

**Réguler le marché de ville du médicament français :  
Trois essais de microéconomie appliquée**  
Céline Pilorge

► **To cite this version:**

Céline Pilorge. Réguler le marché de ville du médicament français : Trois essais de microéconomie appliquée. Economies et finances. Université Paris-Est, 2016. Français. <NNT : 2016PESC0061>. <tel-01525066>

**HAL Id: tel-01525066**

**<https://tel.archives-ouvertes.fr/tel-01525066>**

Submitted on 19 May 2017

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

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

**Thèse pour le doctorat en Sciences Économiques**

Présentée et soutenue par

**Céline PILORGE**

le 10 mai 2016

**Réguler le marché de ville du médicament français**  
Trois essais de microéconomie appliquée

sous la direction de

**Thomas BARNAY**

MEMBRES DU JURY

<b>Gérard de POUVOURVILLE</b> (rapporteur)	Professeur, ESSEC
<b>Bruno VENTELOU</b> (rapporteur)	Directeur de recherche, Aix Marseille School of Economics
<b>Thomas BARNAY</b>	Professeur des Universités, Université Paris-Est – Directeur de thèse
<b>Denis RAYNAUD</b>	Docteur en sciences économiques, Directeur de l'Irdes
<b>Lise ROCHAIX</b>	Professeur des Universités, Paris School of Economics, Hospinnomics
<b>Yann VIDEAU</b>	Maître de conférences, Université Paris-Est

L'UNIVERSITÉ PARIS-EST n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans les thèses ; ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

Laboratoire ERUDITE : Université Paris-Est Créteil - 61 avenue du Général de Gaulle - 94010 Créteil Cedex France

## Résumé

Cette thèse s'intéresse, d'une part à la question de la maîtrise des dépenses de médicaments, et d'autre part à l'analyse de la concurrence en prix sur le marché des médicaments non remboursables, à la lumière des politiques de déremboursement.

Ces dernières années, des actions visant à modifier les pratiques des prescripteurs se développent avec des actions de ciblage des médecins. Le premier chapitre de cette thèse pose ainsi la question de l'identification de ces médecins dans les systèmes d'informations actuels. Les résultats montrent que si les médecins généralistes *outliers* peuvent être identifiés correctement, il est néanmoins nécessaire, pour élargir le ciblage, de privilégier des indicateurs relevant de pathologies précises ou d'enrichir les systèmes d'informations avec les codes diagnostic pour définir des indicateurs plus généraux.

Outre l'état de santé des patients, différents déterminants, sociologiques et économiques, peuvent influencer les pratiques des médecins, dont l'environnement concurrentiel. Le deuxième chapitre s'intéresse à l'effet de l'inégale répartition spatiale des médecins, dans le cas de la prescription de médicaments. Les résultats diffèrent selon le niveau initial de la densité médicale : une baisse de la densité a un effet positif sur l'évolution des dépenses de prescription dans les zones peu denses, et négatif dans les zones denses. Dans ces zones, une hausse de la densité joue positivement sur le nombre de consultations.

Le troisième chapitre s'inscrit dans un contexte où la question d'ouvrir la vente des médicaments non remboursables en dehors des officines se pose de plus en plus. Les résultats soulignent un manque de concurrence en prix entre officines sur ce segment de marché.

**Mots-clés :** économie de la santé, médicaments, médecins généralistes, densité médicale, variabilité des pratiques, ciblage des médecins, ajustement au risque, médicaments non remboursables (*over the counter* - OTC), officines, variabilité des prix, concurrence imparfaite.

## Résumé en anglais – Regulation of the French drug market: 3 essays in applied microeconomics

This thesis addresses several issues: on the one hand, we focus on policies for controlling drug expenditures; on the other hand, we analyze the price competition on the OTC drugs market, in a context of drugs delisting policies.

In recent years, some plans to improve prescribing practices are developed, with the emergence of physician profiling methods. The first chapter wonders about such a profiling in the current information system. Results show that outliers can be correctly identified; but to broaden profiling, we have to use some disease-specific indicators, or to improve information systems with diagnostic codes to define more general indicators.

In addition to patient health, various sociological and economic factors may influence physician practices, including the competitive environment. The second chapter focuses on the unequal spatial distribution of general practitioners on drugs prescribing variability. Results depend on the initial level of the medical density: a decrease in this density has a positive effect on the average prescribing cost per patient and per physician in a low density medical zone, and a negative one in a high density medical zone. In these areas, an increase in density has a positive impact on the number of consultations. In a context where the sale of OTC drugs outside pharmacies is controversial, the third chapter shows there is no price competition between pharmacies on this market segment.

**Key words:** health economics, drugs, general practitioners, GP density, variability in prescribing practices, physician profiling, risk adjustment, over the counter (OTC) drugs, pharmacies, prices variability, imperfect competition.

## Remerciements

*Un poste de chargée d'études en économie de la santé, une volonté de mettre un pied, voire deux, dans le monde de la recherche, un encadrant enthousiaste et confiant, un futur directeur de thèse motivé...le projet était né ! Cette thèse est ainsi le résultat de différents travaux réalisés à la Direction de la Recherche, des Études, de l'Évaluation et des Statistiques (DREES) et éprouvés au sein du laboratoire ERUDITE. De nombreuses personnes ont contribué à la genèse de cette thèse et je tiens à les en remercier chaleureusement.*

Je remercie avant tout Thomas Barnay, qui a accepté de diriger cette thèse, m'a témoigné sa confiance et soutenu durant ces trois années. Sa disponibilité et sa bienveillance m'ont permis de mener à bien ce travail.

J'exprime toute ma reconnaissance à Gérard de Pouvourville et Bruno Ventelou, d'avoir accepté d'être rapporteurs de cette thèse, ainsi qu'à Lise Rochaix, Denis Raynaud et Yann Videau pour avoir accepté d'examiner ce travail.

Mes remerciements vont aussi à François Legendre, Yann Videau, Sandrine Juin, Dorian Verboix et Eric Defebvre, qui m'ont accueillie chaleureusement au sein de leur équipe et ont contribué à l'évolution de mes travaux. Tous m'ont, à leur façon, fait découvrir et apprécier le monde de la recherche. Les SMDES ont un bel avenir devant eux !

Je tiens bien sûr à remercier Renaud Legal pour avoir encouragé et suivi ce projet tout au long de ces dernières années. Sa disponibilité et son enthousiasme m'ont permis de réaliser cette thèse dans des conditions de travail privilégiées.

Merci également à Franck Von Lennep, Nathalie Fourcade, Denis Raynaud, Claire Marbot et Catherine Pollak de m'avoir accompagnée dans cette démarche et fait profiter de leurs conseils et de leur expérience tout au long de ce travail.

Je remercie Julie Rochut, co-auteur du deuxième article de cette thèse, pour son enthousiasme, son talent et sa persévérance. Ses conseils et son soutien m'ont beaucoup apporté. Merci ma Brenda, ce fut très agréable de travailler à tes côtés !

J'adresse aussi mes remerciements à toutes les personnes qui, au gré des séminaires de travail ou de colloques, m'ont apporté leurs conseils. Je pense en particulier à Magali Beffy, David

Bernstein, Pierre Blanchard, Christine Bond, Philippe Choné, Elise Coudin, Carine Franc, Sylvie le Carpentier, Daniel Herrera, Claude Mathieu, Ferhat Mihoubi, Fanny Mikol, Sylvain Pichetti, Dominique Polton, Anne Pla, Lise Rochoaix, Daniel Szpiro, Engin Yilmaz.

Cette thèse, et plus généralement ces (quasi) six années passées à la DREES, n'auraient pas été aussi agréables et enrichissantes sans ces nombreux moments d'échanges avec mes collègues. Merci à mes co-bureaux successifs, Engin, Natacha et Alexis pour leur sympathie, ainsi qu'à nos co-bureaux d'adoption, Bénédicte, Willy, Rémi, Vincent, Julie, Noémie, Alexandra et Aude. Votre bonne humeur, vos talents culinaires et/ou sportifs, vos discussions passionnées sur des sujets aussi variés qu'intéressants – et surtout à 10 000 lieux de ma thèse – nous ont fait passer de très bons moments. Merci, plus généralement, à l'ensemble des membres du BDSRAM, nouvellement BAMEDS, pour les agréables instants partagés, ainsi que pour vos nombreux conseils et encouragements. Merci également à Marie-Odile, Rémy, Isabelle L., Marc, Audrey, Clémentine, Jeanne, Élisabeth, Ghislaine, Muriel, Isabelle P., Ingrid, Christelle, Inès, Monique, Céline, Anne..., pour nos échanges au détour d'un couloir, d'un trajet en RER, ou autour d'un verre. De ces relations sont nées des amitiés, merci !

Je souhaite également remercier mes amis pour leur présence, tout simplement mais avant tout, et ce depuis parfois fort fort longtemps ! Par ordre chronologique donc, merci à Julie, Vanessa, Lorine, Morgane, Carole, Justine, Nicolas A., Marion, Beck Beck, Karine, Amaury, Clotilde, Kader, Albane, Élodie, Nicolas C., Vincent, Audric, Romain, Claire, Cyril, Alex, Nicolas R., Audrey, Yann, Aurélie, Marion, Benoît, Nicolas R., Nadji et Nicolas D.

Une mention spéciale à Julie, Vanessa, Juju, Nico, Marion, Beck Beck, Nadji, Karine, Amaury, Albane, Nico, Alex, Nico, Natacha, Julie, Noémie et Alexis pour leur soutien dans la dernière ou quasi-dernière ligne droite !

Merci à Bernadette, Bernard, Marcile, Étienne, Audrey et à la joyeuse bande de tatas, tontons, cousins et cousines !

Un grand merci à mes parents pour leur affection, leur soutien et l'intérêt qu'ils ont porté à ce projet. Merci de m'avoir encouragée et autant permis d'avancer...et ce bien au-delà de la thèse !

Merci, enfin, à Maxime : merci d'y croire et d'être à mes côtés. Merci de m'avoir encouragée, réconfortée, re-boostée...fait à manger aussi...et courir ! Ton enthousiasme donne des ailes !

## Table des matières

<b>Résumé.....</b>	<b>3</b>
<b>Résumé en anglais – Regulation of the French drug market: 3 essays in applied microeconomics.....</b>	<b>3</b>
<b>Remerciements .....</b>	<b>4</b>
<b>Table des matières .....</b>	<b>6</b>
<b>Liste des tableaux .....</b>	<b>8</b>
<b>Liste des figures .....</b>	<b>9</b>
<b>Introduction générale .....</b>	<b>10</b>
1. Les dépenses de médicaments .....	10
2. Les caractéristiques du marché du médicament.....	12
2.1. Les caractéristiques de l'offre.....	12
2.2. Les caractéristiques de la demande .....	14
3. Modes de régulation du marché des médicaments remboursables .....	16
3.1. Les politiques de maîtrise des dépenses de santé.....	16
3.2. Le rôle central des médecins dans les dépenses de médicaments .....	18
4. Le marché des médicaments non remboursables : une problématique d'efficience .....	20
5. Questions de recherche.....	21
6. Plan de la thèse.....	26
<b>Chapitre 1 .....</b>	<b>28</b>
<b>Coût de l'ordonnance des médecins : peut-on caractériser les pratiques de prescription ? .....</b>	<b>28</b>
1. Introduction.....	29
2. Revue de littérature.....	32
3. Données .....	36
3.1. L'enquête permanente de la prescription médicale .....	36
3.2. L'échantillon d'étude.....	37
3.3. Variables d'intérêt modélisées et niveaux d'analyse considérés .....	38
4. Approche exploratoire du coût des ordonnances dans l'EPPM.....	40
4.1. Les limites du coût moyen d'un traitement .....	40
4.2. Des <i>case-mix</i> assez différents entre médecins.....	41
5. Modélisation économétrique.....	45
6. Résultats .....	49
6.1. Sensibilité de l'identification des médecins à la méthode retenue d'ajustement au risque 50	
6.2. Sensibilité de l'effet aléatoire médecin à la méthode retenue d'ajustement au risque..	51
7. Discussion.....	53
8. Conclusion .....	56
<b>Annexes.....</b>	<b>58</b>
Annexe 1 : Échelle d'analyse statistique.....	58
Annexe 2 : Résultats de l'estimation des modèles multi-niveaux.....	59
Annexe 3 : Analyse des effets individuels médecins .....	66

<b>Chapitre 2</b> .....	<b>67</b>
<b>Effet de la concurrence entre médecins généralistes sur la prescription de médicaments</b> .....	<b>67</b>
1. Introduction.....	68
2. L'extraction du Sniiram à l'échelle médecin.....	73
2.1. Descriptif des données .....	73
2.2. Statistiques descriptives .....	75
3. Modélisation et résultats .....	78
3.1. Modélisation.....	78
3.2. Résultats.....	81
4. Discussion.....	86
5. Conclusion .....	87
Annexes.....	90
Annexe 1 : Les médecins de l'échantillon.....	90
Annexe 2 : L'indicateur d'accessibilité potentielle localisée (APL) .....	91
Annexe 3 : Les quantiles de la variation de l'indicateur d'accessibilité potentielle localisée entre 2011 et 2005.....	94
Annexe 4 : Résultats de l'estimation de l'évolution du nombre de consultations par patient et par médecin entre 2005 et 2011 .....	95
Annexe 5 : L'échantillon des patients sédentaires dans l'EGB.....	97
<b>Chapitre 3</b> .....	<b>98</b>
<b>Monopole officinal et concurrence en prix pour la délivrance des médicaments non remboursables : l'exemple français</b> .....	<b>98</b>
1. Introduction.....	99
2. Données et analyse exploratoire des prix.....	104
2.1. Données.....	104
2.2. Analyse exploratoire des prix.....	106
2.2.1. Évolution des prix à la suite de la politique de déremboursement.....	106
2.2.2. Comportements de fixation des prix selon l'environnement concurrentiel.....	107
3. Stratégie empirique .....	110
4. Résultats .....	112
5. Discussion.....	114
6. Conclusion .....	116
Annexes.....	119
Annexe 1 : Les 30 présentations retenues .....	119
Annexe 2 : Variabilité des prix entre pharmacies à l'échelle des 30 médicaments.....	120
Annexe 3 : Les variables des modèles .....	121
Annexe 4 : Résultats des estimations du modèle logit multinomial en 2006, 2007 et 2008.....	122
Annexe 5 : Résultats des tests de robustesse.....	124
<b>Conclusion générale</b> .....	<b>127</b>
<b>Bibliographie</b> .....	<b>135</b>



## Liste des tableaux

<b>Tableau 1 :</b> Les 4 modèles estimés .....	48
<b>Tableau 2 :</b> Part en % de médecins changeant de déciles selon les modèles utilisés et l'ampleur du changement.....	52
<b>Tableau 3 :</b> Résultats de l'estimation des modèles multi-niveaux 1 à 4.....	59
<b>Tableau 4 :</b> Coefficients estimés relatifs aux informations de diagnostic de niveau 1 dans le modèle 2 .....	61
<b>Tableau 5 :</b> Coefficients estimés relatifs aux informations de diagnostic de niveau 2 dans le modèle 4 .....	62
<b>Tableau 6 :</b> Résultats de l'estimation des effets individuels médecins en fonction des caractéristiques de ces derniers.....	66
<b>Tableau 7 :</b> Résultats de l'estimation en différence première du coût moyen annuel de prescription par patient par médecin entre 2005 et 2011 .....	82
<b>Tableau 8 :</b> Caractéristiques des médecins généralistes de l'échantillon du SNIIRAM .....	90
<b>Tableau 9 :</b> Valeur des bornes des déciles et quintiles de la variation de l'indicateur d'APL entre 2011 et 2005 .....	94
<b>Tableau 10 :</b> Résultats de l'estimation en différence première du nombre moyen annuel de consultations par patient par médecin entre 2005 et 2011 .....	95
<b>Tableau 11 :</b> Nombre de patients, de médecins généralistes et nombre moyen de patients par médecin généraliste dans l'EGB en 2010 et 2012.....	97
<b>Tableau 12 :</b> Caractéristiques des patients de l'échantillon en 2010.....	97
<b>Tableau 13 :</b> Résultats des estimations du modèle logit multinomial en 2006, 2007 et 2008, pour les coefficients associés à l'interaction des variables de densité en pharmacie et de niveau de vie de la population .....	113
<b>Tableau 14 :</b> Définition des variables des modèles .....	121
<b>Tableau 15 :</b> Résultats des estimations du modèle logit multinomial.....	122
<b>Tableau 16 :</b> Résultats pour la variable de nombre de pharmacies au km <sup>2</sup> .....	124
<b>Tableau 17 :</b> Résultats pour la variable de nombre de pharmacies pour 100 000 habitants.....	125
<b>Tableau 18 :</b> Résultats pour la variable de nombre de pharmacies à proximité d'une pharmacie donnée, dans un rayon de 500 mètres .....	126

## Liste des figures

<b>Figure 1 :</b> Ventilation des médecins selon le nombre d'ordonnances par médecin .....	38
<b>Figure 2 :</b> Distribution du coût moyen par médecin d'un traitement ponctuel.....	41
<b>Figure 3 :</b> Taux moyen de prescription pour chaque diagnostic de niveau 1, selon le groupe de médecins .....	43
<b>Figure 4 :</b> Coûts moyens des traitements ponctuels pour les 5 diagnostics de niveau 1 les plus fréquents .....	43
<b>Figure 5 :</b> Coût moyen des traitements ponctuels liés à une maladie de l'appareil circulatoire selon le sexe et l'âge du patient.....	44
<b>Figure 6 :</b> Valeur moyenne du facteur multiplicatif médecin par décile et selon le modèle mis en œuvre pour l'estimer .....	50
<b>Figure 7 :</b> Distribution de l'indicateur d'accessibilité potentielle localisée (APL) pour les communes des médecins généralistes de notre échantillon, en 2005 et 2011 .....	76
<b>Figure 8 :</b> Distribution de l'évolution de l'indicateur d'accessibilité potentielle localisée (APL) pour les communes des médecins généralistes de notre échantillon, entre 2005 et 2011 .....	76
<b>Figure 9 :</b> Distribution du montant moyen de prescription de médicaments par patient par médecin, en 2005 et 2011 .....	77
<b>Figure 10 :</b> Distribution de l'évolution du montant moyen de prescription de médicaments par patient par médecin, entre 2005 et 2011 .....	77
<b>Figure 11 :</b> Évolution mensuelle du prix public (TTC) entre janvier 2006 et décembre 2008 (1 <sup>er</sup> quartile, médiane, 3 <sup>ème</sup> quartile).....	107
<b>Figure 12 :</b> Pourcentage de pharmacies pratiquant le même prix, un prix supérieur/inférieur au prix modal, en fonction du temps.....	108
<b>Figure 13 :</b> Hétérogénéité des situations concurrentielles pour les pharmacies pratiquant le même prix en décembre 2006 .....	108
<b>Figure 14 :</b> Proportion de prix inférieurs ou supérieurs au prix modal de chaque médicament, en décembre 2006, selon le niveau de la densité communale en pharmacies (en pourcentage) .....	109
<b>Figure 15 :</b> Pourcentage de pharmacies pratiquant le même prix, médicament par médicament, en décembre des années 2006, 2007 et 2008.....	120

## Introduction générale

### 1. Les dépenses de médicaments

Au cours de la dernière décennie, le marché pharmaceutique français a progressé à un taux de croissance annuel moyen de 1,7 % entre 2005 et 2014 : il est passé de 23,8 milliards d'euros en 2005 à 27,9 milliards d'euros en 2014, dont 18,6 milliards d'euros au titre des médicaments remboursables en ville, 1,9 milliards d'euros au titre des médicaments non remboursables et 7,4 milliards pour les médicaments vendus à l'hôpital (euros hors taxes ; LEEM, 2015). Pour la première fois en 2012, le marché des médicaments a reculé de 1,0% (puis de 2,2 % en 2013). Cette baisse est exclusivement imputable au marché de ville (-2,2 % en 2012, puis -3,3 % en 2013), le marché hospitalier bénéficiant de l'arrivée de traitements innovants concourant à la croissance de ce segment de marché (+3,4 % en 2012 ; +1,7 % en 2013). En 2014, la tendance à la baisse se poursuit pour les médicaments délivrés en officine (-2,0 %, avec une baisse de 1,9 % pour les médicaments remboursables et une baisse de 3,1 % pour les médicaments non remboursables). Cependant, l'arrivée de médicaments innovants dans le traitement de l'hépatite C, actuellement disponibles uniquement à l'hôpital et en rétrocession pour la ville, ont eu un impact financier majeur et portent la croissance du marché à 3,1 %. La consommation de médicaments en ville, qui inclut les médicaments rétrocédés, représente ainsi 33,9 milliards d'euros en 2014 (+ 2,7 % en 2014, après une baisse de 1,3 % en 2012 et de 1,7 % en 2013 ; euros TTC), soit 18 % de la consommation de soins. A l'hôpital, la consommation de médicaments s'élève à 4,6 milliards d'euros (TTC) en 2014<sup>1</sup> (Comptes de la santé 2014).

La France présente une consommation de médicaments élevée par rapport aux pays voisins. En termes de volumes par habitant, la France était toujours en 2013 l'un des premiers consommateurs européens de médicaments<sup>2</sup>. Par ailleurs, la structure de consommation pharmaceutique française se distingue par un poids élevé des produits récents et coûteux (Comptes de la Santé, 2014). En effet, la consommation de médicaments génériques en France est plus faible que dans d'autres pays. En 2013, les génériques représentaient plus des trois quarts du volume du marché des médicaments remboursés au Royaume-Uni et en Allemagne, 70 % du

---

<sup>1</sup> Hors rétrocession, celle-ci étant intégrée dans les dépenses de médicaments en ville.

<sup>2</sup> Différents travaux ont tenté d'estimer le positionnement de la France par rapport aux autres pays. Les résultats diffèrent selon les périodes d'études et les classes thérapeutiques analysées, ainsi que la méthodologie utilisée (cf. NHS, 210 ; CNAMTS, 2011 ; LIR-ESSEC, 2012).

marché aux Pays-Bas et 54 % au Danemark, alors qu'ils représentaient moins d'un tiers de ce marché en France (OCDE, 2015). Cette situation résulte d'une propension plus importante des prescripteurs français, par rapport aux homologues des pays voisins, à prescrire des produits plus coûteux malgré les incitations financières mises en place (paiement à la performance *via* la ROSP – Rémunération sur objectifs de santé publique). Ceci explique partiellement la part moins importante occupée par les génériques sur le marché français en dépit du taux de substitution, à présent très élevé (82 %), des princeps par leurs génériques (Cnamts, 2014). Un autre facteur est la définition plus restrictive du répertoire des médicaments génériques retenue en France par rapport à d'autres pays voisins, comme en Allemagne et au Royaume-Uni par exemple (Cour des comptes, 2014). En outre, les prix des médicaments, bien que difficilement comparables entre les pays<sup>3</sup>, ont été étudiés par la Cnamts qui montrait ainsi qu'en 2011 le coût moyen d'une unité standard de générique en France s'élevait à 15 centimes d'euros, contre 12 centimes en Allemagne et 7 centimes au Royaume-Uni et aux Pays-Bas. En 2013, la Cnamts soulignait que les dépenses de médicaments par habitant en France étaient plus élevées que celles de sept autres pays européens (Italie, Allemagne, Royaume-Uni, Espagne, Finlande, Norvège, Pays-Bas), pour les classes thérapeutiques les plus remboursées<sup>4</sup> en France (Cnamts, 2014).

Les dépenses pharmaceutiques sont en partie financées par des fonds publics dans l'ensemble des pays, à hauteur de 57 % en moyenne dans les pays de l'OCDE. La part des assurances privées et du reste à charge des ménages dans le financement des médicaments est toutefois supérieure à d'autres postes de dépenses et, dans la plupart des pays s'est opéré ces dernières années un transfert d'une partie du financement des médicaments vers les assurances privées et les ménages (OCDE, 2015). En France, la part du financement public s'élève néanmoins à 69 % en 2014, soit autant qu'en 2006 (Comptes de la santé 2014). Le médicament représente ainsi le troisième poste de dépenses de l'Assurance maladie, après l'hôpital<sup>5</sup> et les soins de ville, avec des remboursements s'élevant à 23,4 milliards d'euros (+3,8 % en 2014, du fait de l'entrée sur le marché des traitements de l'hépatite C, après une légère baisse en 2012 (-0,8 %) et en 2013 (-0,7 %)) (Cnamts, 2014).

---

<sup>3</sup> Suivant les pays, les données renseignent tantôt sur le prix fabricant hors taxe (*sell-in*), tantôt sur le prix de vente public (*sell-out*). Par ailleurs, il s'agit du prix facial, et non du prix net de remises, ce qui limite la pertinence des comparaisons internationales. En outre, le champ couvert n'est pas toujours le même (médicaments différents selon les pays ; volumes des dispensations à l'hôpital *versus* en ville différents ; définitions des médicaments génériques différentes...), les dosages et les conditionnements peuvent également varier et les systèmes de régulation économique du médicament peuvent fausser les comparaisons.

<sup>4</sup> Anti-ulcéreux (inhibiteurs de la pompe à protons - IPP), hypocholestérolémiants (statines), anti-dépresseurs, anti-hypertenseurs, anti-diabétiques oraux, antibiotiques, tranquillisants, anti-asthmatiques.

<sup>5</sup> Les dépenses engagées à l'hôpital incluent les dépenses de médicaments, à travers la tarification à l'activité (T2A) et le financement des médicaments innovants, inscrits sur la liste en sus. A l'hôpital, les médicaments représentent le 2<sup>ème</sup> poste de dépenses.

Le médicament est un bien particulier pour lequel il existe différents types de marché, pour les médicaments remboursables, sous brevet ou généricables, et pour les médicaments non remboursables. Les caractéristiques de ces marchés posent des questions d'efficience, à la fois en termes de soutenabilité financière des dépenses de médicaments remboursables, ce qui appelle une certaine régulation, et en termes de prix des médicaments non remboursables, soumis *a priori* à la concurrence mais dont l'existence d'un monopole officinal fait débat.

