney, Joyce Niland, and Jane C. Weeks. 2011. "Institutional Variation in the Surgical Treatment of Breast Cancer: A Study of the NCCN." *Annals of Surgery* 254 (2): 339–45. doi:10.1097/SLA.0b013e3182263bb0.
- Griffiths, Frances, Jonathan Cave, Felicity Boardman, Justin Ren, Teresa Pawlikowska, Robin Ball, Aileen Clarke, and Alan Cohen. 2012. "Social Networks – The Future for Health Care Delivery." *Social Science & Medicine* 75 (12): 2233–41. doi:10.1016/j.socscimed.2012.08.023.
- Grignon, Michel, and Marc Perronin. 2003. "Impact de La Couverture Maladie Universelle Complémentaire Sur Les Consommations de Soins." *Questions d'Economie de La Santé*, no. 74.
- Grossman, Michael. 1972. "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health." *Journal of Political Economy* 80 (2): 223–55. doi:10.1086/259880.
- . 2000. "The Human Capital Model." In *Handbooks of Health Economics*, 348–408. Elsevier.
- Gusmano, Michael K., Daniel Weisz, Victor G. Rodwin, Jonas Lang, Meng Qian, Aurelie Bocquier, Veronique Moysan, and Pierre Verger. 2014. "Disparities in Access to Health Care in Three French Regions." *Health Policy* 114 (1): 31–40. doi:10.1016/j.healthpol.2013.07.011.
- Guthmuller, Sophie, Florence Jusot, Jérôme Wittwer, and Caroline Després. 2013. "Faire Valoir Ses Droits À l'Aide Complémentaire Santé : Les Résultats D'une Expérimentation Sociale." *Economie et Statistique*, no. 455-456: 53–70.
- Guthmuller, Sophie, and Jérôme Wittwer. 2012. "L'effet de La Couverture Maladie Universelle Complémentaire (CMU-C) Sur Le Nombre de Visites Chez Le Médecin : Une Analyse Par Régression Sur Discontinuités." *Economie Publique*, no. 28-29: 123–47.