## 2. Les caractéristiques du marché du médicament

### 2.1. Les caractéristiques de l'offre

Le médicament se caractérise par des coûts fixes élevés, du fait d'un fort taux d'échec au cours de la phase de développement<sup>6</sup>, et des économies d'échelle importantes, liées à un faible coût de reproduction. Le marché du médicament ne s'inscrit donc pas dans un cadre de concurrence pure et parfaite, avec libre entrée sur le marché et pluralité d'offreurs.

Le coût de mise sur le marché d'un médicament princeps, innovant, est largement supérieur à celui d'un médicament générique. En effet, la sécurité et l'efficacité de la molécule originale étant déjà prouvées, les firmes commercialisant un générique n'ont qu'à démontrer la bioéquivalence du produit (dans la plupart des pays). Les coûts de reproduction d'un médicament étant faibles, dans un modèle standard de concurrence, au prix marginal, les firmes ne seraient pas en mesure de rentabiliser les coûts de développement et ne s'engageraient donc pas dans cette activité d'innovation. Or, ces activités d'innovation engendrent des externalités positives, dans la mesure où les rendements sociaux sont supérieurs au rendement privé, et représentent ainsi une source importante de la croissance (Schumpeter, 1912, 1942), notamment par les retombées (*spillovers*) de ces activités de R&D sur l'ensemble de l'économie. Afin d'encourager et d'amortir ces activités de recherche et développement de l'industrie pharmaceutique, et par la suite d'inciter à l'innovation future, l'État met en place un système de protection par brevet, qui permet à l'innovateur de bénéficier d'avantages concurrentiels durables (Porter, 1993, 1998), en lui conférant une position de monopole<sup>7</sup>. Si d'autres industries ont les mêmes caractéristiques, le médicament se distingue

---

<sup>6</sup> Sur 10 000 molécules criblées, 10 font l'objet d'un dépôt de brevet et une seule parvient à passer toutes les étapes de tests et d'essais cliniques pour devenir un médicament ; 91 % des médicaments atteignant le stade des essais cliniques ne sont jamais commercialisés (LEEM, 2015).

<sup>7</sup> Le brevet a une durée de 20 ans et peut être prolongé de 5 ans au maximum par un certificat complémentaire de protection. Or, une nouvelle molécule dont le brevet vient d'être déposé faisant encore l'objet de recherches, de mises au point et d'essais pendant une dizaine d'années avant d'obtenir une autorisation de mise sur le marché, le médicament est en moyenne protégé

par un coût social plus important en cas de « mauvais médicament ». La structure de coût et la facilité d'imitation explique pourquoi la protection par le brevet, avec un système de rentes de monopole, est plus importante dans le secteur pharmaceutique que dans les autres (Cohen *et al.*, 2000). Tout au long de la durée du brevet, la firme en monopole maximise ses profits en produisant la quantité pour laquelle la recette marginale est égale au coût marginal et fixe un prix supérieur au coût marginal. Le prix, régulé en France par le Comité Économique des Produits de Santé (CEPS), tient compte des volumes de ventes attendus<sup>8</sup>.

A l'expiration du brevet, l'entrée des médicaments génériques sur le marché fait passer le marché du médicament princeps d'une structure monopolistique à une structure plus concurrentielle, avec une baisse – encadrée – des prix. Des stratégies anti-concurrentielles peuvent alors émerger, comme le fait de créer une entente financière entre un laboratoire fabricant d'un princeps et des laboratoires fabricants de génériques, visant à retarder l'entrée des médicaments génériques sur le marché (*pay for delay*), ou de déposer des brevets secondaires peu avant l'expiration des premiers afin d'étendre la durée de protection du produit et d'accroître l'incertitude juridique des génériqueurs. En outre, certaines firmes pharmaceutiques sont présentes sur les deux types de marchés, innovant et générique.

Ainsi, l'offre sur le marché des produits pharmaceutiques se caractérise par un pouvoir de marché considérable pour les médicaments sous brevet et devient plus concurrentielle dès lors que le médicament tombe dans le domaine public et que les génériques entrent sur le marché.

Dans la plupart des pays, les firmes pharmaceutiques vendent leurs médicaments à des grossistes-répartiteurs ou des centrales d'achat (acheteurs en monopsonie<sup>9</sup>), qui les revendent ensuite aux pharmacies de ville et d'hôpitaux. En France, la distribution du médicament mobilise quatre acteurs principaux : en amont, les producteurs (laboratoires pharmaceutiques), puis les grossistes-répartiteurs pharmaceutiques, et enfin les pharmacies hospitalières et d'officine. Les officines achètent les médicaments qu'elles dispensent, soit auprès des grossistes répartiteurs (80% des cas), soit directement auprès des entreprises pharmaceutiques ou de leurs dépositaires (c'est surtout le cas pour les médicaments génériques<sup>10</sup> et les médicaments à prescription médicale facultative) (Autorité de la Concurrence, 2013). Depuis 2009, les officines peuvent mutualiser leurs achats de médicaments non remboursables par l'intermédiaire de centrales d'achats

---

commercialément pendant une quinzaine d'année environ. Une fois le brevet tombé dans le domaine public, les laboratoires génériqueurs peuvent investir le marché.

<sup>8</sup> Article L.162-16-4 du code de la Sécurité Sociale.

<sup>9</sup> Le pouvoir de négociation des grossistes-répartiteurs est limité car la marge de distribution en gros des médicaments remboursables est réglementée ; toutefois, des pratiques de remises aux officines (prévues par la loi) et de contrats de coopération commerciale ou de prestation ont permis d'introduire une certaine concurrence en prix dans ce secteur (IGAS, 2014).

<sup>10</sup> Les marges des laboratoires de génériques étant faibles, ces derniers préfèrent assurer eux-mêmes leurs ventes pour ne pas avoir à rémunérer un intermédiaire.

pharmaceutiques ou de structures de regroupement à l'achat. En 2006, quatre grossistes-répartiteurs dominaient le marché français<sup>11</sup>. Toutefois, les grossistes répartiteurs qui ont disposé pendant de nombreuses années d'un quasi-monopole de distribution intermédiaire du médicament doivent faire face à la concurrence des groupements de pharmaciens et des laboratoires de médicaments génériques. En effet, face à la concentration des grossistes-répartiteurs, les pharmacies d'officine ont créé leurs propres groupements (dépositaires) (de Pourville *et al.*, 2009). Les pharmacies sont ensuite le seul canal de distribution des produits pharmaceutiques (hors parapharmacie) aux patients. Dans de rares cas, dans l'intérêt de la santé publique, les pharmacies hospitalières délivrent des médicaments au public, au détail (traitements liés au VIH par exemple) : on parle alors de rétrocession.

## 2.2. Les caractéristiques de la demande

Le médicament présente des caractéristiques qui ne peuvent pas être appréciées « facilement » par le consommateur ni avant l'achat (bien d'expérience), ni même après (bien de confiance) (Scott Morton & Kyle, 2012). La demande de médicaments s'apparente à une demande de soins spécifiques, laquelle est définie par une incertitude majeure en ce qui concerne l'utilité de l'achat de soins (Arrow, 1963). Le consommateur dispose ainsi de moins d'information sur la qualité du produit que le producteur et se réfère au médecin prescripteur, en aval, et à l'État, qui certifie la qualité du médicament, en amont. L'incertitude liée à la qualité « globale » du médicament et au risque individuel, que le médicament peut représenter pour chaque patient, oblige en effet l'État à s'impliquer dans le contrôle et le suivi, à des fins de santé publique<sup>12</sup>. Ces dernières années, l'actualité a été marquée par différents faits mettant en doute la qualité, l'efficacité et la bonne utilisation du médicament (prescription du Médiator® – benfluorex, anti-diabétique – en dehors des conditions décrites dans l'autorisation de mise sur le marché ; pilules contraceptives de 3<sup>ème</sup> génération prescrites de manière inadaptée malgré le risque d'effets secondaires sérieux), ce qui a conduit l'État à engager une réforme de la sécurité sanitaire du médicament et des produits de santé (loi du 29 décembre 2011). En outre, les risques d'iatrogénie médicamenteuse, qui désignent les effets indésirables provoqués par les médicaments, sont de plus en plus pris en considération (Monégat & Sermet, 2014)<sup>13</sup>. Au-delà de la régulation de la qualité du médicament, les pouvoirs publics interviennent également dans la mise en œuvre de

---

<sup>11</sup> OCP, Alliance Healthcare, la CERP, Phoenix Pharma.

<sup>12</sup> En France, l'Agence nationale de sécurité du médicament et des produits de santé (ANSM) évalue l'efficacité et la qualité des médicaments (rapport bénéfice/risque, d'un point de vue clinique) en amont de la mise sur le marché, puis en aval, à travers le suivi post-AMM (autorisation de mise sur le marché).

<sup>13</sup> Ces risques concernent particulièrement les personnes âgées, souvent polymédicamentées. En France, en 2011, est ainsi parue une loi relative au renforcement de la sécurité sanitaire du médicament et des produits de santé.

systèmes d'accès pour tous aux médicaments. Le médicament est perçu dans la société comme un bien permettant d'améliorer l'état de santé : désiré pour son utilité, il répond à une demande de capital santé des agents. Le médicament représente un bien intermédiaire du "bien public santé". La demande de médicaments est partie intégrante de la demande de soins médicaux, à l'origine de laquelle se trouve la notion de « besoins de santé » (Grossman, 1972).

Le marché des médicaments se compose de deux sous-marchés distincts, soumis à des réglementations différentes : l'un regroupe l'ensemble des médicaments remboursables par l'Assurance maladie<sup>14</sup> ; l'autre concerne les médicaments non remboursables.

La demande pour les médicaments qui font l'objet d'un remboursement est assez inélastique puisque l'acteur qui prend la décision d'achat (le médecin) est différent de l'acteur qui paie (le consommateur et/ou l'assureur) ; les médecins ont d'ailleurs davantage tendance à prescrire un médicament lorsqu'il est remboursé et à moins ou ne plus le prescrire s'il fait l'objet d'une politique de déremboursement (Verger *et al.*, 2009 ; Pichetti *et al.*, 2011). Cette demande est complexe, essentiellement du fait de la multitude d'acteurs intervenant sur ce marché : les médecins, les pharmaciens, les assureurs, éventuellement public et privés, ainsi que les patients. Dans la plupart des pays, les actes de prescription et de dispensation des médicaments sont séparés, le premier étant assuré par le médecin et le second par le pharmacien. Cette pratique permet de ne pas motiver la décision de prescription par un profit de dispensation (elle peut en revanche être influencée par les visiteurs médicaux<sup>15</sup> et les éventuels avantages offerts par les laboratoires sans contrepartie des professionnels de santé<sup>16</sup>). Les médecins ne sont ainsi potentiellement pas toujours bien informés des prix des médicaments et, de ce fait, peuvent ne pas être incités à prescrire les traitements les plus « coût-efficaces ». Le patient, quant à lui, ne fait pas face au prix du médicament s'il est couvert intégralement par une assurance, ce qui est souvent le cas dans les pays développés. De ce fait, il existe un risque d'aléa moral *ex post*. Des études sur données américaines ont montré que la couverture assurantielle a un effet sur la demande de médicaments (Danzon & Pauly, 2002) et sur la sensibilité au prix (Cleanthous, 2002). Berndt (2002) montre que lorsque le patient dispose d'une assurance, le prix optimal d'un médicament pour une firme (avec un pouvoir de marché) augmente considérablement. L'élasticité-prix varie considérablement avec le reste à charge du patient. En France toutefois, une grande majorité de la population est couverte à 100 % pour l'achat de médicaments remboursés

---

<sup>14</sup> En France, la Haute Autorité de Santé (HAS) évalue d'un point de vue médical et économique les produits, actes, prestations et technologies de santé, en vue de leur admission au remboursement ; elle élabore des recommandations sur les stratégies de prise en charge.

<sup>15</sup> IGAS, 2007 ; Mousquès *et al.*, 2010 ; Verger *et al.*, 2009.

<sup>16</sup> Depuis 2013 toutefois, la France a instauré une obligation légale de déclaration des liens d'intérêt entre les industriels de la santé et les professionnels du secteur, en s'inspirant du *Sunshine Act*, en vigueur depuis 2010 aux États-Unis.



au moins à 30 % par l'assurance maladie obligatoire (au-delà de l'AMO, plus de 90 % de la population est couverte par une complémentaire santé).

La demande pour les médicaments non remboursables est quant à elle élastique au prix, libre sur ce segment de marché. Dans un cadre d'automédication, seuls les patients et pharmaciens interviennent dans l'action d'achat/de vente d'un produit à la charge du patient. Si le client bénéficie de conseils de la part des pharmaciens, cette relation est avant tout commerciale contrairement à celle caractérisant un médicament remboursable, prescrit par le médecin. La demande pour les médicaments non remboursables à prescription médicale obligatoire est également élastique au prix.

Compte tenu de ces caractéristiques particulières, il est impossible de s'en remettre entièrement à la concurrence sur le marché pour parvenir à une allocation efficace des ressources. En outre, des interventions concernant la réglementation sont nécessaires pour remédier aux imperfections du marché. Ce secteur représente un instrument essentiel de la politique économique, compte tenu des effets induits de la santé sur la croissance et réciproquement (Boyer, 2002). Dans cette thèse, nous nous intéressons à l'efficacité du marché des médicaments en ville en France, à la fois sur le segment des médicaments remboursables et sur celui des médicaments non remboursables. D'une part, la problématique de la soutenabilité financière des dépenses de médicaments interroge sur les politiques de maîtrise des dépenses de santé, et en particulier sur celles visant à améliorer l'efficacité des prescriptions. D'autre part, dans un cadre de liberté des prix sur le marché des médicaments non remboursables, le système de monopole officinal pose question sur l'existence d'une concurrence en prix entre pharmacies.

### **3. Modes de régulation du marché des médicaments remboursables**

#### **3.1. Les politiques de maîtrise des dépenses de santé**

Sur le marché du médicament remboursable, quatre types d'acteurs co-financent les dépenses : la Sécurité Sociale, pour plus des deux tiers (69,1 % en 2014), l'État (CMU, AME, ACS), à hauteur de 1,3 %, les organismes complémentaires (13,7%) et les ménages (15,9 %). Financier principal, l'Assurance maladie a fait face à des dépenses de médicaments en ville de 23,4 milliards d'euros en 2014 (Comptes de la Santé 2014). Or, dans un contexte budgétaire

contraint, les pouvoirs publics ont mis en place ces dernières années différentes mesures visant à contenir les dépenses de médicaments. Ces politiques concernent l'ensemble des acteurs du marché. Depuis 2012, des baisses tarifaires régulières et significatives du prix des médicaments ont été mises en place par le CEPS auprès des laboratoires fabricants. Cette même année, l'évaluation médico-économique a été introduite ; elle est à présent prise en compte lors de la négociation du prix des produits de santé (IGAS, 2014). Par ailleurs, depuis 2014, un plan de promotion des médicaments génériques est mis en œuvre, afin de développer le marché des génériques, d'une part à destination des prescripteurs, tant en ville qu'à l'hôpital, afin de développer la prescription dans le répertoire, et, d'autre part, à destination des patients, afin d'améliorer la confiance dans le médicament générique (IGAS, 2014).

Du côté des médecins, en ville, la faible connaissance du prix des médicaments ainsi que l'absence de lien direct entre la prescription et le revenu (effet marginal du système de paiement à la performance) n'incitent pas à prescrire les médicaments les moins chers d'une part, ni à décliner les visites des laboratoires pharmaceutiques d'autre part. Afin de contrer ces « comportements opportunistes », l'Assurance maladie a mis en place deux types d'actions visant les médecins prescripteurs libéraux. D'une part, les médecins-conseils et les délégués de l'Assurance maladie (DAM), qui assurent des visites au cabinet des prescripteurs, en ciblant prioritairement ceux qui sont situés au-delà de la moyenne de prescription, pour échanger sur leurs pratiques et les inciter à les modifier afin d'arriver à une « juste prescription », adaptée aux besoins de la population. D'autre part, des dispositifs de paiement à la performance (P4P), à travers le contrat d'amélioration des pratiques individuelles (CAPI) en 2009, généralisé par la rémunération sur objectifs de santé publique (ROSP) en 2012, ont été développés. A l'hôpital, l'assurance-maladie s'est engagée dans une politique de maîtrise de l'évolution des dépenses des prescriptions hospitalières exécutées en ville (PHEV), dont la progression est dynamique<sup>17</sup>. En parallèle, l'entrée en vigueur du décret dit « *Sunshine Act* », en 2013 en France, tente d'encadrer les liens entre les entreprises de produits de santé et les professionnels de santé. Du côté officinal, les objectifs de substitution dans le répertoire des génériques, en place depuis 2006, ont été intégrés récemment (en 2012) dans un dispositif de paiement à la performance<sup>18</sup>. Le droit de substitution avait toutefois été mis en œuvre dès 1999, avec l'instauration d'une marge unique au sein d'un même groupe de génériques afin d'encourager la délivrance du médicament le moins cher. Le faible reste à charge des patients sur les médicaments peut conduire à un risque d'aléa moral *ex*

---

<sup>17</sup> Cette politique passe par la présentation au sein de l'hôpital de mémos de bonne pratique et de mémos médico-économiques (par exemple sur les statines). Par ailleurs, l'Assurance maladie souhaite une meilleure identification des prescripteurs hospitaliers, en faisant apparaître leur code sur les ordonnances (IGAS, 2011).

<sup>18</sup> Avec le concours des objectifs de substitution des pharmaciens et du dispositif « tiers payant contre génériques », cette mesure a permis des économies de 1,6 milliards d'euros en 2013 (Cnamts, 2014).

*post*, les patients pouvant en effet être incités à dépenser plus, ou ne pas dépenser moins, puisque disposant d'une bonne couverture<sup>19</sup>. C'est en ce sens que le dispositif « tiers payant contre génériques », généralisé en 2012, a été mis en place, afin d'inciter les patients à accepter que le pharmacien leur délivre un médicament générique, sans quoi le patient doit avancer les frais. Ce dispositif n'a pour autant aucun effet à la hausse sur le reste à charge des ménages. En France, l'introduction du ticket modérateur a répondu à une logique d'équilibrage budgétaire des comptes de l'Assurance maladie (Geoffard, 2000) ; la part des dépenses laissées à la charge des ménages pouvant être prise en charge par une assurance complémentaire, cette mesure était historiquement privée de tout effet incitatif. Néanmoins, en 2008, les franchises de 50 centimes d'euros par boîte ont été instaurées afin d'encourager les individus à réguler leur consommation de médicaments (Kambia-Chopin & Perronin, 2010), ces franchises restant à la charge des ménages dans le cadre des contrats responsables des complémentaires santé. Par ailleurs, des politiques de déremboursement des médicaments à service médical rendu insuffisant tendent à favoriser l'automédication et augmentent mécaniquement le reste à charge des patients.

En amont de la chaîne, les médecins se situent au centre de l'évolution des dépenses de médicaments et représentent un acteur privilégié des assurances de santé publiques pour la mise en place de politiques de maîtrise médicalisée des dépenses. Au-delà de la simple maîtrise comptable, les régulateurs dans différents pays tentent de mettre en pratique une rationalisation des pratiques médicales. En France, l'Assurance maladie met en œuvre des indicateurs d'efficacité de la prescription pour des classes thérapeutiques ou molécules ciblées, et met en place auprès des médecins une prévention active contre les risques d'iatrogénie médicamenteuse dans le cadre de poly-prescriptions chez les personnes âgées.

### **3.2. Le rôle central des médecins dans les dépenses de médicaments**

A contexte épidémiologique et clinique équivalent, d'importantes différences de prise en charge selon les patients sont observées (Mousquès *et al.*, 2003). Pourquoi observe-t-on de telles différences, à diagnostic donné, dans le mode de prise en charge des patients ? Cette hétérogénéité renvoie-t-elle à des variations légitimes de pratique professionnelle, ou est-elle le révélateur d'une certaine inefficience du système de soins ?

La variabilité des pratiques s'inscrit dans un marché des soins qui se caractérise par une asymétrie d'information entre les offreurs de soins et les patients. Ces derniers sont en effet peu informés

---

<sup>19</sup> La thèse de l'aléa moral, développé par Pauly (1968) a donné lieu à de nombreux travaux empiriques visant à mesurer les élasticités-prix des fonctions de demande de soins (enquête de la RAND, 1974 ; Newhouse & Phelps, 1976 ; Caussat et Glaude, 1993 ; Chiappori *et al.*, 1998, ...).

sur la qualité des biens et services médicaux qu'ils utilisent ou financent. La demande de soins est donc largement dépendante de l'offre, et peut mener à des situations de demande induite (Rice, 1983). La demande induite renvoie à la capacité (réelle ou supposée) dont dispose un médecin pour générer une demande pour ses propres services, dans un sens différent de l'intérêt maximal du patient, du fait de l'information imparfaite de ce dernier. Eu égard à la rente informationnelle qu'il détient, un médecin est en effet en mesure de recommander, voire d'imposer, une prestation dont l'utilité se situe plutôt du côté de ses objectifs de revenu. La théorie prédit alors qu'une intensification de la concurrence conduira le médecin à augmenter son volume d'activité en exerçant son pouvoir discrétionnaire sur les volumes plutôt qu'à baisser ses tarifs : les médecins tentent ainsi de recouvrer un revenu-cible, en dépit de l'intensification de la concurrence (Evans, 1974). La littérature sur les comportements d'offre de soins et les revenus des médecins, en ville, montre que le paiement à l'acte encourage la fourniture de services. En effet, ce système de tarification des médecins, en France, selon lequel ces derniers sont payés en fonction du nombre de consultations, peut inciter les médecins à faire revenir leurs patients pour un suivi plus tôt que nécessaire d'un strict point de vue médical ou bien ajouter des actes à la consultation pour augmenter le revenu généré au cours de chaque rencontre (Dormont & Samson, 2011). Depuis l'introduction d'un système de paiement à la performance, des objectifs d'efficience de la prescription lient positivement certains types de prescription (dans le répertoire des génériques essentiellement) au revenu des médecins ; toutefois, cet effet est encore très marginal<sup>20</sup>. Néanmoins, dans un cadre théorique où le médecin arbitre entre revenu et loisir et cherche à obtenir une allocation temporelle optimale compte tenu de sa contrainte de temps, la prescription peut agir comme une substitution au temps de consultation, permettant alors au médecin de réaliser davantage d'actes et d'augmenter son revenu (Lancry & Paris, 1997). Ainsi, au-delà de la santé du patient, les caractéristiques du système de santé et l'environnement concurrentiel du médecin peuvent également jouer un rôle sur la prescription et engendrer des différences de pratiques selon les zones géographiques.

L'hétérogénéité des pratiques médicales et le phénomène de demande induite posent la question des répercussions sur le système de soins en termes d'efficience et d'équité, aussi bien d'un point de vue de la santé publique que de celui de la maîtrise des dépenses de santé. L'Assurance maladie se montre fortement investie dans les questions de disparités de prescription (Cnamts, 2002, 2004). Depuis plusieurs années, dans un objectif d'homogénéisation et d'optimisation des pratiques, l'Assurance maladie mène des actions de maîtrise médicalisée des dépenses de santé,

---

<sup>20</sup> En effet, la ROSP (tous indicateurs compris) représente en moyenne aujourd'hui 4,1% de la rémunération d'un médecin généraliste. Depuis 2012, la ROSP et les rémunérations forfaitaires ont contribué à augmenter de 6,8% la rémunération totale des médecins généralistes (Les Comptes de la Sécurité Sociale, 2015).

qui prennent la forme d'une diffusion de « bonnes pratiques » auprès des professionnels de santé à travers des accords de bon usage des soins (ACBUS) et des contrats de bonne pratique. En 2002, les accords passés entre les caisses d'assurance maladie et les syndicats de médecins avaient pour objectif l'amélioration des conditions d'exercice des médecins généralistes (augmentation des tarifs conventionnels) tout en assurant la promotion de la qualité des soins (engagement sur la prescription de médicaments génériques et accord de bon « usage des soins » prévoyant un dispositif visant à réduire le nombre de visites et une prescription maîtrisée de certains médicaments, notamment les antibiotiques). Ont ensuite été mis en place des dispositifs de paiement à la performance à travers le CAPI, en 2009, puis la ROSP, en 2012. Ces contrats définissent, pour des pathologies bien définies, des indicateurs de prescription pour lesquels sont fixés des objectifs à atteindre : c'est le cas pour certains types de médicaments (prescription d'aspirine à faible dosage parmi les patients traités par anti-agrégants plaquettaires, recours aux IEC<sup>21</sup> plutôt qu'aux sartans dans le cas de l'hypertension artérielle) et certaines classes de médicaments pour lesquelles il existe des génériques (objectifs de prescription dans le répertoire des génériques pour les médicaments anti-ulcéreux<sup>22</sup>, les hypocholestérolémiants<sup>23</sup>, les antihypertenseurs, les antibiotiques et les antidépresseurs).

Parmi les différents leviers de maîtrise des dépenses de médicaments, les politiques de contrôle de la prescription des médecins et les analyses qui s'y réfèrent constituent ainsi un fort enjeu pour l'Assurance maladie.

#### **4. Le marché des médicaments non remboursables : une problématique d'efficience**

Le marché du médicament non remboursable se distingue du marché du médicament remboursable sur différents aspects : le prix des médicaments y est libre, théoriquement soumis à la loi de l'offre et de la demande, et ce sont les patients, et éventuellement les assurances complémentaires privées, qui endossent intégralement le rôle de financeur, laissant l'assurance maladie publique totalement absente de ce marché. *A priori* non régulé, ce marché est toutefois soumis aux caractéristiques du mode de distribution. En France, les médicaments ne peuvent être vendus que par un pharmacien dans une pharmacie, qu'ils soient à prescription médicale

---

<sup>21</sup> Inhibiteurs de l'enzyme de conversion

<sup>22</sup> Inhibiteurs de la pompe à protons

<sup>23</sup> Statines

obligatoire ou facultative. Les médicaments d'automédication sont donc vendus en officine, à un prix déterminé librement par les différents acteurs du circuit de distribution (les laboratoires fabricants, les grossistes répartiteurs et/ou les pharmaciens). Depuis 2008<sup>24</sup>, certains médicaments bénéficient d'un accès direct devant le comptoir, offrant au consommateur une meilleure visibilité des prix et permettant, de ce fait, la possibilité de comparer les prix entre les pharmacies. En outre, depuis 2013, les pharmacies peuvent vendre en ligne les médicaments d'automédication. Au-delà de ces mesures, la question de l'ouverture du marché de la distribution des médicaments d'automédication à d'autres acteurs que les pharmacies fait actuellement débat. L'Autorité chargée de la concurrence y est favorable, défendant la baisse de prix que cette libéralisation du marché de l'automédication pourrait permettre grâce à une situation plus concurrentielle. Les pharmaciens y sont quant à eux opposés et la population y est peu encline. Par ailleurs, à l'heure actuelle, le gouvernement ne souhaite pas engager une réforme de cette nature.

En France, le marché de l'automédication est assez peu développé par rapport aux autres pays européens. Néanmoins, dans un contexte de contraintes budgétaires, l'automédication est souvent présentée comme une source potentielle d'économies pour l'Assurance maladie. Des médicaments à faible efficacité thérapeutique ont ainsi été déremboursés au cours des quinze dernières années : différentes vagues de déremboursement ont régulièrement lieu depuis 2003 et peuvent amener l'automédication à se développer. Si le prix de ces médicaments est relativement faible (prix moyen d'une boîte estimé à 4,58 € en 2014 – AFIPA, 2015), le recours à l'automédication peut s'avérer coûteux pour les ménages, la probabilité d'y recourir étant croissante avec le niveau de vie de ces derniers (Raynaud, 2008). Que la problématique de l'accessibilité financière se pose ou non, celle de l'efficacité du marché d'automédication demeure importante et interroge sur le fonctionnement de la concurrence en prix entre les pharmacies sur ce segment de marché.

## **5. Questions de recherche**

Cette thèse de microéconomie appliquée s'articule autour de problématiques d'économie de la santé et d'économie industrielle. Orientée vers le marché de ville français, elle vise d'une part à étudier la question de la maîtrise des dépenses de santé sur le marché du médicament remboursable, régulé par les prix, et d'autre part à analyser l'optimalité du marché du médicament non remboursable, soumis au libre jeu de la concurrence en prix mais régis par un système de

---

<sup>24</sup> Décret n° 2008-641 du 30 juin 2008 relatif aux médicaments disponibles en accès direct dans les officines de pharmacie, publié le 1<sup>er</sup> juillet 2008 au Journal Officiel.

monopole officinal. Ce dernier répond en partie aux politiques budgétaires puisque certains des médicaments présents sur ce marché ont fait l'objet d'un déremboursement, suite à une redéfinition du panier de soins. Ces travaux tentent donc de donner des éléments de réponse à la fois sur des problématiques posées par l'Assurance maladie et sur des problématiques posées par l'Autorité de la concurrence, au regard des systèmes d'informations actuels. L'observation du comportement individuel des acteurs du système de santé nécessitent d'interroger le mode de recueil de l'information et sa disponibilité afin de répondre aux questions de recherche, à visée opérationnelle.

Au-delà des politiques de baisse de prix menées par le CEPS, à présent bien établies et renforcées en 2012, d'autres mesures, tournées vers la structure de consommation des médicaments, sont en cours de développement dans le cadre de la maîtrise des dépenses. Parmi les différentes mesures mises en œuvre par les pouvoirs publics pour contenir les dépenses de médicaments, celles dirigées vers les médecins *via* les dispositifs de paiement à la performance, à travers les objectifs d'optimisation et d'efficience des prescriptions, en particulier dans le répertoire des génériques, mais aussi pour certaines classes de médicaments telles que les antihypertenseurs (IEC/sartans) et les antiagrégants plaquettaires, ont eu un effet positif sur les pratiques de prescription. En parallèle de ces objectifs définis dans la ROSP, l'Assurance maladie mène de nouvelles actions de maîtrise médicalisée auprès des médecins pour certaines classes de médicaments (les nouveaux anticoagulants oraux, les hypolipidémiant<sup>25</sup>, les nouveaux antidiabétiques ; Cnamts, 2014). Le développement et la généralisation de ces mesures posent la question de l'identification des médecins *outliers* et font écho aux visites des délégués de l'Assurance maladie aux médecins. Ce processus de suivi des pratiques des médecins et de « ciblage » des professionnels de santé dont les pratiques de prescription s'écarteraient significativement des pratiques moyennes observées s'inscrit dans la littérature de la variabilité des pratiques médicales. La variabilité des pratiques correspond aux écarts de pratique médicale à une pratique moyenne (conception descriptive), ou à une norme explicite issue d'un consensus médical et faisant l'objet de recommandations (conception normative) (Mousquès *et al.*, 2003). Cette variabilité des pratiques pose question, à la fois d'un point de vue médical et économique, dès lors qu'elle n'est pas justifiée par l'état de santé des patients ou par leur niveau de couverture assurantielle (Skinner, 2012). La littérature sur le sujet est principalement tournée vers les pratiques médicales à l'hôpital, en raison de leur coût élevé. Les premières études mettent en avant une variabilité importante entre zones

---

<sup>25</sup> Depuis le 1<sup>er</sup> novembre 2014, la prescription de certaines statines (rosuvastatine – Crestor® –, ézétimibe – Ezetrol® – et ézétimibe en association avec de la simvastatine – Inegy®), médicaments prescrits pour faire baisser le cholestérol, est soumise à un accord de l'assurance maladie (pour les initiations de traitement uniquement).

géographiques, et croissante de l'incertitude médicale (Paul-Shaheen & Williams, 1987) ; d'autres suggèrent que les préférences ou valeurs que les médecins accordent à leurs pratiques sont sources de variabilité (Wennberg & Gittelsohn, 1973). Menées à partir de l'exploitation de données agrégées et tenant peu compte des caractéristiques médicales des patients, la méthodologie de ces études est remise en cause dans les années 90. En effet, les données sont emboîtées selon plusieurs niveaux. C'est ainsi que la moyenne d'une distribution des « styles de pratique » peut cacher soit une hétérogénéité à l'intérieur des zones, soit des comportements extrêmes (*outliers*). A partir de données individuelles, de plus en plus disponibles avec l'évolution des systèmes d'information, différentes études ont évalué la part de l'hétérogénéité des pratiques imputable aux médecins (entre 5 % et 40 % selon les études) (Davis *et al.*, 2000 ; Davis *et al.*, 2002 ; Rabilloud *et al.*, 1997 ; Scott & Shiell, 1997 ; Mousquès *et al.*, 2010). Elles analysent par ailleurs les déterminants de la variabilité des pratiques médicales. Ceux-ci se trouvent aussi bien du côté de la demande, à travers les caractéristiques des patients (niveaux d'assurance complémentaire<sup>26</sup>), et plus particulièrement leurs pathologies, que du côté de l'offre, à travers l'environnement socio-économique (mortalité, pauvreté, chômage), l'organisation du système de santé (organisation des soins, rémunération des offreurs) et l'offre médicale de la zone (densité médicale, nombre de lits) (Davis *et al.*, 2000 ; Folland & Stano, 1990 ; Kerleau, 1998 ; Westert & Groenewegen, 1999 ; Westert *et al.*, 1993). Sur l'aspect des caractéristiques des patients, des études étrangères se sont intéressées à l'influence de la manière de prendre en compte le *case-mix* du médecin sur l'identification de médecins *outliers* (Fleishman & Cohen, 2010 ; Calderón-Larrañaga *et al.*, 2011) et à la comparaison de différents « ajusteurs au risque » et de leur pertinence (Rosen *et al.*, 2003 ; Sicras-Mainar *et al.*, 2012 ; Hanley *et al.*, 2010). Au fur et à mesure que s'étoffent les systèmes d'informations en santé, le *case-mix* des médecins est de plus en plus finement mesuré, notamment par la prise en compte supplémentaire de l'état de santé des patients, au-delà de leur âge et de leur sexe. En France en revanche, ces analyses ne sont pas développées. Dans cette thèse, nous cherchons à évaluer comment, dans l'état actuel des systèmes d'informations, il est possible de mettre en exergue les différences de pratiques des médecins, en ajustant du risque de ces derniers (*case-mix*), et ainsi, d'identifier les médecins *outliers*.

- (1) Comment, dans le système actuel des systèmes d'information, identifier les médecins *outliers* ? Dans quelle mesure la prise en compte du *case-mix* des médecins, qui permet d'isoler ce qui relève des pratiques de l'offreur de soins de ce qui relève des spécificités des patients, modifie-t-il le ciblage que l'on peut faire des médecins ?

---

<sup>26</sup> En France, le niveau d'assurance complémentaire a peu d'impact pour les consultations et prescriptions en médecine générale.



Cette analyse implique de disposer d'informations relatives à la fois à la prescription des médecins et à l'état de santé des patients. En France, les données de l'Enquête permanente de la prescription médicale (EPPM) d'IMS Health renseignent sur ces deux éléments.

Au-delà de la santé du patient et du diagnostic établi par le médecin, les caractéristiques du système de santé peuvent également jouer un rôle sur la prescription (Kann *et al.*, 2010). En France, la liberté d'installation est à l'origine d'une répartition inégale des médecins généralistes sur le territoire (Delattre & Samson, 2012) : les inégalités territoriales d'accès qui en découlent sont parfois importantes, notamment selon que la commune se situe en zone urbaine ou rurale (Barlet *et al.*, 2012). Ces différences de densité médicale, associées à un système de tarification à l'acte des médecins, peuvent avoir un effet sur les comportements d'offre de soins des médecins. La théorie de la demande induite suggère que certaines dépenses pourraient être écartées, sans nuire à la santé des patients. Ce phénomène a été bien documenté dans la littérature (Rochaix, 1995 ; Rochaix & Jacobzone, 1997), en particulier concernant une hausse des volumes de soins délivrés (Fuchs & Kramer, 1972 ; Sloan, 1976 ; Delattre & Dormont, 2003). En revanche, il a peu été étudié pour la prescription de médicaments. Cette dernière peut agir comme un moyen de « fidélisation de la patientèle » (Rosman, 2008, 2010) si le médecin ressent une pression de la demande par le patient (Collin *et al.*, 1999 ; Schwartz *et al.*, 1989 ; Bradley, 1992 ; Chinburapa *et al.*, 1993 ; Schwartz *et al.*, 1989) qui peut concevoir la prescription comme un signal de qualité de la consultation (Schaumans, 2015). Des études ont, par ailleurs, mis en évidence un lien entre la densité médicale et la durée des consultations d'une part et la durée de consultation et la prescription d'autre part. Dans des zones peu denses, où la taille de la patientèle est plus importante, les temps de consultation peuvent être plus courts et induire un effet positif sur le volume de prescriptions, en particulier dans le cas de séances au cours desquelles est abordé un problème psychologique ou psychiatrique (Ventelou *et al.*, 2010). Dans des zones plus denses, certaines études montrent que la durée de consultation est supérieure (Sloan & Lorant, 1976). La question de la répartition spatiale des médecins et d'un potentiel effet de la densité médicale sur les pratiques de prescription se pose. Les différents résultats de la littérature sur le sujet ne convergent pas (Lancry et Paris, 1997 ; Amar *et al.*, 2005 ; Béjean *et al.*, 2007 ; Kaan *et al.*, 2010 ; Mousquès *et al.*, 2010 ; Schaumans, 2015). L'effet de l'inégale répartition spatiale des médecins sur la prescription médicamenteuse est donc encore mal identifié. Dans cette thèse, nous tentons d'analyser cet effet, au moyen de données riches et récentes.

- (2) La densité médicale représente-t-elle un facteur de variabilité des pratiques de prescription ? Dans un contexte de forte concurrence, la prescription constitue-t-elle un outil de fidélisation de la patientèle pour les médecins généralistes ? A l'inverse, dans une zone de plus faible densité médicale, la prescription intervient-elle comme une substitution au temps de consultation ?

Ces questions de recherche impliquent de disposer d'informations exhaustives sur la prescription des médecins (ici, les médecins généralistes) : les données issues du système d'informations de l'Assurance maladie (SNIIRAM) sont les mieux adaptées pour y répondre. La base de données exploitée comporte des informations agrégées de prescription à l'échelle des médecins.

A l'opposé du marché des médicaments remboursables, le marché du non remboursable, constitué pour une grande partie de médicaments d'automédication, se caractérise par une liberté des prix et des marges de distribution. En dehors du champ de l'Assurance maladie, le fonctionnement de ce marché pose la question de l'accessibilité financière de ces médicaments aux consommateurs. Malgré des prix relativement faibles pour ces médicaments à faible service médical rendu, l'existence d'un monopole officinal et d'une réglementation de la répartition des officines sur le territoire pose la question de l'efficacité en prix de ce marché. En cas d'absence de concurrence, la théorie économique prédit que l'écart entre le prix et le coût marginal induit une réduction du surplus collectif par rapport à la situation de concurrence optimale. C'est cette situation qui est remise en cause par les défenseurs de l'ouverture du monopole officinal à la concurrence. En France, cette question se pose depuis plusieurs années et a été évoquée dans différents rapports d'intérêt publics (2007, 2008, 2013). Nous apportons, dans cette thèse, des éléments de réponse sur le caractère concurrentiel de ce marché.

- (3) Les consommateurs bénéficient-ils de prix concurrentiels pour les médicaments non remboursables, malgré cette situation de monopole ?

L'analyse du marché des médicaments non remboursables nécessite de disposer d'informations sur les prix des médicaments, libres. Les données issues du panel Pharmastat d'IIMS Health constituent une des rares sources – et la plus exhaustive – renseignant sur ces prix.

## 6. Plan de la thèse

Les deux premiers chapitres répondent à des problématiques d'économie de la santé : une analyse de la variabilité des pratiques des médecins et de la manière d'identifier cette hétérogénéité à la lumière de l'environnement médical et des politiques de maîtrise médicalisée est menée, sur le champ des médicaments remboursables. Le troisième chapitre se situe en dehors du champ de l'Assurance maladie et établit un lien entre le marché des médicaments remboursables et le marché des médicaments non remboursables, dans le cadre de politiques de déremboursement. Dans un système de distribution organisé en un monopole officinal, l'existence d'une concurrence en prix entre pharmacies pour les médicaments non remboursables est testée, faisant ainsi écho aux problématiques de l'Autorité de la concurrence.

Dans le premier chapitre, nous examinons de manière critique la possibilité de cibler les médecins dont le coût de prescription est plus élevé que la moyenne, à partir d'un indicateur financier fondé sur le coût des ordonnances. Cette étude analyse la sensibilité de cet indicateur à la méthode retenue d'ajustement au risque, à partir de différentes modélisations multi-niveaux, adaptées à la nature emboîtée des données patients/médecins. Elle s'appuie sur les données de l'Enquête permanente de la prescription médicale (IMS Health) entre 2005 et 2009 : il s'agit d'une enquête réalisée trimestriellement auprès de 800 médecins environ, dont 400 généralistes, selon le principe d'un panel tournant (chaque trimestre, 15 % des médecins sortent du panel, laissant la place à de nouveaux enquêtés). Au cours de l'enquête sont recueillies des informations relatives aux caractéristiques des médecins (sexe, âge, secteur de conventionnement...), des patients (sexe, âge, PCS), aux ordonnances rédigées par les médecins (médicament prescrit, posologie, durée du traitement, nombre de boîtes...) ainsi qu'au diagnostic établi par le médecin. Cette information représente la valeur ajoutée de ces données, par ailleurs moins exhaustives que les données de l'Assurance maladie (SNIIRAM). Les résultats indiquent que 80 % des médecins *outliers* sont identifiés correctement sans information sur l'état de santé des patients.

Dans le deuxième chapitre, nous analysons les comportements de prescription médicamenteuse des médecins généralistes en France en fonction de la densité médicale de leur zone d'exercice. Cette densité est approchée par un indicateur de densité flottante, l'indicateur d'accessibilité potentielle localisée (APL), développé en 2012 par la Drees et l'Irdes. Il répond à plusieurs critiques traditionnellement adressées aux indicateurs de densité puisqu'il s'affranchit des limites de la commune en tenant compte de l'offre et de la demande des communes environnantes. Cette

étude s'appuie sur une base de données issue du Système national d'information inter-régimes de l'Assurance Maladie (SNIIRAM). Cette base, à l'échelle des médecins, renseigne sur les dépenses annuelles de prescription en 2005, 2008 et 2011. Différents modèles sont mis en œuvre ; ils exploitent la dimension panel des données. Les résultats mettent en avant une différence d'effet de l'évolution de la densité médicale sur les pratiques des médecins, selon le niveau initial de cette densité. Dans les zones à faible densité médicale, une baisse de la densité a un effet positif sur l'évolution des dépenses de prescription. Dans les zones denses à l'inverse, une baisse de la densité médicale a un effet négatif sur l'évolution des dépenses de prescription, ainsi que sur celle du nombre de consultations par patient par médecin, et une hausse de la densité médicale a uniquement un effet à la hausse sur le nombre de consultations.

Dans le troisième chapitre, nous cherchons à déterminer si, dans un contexte de monopole officinal et de répartition sur le territoire telle qu'elle est réglementée en France, une concurrence sur les prix peut s'exercer. Pour comprendre si des mécanismes concurrentiels sont à l'œuvre, nous analysons la variabilité des prix pratiqués dans 4 700 pharmacies pour 30 médicaments remboursés en 2006, à partir du moment où leur prix devient libre. En particulier, l'effet de la densité en pharmacies sur le niveau des prix pratiqué pour les médicaments non remboursables est étudié. Ces prix, extraits du panel Pharmastat d'IMS Health, ont été suivis mensuellement entre 2006 et 2008. La notion de concurrence officinale est approchée à travers différentes variables de densité, dont l'indicateur innovant d'accessibilité potentielle localisée (APL). Deux modèles ont été estimés afin d'évaluer l'impact de la densité en pharmacies sur les prix. La probabilité de s'écarter du prix modal, à la baisse ou à la hausse, est modélisée par un logit multinomial. Les résultats montrent qu'il existe une forte homogénéité des prix entre les pharmacies, après un ajustement rapide des prix suite au déremboursement et à la mise en place de la liberté tarifaire. En outre, les estimations réalisées ne mettent en évidence aucun effet de la densité en pharmacies sur le prix pratiqué sur les médicaments non remboursables. Cette analyse suggère que la concurrence sur le marché des médicaments non remboursables s'exercerait peu.

## **Chapitre 1**

### **Coût de l'ordonnance des médecins : peut-on caractériser les pratiques de prescription ?<sup>27</sup>**

---

<sup>27</sup> Ce chapitre est une version enrichie d'un article co-écrit avec Renaud Legal (Drees, Ministère des Affaires sociales, de la Santé et des Droits des femmes) publié dans la revue d'*Économie Publique* (n°28-29 – 2012/1-2, 239-269) (classement CNRS 4 ; HCERES C).

## 1. Introduction

En 2010, avec le 5<sup>e</sup> rang mondial et le 2<sup>e</sup> rang européen, la France apparaît comme l'un des pays ayant les plus fortes dépenses pharmaceutiques au monde (OCDE, 2011), estimées à 34,7 milliards d'euros en 2011 (Comptes Nationaux de la Santé 2011). En 2011, l'Assurance Maladie a mené une comparaison de la consommation et des dépenses de médicaments pour les 8 principales classes de médicaments<sup>28</sup> dans 7 pays européens<sup>29</sup>. Sur ces 8 classes, la France se situe en tête des dépenses par habitant, qui s'élèvent à 114 € (contre 94 € pour l'Espagne, 90 € pour l'Italie, 70 € pour l'Allemagne...). D'une part, la population française se caractérise par une consommation de médicaments supérieure à celle de ses voisins européens, avec un nombre de médicaments prescrits par consultation supérieur (Cnamts, 2005). Le mode de tarification des médecins peut influencer sur cette prescription : en effet, le paiement à l'acte<sup>30</sup> peut inciter les médecins à prescrire davantage pour fidéliser les patients<sup>31</sup>, en particulier s'ils ressentent une attente de prescription de la part du patient (Cnamts, 2005 ; Rosman, 2008). D'autre part, la structure de consommation apparaît défavorable en France par rapport aux pays voisins, la part des prescriptions dans le répertoire des génériques étant moins élevée, au profit de produits plus récents et onéreux (Cnamts, 2011).

Dans un contexte de fortes tensions budgétaires, il existe donc un enjeu fort à contenir la dépense de médicaments en France. Pour ce faire, les pouvoirs publics disposent de différents leviers : baisse des prix des médicaments déterminée par le CEPS, baisse des taux de remboursement ou déremboursement total en fonction des propositions de la Commission de la transparence de la HAS. En complément de ces mesures, l'Assurance Maladie réalise aussi des actions explicites auprès des patients<sup>32</sup> et des médecins afin d'influer sur leur prescription. Ces dernières passent notamment par des visites des Délégués de l'assurance maladie (DAM) auprès de certains médecins préalablement identifiés – situés au-delà de la moyenne de prescription – pour échanger sur leurs pratiques et les inciter à les modifier afin d'arriver à une « juste prescription », ou par la mise en œuvre du dispositif de paiement à la performance<sup>33</sup>. Ce

---

<sup>28</sup> À savoir les antidiabétiques oraux, les antibiotiques oraux, les anti-asthmatiques, les hypocholestérolémiants (dont les statines), les produits de l'HTA, les antidépresseurs, les tranquillisants et les inhibiteurs de la pompe à protons

<sup>29</sup> France, Allemagne, Italie, Pays-Bas, Espagne, Suisse, Royaume-Uni.

<sup>30</sup> Dans d'autres pays européens, le mode de tarification des médecins peut différer : paiement mixte à dominante de salariat en Espagne et en Suède, paiement mixte à dominante de capitation en Italie, au Royaume-Uni (complété par du salariat) et aux Pays-Bas (complété par du paiement à l'acte), paiement mixte à dominante de paiement à l'acte en Allemagne et en France.

<sup>31</sup> En France, environ 80 % à 90 % des consultations donnent lieu à une ordonnance comportant au moins un médicament (Amar *et al.*, 2005), contre 83% en Espagne, 72 % en Allemagne et 43 % aux Pays-Bas (CNAMTS, 2005).

<sup>32</sup> Au travers notamment du dispositif « tiers payant contre génériques ».

<sup>33</sup> Anciennement « Contrat d'amélioration des pratiques individuelles » (CAPI), intégré depuis juillet 2011 dans le cadre de la convention médicale ayant donné lieu à la Rémunération sur objectifs de santé publique (ROSP).

dispositif<sup>34</sup> qui s'adresse aux médecins généralistes vise, notamment, à les inciter à augmenter leurs prescriptions dans le répertoire des génériques.

Dans les deux cas, il importe au préalable de pouvoir identifier de manière fiable les médecins dont le coût de prescription est sensiblement plus élevé que la moyenne. Pour ce faire, dans l'état actuel des systèmes d'information, il peut être naturel de réaliser cette identification au moyen d'un indicateur fondé sur le critère purement financier du coût des ordonnances. Cet indicateur peut, en effet, être apprécié par le gestionnaire car il présente l'avantage d'intégrer un effet volume et un effet de structure de la prescription, ainsi que d'englober l'ensemble des prescriptions des médecins, ce que ne permet pas en revanche un indicateur fondé sur des référentiels médicaux (*guidelines*), qui ne couvre pas l'ensemble des pathologies. Le propos de notre étude est d'examiner la sensibilité du ciblage des médecins à la méthode retenue d'ajustement au risque, c'est-à-dire à la manière de prendre en compte les spécificités du *case-mix* de chaque médecin. Ces méthodes de ciblage représentent pour les assureurs un mécanisme important dans la mise en œuvre de politiques de maîtrise des dépenses de santé, puisqu'elles permettent de mettre en place des mécanismes d'incitations financières auprès des professionnels de santé. L'assureur peut difficilement contrôler la nécessité du recours au médecin, ainsi que du contenu thérapeutique et du coût associé de l'épisode de soins, et peut faire face, selon le niveau d'assurance des patients et le système de paiement des médecins, à des situations d'aléa moral aussi bien du côté de la demande (du fait d'une prise en charge par l'assurance) que de l'offre (hypothèse de la demande induite<sup>35</sup>, fidélisation de la patientèle).

La prise en compte du *case-mix*, aussi appelé ajustement au risque, apparaît ainsi primordiale dans le cadre de ces politiques pour isoler ce qui relève des pratiques de l'offreur de soins de ce qui relève des spécificités des patients. De nombreux systèmes de santé ont recours à ces techniques statistiques. Aux États-Unis, ces méthodes sont utilisées par les assureurs privés dans le but de cibler les professionnels de santé avec lesquels ils souhaitent contractualiser : c'est la contractualisation sélective. Au Royaume-Uni, des budgets de prescription ont été mis en œuvre dans le cadre du paiement à la capitation des médecins<sup>36</sup>. Ces techniques peuvent aussi aider les assureurs publics des systèmes centralisés à cibler les professionnels de santé vers lesquels il

---

<sup>34</sup> Instauré par la Cnamts en 2009, initialement, le CAPI était fondé sur le volontariat (15 800 médecins en étaient signataires en 2011). En juillet 2011, la Cnamts a signé avec certains syndicats de médecins une convention introduisant dans le système de rémunération du médecin un paiement à la performance (rémunération sur objectifs de santé publique – ROSP –, mise en place en 2012). Inscrite dans la lignée du CAPI, cette convention prévoit d'octroyer un supplément de rémunération aux médecins qui rempliraient tout ou partie des objectifs définis (utilisation d'un logiciel d'aide à la prescription certifié, dosage de l'HbA1c chez les patients diabétiques, dépistage du cancer du sein, prescription de médicaments génériques...).