- Hansen, Anne, Peder A Halvorsen, Unni Ringberg, and Olav Førde. 2012. "Socio-Economic Inequalities in Health Care Utilisation in Norway: A Population Based Cross-Sectional Survey." *BMC Health Services Research* 12 (1): 336. doi:10.1186/1472-6963-12-336.
- Haynes, Robin, Jamie Pearce, and Ross Barnett. 2008. "Cancer Survival in New Zealand: Ethnic, Social and Geographical Inequalities." *Social Science & Medicine* 67 (6): 928–37. doi:10.1016/j.socscimed.2008.05.005.
- HCAAM. 2013. "Rapport Annuel - Haut Conseil Pour L'avenir de l'Assurance Maladie." Haut conseil pour l'avenir de l'Assurance maladie.
- Huang, Nicole, Yiing-Jenq Chou, Hsiao-Yun Hu, and Cheng-Hua Lee. 2013. "Gender Disparities in AMI Management and Outcomes among Health Professionals, Their Relatives, and Non-Health Professionals in Taiwan from 1997 to 2007." *Social Science & Medicine* 77 (January): 70–74. doi:10.1016/j.socscimed.2012.11.006.
- Iversen, Tor, and Gry Stine Kopperud. 2005. "Regulation versus Practice - the Impact of Accessibility on the Use of Specialist Health Care in Norway." *Health Economics* 14 (12): 1231–38. doi:10.1002/hec.1009.
- Jensen, L. F., A. F. Pedersen, B. Andersen, M. Fenger-Gron, and P. Vedsted. 2014. "Distance to Screening Site and Non-Participation in Screening for Breast Cancer: A Population-Based Study." *Journal of Public Health* 36 (2): 292–99. doi:10.1093/pubmed/fdt068.
- Jeon, Boyoung, and Soonman Kwon. 2013. "Effect of Private Health Insurance on Health Care Utilization in a Universal Public Insurance System: A Case of South Korea." *Health Policy* 113 (1-2): 69–76. doi:10.1016/j.healthpol.2013.05.007.
- Jimenez-Martin, Sergi, Jose M. Labeaga, and Maite Martinez-Granado. 2002. "Latent Class versus Two-Part Models in the Demand for Physician Services across the European Union." *Health Economics* 11 (4): 301–21. doi:10.1002/hec.672.
- Jones A., Koolman X., and van Doorslaer E. 2006. "The Impact of Having Supplementary Private Health Insurance on the Use of Specialists." *Annales d'Économie et de Statistique*, sec. 83/84.
- Jusot, F. 2013. "Les inégalités de recours aux soins : bilan et évolution." *Revue d'Épidémiologie et de Santé Publique* 61 (August): S163–69. doi:10.1016/j.respe.2013.05.011.
- Jusot, Florence, Zeynep Or, and Nicolas Sirven. 2012. "Variations in Preventive Care Utilisation in Europe." *European Journal of Ageing* 9 (1): 15–25. doi:10.1007/s10433-011-0201-9.
- Karsa, Lawrence von. 2008. *Cancer Screening in the European Union: Report on the Implementation of the Council Recommendation on Cancer Screening*. [S.l.]: International Agency for Research on Cancer.
- Katapodi, Maria C., Kathy A. Lee, Noreen C. Facione, and Marylin J. Dodd. 2004. "Predictors of Perceived Breast Cancer Risk and the Relation between Perceived Risk and Breast Cancer Screening: A Meta-Analytic Review." *Preventive Medicine* 38 (4): 388–402. doi:10.1016/j.ypmed.2003.11.012.
- Kwok, Alvin C, Marcus E Semel, Stuart R Lipsitz, Angela M Bader, Amber E Barnato, Atul A Gawande, and Ashish K Jha. 2011. "The Intensity and Variation of Surgical Care at the End of Life: A Retrospective Cohort Study." *The Lancet* 378 (9800): 1408–13. doi:10.1016/S0140-6736(11)61268-3.
- Le Bail, Morgane, and Arnaud Fouchard. 2015. "La Démarche Nationale D'amélioration de La Pertinence Des Soins." *Actualité et Dossier En Santé Publique* 92.

- Le Gallo, Julie. 2004. "Hétérogénéité spatiale : principes et méthodes." *Économie & prévision* 162 (1): 151–72. doi:10.3406/ecop.2004.6939.
- Leive, Adam, and Thomas Stratmann. 2014. "Do National Cancer Screening Guidelines Reduce Mortality?" *Journal of Population Economics*, November. doi:10.1007/s00148-014-0536-6.
- Léonard, Christian, Sabine Stordeur, and Dominique Roberfroid. 2009. "Association between Physician Density and Health Care Consumption: A Systematic Review of the Evidence." *Health Policy* 91 (2): 121–34. doi:10.1016/j.healthpol.2008.11.013.
- LeSage, James P., and R. Kelley Pace. 2009. *Introduction to Spatial Econometrics*. Statistics, Textbooks and Monographs. Boca Raton: CRC Press.
- Levinsky, Norman G. 2001. "Influence of Age on Medicare Expenditures and Medical Care in the Last Year of Life." *JAMA* 286 (11): 1349. doi:10.1001/jama.286.11.1349.
- Litaker, David, and Anne Tomolo. 2007. "Association of Contextual Factors And Breast Cancer Screening: Finding New Targets to Promote Early Detection." *Journal of Women's Health* 16 (1): 36–45. doi:10.1089/jwh.2006.0090.
- Lupi-Pegurier, Laurence, Isabelle Clerc-Urmes, Mohammad Abu-Zaineh, Alain Paraponaris, and Bruno Ventelou. 2011. "Density of Dental Practitioners and Access to Dental Care for the Elderly: A Multilevel Analysis with a View on Socio-Economic Inequality." *Health Policy (Amsterdam, Netherlands)* 103 (2-3): 160–67. doi:10.1016/j.healthpol.2011.09.011.
- Lu-Yao, G.L., and E.R. Greenberg. 1994. "Changes in Prostate Cancer Incidence and Treatment in USA." *The Lancet* 343 (8892): 251–54. doi:10.1016/S0140-6736(94)91109-6.
- Maas, Cora, and Joop Hox. 2005. "Sufficient Sample Sizes for Multilevel Modeling." *Methodology* 1 (3): 86–92.
- Mackenbach, J. P., W. J. Meierding, and A. E. Kunst. 2011. "Economic Costs of Health Inequalities in the European Union." *Journal of Epidemiology & Community Health* 65 (5): 412–19. doi:10.1136/jech.2010.112680.
- Madden, David, Anne Nolan, and Brian Nolan. 2005. "GP Reimbursement and Visiting Behaviour in Ireland." *Health Economics* 14 (10): 1047–60. doi:10.1002/hec.995.
- Majnoni d'Intignano, Béatrice. 2013. *Santé et économie en Europe*. Paris: Presses universitaires de France.
- Manning, Willard G., Joseph P. Newhouse, Naihua Duan, Emmett B. Keeler, and Arleen Leibowitz. 1987. "Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment." *The American Economic Review* 77 (3): 251–77. doi:10.2307/1804094.
- Martín-López, R., R. Jiménez-García, A. Lopez-de-Andres, V. Hernández-Barrera, I. Jiménez-Trujillo, A. Gil-de-Miguel, and P. Carrasco-Garrido. 2013. "Inequalities in Uptake of Breast Cancer Screening in Spain: Analysis of a Cross-Sectional National Survey." *Public Health* 127 (9): 822–27. doi:10.1016/j.puhe.2013.03.006.
- McMahon, L. F., R. A. Wolfe, J. R. Griffith, and D. Cuthbertson. 1993. "Socioeconomic Influence on Small Area Hospital Utilization." *Medical Care* 31 (5 Suppl): YS29–36.
- McPherson, Klim, John E. Wennberg, Ole B. Hovind, and Peter Clifford. 1982. "Small-Area Variations in the Use of Common Surgical Procedures: An International Comparison of