<sup>35</sup> L'assureur peut suspecter l'existence potentielle d'une demande induite, selon laquelle le médecin est en mesure de fournir une prestation dont l'utilité se situe plutôt du côté de ses objectifs de revenu que de celui des besoins de santé des patients (Evans, 1974).

<sup>36</sup> Ces budgets de prescription sont fondés, notamment, sur l'âge et le sexe des patients. Pour plus d'informations, voir : [http://www.dh.gov.uk/prod\\_consum\\_dh/groups/dh\\_digitalassets/documents/digitalasset/dh\\_124947.pdf](http://www.dh.gov.uk/prod_consum_dh/groups/dh_digitalassets/documents/digitalasset/dh_124947.pdf).

convient d'orienter prioritairement les actions de maîtrise médicalisée (visites DAM et souscription du CAPI en France<sup>37</sup>).

Quelques études françaises s'intéressent à l'effet propre des offreurs de soins dans la variabilité des pratiques. Elles concernent les hôpitaux<sup>38</sup> (Dormont & Milcent, 2004 ; de Pourville *et al.*, 2007) ou, dans une moindre mesure, les médecins (Mousquès *et al.*, 2010) mais ne discutent pas de l'impact de la modélisation retenue – notamment, la manière de prendre en compte le *case-mix* – sur l'appréciation de l'effet propre des offreurs de soins, puisque tel n'est pas leur propos. Or, la question du niveau d'informations du *case-mix* se pose puisque l'identification des médecins peut être sensible à la définition de cette variable (voir par exemple Fleishman & Cohen, 2010 ; *cf. infra*) et avoir des implications dans la mise en œuvre d'actions ciblées auprès des professionnels de santé (dans le cadre de contrat de paiement à la performance par exemple).

Notre étude traite donc d'un sujet qui n'a pas encore été abordé par les études françaises et s'intéresse à la question suivante : quelle sensibilité de l'identification des médecins à forts coûts de prescription à la méthode d'ajustement au risque retenue ? Les médecins *outliers* peuvent être identifiés comme ceux dont le coût de prescription s'éloigne le plus du coût moyen constaté. Le fait de considérer une mesure du coût global moyen, plutôt que des indicateurs plus précis, est bien sûr contestable puisque cela ne représente pas la norme, ni sur le plan médical ni d'un point de vue médico-économique. Néanmoins, la moyenne est régulièrement utilisée à des fins opérationnelles<sup>39</sup>, notamment pour donner des premières indications et peut être complétée dans un deuxième temps par une analyse plus ciblée<sup>40</sup>.

Nous mobilisons dans cette étude les données de l'Enquête permanente de la prescription médicale (EPPM) réalisée par IMS Health pour les années 2005 à 2009.

Cette étude est organisée de la manière suivante. La première partie est consacrée à une revue de la littérature sur les méthodes retenues d'ajustement au risque dans l'analyse de la prescription des médecins. La deuxième partie présente les données exploitées. La troisième partie présente une analyse exploratoire du coût des ordonnances dans l'EPPM. Les quatrième et cinquième parties

---

<sup>37</sup> Celui-ci était, en effet, proposé de manière facultative aux médecins.

<sup>38</sup> La mise en place de la tarification à l'activité (T2A) ayant rendu prégnante la question de l'ajustement au risque dans l'appréciation de l'efficacité productive des hôpitaux.

<sup>39</sup> Dans la mise en place de la T2A, par exemple.

<sup>40</sup> Au Royaume-Uni par exemple, les budgets de prescription à l'échelle de chaque *Primary Care Trust* (PCT) étaient initialement calculés par le NHS (*National Health Service*) à partir de l'analyse du comportement de prescription moyen sur 120 cabinets de médecine générale « témoins ». Ce volume moyen était ensuite ajusté par l'âge et le sexe de la population recensée dans le ressort du PCT, et pondéré par un élément de « besoin » calculé à partir des bénéficiaires de certaines prestations sociales liées à un handicap, ainsi que par un élément statistique de morbidité.



explicitent la modélisation multi-niveaux réalisée et les résultats obtenus. La sixième et dernière partie ouvre la discussion sur les apports et limites de cette étude.

## 2. Revue de littérature

En France comme à l'étranger, un certain nombre d'études se sont intéressées aux déterminants de l'hétérogénéité des pratiques des médecins (prescription médicamenteuse, prescription d'actes complémentaires, réorientation du patient au sein de la filière de soins)<sup>41</sup>. Par ailleurs, à l'étranger, les politiques de paiement à la capitation avec l'instauration de budgets de prescription (au Royaume-Uni et en Espagne, par exemple) ou le ciblage des professionnels de santé avec lesquelles les sociétés d'assurance souhaitent contractualiser (c'est le cas des *Health Maintenance Organisation* aux États-Unis) ont donné lieu à une littérature abondante d'expertise des différents ajusteurs de risque sur le marché. En revanche, les études relatives à l'analyse de l'influence de la méthode d'ajustement au risque retenue sur l'appréciation des pratiques de prescription des médecins (en termes de volumes ou de coûts), en particulier à travers la prise en compte ou non du *case-mix* du médecin, sont peu nombreuses.

Certaines études présentent des résultats intéressants sur les différences de prescription observées en fonction des caractéristiques démographiques des patients et des médecins (âge et sexe) et de l'activité des médecins (secteur de conventionnement, densité médicale) mais ces analyses ne contrôlent pas toujours du *case-mix* des médecins. En France, deux études ont particulièrement retenu notre attention.

Béjean *et al.* (2007) s'intéressent aux différences des pratiques entre médecins, notamment en termes de coût de la prescription. Ils exploitent les données des CPAM d'Aquitaine et de Bourgogne pour l'année 2000, couplées avec des données de l'Insee pour les informations contextuelles. Les prescriptions de 4 660 médecins généralistes sont analysées. Les résultats montrent que les femmes médecins généralistes ont un coût de prescription moindre que celui de leurs homologues masculins. De même, les médecins de secteur 2 prescrivent pour moins cher que ceux du secteur 1. Les variables contextuelles de densité médicale, et la proportion de patients âgés de moins de 16 ans, ou de 70 ans ou plus, ont un effet positif sur le coût de la prescription. Le taux de chômage a un effet négatif. Cependant, cette étude ne prenant pas en compte la morbidité des patients, laquelle est susceptible d'être fortement corrélée avec les

---

<sup>41</sup> Voir, par exemple, Grytten & Sorensen, 2002 ; Bensing *et al.*, 1993 ; Charles *et al.*, 2006 ; Sullivan *et al.*, 2005 ; Phelps *et al.*, 1994 ; Sullivan *et al.*, 2004 ; Bernstein *et al.*, 2008.

caractéristiques des médecins, il n'est pas exclu que les effets obtenus tiennent, en partie, à des caractéristiques de morbidité des patients différentes, et non à de réelles différences de pratiques entre médecins<sup>42</sup>.

Amar *et al.* (2005) exploitent les données Thalès 2002 portant sur 922 médecins généralistes, afin de modéliser la probabilité pour le médecin de prescrire au moins un médicament au cours de la consultation ainsi que le nombre de médicaments prescrits grâce à une méthode d'estimation *within* (modélisation de l'écart entre le nombre de médicaments prescrits au cours de la séance et la prescription moyenne du médecin). Dans cette étude, la pathologie des patients est prise en compte<sup>43</sup>. Les femmes médecins ont une probabilité plus faible de prescription que leurs confrères, toutes choses égales par ailleurs. Les médecins du secteur à honoraires libres (secteur 2) prescrivent moins fréquemment et en moins grande quantité que leurs confrères du secteur 1. En outre, les médecins généralistes prescrivent davantage de médicaments à leurs patients réguliers.

D'autres études mettent en avant l'influence du *case-mix* des médecins sur l'hétérogénéité observée des pratiques et distinguent, dans cette hétérogénéité, ce qui est imputable aux médecins de ce qui est imputable aux patients.

Mousquès *et al.* (2010) s'intéressent aux pratiques de prescription d'antibiotiques de 778 médecins généralistes français issus des données Thalès 2002 dans le cas de la rhinopharyngite aiguë. Les résultats font apparaître que les caractéristiques des patients (dont, notamment, la pathologie – existence de complications bactériennes, existence de comorbidités justifiant ou non la prescription d'antibiotiques, existence d'une autre pathologie ORL... – le sexe et l'âge) expliquent la majorité de la variabilité des pratiques de prescription d'antibiothérapie (70 %), mais qu'une fraction de l'hétérogénéité due au médecin demeure (30 %), dont une partie peut s'expliquer à l'aide des variables observées disponibles dans l'étude (exercice en groupe, suivi d'une formation médicale continue, densité médicale, nombre de visites des laboratoires pharmaceutiques).

---

<sup>42</sup> Les auteurs mettent en œuvre une méthode de classification pour définir différents profils de médecins relatifs à leur activité puis réalisent une régression pour différentes variables d'intérêt, dont le coût moyen par ordonnance, sur ces variables de « profils médecins » ainsi que sur les caractéristiques des médecins (genre, âge, secteur de conventionnement), la structure d'âge des patients, l'offre de soins (densité médicale, proximité d'un hôpital) ainsi que le contexte socio-économique de la zone d'exercice (taux de chômage et impôt sur le revenu moyen).

<sup>43</sup> Données Thalès (2002) ; les médecins codent les diagnostics correspondants dans une liste (6 000 diagnostics déjà enregistrés au moins une fois par un confrère dans le passé) ou ajoutent un nouveau diagnostic en clair.

Sur données espagnoles de 2005 relatives à près de 66 000 patients rattachés à 5 centres de santé, Aguado *et al.* (2008) modélisent, grâce à un modèle mixte, le logarithme du coût de la prescription en fonction de l'âge du patient, des codes diagnostics ACG<sup>44</sup> et du centre d'exercice du médecin. Pour les patients adultes, la variabilité du coût de la prescription est expliquée à hauteur de 35 % par les diagnostics ACG (contre 22 % chez les enfants), loin devant l'effet de l'âge ou du centre d'exercice.

Sur données néozélandaises relatives aux pratiques de 143 médecins observés entre 1991 et 1992, Davis *et al.* (2000) s'intéressent aux déterminants de la probabilité des médecins de prescrire au moins un médicament au cours d'une consultation. Ils étudient l'influence sur cette probabilité des caractéristiques des patients (sexe, âge, origine), des médecins (âge, plein temps *versus* temps partiel...) ainsi que des groupes de diagnostics ICPC<sup>45</sup>. Les résultats indiquent que la non prise en compte du *case-mix* conduirait à imputer un effet de l'âge des patients sur la prescription supérieur à ce qu'il est vraiment.

Ces résultats témoignent de l'importance de la prise en compte des caractéristiques médicales des patients qui, en sus des caractéristiques démographiques (âge et sexe), ont un fort pouvoir explicatif dans les différences de prescription entre médecins. Sans leur prise en compte, les résultats sont largement biaisés. Des études se sont d'ailleurs intéressées à l'influence de la manière de prendre en compte le *case-mix* du médecin sur l'identification de médecins ou patients *outliers*. Historiquement, souvent envisagé uniquement par le sexe et l'âge des patients<sup>46</sup>, le *case-mix* des médecins est de plus en plus finement mesuré, notamment par la prise en compte supplémentaire de l'état de santé des patients, au fur et à mesure que s'étoffent les systèmes d'informations en santé. Dans cette perspective, la méthode ACG *Adjusted Clinical Groups*, en classant les patients dans des classes de risques en fonction de leur âge, de leur sexe et du diagnostic établi par le médecin, permet, par exemple, d'ajuster finement des écarts de risque entre les médecins. Tout un courant de la littérature existe sur l'ajustement au risque, mais en France, cette littérature n'est pas développée sur la médecine de ville, contrairement à la littérature étrangère.

---

<sup>44</sup> La classification *Adjusted Clinical Groups* (développé à l'Université John Hopkins) permet de classer les patients en différentes catégories de risque ou de maladies fondées sur les diagnostics passés et actuels, l'âge et le sexe des patients. Cette méthode permet de décrire la morbidité d'une population et apparaît jusqu'à dix fois plus prédictive que les seules informations d'âge et de sexe (Weiner *et al.*, 1992).

<sup>45</sup> *International Classification of Primary Care* (classification internationale des soins primaires, associée à la classification internationale des maladies et développée par l'Organisation internationale des médecins généralistes) est une classification bi-axiale, dont le premier axe est composé de 17 chapitres désignant chacun un appareil corporel et le second axe de sept composants (symptômes et plaintes, procédures diagnostiques et préventives, procédures thérapeutiques, résultats d'examens complémentaires, procédures administratives, références et autres motifs de contact, diagnostics et maladies).

<sup>46</sup> Ils ne traduisent pourtant au mieux que 20 % des différences de coûts médicaux (Goldfield *et al.*, 1996).

Fleishman & Cohen (2010) comparent le pouvoir prédictif de différents modèles de dépenses médicales des patients estimés sur les données du *Medical Expenditure Panel Survey*, pour la période 1996-1999. Le modèle de base comprend des informations d'âge, de sexe et d'assurance. Le deuxième prend en compte des informations relatives au nombre de maladies chroniques. Le troisième intègre des informations relatives aux coûts des diagnostics (*via* les *Diagnostic Cost Group*<sup>47</sup>). Enfin le quatrième modèle renseigne sur la présence éventuelle de maladies chroniques. Il en résulte que les informations d'ordre médical améliorent considérablement le pouvoir de prédiction des modèles, au-delà des informations d'âge et de sexe.

Calderón-Larrañaga *et al.* (2011) étudient la différence d'utilisation de soins primaires (par le nombre annuel de consultations) en Espagne entre la population d'origine espagnole et la population immigrée à partir de données de 2007 relatives à 69 000 patients consultant dans trois centres de soins primaires. Lorsqu'on ne contrôle que du sexe et de l'âge, la population immigrée affiche un nombre moyen de consultations très inférieur à celui de la population d'origine espagnole (-27 % pour les adultes et -20 % pour les enfants). En revanche, lorsque que l'on contrôle l'état de santé *via* les codes de la classification ACG, la différence de recours chez les enfants s'atténue sensiblement (le nombre moyen de consultations n'est plus inférieur que de 6 %) et disparaît chez les adultes. L'absence de prise en compte de la morbidité des patients peut donc conduire à des conclusions complètement erronées, démontrant ainsi la nécessité de contrôler du *case-mix*.

Dans la lignée de l'évaluation de la sensibilité du ciblage à la méthode retenue d'ajustement au risque, des études s'attachent également à comparer différents « ajusteurs » au risque ainsi que leur pertinence<sup>48</sup>.

En France, une classification du type de la classification ACG n'est pas mise en œuvre par l'Assurance maladie. Des travaux en cours tentent en revanche de spécifier le *case-mix* des médecins à partir de consommations traçantes<sup>49</sup> ; ils ne sont, à l'heure actuelle, pas encore utilisés pour définir des indicateurs de prescription dans le cadre du système de paiement à la performance. Or, avec la volonté de plus en plus marquée d'optimiser et encadrer les pratiques de prescription, cette étude éclaire la question des modalités pratiques d'identification des médecins généralistes français dont la prescription est onéreuse, dans l'état actuel des systèmes

---

<sup>47</sup> Les modèles DCG regroupent les 15 000 codes diagnostics de la 9<sup>e</sup> édition de la classification internationale des maladies en 263 groupes de pathologies, classés selon les coûts.

<sup>48</sup> Voir, par exemple, Rosen *et al.* (2003), Sicras-Mainar *et al.* (2012), Hanley *et al.* (2010).

<sup>49</sup> « Cartographie des dépenses de soins et des pathologies » du rapport « Charges et produits » de l'Assurance Maladie.

d'information, et complète ainsi la littérature internationale sur le pouvoir explicatif des variables de morbidité et leur importance.

### **3. Données**

#### **3.1. L'enquête permanente de la prescription médicale**

Notre étude s'appuie sur les données de l'Enquête permanente de la prescription médicale (EPPM) d'IMS Health. L'EPPM est réalisée trimestriellement auprès de 800 médecins environ, dont 400 généralistes, selon le principe d'un panel tournant : chaque trimestre, 15 % des médecins sortent du panel, laissant la place à de nouveaux enquêtés. Au cours de l'enquête sont recueillies des informations relatives aux caractéristiques des médecins (sexe, âge, secteur de conventionnement...), des patients (sexe, âge, PCS), aux ordonnances rédigées par les médecins (médicament prescrit, posologie, durée du traitement, nombre de boîtes...) ainsi qu'au diagnostic établi par le médecin<sup>50</sup>. Cette enquête se limite au champ des consultations ayant occasionné une prescription.

La variable de diagnostic est relevée à la main par les médecins et recodée ensuite par les équipes d'IMS selon la Classification internationale des maladies (CIM 10). Cette classification est une norme internationale définie par l'OMS pour présenter l'information sur les diagnostics cliniques. Il existe une grande variabilité entre médecins dans le recueil de l'information sur les pathologies des patients (certains relèvent seulement une pathologie alors que d'autres y ajoutent des symptômes) ; ainsi, certains motifs de recours ne sont pas identifiés précisément. Cette information de diagnostic représente néanmoins la véritable valeur ajoutée de l'EPPM par rapport aux autres sources de données potentiellement mobilisables sur ces questions. Ainsi, si les données du SNIIRAM ont l'avantage de l'exhaustivité, elles ne renseignent pas sur le code diagnostic qui a motivé la prescription.

Notons que les données de l'EPPM n'ont pas de raisons d'être représentatives, puisque l'inclusion se fait sur la base du volontariat. En effet, si l'enquête sélectionne les médecins selon cinq critères de représentativité (sexe, âge, niveau d'activité, densité de population de la zone d'exercice du médecin et localisation à l'échelle de la catégorie la plus agrégée de la nomenclature

---

<sup>50</sup> Chaque semaine d'enquête, IMS récolte les informations de prescriptions et de diagnostics des médecins sous la forme d'un questionnaire papier ; ces informations sont ensuite codifiées informatiquement par IMS.

d'unités territoriales statistiques), le fait que les médecins participants acceptent d'accorder du temps à ce genre d'enquête en échange d'une rémunération caractérise potentiellement un groupe particulier de médecins, non représentatif des médecins à l'échelle nationale. En outre, les identifiants de médecins étant anonymisés par IMS, il n'est pas possible d'apprécier *ex post* le caractère représentatif des données en les croisant avec les fichiers de l'Assurance Maladie (afin de voir, par exemple, comment se situent les médecins volontaires par rapport aux autres médecins, notamment vis-à-vis des caractéristiques de leurs patients). Néanmoins, l'objet de cette étude n'étant pas d'estimer au niveau national la part de l'hétérogénéité totale du coût des ordonnances due à la variabilité des pratiques des médecins, mais de discuter de la possibilité d'identifier les médecins à partir d'un indicateur fondé sur le coût des ordonnances, la non représentativité des données de l'EPPM n'est, en l'occurrence, pas un obstacle pour notre étude.

### 3.2. L'échantillon d'étude

Afin d'augmenter les effectifs pour les estimations et assurer ainsi une meilleure robustesse des résultats, nous avons regroupé les années 2005 à 2009, fournissant ainsi 20 trimestres. Au final, nous disposons d'informations sur la prescription de 1 818 médecins généralistes<sup>51</sup>. Aucun identifiant patient n'est renseigné dans les données de l'EPPM. Nous faisons donc l'hypothèse que chaque ordonnance correspond à un patient unique<sup>52</sup>. La base de données ainsi construite comporte 565 108 ordonnances, soit 241 ordonnances par médecin en moyenne. Précisons également qu'un travail d'imputation de codes CIP et de prix a été réalisé (lorsque c'était possible) en amont de l'analyse pour le champ des prescriptions en dénomination commune internationale (DCI). La variable de diagnostic compte 5 niveaux de détails. Dans cette étude, nous avons considéré 2 niveaux au maximum ; la prise en compte des niveaux plus fins fait face à des problèmes de robustesse des données, le nombre d'observations pour chaque classe de diagnostics étant trop faible. Le 1<sup>er</sup> niveau compte 21 grands groupes de diagnostics (ex : maladies de l'appareil circulatoire), le 2<sup>e</sup> niveau en compte plus de 200 (ex : maladies hypertensives)<sup>53</sup>.

La construction de l'EPPM – une semaine d'enquête par trimestre – implique que nous ne disposons pas toujours d'un nombre d'ordonnances très important pour les médecins. Pour 35 %

---

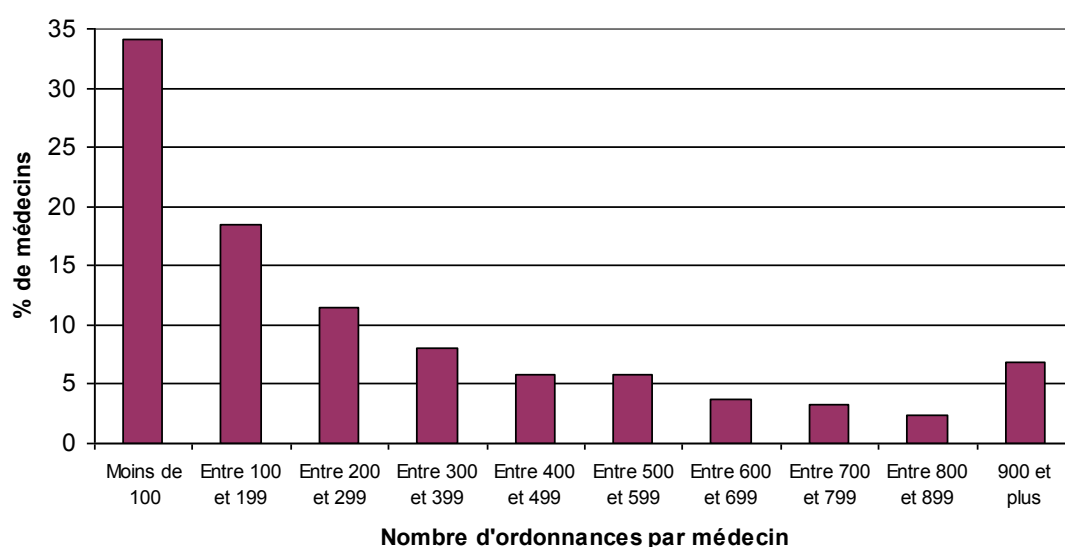
<sup>51</sup> Sur environ 61 000 médecins généralistes libéraux en France métropolitaine au cours de la période d'étude. L'échantillon comporte 74 % d'hommes et 26 % de femmes (contre environ 30 % de femmes à l'échelle nationale). Parmi les médecins enquêtés, 2 % ont moins de 35 ans, 14 % ont entre 35 et 39 ans, 18 % ont entre 40 et 44 ans, 24 % ont entre 45 et 49 ans et 42 % ont 50 ans et plus (contre respectivement environ 8 % de moins de 35 ans, 10,3 % entre 35 et 39 ans, 16,7 % entre 40 et 44 ans, 20,0 % entre 45 et 49 ans, 45,2 % de 50 ans et plus à l'échelle nationale en 2005).

<sup>52</sup> Cette hypothèse semble réaliste du fait du protocole d'enquête : 1 semaine d'enquête par trimestre.

<sup>53</sup> Certains diagnostics ont été regroupés, afin de disposer de suffisamment d'informations pour l'estimation. Par ailleurs, certains diagnostics sont absents des données.

d'entre eux, moins de 100 ordonnances sont recensées (figure 1). Ce chiffre tient à la censure à gauche (avant le 1<sup>er</sup> trimestre 2005) et à droite (au-delà de 2010) induites par le panel tournant. Nous disposons toutefois de plus de 200 ordonnances pour 50 % des médecins de notre échantillon. Un nombre supérieur d'ordonnances par médecin permettrait d'affiner les résultats sans pour autant constituer une limite sérieuse à cette étude, qui ne cherche pas à cibler individuellement les médecins de manière opérationnelle mais tente d'analyser les modalités pratiques d'identification des médecins *outliers* à partir de données de prescription d'un échantillon de médecins généralistes intégrant une information de diagnostic, information par ailleurs absente des systèmes d'information actuels.

**Figure 1 :** Ventilation des médecins selon le nombre d'ordonnances par médecin



*Champ : médecins généralistes libéraux, années 2005 à 2009. 400 généralistes sont enquêtés une semaine par trimestre, selon le principe d'un panel tournant (15 % des médecins sortent du panel chaque trimestre). Seules les consultations ayant occasionné une prescription de médicament sont recensées ici.*

*Source : EPPM IMS-France, calculs Drees.*

*Note de lecture : pour 35 % des médecins, nous disposons de moins de 100 ordonnances.*

### 3.3. Variables d'intérêt modélisées et niveaux d'analyse considérés

À diagnostic donné, la prescription des médecins varie, compte tenu du fait que nous nous limitons au champ des consultations ayant donné lieu à prescription, à travers le type et le nombre de médicaments prescrits. Ce sont d'ailleurs des éléments souvent étudiés dans l'analyse de la prescription des médecins (étude du volume de prescription ou de la probabilité de prescription dans Amar *et al.*, 2005 ; étude de la probabilité de prescrire des antibiotiques dans Mousquès *et al.*, 2010). Une troisième variable d'analyse est le coût de la prescription (Béjean *et al.*,

2007 ; Aguado *et al.*, 2008). Dans cette étude, nous nous intéressons également au coût de prescription des médecins<sup>54</sup>. En effet, pour prendre ensuite des mesures ciblées à leur égard, il peut être séduisant, de prime abord, d'identifier les médecins dont le coût de prescription est sensiblement plus élevé que la moyenne par l'intermédiaire d'un indicateur de coût des ordonnances, toutes choses égales par ailleurs. Ce genre d'indicateurs présente l'avantage de synthétiser les effets volumes et les effets de structure. Ainsi, si pour un même diagnostic, un médecin prescrit dans le répertoire des génériques tandis qu'un autre prescrit un médicament princeps encore sous brevet, et donc plus coûteux, le coût de la prescription s'en trouvera affecté. De la même manière, ce genre d'indicateur permet également de prendre en compte la sur-prescription. Cet indicateur n'offre, en revanche, que la vision de la prescription du médecin et ne saurait traduire la dépense finale de médicaments pour le patient et l'Assurance Maladie puisque celle-ci relève également de la fonction du pharmacien, en mesure de substituer un médicament générique dès lors que le médicament *princeps* appartient au répertoire des génériques.

Se pose alors la question du niveau auquel nous situons l'analyse. Le plus naturel serait de modéliser le coût de l'ensemble des prescriptions en rapport avec un diagnostic donné, autrement dit le coût total du traitement par diagnostic en fonction des caractéristiques du patient et du médecin, dans une optique de parcours de soins. Malheureusement, compte tenu du protocole d'enquête et, en particulier, du fait que les médecins sont interrogés une semaine par trimestre seulement, l'EPPM ne permet pas cette vision : le niveau d'analyse le plus large permis par l'EPPM pour un patient donné est l'ordonnance. Selon les informations disponibles sur la morbidité des patients, différents niveaux d'analyse sont envisageables. Lorsqu'aucune information de diagnostic n'est connue, le coût de l'ordonnance est le niveau d'analyse le plus naturel : c'est donc ce niveau que nous retiendrons dans le modèle sans code diagnostic. Lorsque des informations de diagnostic sont disponibles, et donc mobilisées, il est possible de maintenir l'analyse au niveau du coût de l'ordonnance. Néanmoins, la prise en compte des multi-diagnostic induit des complications techniques assez importantes en termes de spécification du modèle économétrique<sup>55</sup>. C'est pourquoi, dans la suite de l'étude, lorsque les modèles comportent des informations de diagnostic parmi les variables explicatives, nous considérons comme variable d'intérêt non pas le coût total de l'ordonnance, mais le coût total des lignes de prescriptions de

---

<sup>54</sup> À noter que seules les consultations ayant occasionné une prescription sont consignées dans l'EPPM. De ce fait, nous nous intéressons au coût moyen de la prescription d'un médecin, à diagnostic donné, à partir du moment où il y a prescription ; l'absence de prescription n'est pas comptabilisée par un coût de prescription nul qui tirerait le coût moyen à la baisse.

<sup>55</sup> La forme multiplicative retenue (de manière à tenir compte de la distribution log-normale et réduire ainsi l'hétéroscédasticité) se prête mal aux situations de multi-diagnostic. En effet, avec ce type de modèle, les multi-diagnostic conduisent à une multiplicité des surcoûts, hypothèse qui ne nous semble pas plausible (*cf.* annexe 1).



l'ordonnance en rapport avec un diagnostic donné<sup>56</sup>. Dans la suite, nous appellerons cette grandeur « coût d'un traitement ponctuel », pour signifier qu'elle est liée à un diagnostic donné mais qu'elle ne couvre pas l'ensemble des coûts du traitement.

Nous nous situons donc successivement dans les différents cas de figure auquel un gestionnaire est susceptible de faire face, selon le niveau d'information auquel il accède. Une conséquence pratique est que nous estimons des modèles comportant des unités statistiques qui diffèrent par leur degré d'agrégation (coût de l'ordonnance, coût d'un traitement ponctuel défini avec des degrés de précision du diagnostic de niveau 1 ou 2) et dont le nombre d'observations est donc variable (cf. tableau 3, en annexe). Le pouvoir explicatif des différents modèles estimés n'est donc pas strictement comparable. Par ailleurs, l'effet individuel de chaque médecin n'est pas estimé à partir de la même variable d'intérêt pour l'ensemble des modèles considérés. Toutefois, nous souhaitons ici analyser la potentielle variabilité d'identification des médecins selon le niveau d'informations disponibles, dans un cadre décisionnel. Nous comparons donc dans la suite de l'étude la valeur estimée de ces effets médecins par chacun des modèles testés afin de mettre en regard les différences potentielles de ciblage des médecins selon la méthode d'analyse retenue.

#### 4. Approche exploratoire du coût des ordonnances dans l'EPPM

Dans la suite de l'étude, nous mettons en œuvre une modélisation multi-niveaux, afin de prendre en compte le caractère emboîté des données, entre médecins et patients. Différents modèles multi-niveaux, variant selon le niveau d'information retenu, sont estimés. Auparavant, nous réalisons une analyse descriptive des coûts moyens des traitements et du *case-mix* des médecins.

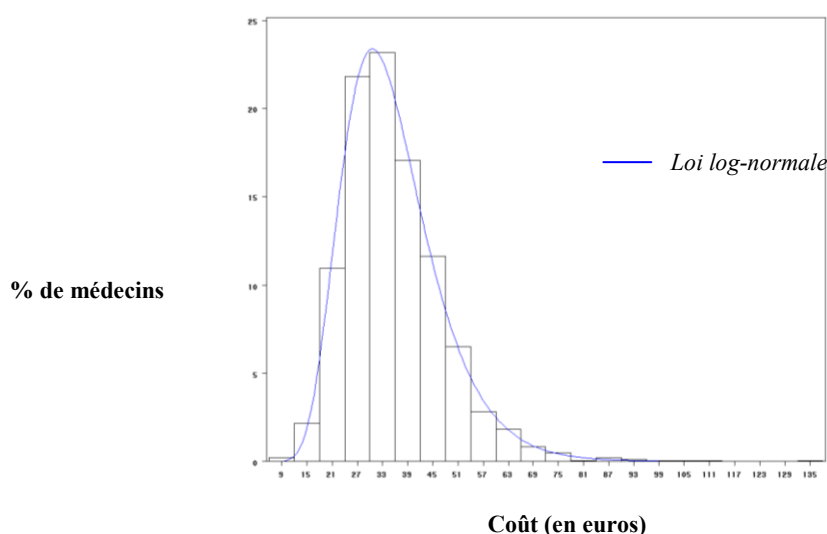
##### 4.1. Les limites du coût moyen d'un traitement

Une manière naïve de chercher à identifier les médecins *outliers* serait de partir de la dispersion d'un indicateur fruste, défini comme la moyenne des coûts des traitements ponctuels non nuls dont ce médecin a été à l'origine. La figure 2 montre une dispersion élevée de cet indicateur. Le coût moyen de l'ordonnance est ainsi distribué selon une loi log-normale.

---

<sup>56</sup> Ce niveau d'analyse revient à faire l'hypothèse que les coûts de traitements ponctuels communs à une même ordonnance sont indépendants entre eux.

**Figure 2 :** Distribution du coût moyen par médecin d'un traitement ponctuel



Champ : médecins généralistes libéraux, années 2005 à 2009. 400 généralistes sont enquêtés une semaine par trimestre, selon le principe d'un panel tournant (15 % des médecins sortent du panel chaque trimestre). Seules les consultations ayant occasionné une prescription de médicament sont recensées ici.

Source : EPPM IMS-France, calculs Drees.

Cependant, une telle approche est évidemment complètement inadaptée pour apprécier le réel coût de prescription d'un médecin, puisque l'indicateur précédent ne tient absolument pas compte des éventuelles différences de *case-mix* entre médecins. Aussi, un médecin peut avoir un coût moyen de traitement ponctuel élevé du simple fait qu'il soigne des patients plus malades, c'est-à-dire ayant des pathologies qui occasionnent des prescriptions plus onéreuses.

#### 4.2. Des *case-mix* assez différents entre médecins

Nous apprécions l'hétérogénéité des *case-mix* entre médecins en termes de différences entre médecins de la structure des diagnostics établis. Pour cela, nous nous situons au premier niveau de détail de la CIM 10, ce qui fournit 21 grands codes de diagnostics. Le *case-mix* d'un médecin s'apprécie alors à l'aide d'un vecteur à 21 composantes : chaque composante correspond à un grand code de diagnostic et représente la part des traitements ponctuels associés au diagnostic en question dans l'ensemble des traitements ponctuels (tous diagnostics confondus) prescrits par le médecin pendant la période observée<sup>57</sup>. Afin d'exhiber des profils de *case-mix* assez différents, nous avons réalisé une classification ascendante hiérarchique (CAH)<sup>58</sup> à la suite d'une analyse en

<sup>57</sup> Rappelons que nous ne disposons que d'une semaine d'observation par trimestre, aussi notre mesure du *case-mix* d'un médecin est une mesure largement imparfaite qui traduit seulement le *case-mix* pendant la période étudiée, et non le *case-mix* de sa patientèle à l'année.

<sup>58</sup> Le but des méthodes de classification est de construire une partition, ou une suite de partitions emboîtées, telles que pour un niveau de précision donné, deux individus peuvent être confondus dans un même groupe, alors qu'à un niveau de précision plus élevé, ils seront distingués et appartiendront à deux sous-groupes différents. Les classes ainsi formées doivent être les plus homogènes possibles.

composantes principales<sup>59</sup>. La CAH nous a conduits à distinguer trois groupes de médecins, de telle sorte que les profils de *case-mix* sont relativement homogènes entre médecins à l'intérieur d'un groupe, mais différents entre médecins de groupes différents.

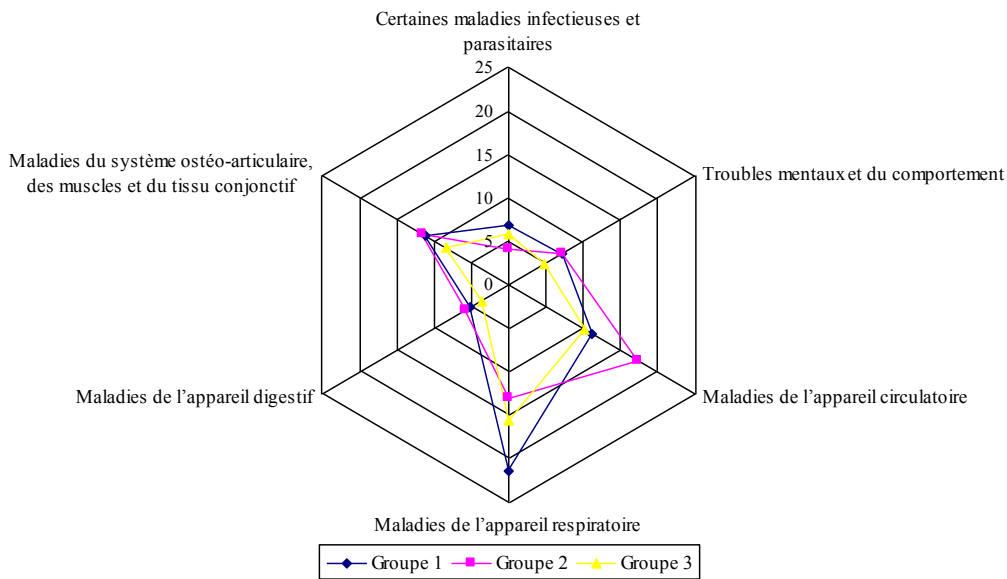
Sur les diagnostics les plus fréquemment codés, la figure 3 montre des profils de *case-mix* assez différents entre les trois groupes de médecins mis en évidence par la CAH. Le premier groupe se caractérise par une plus forte prescription dans le cadre des maladies infectieuses et parasitaires et, surtout, des maladies de l'appareil respiratoire. Le deuxième groupe se distingue, quant à lui, par une prescription médicamenteuse plus élevée pour les maladies de l'appareil circulatoire et, à l'inverse, plus faible pour les maladies infectieuses et parasitaires et les maladies respiratoires. Enfin, le troisième groupe est celui pour lequel les prescriptions pour les autres types de maladies, regroupées ici dans une modalité « autres », sont les plus importantes (51 % des prescriptions, contre 37 % pour le premier groupe et 41 % pour le deuxième)<sup>60</sup>. En revanche, les médecins de ce groupe prescrivent moins souvent pour les troubles mentaux et du comportement, les maladies de l'appareil circulatoire, les maladies de l'appareil digestif, les maladies du système ostéo-articulaire, des muscles et du tissu conjonctif. Il ressort ainsi que tous les médecins n'ont pas affaire aux mêmes patients, et plus précisément aux mêmes pathologies. Ces résultats confirment *a priori* la nécessité de contrôler finement du *case-mix*. Toutefois, pour que ces disparités en termes de structure influencent effectivement le coût moyen d'un traitement ponctuel à l'échelle d'un médecin, encore faut-il que, par ailleurs, existent des disparités de coûts des traitements ponctuels selon le diagnostic établi. Sur ce point, la figure 3 montre sans surprise des écarts importants selon le diagnostic : par exemple, les troubles mentaux et du comportement occasionnent en moyenne un coût ponctuel de traitement de l'ordre de 60 € quand les maladies de l'appareil circulatoire occasionnent en moyenne un coût ponctuel de traitement d'environ 30 €.

---

<sup>59</sup> L'analyse en composantes principales est une méthode de projection linéaire dont l'objectif est de représenter géométriquement les relations entre individus, d'une part, et variables, d'autre part, permettant dès lors d'étudier les structures de liaisons linéaires pour l'ensemble des variables – quantitatives – considérées. Il s'agit de réduire le nombre de variables tout en conservant un maximum d'informations. Pour cela, une projection du nuage de points est réalisée sur un sous-espace de dimension inférieure pour lequel les distances entre les points projetés et celles dans l'espace initial soient les plus proches possibles. Dans le cas présent, nous nous sommes uniquement intéressés à l'étude des ressemblances et dissemblances à l'échelle des diagnostics.

<sup>60</sup> Ce résultat n'a pas été représenté graphiquement afin de rendre plus lisibles les résultats pour les autres diagnostics.

**Figure 3 :** Taux moyen de prescription pour chaque diagnostic de niveau 1, selon le groupe de médecins



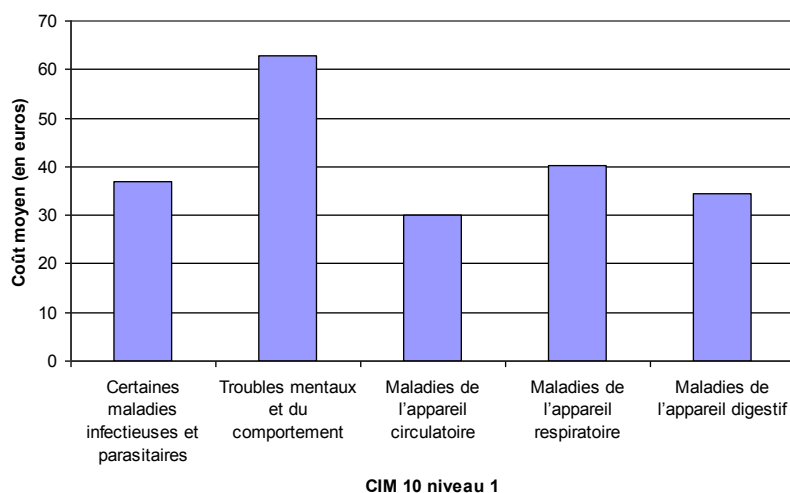
Champ : médecins généralistes libéraux, années 2005 à 2009. 400 généralistes sont enquêtés une semaine par trimestre, selon le principe d'un panel tournant (15 % des médecins sortent du panel chaque trimestre). Seules les consultations ayant occasionné une prescription de médicament sont recensées ici.

Source : EPPM IMS-France, calculs Drees.

Note de lecture : la prescription des médecins concerne les maladies de l'appareil respiratoire à hauteur de 21 % dans le groupe 1, 13 % dans le groupe 2 et 16 % dans le groupe 3.

Remarque : seuls les diagnostics les plus fréquents sont représentés sur cette figure ; entre 40 et 50 % de la prescription concerne une quinzaine d'autres diagnostics de niveau 1.

**Figure 4 :** Coûts moyens des traitements ponctuels pour les 5 diagnostics de niveau 1 les plus fréquents



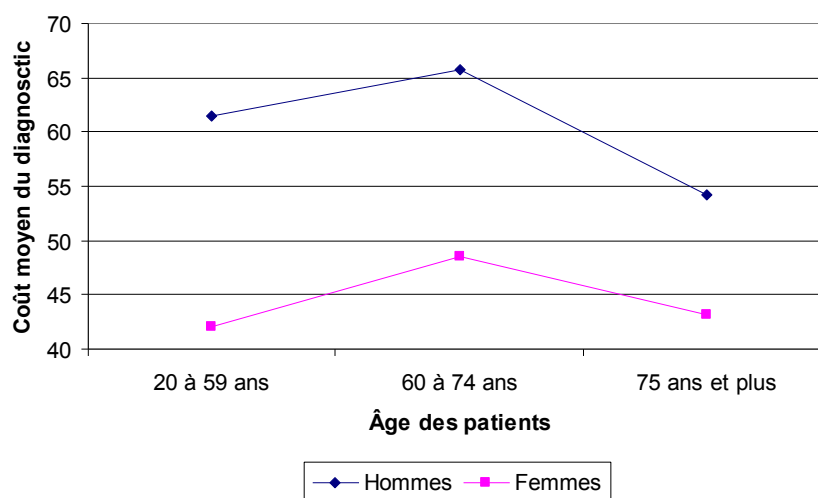
Champ : médecins généralistes libéraux, années 2005 à 2009. 400 généralistes sont enquêtés une semaine par trimestre, selon le principe d'un panel tournant (15 % des médecins sortent du panel chaque trimestre). Seules les consultations ayant occasionné une prescription de médicament sont recensées ici.

Source : EPPM IMS-France, calculs Drees.

Note de lecture : le coût de la prescription à l'issue d'une séance associée à un diagnostic de maladie de l'appareil circulaire s'élève à 30 euros en moyenne sur la période 2005-2009, contre 40 euros pour une maladie de l'appareil respiratoire.

La figure 5 met, quant à elle, en avant l'existence d'une variabilité des coûts de prescription, pour une même pathologie, selon le sexe et l'âge des patients. Bien que les différences de coûts de traitement selon le sexe et l'âge des patients ne soient pas forcément justifiées médicalement, le propos de cette étude n'est pas d'éclairer la variabilité de ces coûts de prescription entre patients à diagnostic donné mais de contrôler la variabilité des coûts entre médecins des caractéristiques des patients. Nous considérerons donc les variables de sexe et d'âge des patients dans nos modèles, comme le font d'ailleurs la très grande majorité des modèles d'ajustement au risque. Notons que cette manière de faire peut apparaître contestable à bien des égards, notamment sur le plan médical. Dans l'idéal, il faudrait, en effet, qu'un groupe d'experts statue pour chaque code diagnostic sur le bon traitement à âge et sexe donnés. Si certaines pathologies peuvent être concernées (*cf. les guidelines*), il est évidemment impossible de conduire ce travail pour l'ensemble des pathologies<sup>61</sup>. C'est pourquoi, à des fins opérationnelles, même si ces méthodes sont largement imparfaites, les assureurs ou régulateurs du système de santé fondent souvent leur identification sur la moyenne et non sur une norme tirée de l'expertise médicale.

**Figure 5 :** Coût moyen des traitements ponctuels liés à une maladie de l'appareil circulatoire selon le sexe et l'âge du patient



*Champ : médecins généralistes libéraux, années 2005 à 2009. 400 généralistes sont enquêtés une semaine par trimestre, selon le principe d'un panel tournant (15 % des médecins sortent du panel chaque trimestre). Seules les consultations ayant occasionné une prescription de médicament sont recensées ici.*

*Source : EPPM IMS-France, calculs Drees.*

*Note de lecture : le coût de la prescription à l'issue d'une séance associée à un diagnostic de maladie de l'appareil circulatoire s'élève à 48 € chez les femmes de 60 à 74 ans contre 65 € chez les hommes du même âge.*

Au final, cette analyse exploratoire de l'hétérogénéité de la structure des diagnostics établis entre médecins, de l'hétérogénéité de leurs coûts moyens selon la nature du diagnostic établi, l'âge et le

<sup>61</sup> Sans compter que le progrès technique rendrait bon nombre de conclusions rapidement obsolètes.

sexe du patient, permet de rendre compte de la nécessité d'ajuster des *case-mix* des médecins pour appréhender correctement l'identification des médecins à forts coûts de prescription et, pour faire correctement la part des choses entre ce qui relève du médecin, d'une part, et des spécificités de son *case-mix*, d'autre part.

## 5. Modélisation économétrique

Nous faisons l'hypothèse que le coût  $C_{i,j,k,l}$  d'un traitement ponctuel associé à un diagnostic  $l$  (appartenant à une classe de diagnostics  $k \{l \in k\}$ ), et prescrit à un patient  $i$  par un médecin  $j$  est défini par la forme multiplicative suivante :

$$C_{ijkl} = \kappa_{ijkl} \cdot \psi_j \cdot \bar{C}_{ikl}$$

avec  $\bar{C}_{ikl} = (PCS_i, \text{sexe}_i, \text{âge}_i, \text{diagnostic}_{ik}, \text{diagnostic}_{il}, \text{lieu de la consultation})$ ,  $\psi_j = e^{\tilde{u}_j}$  et  $\kappa_{ijkl} = e^{\varepsilon_{ijkl}}$ .

Autrement dit, nous supposons que le coût d'un traitement ponctuel est le produit de trois facteurs : un facteur patient/diagnostic  $\bar{C}_{ikl}$ , un facteur médecin  $\psi_j$  et un facteur d'erreur  $\kappa_{ijkl}$ . Nous omettons ici la dimension temporelle afin d'alléger les notations.

Le facteur patient correspond au coût moyen d'un diagnostic pour un patient à sexe, âge, PCS et lieu de consultation (au cabinet du médecin ou à domicile) donnés.

Le facteur médecin est défini comme l'exponentielle d'un terme aléatoire médecin  $u_j$  normalement distribué. Nous faisons l'hypothèse que ce facteur est le même pour tous les diagnostics, ce qui va de pair avec la perspective opérationnelle dans laquelle se place cette étude<sup>62</sup>. Notons que l'effet propre du médecin sur le coût ponctuel de traitement transite uniquement par ce facteur aléatoire. Dans notre étude, nous ciblons la mesure de l'hétérogénéité des patients ; nous raisonnons par conséquent sur un effet médecin global et n'introduisons pas de variables relatives aux caractéristiques des médecins, contrairement à la plupart des études

---

<sup>62</sup> Dans un cadre décisionnel, il semblerait en effet difficile d'affiner de façon très importante ce type de modèle, si ce dernier devait être utilisé à des fins opérationnelles.

citées<sup>63</sup>. Enfin le facteur d'erreur  $\kappa_{ijkl}$  est défini comme l'exponentielle d'un terme d'erreur  $\varepsilon_{ijkl}$  lui aussi normalement distribué.

Compte tenu de la nature emboîtée des données, nous recourons à un modèle multi-niveaux pour tenir compte des corrélations des termes d'erreurs des patients ayant consulté le même médecin (Rice & Jones, 1997 ; Duncan *et al.*, 1998). Le coefficient intra-classe (ICC – *intra class correlation*), qui correspond à la part de la variance expliquée par l'effet groupe<sup>64</sup>, vaut environ 5 % pour chacun des modèles considérés (*cf.* annexe 2). Cela signifie que les observations de la patientèle d'un médecin ne semblent pas plus semblables entre elles que des observations de médecins différents. Nous privilégions néanmoins cette spécification, adaptée aux données structurées sur plusieurs niveaux. Nous considérons ici un modèle à effets aléatoires, validé par un test de Wald dans un modèle dit de Mundlak, qui consiste à tester la nullité jointe des coefficients associés aux moyennes intra-groupes des variables explicatives ; cela équivaut à réaliser un test d'Hausman (Davezies, 2011 ; Givord & Guillermin, 2015)<sup>65</sup>. L'objectif de l'analyse réalisée ici étant avant tout la mise en évidence des effets de contexte, les modèles à effets aléatoires sont en théorie plus adaptés (Givord & Guillermin, 2015).

Concernant les patients, les données de l'EPPM n'offrent pas la possibilité de les suivre dans le temps puisqu'aucun identifiant patient n'est renseigné. Nous faisons donc l'hypothèse que chaque ordonnance consignée dans l'EPPM correspond à un patient unique, ce qui revient à supposer qu'il n'existe pas d'autocorrélation au niveau des patients. En effet, lorsqu'un médecin est enquêté au cours d'une semaine, la probabilité qu'il voit le même patient plus d'une fois apparaît peu probable ; cette probabilité augmente avec le nombre de trimestres – à raison d'une semaine par trimestre – de participation des médecins, sans pour autant être forte, puisque les patients consultent en moyenne 4,9 fois un médecin par an (sondage Ipsos pour la CNAMTS, 2005).

L'objet de l'article étant d'étudier l'impact de l'ajustement au risque sur le coût de prescription d'un médecin, nous estimons, dans la suite de l'étude, quatre modèles différents, d'un raffinement croissant. Chacun d'eux vise à expliquer le coût de prescription d'un médecin, en considérant soit l'ordonnance complète soit un « traitement ponctuel » défini par un diagnostic plus ou moins détaillé. Le choix est fait de considérer le logarithme de ce coût de manière à avoir une distribution normale de la variable expliquée et de manière à réduire l'hétéroscédasticité.

---

<sup>63</sup> Nous testons cependant l'hétérogénéité des médecins en termes de sexe, âge, secteur de conventionnement, ... (*cf.* annexe 3)

<sup>64</sup> ICC :  $corr(y_{ij}, y_{i'j}) = \frac{\sigma_{\alpha}^2}{\sigma_{\alpha}^2 + \sigma_{\varepsilon}^2}$

<sup>65</sup> Ce modèle repose sur l'hypothèse, acceptée ici, que les effets médecins ne sont pas corrélés aux variables explicatives.

$\log(\text{coût})_{ijkl}$  désigne ainsi le logarithme du coût du traitement prescrit au patient  $i$  pour le diagnostic  $l$  ( $l \in k$ ) établi par le médecin  $j$ .