New England, England, and Norway.” *New England Journal of Medicine* 307 (21): 1310–14. doi:10.1056/NEJM198211183072104.

Menvielle, Gwenn, Jean-Baptiste Richard, Virginie Ringa, Rosemary Dray-Spira, and François Beck. 2014. “To What Extent Is Women’s Economic Situation Associated with Cancer Screening Uptake When Nationwide Screening Exists? A Study of Breast and Cervical Cancer Screening in France in 2010.” *Cancer Causes & Control* 25 (8): 977–83. doi:10.1007/s10552-014-0397-z.

Mesch, Gustavo, Rita Mano, and Judith Tsamir. 2012. “Minority Status and Health Information Search: A Test of the Social Diversification Hypothesis.” *Social Science & Medicine* 75 (5): 854–58. doi:10.1016/j.socscimed.2012.03.024.

Middleton, R. G., I. M. Thompson, M. S. Austenfeld, W. H. Cooner, R. J. Correa, R. P. Gibbons, H. C. Miller, J. E. Oesterling, M. I. Resnick, and S. R. Smalley. 1995. “Prostate Cancer Clinical Guidelines Panel Summary Report on the Management of Clinically Localized Prostate Cancer. The American Urological Association.” *The Journal of Urology* 154 (6): 2144–48.

Milcent, Carine, and Julie Rochut. 2009. “Tarification hospitalière et pratique médicale: La pratique de la césarienne en France.” *Revue économique* 60 (2): 489. doi:10.3917/reco.602.0489.

Monnypenny I. 2003. *UK Symptomatic Breast Audit 1.4.2001–31.3.2002*. British Association of Surgical Oncology.

Morrow, M., J. White, J. Moughan, J. Owen, T. Pajack, J. Sylvester, J. F. Wilson, and D. Winchester. 2001. “Factors Predicting the Use of Breast-Conserving Therapy in Stage I and II Breast Carcinoma.” *Journal of Clinical Oncology: Official Journal of the American Society of Clinical Oncology* 19 (8): 2254–62.

Moscone, Francesco, and Martin Knapp. 2005. “Exploring the Spatial Pattern of Mental Health Expenditure.” *The Journal of Mental Health Policy and Economics* 8 (4): 205–17.