Le premier modèle est le plus simple ; il analyse le coût de l'ordonnance et comporte uniquement des variables de sexe, d'âge et de catégorie socioprofessionnelle des patients, ainsi qu'une variable renseignant le lieu de la consultation (au cabinet du médecin ou à domicile). L'âge des patients est considéré à travers quatre classes d'âge : les moins de 20 ans, les 20-59 ans, les 60-74 ans ainsi que les 75 ans et plus.

Le deuxième modèle, plus fin, intègre le diagnostic établi par le médecin ; il s'agit ici d'un diagnostic peu détaillé, correspondant au premier niveau de la classification internationale des maladies (CIM, 10<sup>e</sup> édition). Ce modèle se situe au niveau du traitement ponctuel de niveau 1 et fait intervenir des variables supplémentaires indicatrices de ce niveau de diagnostic. Le troisième modèle représente une variante du précédent modèle puisqu'il suppose le même niveau d'information et fait intervenir les mêmes variables à l'exception près que les informations de diagnostic, de sexe et d'âge des patients sont introduits sous la forme d'un effet croisé. Enfin, le quatrième et dernier modèle fait intervenir, comme le troisième modèle, le diagnostic de niveau 1, le sexe et l'âge des patients sous la forme d'une interaction ; son raffinement tient au niveau d'information sur le diagnostic qu'il suppose : le deuxième niveau de la CIM 10. La variable d'intérêt est, ainsi, le coût du traitement agrégé au niveau du code diagnostic de niveau 2 et les indicatrices correspondant à ce niveau de diagnostic sont ajoutées (les indicatrices utilisées pour les interactions demeurant au niveau 1 par souci de parcimonie).

À travers ces modèles, nous prenons acte de l'existence de différences de coûts de prescription selon le sexe, l'âge des patients et la PCS, que cela soit justifié médicalement ou non. Le but de cette étude est, en effet, de contrôler les caractéristiques des patients, et non d'éclairer la variabilité des coûts de prescription entre patients à diagnostic donné. La variable de diagnostic, codée selon la classification internationale des maladies (CIM 10), représente la valeur ajoutée de l'EPPM par rapport aux autres sources de données potentiellement mobilisables sur ces questions. La CIM 10 comprend quatre niveaux de détails<sup>66</sup> : nous n'en considérons que deux dans cette étude, ce qui semble optimal puisque cela permet de disposer d'informations relativement fines tout en offrant un échantillon de données suffisamment conséquent. Il va de soi que la prise en compte du deuxième niveau de la CIM 10, par rapport au premier niveau, permet de mieux expliquer la variabilité des coûts de prescription. Il n'est, toutefois, pas possible techniquement d'intégrer le diagnostic de niveau 2 dans une interaction avec l'âge et le sexe (le

---

<sup>66</sup>Par exemple, le niveau 1 correspond aux maladies de l'appareil circulatoire (I00-I99), le niveau 2 aux maladies hypertensives (I10-I15), le niveau 3 aux cardiopathies hypertensives (I11), le niveau 4 aux cardiopathies hypertensives avec insuffisance cardiaque.



nombre d'observations ainsi créées pour chaque classe de patients serait trop faible). La prise en compte dans ces modèles d'une variable de diagnostic de différents niveaux de précision (CIM 10 niveau 1 *versus* CIM 10 niveau 2) permet d'évaluer l'impact de la méthode d'ajustement au risque sur l'appréciation de l'effet propre des médecins (tableau 1).

L'effet fixe temporel  $\alpha_t$ , avec  $t =$  (année, trimestre) permet de prendre en compte la saisonnalité de l'activité des médecins.

Nous faisons intervenir dans chacun des modèles un effet aléatoire médecin  $\tilde{u}_j$  et un terme d'erreur  $\varepsilon_{ijkl}$ . Nous faisons les hypothèses paramétriques suivantes :

$$\varepsilon_{ijkl} \rightarrow \mathcal{N}(0, \sigma_\varepsilon^2), \tilde{u}_j \rightarrow \mathcal{N}(0, \sigma_u^2) \text{ et } \varepsilon_{ijkl} \perp \tilde{u}_j.$$

**Tableau 1 :** Les 4 modèles estimés

Modèle	Variable expliquée	Informations relatives au diagnostic établi par le médecin	Effets croisés	Écriture
<b>1</b>	Coût de l'ordonnance	Aucune	Aucun	$\log(\text{coût\_ordo})_{ij} = \beta_0 + \beta_s \text{sexe}_i + \beta_a \hat{\text{age}}_i + \beta_{\text{PCS}} \text{PCS}_i + \beta_{\text{lieu}} \text{lieu consult} + \alpha_t + \tilde{u}_j + \varepsilon_{ij}$
<b>2</b>	Coût d'un "traitement ponctuel"	Code diagnostics de niveau 1	Aucun	$\log(\text{coût\_trait})_{ijk} = \beta_0 + \beta_s \text{sexe}_i + \beta_a \hat{\text{age}}_i + \beta_{\text{PCS}} \text{PCS}_i + \beta_{\text{lieu}} \text{lieu consult} + \beta_k \cdot 1_{(\text{diag}_i=k)} + \alpha_t + \tilde{u}_j + \varepsilon_{ijk}$
<b>3</b>	Coût d'un "traitement ponctuel"	Code diagnostics de niveau 1	Sexe, âge, CIM 10 niveau 1	$\log(\text{coût\_trait})_{ijk} = \beta_0 + \beta_{\text{PCS}} \text{PCS}_i + \beta_{\text{lieu}} \text{lieu consult} + \beta_{s,a,k} \cdot \text{sexe}_i \times \hat{\text{age}}_i \times 1_{(\text{diag}_i=k)} + \alpha_t + \tilde{u}_j + \varepsilon_{ijk}$
<b>4</b> <b>Modèle final</b>	Coût d'un "traitement ponctuel"	Codes diagnostics de niveau 1 et 2	Sexe, âge, CIM 10 niveau 1	$\log(\text{coût\_trait})_{ijkl} = \beta_0 + \beta_{\text{PCS}} \text{PCS}_i + \beta_{\text{lieu}} \text{lieu consult} + \beta_{s,a,k} \cdot \text{sexe}_i \times \hat{\text{age}}_i \times 1_{(\text{diag}_i=k)} + \beta_l \cdot 1_{(\text{diag}_i=l)} + \alpha_t + \tilde{u}_j + \varepsilon_{ijkl}$

Pour chaque modèle réalisé, nous estimons la valeur de l'effet aléatoire de chaque médecin  $j$ , tel que (Givord & Guillermin, 2015) :

$$\hat{u}_j^{RE} = c_j (\overline{\log(\text{coût})_{ijkl}} - \overline{C_{ijkl}} \hat{\beta}^{RE})$$

avec  $c_j = \frac{\sigma_u^2}{\left(\sigma_u^2 + \frac{\sigma_\varepsilon^2}{n_j}\right)}$  un facteur de contraction tenant compte du fait que lorsque le nombre

d'observations dans un groupe est faible, les moyennes empiriques calculées pour chaque groupe peuvent être éloignées de leur vraie valeur. Ici,  $c_j \approx 1 \forall j$ .

$\overline{\log(\text{coût})}_{ijkl}$  représente la moyenne par groupe des valeurs observées de la variable d'intérêt, et  $\overline{C}_{ijkl}\hat{\beta}^{RE}$  la prévision obtenue à partir des variables observables.

## 6. Résultats<sup>67</sup>

L'estimation de ces quatre modèles permet de souligner les différences de pouvoir explicatif selon la variable d'intérêt considérée et le niveau d'informations retenu. L'estimation du coût de l'ordonnance (modèle 1) à partir de variables relatives à l'âge, au sexe et à la PCS des patients uniquement permet d'expliquer 15 % de l'hétérogénéité du coût de prescription des médecins. À un niveau d'analyse plus fin, à savoir le coût d'un traitement « ponctuel », ces mêmes variables auxquelles s'ajoutent les indicatrices de diagnostic au 1<sup>er</sup> niveau de la CIM-10, permettent d'expliquer respectivement 14 % (modèle 2) et 16 % (modèle 3) de cette hétérogénéité<sup>68</sup>. Lorsque le coût d'un traitement « ponctuel » est considéré à un niveau encore plus fin, à savoir au 2<sup>ème</sup> niveau de la CIM-10, les variables relatives aux patients et à leur pathologie (diagnostic de niveau 2) permettent d'expliquer 24 % de l'hétérogénéité du coût de prescription des médecins. Ainsi, d'après nos résultats, disposer d'un niveau de diagnostic plus fin lorsqu'on analyse le coût d'un traitement « ponctuel » augmente significativement le pouvoir explicatif du modèle (par rapport aux modèles 2 et 3). L'introduction d'un effet temporel dans chacun des modèles permet de prendre en compte la saisonnalité de l'activité des médecins, toutes choses égales par ailleurs. À travers le modèle 1, qui prend uniquement en compte les caractéristiques sociodémographiques des patients, le coût de prescription ressort décroissant au cours du temps (la catégorie de référence étant la période d'enquête décembre 2004-février 2005). C'est la tendance inverse qui est observée à partir des modèles 2, 3 et 4, lorsque l'on contrôle également le diagnostic. Quant à la variation trimestrielle, il apparaît à travers chacun des modèles que le coût de prescription est plus faible au printemps (mars, avril, mai), chaque année, qu'en hiver 2005. C'est en été que les coûts de prescription ressortent les plus faibles par rapport à la catégorie de référence.

Concernant l'effet propre de la variable de PCS du patient, toutes choses égales par ailleurs, les résultats de l'estimation du modèle final indiquent que par rapport aux employés (référence), les ouvriers, chômeurs et autres inactifs connaissent un coût de la prescription plus faible, tandis que les agriculteurs, artisans, cadres supérieurs, cadres et retraités ont un coût plus élevé. Ce résultat

---

<sup>67</sup> Les résultats des différentes modélisations multi-niveaux sont présentés en annexe (voir tableau 3).

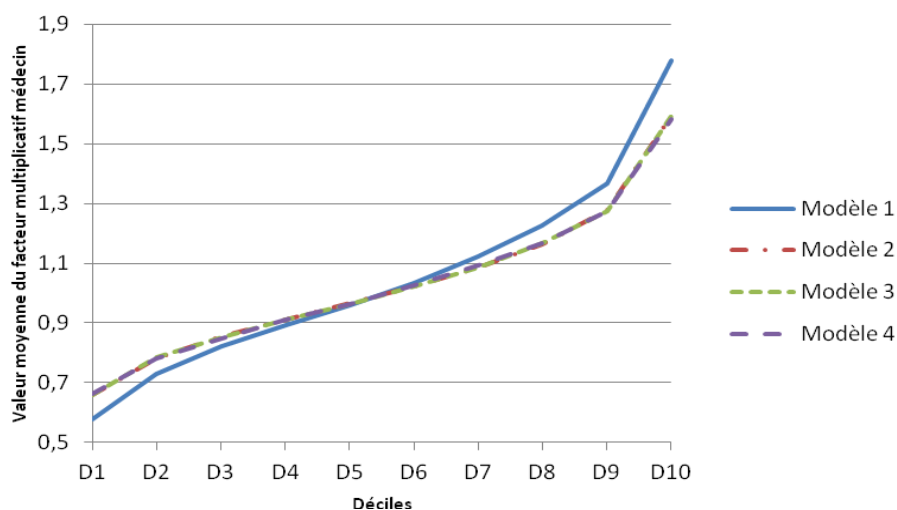
<sup>68</sup> A noter toutefois que le pouvoir explicatif du premier modèle n'est pas comparable à celui des trois autres modèles, la variable d'intérêt étant différente entre le premier modèle (coût d'une ordonnance) et les trois autres (coût d'un traitement ponctuel).

peut traduire deux informations : un réel impact de la PCS, toutes choses égales par ailleurs, ou un problème d'endogénéité de cette variable (le code diagnostic de niveau 2 reste une mesure imparfaite de la morbidité et de fait, il n'est pas exclu que le terme d'erreur comporte de l'hétérogénéité inobservée, corrélée à la fois à cette variable et au coût biaisant ainsi l'estimation du coefficient associée à cette variable de PCS)<sup>69</sup>.

### 6.1. Sensibilité de l'identification des médecins à la méthode retenue d'ajustement au risque

Les médecins sont classés en déciles selon la valeur prise par leur effet propre. La figure 6 présente la valeur moyenne du facteur multiplicatif médecin par décile et selon le modèle mis en œuvre. Dans le modèle 1, les prescriptions d'un médecin du premier décile coûtent 40 % moins cher que le médecin moyen et celles d'un médecin du dernier décile 80 % plus cher que le médecin moyen. Pour les modèles 2, 3 et 4, les valeurs de l'effet médecin pour chaque décile sont semblables : les prescriptions d'un médecin du premier décile coûtent 33-34 % moins cher que le médecin moyen et celles d'un médecin du dernier décile 60 % plus cher que le médecin moyen.

**Figure 6 :** Valeur moyenne du facteur multiplicatif médecin par décile et selon le modèle mis en œuvre pour l'estimer



*Champ : médecins généralistes libéraux, années 2005 à 2009. 400 généralistes sont enquêtés une semaine par trimestre, selon le principe d'un panel tournant (15 % des médecins sortent du panel chaque trimestre). Seules les consultations ayant occasionné une prescription de médicament sont recensées ici.*

*Source : EPPM IMS-France, calculs Drees.*

*Note de lecture : d'après le modèle 4, un médecin appartenant au troisième décile réalise des prescriptions dont la valeur est en moyenne 15 % inférieure (valeur moyenne = 0,85) à celles réalisées par le médecin moyen, contre une valeur supérieure de 16 % pour un médecin du huitième décile.*

<sup>69</sup> Des procédures d'instrumentation visant à corriger cette endogénéité potentielle sont toutefois impossibles à mettre en œuvre du fait du faible nombre de variables à disposition dans l'EPPM.

Autrement dit, l'ajout d'informations plus détaillées sur la morbidité du patient ne modifie pas la variance de l'effet médecin mais permet, en revanche, de diminuer la variance du terme d'erreur. Pour autant, pour un médecin donné, l'ajout de ces variables peut modifier sensiblement la valeur de l'effet propre du médecin. La partie suivante s'emploie à analyser ces modifications.

## 6.2. Sensibilité de l'effet aléatoire médecin à la méthode retenue d'ajustement au risque

La figure 6 a permis de montrer que, sans contrôle du diagnostic, les écarts de coûts de prescription entre médecins apparaissent d'autant plus élevés, impliquant ainsi qu'une bonne spécification du modèle permet d'évaluer plus justement les médecins « *outliers* ». C'est au niveau d'analyse individuelle des médecins, niveau le plus pertinent pour les méthodes de *profiling*, que nous obtenons les résultats les plus précis en termes d'impact du niveau d'analyse retenue sur l'appréciation de l'effet propre de chaque médecin. Le tableau 2 permet d'apprécier la sensibilité de l'effet aléatoire médecin à la méthode d'ajustement au risque choisie. Selon le modèle mis en œuvre, le classement implicite des médecins au sein des 9 déciles peut s'en trouver assez sensiblement modifié. Si les différents modèles ne sont pas strictement comparables entre eux, la variable expliquée étant différente entre ces modèles (coût de l'ordonnance pour le modèle 1, coût d'un traitement ponctuel défini avec un degré de précision du diagnostic de niveau 1 pour les modèles 2 et 3, coût d'un traitement ponctuel défini avec un degré de précision du diagnostic de niveau 2 pour le modèle 4), nous souhaitons ici analyser la potentielle variabilité d'identification des médecins selon le niveau d'informations disponibles, dans un cadre décisionnel. Entre le modèle 1, très fruste, et le modèle 4, qui est le plus complet, seuls 22 % des médecins n'ont pas changé de décile<sup>70</sup>, 28 % des médecins ont changé d'un décile, 20 % de deux déciles et 30 % d'au moins trois déciles. Les changements de déciles s'observent moins en passant au modèle 4 : les modèles 2 et 3 contiennent une information de diagnostic de niveau 1 tandis que le modèle 4 fait intervenir en plus une variable de diagnostic de niveau 2. En effet, aucun changement n'est identifié pour un peu plus de la moitié des médecins, 39 % d'entre eux connaissant quant à eux un changement d'un décile. Néanmoins, une évolution d'un décile seulement peut être due à un effet de bord et ne pas être significative. Environ 7 % à 9 % des médecins voient donc leur classement significativement modifié (évolution d'au moins deux déciles) au sein de l'échantillon selon qu'une information de diagnostic de niveau 2 est considérée

---

<sup>70</sup> Parmi eux, 4,7 % sont dans le premier décile et 5,1 % dans le dernier décile, les médecins restants étant équitablement répartis dans les autres déciles.

ou seulement une information de diagnostic de niveau 1 (modèle 3 par rapport au modèle 4 ou modèle 2 par rapport au modèle 4).

Notons enfin que le modèle 3 ne fournit pas des résultats très différents du modèle 2, les proportions de changement de déciles entre les modèles 2 et 4, d'une part, et les modèles 3 et 4, d'autre part, étant sensiblement les mêmes. Une analyse plus fine montre par ailleurs que les groupes de changement de déciles entre les modèles 2 et 4, et 3 et 4 incluent quasiment les mêmes médecins.

**Tableau 2 :** Part en % de médecins changeant de déciles selon les modèles utilisés et l'ampleur du changement

Ampleur du changement	Modèle 1 / Modèle 4	Modèle 2 /Modèle 4	Modèle 3 /Modèle 4
Pas de changement	22%	52%	54%
1 décile	28%	39%	39%
2 déciles	20%	8%	7%
3 déciles	13%	1%	1%
4 déciles	9%	0%	0%
5 déciles	6%		
6 déciles	3%		
7 déciles	1%		
8 déciles	0%		
9 déciles	0%		

*Champ : médecins généralistes libéraux, années 2005 à 2009. 400 généralistes sont enquêtés une semaine par trimestre, selon le principe d'un panel tournant (15 % des médecins sortent du panel chaque trimestre). Seules les consultations ayant occasionné une prescription de médicament sont recensées ici.*

*Source : EPPM IMS-France, calculs Drees.*

*Note de lecture : 54 % des médecins de notre échantillon n'ont pas vu leur classement (en termes de décile d'appartenance) changer selon que le modèle utilisé était le modèle 3 ou le modèle 4. En revanche, 39 % des médecins ont vu leur classement changer de +/- un décile en utilisant le modèle 4 plutôt que le modèle 3 pour estimer l'effet propre du médecin.*

Au final, cette analyse montre que sans cette meilleure précision du code diagnostic, il existe un risque non nul de cibler à tort certains médecins et, inversement, de ne pas cibler des médecins pour lesquels ce serait pourtant justifié. Cette analyse montre ainsi l'importance de la prise en compte du code diagnostic, au minimum de niveau 2 si la nomenclature utilisée est celle de la CIM10, comme variable d'ajustement dans un modèle destiné à identifier les médecins « gros prescripteurs », en termes de coûts de prescription.

## 7. Discussion<sup>71</sup>

Conformément aux enseignements de la littérature, ces résultats montrent l'importance de connaître le diagnostic du médecin pour expliquer ses pratiques de prescription. En particulier, les différentes modélisations réalisées ont montré en quoi un niveau de diagnostic plus fin pouvait modifier l'appréciation que l'on peut porter sur un médecin en termes de coût de la prescription, dans des proportions parfois non négligeables. L'ajustement au risque apparaît donc indispensable dans une perspective de ciblage des médecins.

L'enjeu du profilage des médecins est souvent d'identifier les médecins qui prescrivent beaucoup. Pour cette raison, classer un médecin dans un certain décile alors qu'il serait classé différemment en ajustant du risque pose un problème s'il s'agit d'un médecin appartenant aux déciles les plus élevés. Nous avons donc complété l'analyse précédente (*cf.* paragraphe 6.2 Sensibilité de l'effet aléatoire médecin à la méthode retenue d'ajustement au risque) en nous concentrant sur les médecins appartenant aux derniers déciles, appelés par la suite « gros prescripteurs ». Le choix est fait ici de considérer les médecins les plus *outliers* ; néanmoins, d'un point de vue opérationnel, la question du choix d'un point de référence pour définir les médecins *outliers* se poserait (quel niveau de variabilité autour du coût de prescription médian est pertinent ?). Dans cette analyse complémentaire, nous identifions à partir du modèle 4, qui permet d'expliquer le mieux les différences de coût de prescription entre médecins, les médecins « gros prescripteurs », qui sont classés dans le décile 10. Il apparaît que quand on ne tient pas compte du *case-mix* (modèle 1), 82 % de ces médecins « gros prescripteurs » figurent quand même dans le dernier décile, la quasi-totalité des autres médecins « gros prescripteurs » étant classés quant à eux dans le décile 9. Par ailleurs, 18 % des médecins classés dans le dernier décile lorsque le *case-mix* des médecins n'est pas pris en compte (modèle 1) ne sont donc pas classés dans ce même décile lorsqu'on en contrôle (modèle 4). Ils sont cependant classés dans les déciles 9 (pour l'essentiel), et 8 pour les quelques autres. Un test de sensibilité réalisé pour les médecins classés dans les 8<sup>ème</sup>, 9<sup>ème</sup> et 10<sup>ème</sup> déciles conclut à des résultats identiques.

Ainsi, une mesure opérationnelle de ciblage des médecins du dernier décile sur la seule base des coûts de prescription conduirait *grosso modo* à bien cibler quatre cinquièmes des médecins « gros prescripteurs » identifiés en tenant compte du *case-mix*. Un cinquième des médecins ciblés le seraient « à tort », ce qui est à relativiser dans la mesure où ils apparaissent néanmoins, après prise

---

<sup>71</sup> Cette étude a fait l'objet d'analyses complémentaires, dans le cadre d'une publication institutionnelle. Nous en présentons les résultats dans cette partie.

Legal R., Pilorge C., avec la collaboration de Marbot C. (2013), « Coût de l'ordonnance des médecins généralistes. Peut-on caractériser les pratiques de prescription ? », *Dossiers Solidarité et Santé*, n°44, septembre.

en compte du *case-mix*, parmi les médecins aux prescriptions élevées (déciles 9 voire 8). Même si ces résultats sur les « gros prescripteurs » sont à considérer avec précaution compte tenu de la taille de l'échantillon (1818 médecins au total), ils semblent suffisamment robustes pour en déduire que l'absence d'ajustement au risque ne semble pas être un obstacle au ciblage des médecins qui prescrivent le plus, dans plus de 80 % des cas.

Une fois les médecins ciblés, il peut par ailleurs être intéressant de caractériser ces prescripteurs « *outliers* ». Nous avons donc régressé les effets médecins obtenus sur les variables à notre disposition (âge, sexe, secteur de conventionnement, mode d'exercice, région ZEAT<sup>72</sup>, densité de la zone d'exercice, importance de la patientèle) de manière à observer si les prescripteurs les plus chers présentent des caractéristiques particulières. Les résultats (*cf.* annexe 3) font apparaître un effet du sexe et de l'âge des médecins sur la valeur de l'effet individuel<sup>73</sup> ; le secteur de conventionnement, en revanche, ne ressort pas significatif. Cette estimation montre également que l'effet individuel des médecins est plus élevé en région parisienne ; la différence n'est par ailleurs pas significative pour les régions de l'Est (Centre Est et Sud-Est). Une estimation complémentaire ne fait apparaître aucun effet significatif de l'âge et du sexe sur la probabilité d'être identifié comme un médecin *outlier*. Cette estimation montre une plus faible probabilité pour les médecins exerçant dans le Nord et l'Ouest d'être identifié comme un « gros prescripteur », comparativement à un médecin exerçant en région parisienne, et une plus forte probabilité, en revanche, dans les régions de l'Est. Cependant, l'absence de représentativité des données de l'EPPM ne permet pas d'extrapoler ces résultats à l'ensemble des médecins.

En termes de limites, le fait que seules les consultations ayant occasionné une prescription soient considérées dans le champ de l'EPPM, et donc de l'étude, est susceptible de biaiser les résultats. En effet, les médecins qui auraient pour habitude de ne pas prescrire automatiquement à chaque consultation<sup>74</sup> devraient avoir un coût moyen de prescription à *case-mix* donné plus faible que ce qui est estimé ici. Toutefois, en France, environ 80 % à 90 % des consultations donnent lieu à une ordonnance (Amar *et al.*, 2005 ; Cnamts, 2005). Nous analysons donc ici une très grande majorité des consultations des médecins de l'échantillon.

La sensibilité des résultats obtenus selon le niveau de détail retenu pour le code diagnostic interpelle sur l'évolution des résultats si une variable de diagnostic encore plus fine était prise en

---

<sup>72</sup> Zone d'études et d'aménagement du territoire : la France métropolitaine et la Corse sont découpées en 8 grandes zones, regroupant une à plusieurs régions (région parisienne, bassin parisien, nord, est, ouest, sud-ouest, centre-est, Méditerranée).

<sup>73</sup> Les médecins femmes ont un effet individuel d'une valeur plus élevée que les hommes ; les médecins les plus jeunes (moins de 45 ans) et les plus âgés (55 ans et plus) ont également un effet individuel supérieur à celui des médecins d'âge moyen (entre 45 et 54 ans).

<sup>74</sup> Ce qui reviendrait à leur attribuer un coût de prescription nul pour une telle consultation.

compte<sup>75</sup>. Toutefois, une analyse de la Société française de médecine générale (SMFG) montre que la quasi-totalité de l'activité d'un médecin généraliste comprend entre 250 et 300 « diagnostics » (au sens de résultats de consultation) (Chevreul *et al.*, 2006). Cela correspond donc au niveau de détail de la CIM-10 adopté ici, *a priori* suffisant pour analyser l'hétérogénéité des pratiques de prescription. Notons, par ailleurs, qu'une autre manière d'ajuster au risque du médecin aurait été de considérer la nomenclature ACG, régulièrement utilisée dans les études d'ajustement au risque (Aguado *et al.*, 2008 ; Calderón-Larrañaga *et al.*, 2011).