Moscone, Francesco, Martin Knapp, and Elisa Tosetti. 2007. “Mental Health Expenditure in England: A Spatial Panel Approach.” *Journal of Health Economics* 26 (4): 842–64. doi:10.1016/j.jhealeco.2006.12.008.

Mousquès, Julien, Thomas Renaud, and Olivier Scemama. 2010. “Is the ‘practice Style’ Hypothesis Relevant for General Practitioners? An Analysis of Antibiotics Prescription for Acute Rhinopharyngitis.” *Social Science & Medicine* 70 (8): 1176–84. doi:10.1016/j.socscimed.2009.12.016.

Murasko, Jason E. 2006. “Gender Differences in the Management of Risk Factors for Cardiovascular Disease: The Importance of Insurance Status.” *Social Science & Medicine* 63 (7): 1745–56. doi:10.1016/j.socscimed.2006.04.030.

OECD. 2014. *Geographic Variations in Health Care*. OECD Health Policy Studies. OECD Publishing. [http://www.oecd-ilibrary.org/social-issues-migration-health/geographic-variations-in-health-care\\_9789264216594-en](http://www.oecd-ilibrary.org/social-issues-migration-health/geographic-variations-in-health-care_9789264216594-en).

Olsson, L.I., F. Granström, and B. Glimelius. 2011. “Socioeconomic Inequalities in the Use of Radiotherapy for Rectal Cancer: A Nationwide Study.” *European Journal of Cancer* 47 (3): 347–53. doi:10.1016/j.ejca.2010.03.015.

Or, Zeynep, Julie Bonastre, Florence Journeau, and Clément Nestriague. 2013. “Activité, Productivité et Qualité Des Soins Des Hôpitaux Avant et Après La T2A.” IRDES.

- Or, Zeynep, Florence Jusot, and Engin Yilmaz. 2009. "Inégalités de recours aux soins en Europe: Quel rôle attribuable aux systèmes de santé?" *Revue économique* 60 (2): 521. doi:10.3917/reco.602.0521.
- Ouédraogo, Samiratou, Tienhan Sandrine Dabakuyo-Yonli, Adrien Roussel, Carole Pernet, Nathalie Sarlin, Philippe Lunaud, Pascal Desmidt, et al. 2014. "European Transnational Ecological Deprivation Index and Participation in Population-Based Breast Cancer Screening Programmes in France." *Preventive Medicine* 63 (June): 103–8. doi:10.1016/j.ypmed.2013.12.007.
- Pelletier-Fleury, Nathalie, Marc Le Vaillant, Gilles Hebbrecht, and Philippe Boisnault. 2007. "Determinants of Preventive Services in General Practice. A Multilevel Approach in Cardiovascular Domain and Vaccination in France." *Health Policy (Amsterdam, Netherlands)* 81 (2-3): 218–27. doi:10.1016/j.healthpol.2006.06.003.
- Perelman, Julian, Céu Mateus, and Ana Fernandes. 2010. "Gender Equity in Treatment for Cardiac Heart Disease in Portugal." *Social Science & Medicine* 71 (1): 25–29. doi:10.1016/j.socscimed.2010.03.026.
- Perronnin, Marc, Aurélie Pierre, and Thierry Rochereau. 2011. "La Complémentaire Santé En France En 2008 : Une Large Diffusion Mais Des Inégalités D'accès." *Questions d'Economie de La Santé* 161 (January).
- Philip, Jean-Marc, Guy Launoy, Marc Colonna, Pascale Grosclaude, Michel Velten, Arlette Danzon, Nicole Raverdy, Brigitte Tretarre, Anne-Marie Bouvier, and Jean Faivre. 2004. "Regional Variations in Management of Rectal Cancer in France." *Gastroentérologie Clinique Et Biologique* 28 (4): 378–83.
- Phelps, C. E. 1986. "Induced Demand--Can We Ever Know Its Extent?" *Journal of Health Economics* 5 (4): 355–65.
- Phelps, Charles E. 2000. "Chapter 5 Information Diffusion and Best Practice Adoption." In *Handbook of Health Economics*, 1:223–64. Elsevier. <http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S157400640080164X>.
- Pivot, X., O. Rixe, Jf Morere, Y. Coscas, L. Cals, M. Namer, D. Serin, et al. 2008. "Breast Cancer Screening in France: Results of the EDIFICE Survey." *International Journal of Medical Sciences* 5 (3): 106–12.
- Powell, C. R., T. K. Huisman, R. H. Riffenburgh, E. L. Saunders, K. J. Bethel, and P. A. Johnstone. 1997. "Outcome for Surgically Staged Localized Prostate Cancer Treated with External Beam Radiation Therapy." *The Journal of Urology* 157 (5): 1754–59.
- Pulcini, C., L. Pauvif, A. Paraponaris, P. Verger, and B. Ventelou. 2012. "Perceptions and Attitudes of French General Practitioners towards Rapid Antigen Diagnostic Tests in Acute Pharyngitis Using a Randomized Case Vignette Study." *Journal of Antimicrobial Chemotherapy* 67 (6): 1540–46. doi:10.1093/jac/dks073.
- Rabilloud, M., D. Cao, B. Riche, F. Delahaye, R. Ecochard, and PRIMA group. PRise en charge de l'Infarctus du Myocarde aigu. 2001. "Impact of Selected Geographical and Clinical Conditions on Thrombolysis Rate in Myocardial Infarction in Three Departments of France." *European Journal of Epidemiology* 17 (7): 685–91.
- Ramsey, E. W., M. Elhilali, S. L. Goldenberg, C. J. Nickel, R. Norman, J. P. Perreault, B. Piercy, and J. Trachtenberg. 2000. "Practice Patterns of Canadian Urologists in Benign Prostatic Hyperplasia and Prostate Cancer. Canadian Prostate Health Council." *The Journal of Urology* 163 (2): 499–502.

- Raudenbush, Stephen W., and Anthony S. Bryk. 2002. *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*. 2nd ed. Advanced Quantitative Techniques in the Social Sciences 1. Thousand Oaks: Sage Publications.
- Rehm, JüRgen, Benjamin Taylor, Satya Mohapatra, Hyacinth Irving, Dolly Baliunas, Jayadeep Patra, and Michael Roerecke. 2010. “Alcohol as a Risk Factor for Liver Cirrhosis: A Systematic Review and Meta-Analysis: Alcohol and Liver Cirrhosis.” *Drug and Alcohol Review* 29 (4): 437–45. doi:10.1111/j.1465-3362.2009.00153.x.
- Renahy, Emilie, Isabelle Parizot, and Pierre Chauvin. 2008. “Health Information Seeking on the Internet: A Double Divide? Results from a Representative Survey in the Paris Metropolitan Area, France, 2005–2006.” *BMC Public Health* 8 (1): 69. doi:10.1186/1471-2458-8-69.
- Reuben, Brian C., Jotham Manwaring, and Leigh A. Neumayer. 2009. “Recent Trends and Predictors in Immediate Breast Reconstruction after Mastectomy in the United States.” *The American Journal of Surgery* 198 (2): 237–43. doi:10.1016/j.amjsurg.2008.11.034.
- Ricci, P., M. Mezzarobba, P.O. Blotière, and D. Polton. 2013. “Les dépenses de soins remboursés durant la dernière année de vie, en 2008, en France.” *Revue d’Épidémiologie et de Santé Publique* 61 (1): 29–36. doi:10.1016/j.respe.2012.04.007.
- Robin Yabroff, K., Pamela F. Short, Steven Machlin, Emily Dowling, Heather Rozjabek, Chunyu Li, Timothy McNeel, Donatus U. Ekwueme, and Katherine S. Virgo. 2013. “Access to Preventive Health Care for Cancer Survivors.” *American Journal of Preventive Medicine* 45 (3): 304–12. doi:10.1016/j.amepre.2013.04.021.
- Rochaix, Lise, and Stéphane Jacobzone. 1997. “L’hypothèse de demande induite : un bilan économique.” *Économie & prévision* 129 (3): 25–36. doi:10.3406/ecop.1997.5862.
- Rodríguez, Marisol, and Alexandrina Stoyanova. 2004. “The Effect of Private Insurance Access on the Choice of GP/specialist and Public/private Provider in Spain.” *Health Economics* 13 (7): 689–703. doi:10.1002/hec.832.
- Roemer, M. I. 1961. “Bed Supply and Hospital Utilization: A Natural Experiment.” *Hospitals* 35 (November): 36–42.
- Rondet, Claire, Marion Soler, Virginie Ringa, Isabelle Parizot, and Pierre Chauvin. 2013. “The Role of a Lack of Social Integration in Never Having Undergone Breast Cancer Screening: Results from a Population-Based, Representative Survey in the Paris Metropolitan Area in 2010.” *Preventive Medicine* 57 (4): 386–91. doi:10.1016/j.ypmed.2013.06.016.
- Roos, N. P., and L. L. Roos. 1982. “Surgical Rate Variations: Do They Reflect the Health or Socioeconomic Characteristics of the Population?” *Medical Care* 20 (9): 945–58.
- Schröder, Fritz H., Jonas Hugosson, Monique J. Roobol, Teuvo L.J. Tammela, Stefano Ciatto, Vera Nelen, Maciej Kwiatkowski, et al. 2009. “Screening and Prostate-Cancer Mortality in a Randomized European Study.” *New England Journal of Medicine* 360 (13): 1320–28. doi:10.1056/NEJMoa0810084.
- Shaw, Mary, Roy Maxwell, Karen Rees, Davidson Ho, Steven Oliver, Yoav Ben-Shlomo, and Shah Ebrahim. 2004. “Gender and Age Inequity in the Provision of Coronary Revascularisation in England in the 1990s: Is It Getting Better?” *Social Science & Medicine* 59 (12): 2499–2507. doi:10.1016/j.socscimed.2004.03.036.
- Shmueli, Amir. 2001. “The Effect of Health on Acute Care Supplemental Insurance Ownership: An Empirical Analysis.” *Health Economics* 10 (4): 341–50. doi:10.1002/hec.616.