Une autre limite vient du fait que l'étude procède implicitement comme si l'information de diagnostic était exogène. Or, cette information étant fournie par le médecin, la variabilité de diagnostic est en réalité endogène dans nos modèles. Ces derniers, par construction, avantagent donc les médecins enclins au « surcodage »<sup>76</sup>. Il peut être lié à la variabilité de l'appréciation des médecins de la pathologie des patients (incertitude médicale), biais que nous ne pouvons pas contrôler.

Enfin, si habitude est prise de comparer la performance du professionnel de santé à la moyenne observée chez les confrères dans des situations semblables (Kerleau, 1998), la question est de savoir ce qu'on entend par bonne pratique. En effet, il n'y a pas de raison de supposer que la moyenne statistique correspond à la pratique pertinente. Autrement dit, observer une variabilité des pratiques de prescription des médecins en France, en termes de coût de traitement, ne renseigne pas pour autant sur les bonnes pratiques à mettre en œuvre, le coût moyen de prescription observé n'étant pas nécessairement optimal d'un point de vue médical. Pour en juger, le *benchmarking* international est instructif. Sur ce point, Rosman (2008), dans un rapport remis à la CNAMTS, met en exergue les différences de pratiques entre médecins français et hollandais.

L'indicateur de coût de la prescription considéré ici n'est pas parfait car il est fondé sur une comparaison à la moyenne pour l'ensemble des prescriptions qui, en aucun cas, ne peut valoir de norme, quand bien même l'échantillon exploité compterait plus de médecins ou plus d'ordonnances par médecin (la loi des grands nombres s'appliquerait mieux). Des indicateurs plus précis, issus de recommandations, seraient plus pertinents médicalement, mais également plus difficiles à mettre en œuvre pour englober la totalité des prescriptions des médecins. Par ailleurs,

---

<sup>75</sup> Toutefois, considérer une variable de diagnostic moins agrégée (CIM 10 de niveau 3, voire au-delà) n'a pas été possible avec les données exploitées dans cette étude car chaque classe de diagnostic risquait alors de ne pas disposer de suffisamment d'observations pour permettre une estimation robuste.

<sup>76</sup> Au sens où en cas d'incertitude médicale, certains médecins auront tendance à « sur-diagnostiquer » tandis que d'autres auront tendance à « sous-diagnostiquer ».



cette étude souligne les difficultés techniques d'ajustement au risque : si ce type d'indicateur devait être exploité à des fins opérationnelles, la question de la précision du code diagnostic se poserait, alors même que ce niveau d'information apparaît difficile à obtenir dans l'état actuel des systèmes d'information.

## 8. Conclusion

Au final, nos résultats suggèrent que les médecins désignés comme gros prescripteurs sont à peu de choses près les mêmes que l'on contrôle par le diagnostic ou non (dans ce dernier cas, on contrôle tout de même par l'âge, le sexe et la PCS). Si en revanche il s'agit de classer l'ensemble des médecins selon le coût de leur prescription, disposer d'un code diagnostic modifie l'appréciation que l'on peut porter sur un médecin en termes de coût de la prescription, dans des proportions parfois non négligeables. Lorsque l'on se situe dans ce cas de figure, ces résultats, et leurs comparaisons avec ceux des études précédentes, nous amènent à penser qu'il existe deux grandes manières de cibler l'ensemble des médecins. Une première méthode consiste à s'appuyer sur des indicateurs très précis (pathologies précises) issus de recommandations (*guidelines*) et limités à certains types de patients. C'est le point de vue adopté dans l'article de Mousquès *et al.* (2010) faisant écho aux recommandations de l'Assurance Maladie concernant l'usage des antibiotiques. C'est par ailleurs la voie suivie par l'assurance maladie au travers de ses indicateurs de performance d'abord proposés par le biais du CAPI en 2009 et figurant à présent dans la ROSP. Dans ce cas, l'ajustement au risque s'avère relativement aisé – à condition, toutefois, que les systèmes d'information le permettent –, quand il n'est pas inutile<sup>77</sup>.

Une seconde méthode consiste, quant à elle, à réaliser des analyses sur la base d'indicateurs très généraux, tels que le coût moyen d'une prescription – comme c'est le cas dans cette étude –, la proportion d'arrêts de travail, etc. Dès lors, notre étude montre que l'ajustement au risque est préférable. Toutefois, l'intégration de codes diagnostics n'étant pas toujours possible dans les systèmes d'informations actuels, il est envisageable de développer des approches alternatives qui se substitueraient aux codes diagnostics et permettraient ainsi le ciblage des médecins. Dans certains pays, comme le Royaume-Uni par exemple, le NHS a choisi une voie indirecte pour déterminer un budget de prescription en fonction du risque : des montants théoriques de prescription sont définis par territoire, au niveau des *Primary Care Trust* (PCT), et ces montants

---

<sup>77</sup> Plus précisément, l'ajustement au risque sera inutile chaque fois que la recommandation officielle concerne un ensemble large de patients. C'est le cas par exemple du suivi de l'hémoglobine glyquée chez les patients diabétiques : la recommandation de la HAS s'appliquant à tous les patients diabétiques, évaluer les pratiques d'un médecin sur cette dimension précise nécessite seulement de pouvoir circonscrire ses patients diabétiques au sein de sa patientèle.

sont ajustés au risque à partir des caractéristiques de la population (démographie, prévalence du diabète, de l'hypertension...) de façon à calibrer les budgets alloués à chaque PCT. Du côté français, les données de l'Assurance maladie, si elles ne contiennent aucune information relative aux diagnostics en médecine ville, disposent néanmoins d'informations sur les affections de longues durées (ALD) des patients. Par ailleurs, des travaux en cours de l'Assurance maladie permettent d'identifier pour chaque patient les pathologies chroniques dont il souffre ainsi que les soins ponctuels qu'il reçoit à partir des informations disponibles dans les données. A partir d'un algorithme précis et propre à chaque pathologie faisant intervenir des variables d'hospitalisation (issues du programme de médicalisation des systèmes d'information - PMSI), de diagnostics d'affection de longue durée (ALD) et de consommation médicamenteuse, il est ainsi possible d'en déduire une pathologie<sup>78</sup>. Ces algorithmes, mis en œuvre sur les données du SNIIRAM depuis 2010, devraient être renseignés prochainement dans l'Échantillon Généraliste des Bénéficiaires (EGB), échantillon au 1/97<sup>ème</sup> des données du SNIIRAM. Il s'agit d'une voie prometteuse pour mieux apprécier la distribution des maladies pour une population donnée (zones géographiques, classes d'âge...)<sup>79</sup>. Il serait ainsi intéressant, à l'heure actuelle, de reproduire cette étude sur les données de l'Assurance maladie, et de tester la fiabilité de l'identification des médecins à la manière de prendre en compte leur *case-mix*. Différents modèles pourraient être comparés : un premier, sans aucune information sur l'état de santé des patients, un deuxième modèle dans lequel le *case-mix* des médecins serait approché par une information sur l'ALD, au-delà de l'âge du patient, ainsi qu'un troisième modèle, qui inclurait une information de pathologie renseignée à partir de l'algorithme de repérage des pathologies. Avec l'évolution des systèmes d'information, le ciblage des médecins devrait devenir de plus en plus fiable et pertinent, et répondre ainsi à la volonté d'optimisation des pratiques de prescription (prescription de classes thérapeutiques/molécules « efficaces », lutte contre la poly-prescription source d'évènements iatrogènes).

---

<sup>78</sup> [http://www.ameli.fr/fileadmin/user\\_upload/documents/Methodologie\\_medicale\\_Maj\\_2015.pdf](http://www.ameli.fr/fileadmin/user_upload/documents/Methodologie_medicale_Maj_2015.pdf)

<sup>79</sup> Cependant, le caractère totalement endogène du diagnostic par rapport aux prescriptions limite les possibilités d'utilisation au niveau médecin.

## Annexes

### Annexe 1 : Échelle d'analyse statistique

Dans cette étude, pour les modèles 2, 3 et 4, dans lesquels nous contrôlons du *case-mix* du médecin à partir d'informations de diagnostic, nous avons fait le choix de nous situer à l'échelle des lignes d'ordonnance en rapport avec un code diagnostic donné, plutôt qu'à l'échelle de l'ordonnance, qui peut comporter potentiellement plusieurs diagnostics.

Si nous situons l'analyse à l'échelle de l'ordonnance, le modèle estimé serait le suivant :

$$\log(\text{coût ordonnance}/X_i, Z_i) = X_i' \beta + Z_i' \gamma + \alpha_t + u_j + \varepsilon_{ij}$$

avec  $X_i' = (\text{âge, sexe, PCS, lieu de la consultation})$

$$Z_i' = (\text{diag}_1, \dots, \text{diag}_k, \dots, \text{diag}_{21})$$

$Z_i$  représente un vecteur à 21 composantes, traduisant l'ensemble des diagnostics (de niveau 1) à laquelle une consultation peut donner lieu. Si bien que l'équation précédente peut aussi se réécrire sous la forme plus développée suivante :

$$\log(\text{coût ordonnance}/X_i, Z_i) = X_i' \beta + \sum_{k=1}^{21} \gamma_k \text{diag}_k + \alpha_t + \tilde{u}_j + \varepsilon_{ij}$$

où  $\text{diag}_k = \begin{cases} 1 & \text{si l'ordonnance comporte le diagnostic } k \in \{1, \dots, 21\} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$

Le passage du logarithme du coût de l'ordonnance au coût de l'ordonnance par la fonction exponentielle conduit à :

$$(\text{Coût ordonnance}/X_i, Z_i) = e^{X_i' \beta} \cdot e^{\sum_{k=1}^{21} \gamma_k \text{diag}_k} \cdot e^{\tilde{u}_j} \cdot e^{\varepsilon_{ij}}$$

$$(\text{Coût ordonnance}/X_i, Z_i) = e^{X_i' \beta} \cdot \prod_{k=1}^{21} e^{\gamma_k \text{diag}_k} \cdot e^{\tilde{u}_j} \cdot e^{\varepsilon_{ij}}$$

Nous avons donc une « *multiplicativité* » des surcoûts en cas de multi-diagnostics, hypothèse qui nous semble peu réaliste. C'est pourquoi nous situons l'analyse à l'échelle des lignes de traitement en rapport avec un seul code diagnostic, afin d'éviter ce problème.

## Annexe 2 : Résultats de l'estimation des modèles multi-niveaux

**Tableau 3** : Résultats de l'estimation des modèles multi-niveaux 1 à 4

**Variable expliquée** : logarithme du coût d'une ordonnance (modèle 1) ou logarithme du coût d'un traitement ponctuel pour les modèles 2, 3 et 4

Variables	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
Constante	3,22 ***	3,60 ***	3,71 ***	3,75 ***
<b>Sexe des patients</b>			Les variables de sexe et d'âge sont introduites sous la forme d'une interaction avec les modalités de diagnostics (CIM 10 niveau 1). Plus de 150 effets croisés sont ainsi estimés. Nous ne présentons pas les résultats de ces estimations pour des raisons pratiques.	De la même manière que dans le modèle 3, nous ne présentons pas les résultats de l'estimation des coefficients associés aux effets croisés âge, sexe, diagnostic de niveau 1.  Par ailleurs, nous ne précisons pas non plus les coefficients affectés à chacune des 210 modalités de diagnostic de niveau 2.
Homme (référence)	Référence	Référence		
Femme	-0,07 ***	-0,12 ***		
<b>Âge des patients</b>				
Moins de 20 ans	-0,56 ***	-0,35 ***		
20-59 ans	Référence	Référence		
60-74 ans	0,19 ***	0,05 ***		
75 ans et plus	-0,01 ***	-0,10 ***		
<b>Catégorie socioprofessionnelle des patients</b>				
Non précisé	0,08 ***	0,05 ***	0,05 ***	0,01 *
Agriculteurs exploitants	0,28 ***	0,13 ***	0,11 ***	0,05 ***
Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	0,18 ***	0,11 ***	0,09 ***	0,07 ***
Cadres supérieurs, ingénieurs, professions intellectuelles supérieures	0,14 ***	0,09 ***	0,07 ***	0,07 ***
Cadres, professions intermédiaires	0,04 ***	0,03 ***	0,02 ***	0,03 ***
Employés	Référence	Référence	Référence	Référence
Ouvriers	0 (ns)	0 (ns)	0 (ns)	-0,02 ***
Chômeurs	0,16 ***	0,04 ***	0,02 ***	-0,02 ***
Retraités	0,73 ***	0,26 ***	0,23 ***	0,12 ***
Autres inactifs	-0,04 ***	-0,03 ***	-0,02 ***	-0,04 ***
<b>Lieu de la consultation</b>				
Au cabinet du médecin	Référence			
Au domicile du patient	-0,05 ***	-0,04 ***	-0,05 ***	-0,11 ***
<b>Diagnostic</b>				
Diagnostic de niveau 1 (chapitres de la CIM 10)		21 modalités Les résultats sont présentés dans le	Interaction avec les variables d'âge et de sexe.	

	tableau 4.			
Diagnostic de niveau 2 (sous-chapitres de la CIM 10)				192 modalités  Les résultats sont présentés dans le tableau 5.
<b>Effet temporel</b>				
2005, 1 <sup>er</sup> trimestre	Référence	Référence	Référence	Référence
2005, 2 <sup>ème</sup> trimestre	0,03 ***	0,02 ***	0,02 ***	0,03 ***
2005, 3 <sup>ème</sup> trimestre	-0,05 ***	-0,05 ***	-0,04 ***	-0,04 ***
2005, 4 <sup>ème</sup> trimestre	-0,05 ***	-0,03 ***	-0,03 ***	-0,02 ***
2006, 1 <sup>er</sup> trimestre	-0,03 **	-0,01 *	-0,01 *	-0,02 ***
2006, 2 <sup>ème</sup> trimestre	-0,01 (ns)	0,01 *	0,02 *	0,02 ***
2006, 3 <sup>ème</sup> trimestre	-0,05 ***	-0,02 ***	-0,02 ***	-0,01 *
2006, 4 <sup>ème</sup> trimestre	-0,07 ***	-0,02 ***	-0,03 ***	-0,01 (ns)
2007, 1 <sup>er</sup> trimestre	0,01 (ns)	0,03 ***	0,03 ***	0,03 ***
2007, 2 <sup>ème</sup> trimestre	0 (ns)	0,03 ***	0,03 ***	0,03 ***
2007, 3 <sup>ème</sup> trimestre	-0,04 ***	0 (ns)	0 (ns)	0,01 (ns)
2007, 4 <sup>ème</sup> trimestre	-0,07 ***	-0,01 (ns)	-0,01 (ns)	0 (ns)
2008, 1 <sup>er</sup> trimestre	-0,04 ***	0 (ns)	0 (ns)	0 (ns)
2008, 2 <sup>ème</sup> trimestre	-0,01 (ns)	0,03 ***	0,03 ***	0,03 ***
2008, 3 <sup>ème</sup> trimestre	-0,04 ***	0 (ns)	0 (ns)	0 (ns)
2008, 4 <sup>ème</sup> trimestre	-0,08 ***	0,01 (ns)	0 (ns)	0,02 ***
2009, 1 <sup>er</sup> trimestre	-0,03 ***	0,05 ***	0,04 ***	0,05 ***
2009, 2 <sup>ème</sup> trimestre	-0,01 (ns)	0,05 ***	0,05 ***	0,05 ***
2009, 3 <sup>ème</sup> trimestre	-0,08 ***	0,01 (ns)	0,01 (ns)	0,03 ***
2009, 4 <sup>ème</sup> trimestre	-0,05 ***	0,03 ***	0,03 ***	0,05 ***
<b>R<sup>2</sup></b>	15 %	14 %	16 %	24 %
<b>Variance de l'effet médecin et du terme d'erreur</b>				
Var( $u_j$ )	0,07636	0,05217	0,05178	0,055
Var( $e_{ijk}$ )	1,286	1,1025	1,0719	0,8915
Intra class correlation (ICC)	5,6 %	4,5 %	4,6 %	5,8 %
Unité statistique	Ordonnance (pas de prise en compte des diagnostics)	Traitement ponctuel relatif à un diagnostic de niveau 1		Traitement ponctuel relatif à un diagnostic de niveau 2
N	565 108	897 119		963 903

Significativité : \* significatif au seuil de 10 %  
 \*\* significatif au seuil de 5 %  
 \*\*\* significatif au seuil de 1 %

Note : ces modèles sont ajustés sur la période à l'aide de dummies de chacun des trimestres de la période.

Champ : médecins généralistes libéraux, années 2005 à 2009. 400 généralistes sont enquêtés une semaine par trimestre, selon le principe d'un panel tournant (15 % des médecins sortent du panel chaque trimestre). Seules les consultations ayant occasionné une prescription de médicament sont recensées ici.

Source : EPPM IMS-France, calculs Drees.

**Tableau 4** : Coefficients estimés relatifs aux informations de diagnostic de niveau 1 dans le modèle 2

<i>Diagnostic</i>	<i>Modèle 2</i>
<b>Diagnostic de niveau 1 (chapitres de la CIM 10)</b>	
Certaines maladies infectieuses et parasitaires (A00-B99)	-0,92 ***
Tumeurs (C00-D48)	0,30 ***
Maladies du sang et des organes hématopoïétiques et certains troubles du système immunitaire (D50-D89)	-1,40 ***
Maladies endocriniennes, nutritionnelles et métaboliques (E00-E90)	-0,37 ***
Troubles mentaux et du comportement (F00-F99)	-0,64 ***
Maladies du système nerveux (G00-G99)	-1,07 ***
Maladies de l'œil et de ses annexes (H00-H59)	-1,59 ***
Maladies de l'oreille et de l'apophyse mastoïde (H60-H95)	-0,95 ***
<i>Maladies de l'appareil circulatoire (I00-I99)</i> <i>(référence)</i>	<i>Référence</i>
Maladies de l'appareil respiratoire (J00-J99)	-0,67 ***
Maladies de l'appareil digestif (K00-K93)	-0,53 ***
Maladies de la peau et du tissu cellulaire sous-cutané (L00-L99)	-1,24 ***
Maladies du système ostéo-articulaire, des muscles et du tissu conjonctif (M00-M99)	-0,74 ***
Maladies de l'appareil génito-urinaire (N00-N99)	-0,67 ***
Grossesse, accouchement et puerpéralité (O00-O99)	-1,17 ***
Certaines affections dont l'origine se situe dans la période périnatale (P00-P96)	-1,14 ***
Malformations congénitales et anomalies chromosomiques (Q00-Q99)	-0,58 ***
Symptômes, signes et résultats anormaux d'examens cliniques et de laboratoire, non classés ailleurs (R00-R99)	-1,15 ***
Lésions traumatiques, empoisonnements et certaines autres conséquences de causes externes (S00-T98)	-1,21 ***
Causes externes de morbidité et de mortalité (V01-Y98)	-0,67 ***
Facteurs influant sur l'état de santé et motifs de recours aux services de santé (Z00-Z99)	-0,50 ***

*Significativité* : \* significatif au seuil de 10 %

\*\* significatif au seuil de 5 %

\*\*\* significatif au seuil de 1 %

*Champ* : médecins généralistes libéraux, années 2005 à 2009. 400 généralistes sont enquêtés une semaine par trimestre, selon le principe d'un panel tournant (15 % des médecins sortent du panel chaque trimestre). Seules les consultations ayant occasionné une prescription de médicament sont recensées ici.

*Source* : EPPM IMS-France, calculs Drees.

**Tableau 5** : Coefficients estimés relatifs aux informations de diagnostic de niveau 2 dans le modèle 4

<i>Diagnostic</i>		<b>Modèle 4</b>	
<b>Diagnostic de niveau 2 (chapitres de la CIM 10)</b>		<b>Coefficient estimé</b>	<b>p-value</b>
Maladies intestinales infectieuses	A00-A09	-0.1747	0.0008
Tuberculose	A15-A19	0.6453	<.0001
Certaines anthroponozoonoses bactériennes	A20-A28	0.001991	0.9924
Autres maladies bactériennes	A30-A49	0.6474	<.0001
Infections dont le mode de transmission est essentiellement sexuel	A50-A64	1.0754	<.0001
Autres maladies à spirochètes	A65-A69	0.02884	0.7982
Autres maladies à Chlamydia	A70-A74	-0.1034	0.6268
Rickettsioses	A75-A79	0.3284	0.5490
Infections virales du système nerveux central	A80-A89	1.2136	<.0001
Fièvres virales transmises par des arthropodes et fièvres virales hémorragiques	A90-A99	-0.7813	0.4089
Infections virales caractérisées par des lésions cutanéomuqueuses	B00-B09	0.4715	<.0001
Hépatite virale	B15-B19	1.6768	<.0001
Maladies dues au virus de l'immunodéficience humaine [VIH]	B20-B24	4.3910	<.0001
Autres maladies virales	B25-B34	-0.5022	<.0001
Mycoses	B35-B49	0.07090	0.1781
Maladies dues à des protozoaires	B50-B64	0.8226	<.0001
Helminthiases	B65-B83	-1.0759	<.0001
Pédiculose, acariase et autres infestations	B85-B89	-0.07628	0.3282
Séquelles de maladies infectieuses et parasitaires	B90-B94	0.3734	0.0284
Autres maladies infectieuses	B99	0	.
Tumeurs malignes	C00-C97	0.6213	<.0001
Tumeurs in situ	D00-D09	0.07128	0.8806
Tumeurs bénignes	D10-D36	-0.3670	<.0001
Tumeurs à évolution imprévisible ou inconnue	D37-D48	0	.
Anémies nutritionnelles	D50-D53	-1.3804	<.0001
Anémies hémolytiques	D55-D59	-0.2971	0.1207
Aplasies médullaires et autres anémies	D60-D64	-1.3793	<.0001
Anomalies de la coagulation, purpura et autres affections hémorragiques	D65-D69	-1.0104	<.0001
Autres maladies du sang et des organes hématopoïétiques	D70-D77	-0.6133	0.0004
Certaines anomalies du système immunitaire	D80-D89	0	.
Affections de la glande thyroïde	E00-E07	-1.8611	<.0001
Diabète sucré	E10-E14	0.2342	<.0001
Autres anomalies de la régulation du glucose et de la sécrétion pancréatique interne	E15-E16	0.1876	0.3523
Maladies des autres glandes endocrines	E20-E35	-0.2631	<.0001
Malnutrition	E40-E46	-0.4106	<.0001
Autres carences nutritionnelles	E50-E64	-1.6309	<.0001
Obésité et autres excès d'apport	E65-E68	0.3194	<.0001
Anomalies du métabolisme	E70-E90	0	.
Troubles mentaux organiques, y compris les troubles symptomatiques	F00-F09	0.1707	0.0250
Troubles mentaux et du comportement liés à l'utilisation de substances psycho-actives	F10-F19	0.3964	<.0001
Schizophrénie, trouble schizotypique et troubles délirants	F20-F29	0.4437	<.0001
Troubles de l'humeur [affectifs]	F30-F39	0.08183	0.2676
Troubles névrotiques, troubles liés à des facteurs de stress et troubles somatoformes	F40-F48	-1.0778	<.0001
Syndromes comportementaux associés à des perturbations	F50-F59	0.1329	0.0826

physiologiques et à des facteurs physiques			
Troubles de la personnalité et du comportement chez l'adulte	F60-F69	-0.2186	0.0112
Retard mental	F70-F79	0.5555	0.0009
Troubles du développement psychologique	F80-F89	-0.2370	0.3270
Troubles du comportement et troubles émotionnels apparaissant habituellement durant l'enfance et l'adolescence	F90-F98	-0.06285	0.5979
Trouble mental, sans précision	F99	0	.
Maladies inflammatoires du système nerveux central	G00-G09	0.3758	0.1019
Affections dégénératives systémiques affectant principalement le système nerveux central	G10-G13	1.3844	<.0001
Syndromes extrapyramidaux et troubles de la motricité	G20-G26	0.8800	<.0001
Autres affections dégénératives du système nerveux	G30-G32	2.3136	<.0001
Maladies démyélinisantes du système nerveux central	G35-G37	1.0527	<.0001
Affections épisodiques et paroxystiques	G40-G47	-0.4396	<.0001
Affections des nerfs et des racines et plexus nerveux	G50-G59	-0.2083	0.0006
Polynévrites et autres affections du système nerveux périphérique	G60-G64	0.9190	<.0001
Affections musculaires et neuro-musculaires	G70-G73	0.8610	<.0001
Paralysies cérébrales et autres syndromes paralytiques	G80-G83	1.0363	<.0001
Autres affections du système nerveux	G90-G99	0	.
Affections de la paupière, de l'appareil lacrymal et de l'orbite	H00-H06	-0.5294	<.0001
Affections de la conjonctive	H10-H13	-0.5232	<.0001
Affections de la sclérotique, de la cornée, de l'iris et du corps ciliaire	H15-H22	-0.3849	0.0017
Affections du cristallin	H25-H28	0.5091	<.0001
Affections de la choroïde et de la rétine	H30-H36	0.8332	<.0001
Glaucome	H40-H42	1.1472	<.0001
Affections du corps vitré et du globe oculaire	H43-H45	0.7146	<.0001
Affections du nerf et des voies optiques	H46-H48	0.2699	0.4875
Affections des muscles oculaires, des mouvements binoculaires, de l'accommodation et de la réfraction	H49-H52	0.4612	0.0540
Troubles de la vision et cécité	H53-H54	0.4441	<.0001
Autres affections de l'œil et de ses annexes	H55-H59	0	.
Maladies de l'oreille externe	H60-H62	-0.6157	<.0001
Maladies de l'oreille moyenne et de l'apophyse mastoïde	H65-H75	0.3677	<.0001
Maladies de l'oreille interne	H80-H83	0.3639	<.0001
Autres affections de l'oreille	H90-H95	0	.
Rhumatisme articulaire aigu	I00-I02	-0.2044	0.5963
Cardiopathies rhumatismales chroniques	I05-I09	-0.8526	<.0001
<i>Maladies hypertensives (référence)</i>	<i>I10-I15 (référence)</i>	<i>Référence</i>	<i>Référence</i>
Cardiopathies ischémiques	I20-I25	0.2552	<.0001
Affections cardiopulmonaires et maladies de la circulation pulmonaire	I26-I28	-1.3980	<.0001
Autres formes de cardiopathies	I30-I52	-0.5559	<.0001
Maladies cérébrovasculaires	I60-I69	-0.3341	<.0001
Maladies des artères, artérioles et capillaires	I70-I79	-0.1025	<.0001
Maladies des veines, des vaisseaux et des ganglions lymphatiques, non classées ailleurs	I80-I89	-0.7865	<.0001
Troubles autres et non précisés de l'appareil circulatoire	I95-I99	-0.7319	<.0001
Affections aiguës des voies respiratoires supérieures	J00-J06	-1.2135	<.0001
Grippe, à virus aviaire identifié	J09	-1.0159	<.0001
Grippe et pneumopathie	J10-J18	-1.0116	<.0001
Autres affections aiguës des voies respiratoires inférieures	J20-J22	-0.7432	<.0001
Autres maladies des voies respiratoires supérieures	J30-J39	-0.5638	<.0001
Maladies chroniques des voies respiratoires inférieures	J40-J47	-0.07811	0.0005
Maladies du poumon dues à des agents externes	J60-J70	-0.3364	0.0299
Autres maladies respiratoires touchant principalement le tissu interstitiel	J80-J84	-1.2212	<.0001
Maladies suppurées et nécrotiques des voies respiratoires inférieures	J85-J86	-0.2765	0.7701
Autres affections de la plèvre	J90-J94	-0.9268	<.0001
Autres maladies de l'appareil respiratoire	J95-J99	0	.