- Sicsic, Jonathan, and Carine Franc. 2014. "Obstacles to the Uptake of Breast, Cervical, and Colorectal Cancer Screenings: What Remains to Be Achieved by French National Programmes?" *BMC Health Services Research* 14 (1): 465. doi:10.1186/1472-6963-14-465.
- Siegel, Martin, Daniela Koller, Verena Vogt, and Leonie Sundmacher. 2016. "Developing a Composite Index of Spatial Accessibility across Different Health Care Sectors: A German Example." *Health Policy* 120 (2): 205–12. doi:10.1016/j.healthpol.2016.01.001.
- Sinner, Moritz F., Jonathan P. Piccini, Melissa A. Greiner, Allan J. Walkey, Erin R. Wallace, Susan R. Heckbert, Emelia J. Benjamin, and Lesley H. Curtis. 2015. "Geographic Variation in the Use of Catheter Ablation for Atrial Fibrillation among Medicare Beneficiaries." *American Heart Journal* 169 (6): 775–82.e2. doi:10.1016/j.ahj.2015.03.006.
- Skinner, Jonathan. 2011. "Causes and Consequences of Regional Variations in Health Care." In *Handbook of Health Economics*, 2:45–93. Elsevier. <http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/B9780444535924000025>.
- Soulié, M, P Grosclaude, A Villers, and et al. 2001. "Variations Dans La Pratique de La Prostatectomie Radicale En France." *Progrès En Urologie* 11: 49–55.
- Stockwell, H., and E. Vayda. 1979. "Variations in Surgery in Ontario." *Medical Care* 17 (4): 390–96.
- Sundmacher, Leonie, and Reinhard Busse. 2011. "The Impact of Physician Supply on Avoidable Cancer Deaths in Germany. A Spatial Analysis." *Health Policy* 103 (1): 53–62. doi:10.1016/j.healthpol.2011.08.004.
- Tobler, W. R. 1970. "A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region." *Economic Geography* 46 (June): 234. doi:10.2307/143141.
- Tonnaire, Géraldine, Alain Paraponaris, Jean-Paul Moatti, Charles Chanut, and Roland Sambuc. 1998. "Hétérogénéité Des Pratiques Médicales et Régimes de Tarification Du Système de Santé. Le Cas de La Chimiothérapie Dans La Prise En Charge Primaire Du Cancer Du Sein Dans Une Région Française." *Economie Publique* 2: 87–113.
- Vallejo-Torres, Laura, and Stephen Morris. 2013. "Income-Related Inequity in Healthcare Utilisation among Individuals with Cardiovascular Disease in England—Accounting for Vertical Inequity." *Health Economics* 22 (5): 533–53. doi:10.1002/hec.2821.
- Van Steenbergen, L.N., L.V. van de Poll-Franse, M.W.J.M. Wouters, M.L.E.A. Jansen-Landheer, J.W.W. Coebergh, H. Struikmans, V.C.G. Tjan-Heijnen, and C.J.H. van de Velde. 2010. "Variation in Management of Early Breast Cancer in the Netherlands, 2003–2006." *European Journal of Surgical Oncology (EJSO)* 36 (September): S36–43. doi:10.1016/j.ejso.2010.06.021.
- Vikum, Eirik, Roar Johnsen, and Steinar Krokstad. 2013. "Social Inequalities in Patient Experiences with General Practice and in Access to Specialists: The Population-Based HUNT Study." *BMC Health Services Research* 13 (1): 240. doi:10.1186/1472-6963-13-240.
- Vogt, Verena, Martin Siegel, and Leonie Sundmacher. 2014. "Examining Regional Variation in the Use of Cancer Screening in Germany." *Social Science & Medicine* 110 (June): 74–80. doi:10.1016/j.socscimed.2014.03.033.
- Walsh, Brendan, Mary Silles, and Ciarán O'Neill. 2011. "The Importance of Socio-Economic Variables in Cancer Screening Participation: A Comparison between Population-Based and Opportunistic Screening in the EU-15." *Health Policy* 101 (3): 269–76. doi:10.1016/j.healthpol.2011.02.001.

- Walsh, Brendan, Mary Silles, and Ciaran O'Neill. 2012. "The Role of Private Medical Insurance in Socio-Economic Inequalities in Cancer Screening Uptake in Ireland: Private Insurance and Medical Screening in the Republic of Ireland." *Health Economics* 21 (10): 1250–56. doi:10.1002/hec.1784.
- Weeks, William B., Marie Jardin, Jean-Charles Dufour, Alain Paraponaris, and Bruno Ventelou. 2014. "Geographic Variation in Admissions for Knee Replacement, Hip Replacement, and Hip Fracture in France: Evidence of Supplier-Induced Demand in For-Profit and Not-for-Profit Hospitals." *Medical Care* 52 (10): 909–17. doi:10.1097/MLR.0000000000000211.
- Wennberg, J. 1984. "Dealing with Medical Practice Variations: A Proposal for Action." *Health Affairs (Project Hope)* 3 (2): 6–32.
- . 1993. "Future Directions for Small Area Variations." *Medical Care* 31 (5 Suppl): YS75–80.
- Wennberg, J., E. Fisher, and J. Skinner. 2002. "Geography and the Debate over Medicare Reform." *Health Affairs (Project Hope)* Suppl Web Exclusives (December): W96–114.
- Wennberg, J., and A. Gittelsohn. 1973. "Small Area Variations in Health Care Delivery." *Science (New York, N.Y.)* 182 (4117): 1102–8.
- Wübker, Ansgar. 2014. "Explaining Variations in Breast Cancer Screening across European Countries." *The European Journal of Health Economics* 15 (5): 497–514. doi:10.1007/s10198-013-0490-3.
- Wyld, L, D K Garg, I D Kumar, H Brown, and M W R Reed. 2004. "Stage and Treatment Variation with Age in Postmenopausal Women with Breast Cancer: Compliance with Guidelines." *British Journal of Cancer* 90 (8): 1486–91. doi:10.1038/sj.bjc.6601742.