Maladies de la cavité bucale, des glandes salivaires et des maxillaires	K00-K14	-0.6361	<.0001
Maladies de l'œsophage, de l'estomac et du duodénum	K20-K31	0.4998	<.0001
Maladies de l'appendice	K35-K38	-0.7260	<.0001
Hernies	K40-K46	0.7313	<.0001
Entérites et colites non infectieuses	K50-K52	0.8538	<.0001
Autres maladies de l'intestin	K55-K63	-0.2789	<.0001
Maladies du péritoine	K65-K67	-0.6552	0.0676
Maladies du foie	K70-K77	0.4462	<.0001
Maladies de la vésicule biliaire, des voies biliaires et du pancréas	K80-K87	0.5646	<.0001
Autres maladies de l'appareil digestif	K90-K93	0	.
Infections de la peau et du tissu cellulaire sous-cutané	L00-L08	0.4703	<.0001
Dermatoses bulleuses	L10-L14	0.4818	0.0066
Dermatoses et eczémas	L20-L30	-0.1555	<.0001
Lésions papulo-squameuses	L40-L45	0.9603	<.0001
Urticaire et érythème	L50-L54	0.07987	0.0230
Affections de la peau et du tissu cellulaire sous-cutané liées à une irradiation	L55-L59	-0.00684	0.9038
Maladies des phanères et des annexes de la peau	L60-L75	0.4269	<.0001
Autres affections de la peau et du tissu cellulaire sous-cutané	L80-L99	0	.
Arthropathies	M00-M25	0.5004	0.0044
Affections disséminées du tissu conjonctif	M30-M36	0.5609	0.0018
Dorsopathies	M40-M54	0.3073	0.0806
Autres affections des tissus mous	M60-M79	0.005328	0.9758
Ostéopathies et chondropathies	M80-M94	1.0600	<.0001
Autres maladies du système ostéo-articulaire, des muscles et du tissu conjonctif	M95-M99	0	.
Glomérulopathies	N00-N08	0.8127	0.0608
Maladies rénales tubulo-interstitielles	N10-N16	0.3169	0.4158
Insuffisance rénale	N17-N19	0.3321	0.3938
Lithiases urinaires	N20-N23	-0.5239	0.1767
Autres affections du rein et de l'uretère	N25-N29	-0.02287	0.9579
Autres maladies de l'appareil urinaire	N30-N39	-0.4240	0.2725
Maladies des organes génitaux de l'homme	N40-N51	0.5633	0.1445
Affections du sein	N60-N64	-0.6505	0.0944
Affections inflammatoires des organes pelviens de la femme	N70-N77	-0.7195	0.0633
Affections non inflammatoires de l'appareil génital de la femme	N80-N98	-0.3775	0.3289
Autres affections de l'appareil génito-urinaire	N99	0	.
Grossesse se terminant par un avortement	O00-O08	-0.2657	0.2142
Œdème, protéinurie et hypertension au cours de la grossesse, de l'accouchement et de la puerpéralité	O10-O16	0.02711	0.8644
Autres affections maternelles liées principalement à la grossesse	O20-O29	-0.1662	0.0018
Soins maternels liés au fœtus et à la cavité amniotique, et problèmes possibles posés par l'accouchement	O30-O48	-0.2426	0.3774
Complications du travail et de l'accouchement	O60-O75	-0.2045	0.6295
Accouchement	O80-O84	0.5919	0.1626
Complications principalement liées à la puerpéralité	O85-O92	-0.1494	0.1035
Autres problèmes obstétricaux, non classés ailleurs	O95-O99	0	.
Anomalies liées à la durée de la gestation et à la croissance du fœtus	P05-P08	0.7585	0.3281
Infections spécifiques de la période périnatale	P35-P39	-1.7067	0.0022
Autres affections dont l'origine se situe dans la période périnatale	P90-P96	0	.
Malformations congénitales du système nerveux	Q00-Q07	0.1952	0.5951
Malformations congénitales de l'œil, de l'oreille, de la face et du cou	Q10-Q18	-0.2480	0.6819
Malformations congénitales de l'appareil circulatoire	Q20-Q28	-0.04846	0.8747
Fente labiale et fente palatine	Q30-Q34	0.8238	0.2519
Malformations congénitales des organes génitaux	Q38-Q45	0.6177	0.0202
Malformations congénitales des organes génitaux	Q50-Q56	-1.9442	0.0020
Malformations congénitales de l'appareil urinaire	Q60-Q64	-0.3028	0.5338
Malformations congénitales du système ostéo-articulaire et des muscles	Q65-Q79	0.01412	0.9598
Autres malformations congénitales	Q80-Q89	-1.0957	<.0001

Anomalies chromosomiques, non classées ailleurs	Q90-Q99	0	.
Symptômes et signes relatifs aux appareils circulatoire et respiratoire	R00-R09	-0.5937	1.0000
Symptômes et signes relatifs à l'appareil digestif et à l'abdomen	R10-R19	-0.3743	1.0000
Symptômes et signes relatifs à la peau et au tissu cellulaire sous-cutané	R20-R23	-0.6542	1.0000
Symptômes et signes relatifs aux systèmes nerveux et ostéo-musculaire	R25-R29	-0.4327	1.0000
Symptômes et signes relatifs à l'appareil urinaire	R30-R39	-0.04561	1.0000
Symptômes et signes relatifs à la connaissance, la perception, l'humeur et le comportement	R40-R46	-0.04944	1.0000
Symptômes et signes relatifs au langage et à la voix	R47-R49	-0.4200	1.0000
Symptômes et signes généraux	R50-R69	-0.3681	1.0000
Résultats anormaux de l'examen du sang, sans diagnostic	R70-R79	1.0857	1.0000
Résultats anormaux de l'examen des urines, sans diagnostic	R80-R82	0.02598	1.0000
Résultats anormaux de l'examen d'autres liquides, substances et tissus, sans diagnostic	R83-R89	-0.5179	1.0000
Résultats anormaux d'imagerie diagnostique et d'épreuves fonctionnelles, sans diagnostic	R90-R94	0.1747	1.0000
Lésions traumatiques de la tête	S00-S09	-1.0065	<.0001
Lésions traumatiques du cou	S10-S19	-0.4686	<.0001
Lésions traumatiques du thorax	S20-S29	-0.6155	<.0001
Lésions traumatiques de l'abdomen, des lombes, du rachis lombaire et du bassin	S30-S39	-0.6889	<.0001
Lésions traumatiques de l'épaule et du bras	S40-S49	-0.6534	<.0001
Lésions traumatiques du coude et de l'avant-bras	S50-S59	-0.8845	<.0001
Lésions traumatiques du poignet et de la main	S60-S69	-1.0113	<.0001
Lésions traumatiques de la hanche et de la cuisse	S70-S79	-0.4059	<.0001
Lésions traumatiques du genou et de la jambe	S80-S89	-0.6032	<.0001
Lésions traumatiques de la cheville et du pied	S90-S99	-0.8764	<.0001
Lésions traumatiques de plusieurs parties du corps	T00-T07	0.05670	0.7451
Lésions traumatiques de sièges non précisés du tronc, membre ou autre région du corps	T08-T14	-0.8230	<.0001
Effets dus à un corps étranger ayant pénétré dans un orifice naturel	T15-T19	-1.2595	<.0001
Brûlures et corrosions	T20-T32	-1.1114	<.0001
Intoxications par des médicaments et des substances biologiques	T36-T50	-0.9717	0.0026
Effets toxiques de substances d'origine essentiellement non médicinale	T51-T65	-0.7339	<.0001
Effets de causes externes, autres et non précisés	T66-T78	-0.03814	0.5915
Certaines complications précoces des traumatismes	T79	-0.2016	0.0144
Complications de soins chirurgicaux et médicaux, non classées ailleurs	T80-T88	-0.3575	<.0001
Séquelles de lésions traumatiques, d'empoisonnements et d'autres conséquences de causes externes	T90-T98	0	.
Complications de soins médicaux et chirurgicaux	Y40-Y84	0	.
Sujets en contact avec les services de santé pour des examens divers	Z00-Z13	-0.4819	<.0001
Sujets pouvant courir un risque lié à des maladies transmissibles	Z20-Z29	-0.08170	0.0001
Sujets ayant recours aux services de santé pour des motifs liés à la reproduction	Z30-Z39	-0.3268	<.0001
Sujets ayant recours aux services de santé pour des actes médicaux et des soins spécifiques	Z40-Z54	0.2931	<.0001
Sujets dont la santé peut être menacée par des conditions socio-économiques et psycho-sociales	Z55-Z65	-1.1863	<.0001
Sujets ayant recours aux services de santé pour d'autres motifs	Z70-Z76	0.1228	<.0001
Sujets dont la santé peut être menacée en raison d'antécédents personnels et familiaux et de certaines affections	Z80-Z99	0	.

Significativité : \* significatif au seuil de 10 %

\*\* significatif au seuil de 5 %

\*\*\* significatif au seuil de 1 %

Champ : médecins généralistes libéraux, années 2005 à 2009. 400 généralistes sont enquêtés une semaine par trimestre, selon le principe d'un panel tournant (15 % des médecins sortent du panel chaque trimestre). Seules les consultations ayant occasionné une prescription de médicament sont recensées ici.

Source : EPPM IMS-France, calculs Drees.

## Annexe 3 : Analyse des effets individuels médecins

Tableau 6 : Résultats de l'estimation des effets individuels médecins en fonction des caractéristiques de ces derniers

Variables : caractéristiques des médecins	Variable expliquée	
	Effets individuels des médecins $u_j$ (modèle 4)	Probabilité d'être identifié comme un médecin <i>outlier</i> (modèle 4)
Constante	0,04 *	-1,22 ***
<b>Sexe :</b> Femme (référence : homme)	0,03 **	0,09 *
<b>Classe d'âge :</b> Moins de 45 ans	0,04 ***	0,02 (ns)
<i>Entre 45 et 54 ans (référence)</i>	<i>Référence</i>	<i>Référence</i>
55 ans et plus	0,03 **	0,06 (ns)
<b>Secteur de conventionnement :</b> Secteur 2 (référence : secteur 1)	0,01 (ns)	0,10 (ns)
<b>Mode d'exercice :</b> <i>Seul (référence)</i>	<i>Référence</i>	<i>Référence</i>
Seul avec activité hospitalière	0,02 (ns)	0,30 (ns)
Groupe monodisciplinaire	0,00 (ns)	-0,10 (ns)
Groupe monodisciplinaire avec activité hospitalière	0,03 **	0,01 (ns)
Groupe pluridisciplinaire	0,04 *	-0,02 (ns)
Groupe pluridisciplinaire avec activité hospitalière	0,04 (ns)	-0,15 (ns)
<b>Taille de la clientèle :</b> Petite clientèle (80 actes et moins dans la semaine)	-0,05 ***	-0,15*
<i>Clientèle moyenne (81 à 130 actes dans la semaine) (référence)</i>	<i>Référence</i>	<i>Référence</i>
Clientèle importante (131 actes et plus)	-0,02 (ns)	-0,03 (ns)
<b>« Région » d'exercice du médecin :</b> <i>Région parisienne (référence)</i>	<i>Référence</i>	<i>Référence</i>
Nord	-0,17 ***	-0,43 **
Ouest	-0,20 ***	-0,67 ***
Est	-0,07 *	-0,03 (ns)
Centre	-0,23 ***	-0,54 ***
Centre Est	-0,01 (ns)	0,41 ***
Sud-est	0,02 (ns)	0,60 ***
Sud-ouest	-0,09 **	0,15 (ns)
<b>Densité de population de la commune d'exercice :</b> Moins de 5.000 habitants	0,06 (ns)	0,01 (ns)
5.000 à 20.000 habitants	0,06 *	0,22 **
20.000 à 100.000 habitants	0,07 *	0,26 **
Plus de 100.000 habitants	0,03 (ns)	-0,14 (ns)
<i>Agglomération Parisienne (référence)</i>	<i>Référence</i>	<i>Référence</i>
Nombre d'observations	1818	

Significativité : \* significatif au seuil de 10 %  
 \*\* significatif au seuil de 5 %  
 \*\*\* significatif au seuil de 1 %

Champ : médecins généralistes libéraux, années 2005 à 2009. 400 généralistes sont enquêtés une semaine par trimestre, selon le principe d'un panel tournant (15 % des médecins sortent du panel chaque trimestre). Seules les consultations ayant occasionné une prescription de médicament sont recensées ici.

Source : EPPM IMS-France, calculs Drees.

Remarque : un médecin outlier est un médecin dont l'effet individuel estimé se situe dans le 10<sup>ème</sup> décile.

## Chapitre 2

### Effet de la concurrence entre médecins généralistes sur la prescription de médicaments

L'étude présentée dans ce chapitre a été réalisée en collaboration avec **Julie Rochut**, chargée d'études à la Drees lors de sa réalisation. Elle est actuellement en cours de valorisation et a fait l'objet de présentations à des colloques (35<sup>èmes</sup> JESF, Créteil 2013 ; colloque EMOIS, Nancy 2015).

## 1. Introduction

En France, les dépenses par habitant de médicaments délivrés en ville sont élevées. La Cnamts évaluait en 2013 une dépense de médicament par habitant supérieure en France (93 euros par habitant) par rapport à 7 autres pays européens (dans l'ordre, Italie, Espagne, Finlande, Allemagne, Norvège, Royaume-Uni, Pays-Bas), pour les classes thérapeutiques les plus courantes. En 2014, elles représentent 18 % de la consommation de soins, soit 33,9 milliards d'euros (Comptes Nationaux de la Santé 2014), même si depuis 2010, le taux de croissance de ce poste a baissé (-0,8 % en 2012, -0,7 % en 2013<sup>80</sup>) du fait d'une baisse des prix (Cnamts, 2014). Ces dernières années, de nombreuses mesures ont tenté de réduire le poids et la progression de ces dépenses, comme les politiques de déremboursement, opérées depuis la loi de 2004 relative à la politique de santé publique, mais également les baisses de prix, les incitations à l'utilisation croissante des génériques, ou encore l'encadrement de la prescription des médecins<sup>81</sup>. Même si ces mesures existent, la liberté de prescription des médecins<sup>82</sup> confère au professionnel de santé un rôle majeur dans la fixation du montant global des dépenses de médicaments. En effet, en France, environ 80 à 90 % des consultations donnent lieu à une ordonnance comportant au moins un médicament (Amar *et al.*, 2005 ; Cnamts, 2005), alors que cette proportion n'est que de 72 % en Allemagne et de 43 % aux Pays-Bas (Cnamts, 2005).

Si l'état de santé, l'âge et le sexe des patients expliquent la majorité de la variabilité des pratiques de prescription (Mousquès *et al.*, 2010 ; Aguado *et al.*, 2008 ; Davis *et al.*, 2000), d'autres facteurs peuvent également influencer ces pratiques. Les soins de santé reposent sur une asymétrie d'informations entre le médecin expert, qui diagnostique puis prescrit un traitement, et le patient, qui le reçoit (Arrow, 1963). Cette relation thérapeutique peut, par conséquent, renvoyer aussi à des facteurs sociologiques et « subjectifs » qui vont construire la relation de confiance entre les deux parties (Collin *et al.*, 1999). La qualité des soins peut être difficilement appréciable pour le patient, *a fortiori* à court terme. Différents facteurs peuvent être perçus par les patients comme un signal de qualité de la consultation. La prescription de médicaments en est un (Schaumans, 2015) et peut revêtir une forte valeur symbolique dans certaines sociétés. La prescription peut, par

---

<sup>80</sup> En 2014, la consommation de médicaments en ville a augmenté de 2,7 % du fait de l'arrivée de nouveaux traitements innovants de l'hépatite C, générant plus de 1,1 milliard d'euros de dépenses. Hors rétrocession, la consommation recule de 1,2 %.

<sup>81</sup> A travers la mise en place du contrat d'amélioration des pratiques individuelles (CAPI) en 2009 puis de la rémunération sur objectifs de santé publics (ROSP) en 2012. Ces contrats s'inscrivent dans une volonté de maîtrise médicalisée des dépenses de santé. Différents indicateurs ont été définis, relatifs au suivi des pathologies chroniques, à la prévention et à l'optimisation et l'efficacité des prescriptions.

<sup>82</sup> *A contrario*, dans d'autres pays, en Allemagne et en Angleterre par exemple, les médecins sont soumis à des budgets de prescription : individuels dans un cas (volume cible) et au niveau du cabinet médical (*Primary Care Trust*) dans l'autre, chaque PCT établissant une liste des médicaments pris en charge ainsi que les bonnes pratiques de prescription.

ailleurs, apparaît comme un moyen d'établir un lien avec les patients (Bradley, 1992). Les médecins, dans un désir de contentement de la patientèle, s'ils ressentent une demande potentielle de médication de la part de celle-ci, peuvent avoir tendance à adapter leur comportement de prescription, et ce différemment selon la situation de concurrence. Cette hypothèse repose sur le concept d'aléa moral du côté de la demande en situation de forte concurrence.

La théorie économique définit l'existence d'une concurrence monopolistique entre les médecins, les services fournis n'étant pas parfaitement substituables aux yeux des patients du fait de différences dans leur localisation et dans la qualité des soins dispensés (Dranove & Satterthwaite, 1992). Si le patient interprète la nature du traitement comme un signal de qualité et détermine par effets d'expérience son choix de médecin à long terme en comparant la qualité offerte par le médecin à la qualité espérée, il peut exercer une certaine influence sur les pratiques du médecin (Dranove, 1988). L'exercice effectif de la liberté de choix du médecin pourra apparaître plus ou moins crédible selon la situation de concurrence dans laquelle se trouve le médecin. Une hausse de la densité médicale peut aussi modifier l'accès à l'information sur les compétences des médecins (Pauly & Satterthwaite, 1981), et les patients peuvent avoir une plus forte propension à « voter avec leurs pieds » et à consulter plusieurs médecins pour une même affection (Rochaix & Jacobzone, 1997). Néanmoins, la relation de confiance nouée avec le médecin, liée à la qualité des soins perçue par le patient, peut limiter l'effet de la concurrence.

La concurrence est plus intense lorsque le nombre de médecins augmente dans une zone donnée, la demande s'adressant à chacun d'eux dépendant négativement du nombre de médecins dans la zone d'exercice (Delattre & Dormont, 2003 ; Dormont & Samson, 2008). L'effet de la concurrence entre médecins sur l'activité de ces derniers a été largement documenté, rendant compte de l'existence d'une potentielle demande induite par les médecins afin de maintenir un certain niveau de revenu (Evans, 1974<sup>83</sup>). Un rationnement de la demande qui s'adresse aux médecins peut être en partie compensé par une augmentation du volume de soins délivrés (Evans *et al.*, 1973 ; Fuchs & Kramer, 1972 ; Delattre & Dormont, 2003) ou une hausse des tarifs (Sloan, 1976 ; Redisch *et al.*, 1981 ; Pauly & Satterthwaite, 1981), mettant ainsi en évidence des comportements de demande induite. Dans les zones médicales denses, la prescription de médicaments peut être plus élevée, les médecins pouvant être plus enclins à répondre favorablement à une demande potentielle de prescription de la part des patients, occasionnant ainsi une surprescription (situation d'aléa moral).

---

<sup>83</sup> Cf. Rochaix (1995) pour une revue de la littérature.

Au-delà de la prescription de médicaments, la durée de consultation peut également être perçue comme un indicateur de qualité des soins (Wilson, 1991 ; Wilson & Childs, 2002 ; Gude *et al.*, 2013 ; Freeman, 2002), particulièrement dans le cadre de cas complexes ou de problèmes psychologiques et sociaux (Howie *et al.*, 1989 ; Howie *et al.*, 1997). Ce signal de qualité se comprend essentiellement dans un système de paiement à l'acte (Saint-Lary & Sicsic, 2015). Dans un cadre où les tarifs des consultations sont fixés et identiques pour les médecins généralistes, majoritairement en secteur 1 (90% d'entre eux), la durée de consultation peut permettre d'ajuster les volumes de soins fournis, et ainsi, le revenu espéré par le médecin. Un faible niveau de concurrence est lié à une patientèle importante<sup>84</sup> et peut donner lieu à un temps de travail plus important pour les médecins (Jakoubovitch *et al.*, 2012), ainsi qu'à des durées de consultations plus courtes. A l'inverse, une forte densité médicale peut être liée à des durées de consultation plus longues (Kristiansen & Mooney, 1993). Or, la charge de travail du médecin et la durée de consultation peuvent influencer sur la prescription, avec l'idée que l'ordonnance peut permettre de mettre un terme à la consultation (Rosman, 2008, 2010).

Deux hypothèses de l'effet de la densité médicale sur les comportements de prescription des médecins peuvent donc être formulées. La première est celle d'un lien positif entre la concurrence entre médecins et la prescription de médicaments : elle repose sur la théorie de la demande induite, selon laquelle les médecins chercheraient à fidéliser leur patientèle, ainsi que sur la notion de facilité d'accès aux soins, qui peut avoir un effet inflationniste sur la consommation de soins. La deuxième hypothèse est celle d'un lien négatif entre la densité médicale et la prescription de médicaments, celle-ci étant susceptible d'être plus importante dans les zones peu denses, dans lesquelles il peut exister un effet de substitution entre la durée de consultation et la prescription. Deux effets contraires de la densité sont donc susceptibles de jouer sur les pratiques de prescription des médecins.

Quelques études, françaises et étrangères, se sont intéressées à l'effet de la densité médicale sur la prescription de médicaments : leurs résultats ne convergent pas.

En France, Lancry & Paris (1997) montrent, à partir des données du Système National Inter-Régimes (SNIR) de l'Assurance Maladie pour l'année 1990, que le niveau de la prescription pharmaceutique d'un médecin (montant moyen de la prescription pharmaceutique par acte et par médecin) est influencé par la prescription des autres praticiens de la commune, et ce d'autant plus

---

<sup>84</sup> En France, d'après les données de la Cnamts, il existe en 2005, 2008 et 2011 un lien négatif et significatif entre nombre de patients et densité médicale.

que la concurrence (mesurée par la densité de médecins par département<sup>85</sup>) entre généralistes est forte. Ceci suggère l'existence d'une pratique standardisée au sein d'une même zone. Cette étude, toutefois, ne prend pas en compte l'état de santé des patients. En Norvège, Kann *et al.* (2010) identifient également une corrélation positive entre la concurrence des médecins généralistes et la prescription de médicaments (volume moyen de médicaments prescrits par un médecin au cours d'un trimestre, en dose définie journalière), dans le cas particulier des patients âgés, entre 2004 et 2007. Les particularités du système de soins norvégien, notamment le système de paiement par capitation, conduisent les auteurs à utiliser une mesure de la concurrence différente de la densité. La concurrence est ici mesurée par deux indicatrices signalant d'une part si le volume de patients inscrits sur les listes du médecin généraliste est inférieur<sup>86</sup> au volume espéré par le médecin et d'autre part, symétriquement, si ce nombre de patients inscrits est trop important selon le volume espéré par le médecin. Par ailleurs, les auteurs approximent l'état de santé des patients par les classes thérapeutiques prescrites. En Belgique, l'étude de Schaumans (2015) détaille l'impact de la densité sur le volume de prescription des médecins : l'auteur montre que plus la densité de médecins par habitant est élevée, plus le volume de médicaments prescrits est important, à la fois par habitant et par consultation. Dans cette étude également, l'auteur tente de prendre en compte le *case-mix* des médecins, à savoir les spécificités de la patientèle des médecins<sup>87</sup>.

*A contrario*, Béjean *et al.* (2007), soulignent un effet négatif de la densité (à l'échelle cantonale) sur le nombre d'actes et le coût de prescription par ordonnance, à partir de données de prescription à l'échelle des médecins issues des systèmes d'information des caisses d'assurance maladie des régions Aquitaine et Bourgogne, en 2000. Les auteurs expliquent ce résultat par un effet mécanique de la densité sur le nombre d'actes (la patientèle par médecin étant moins importante) et par l'existence potentielle d'un effet de substitution avec la densité en hôpitaux et en spécialistes, pouvant influencer sur le coût de prescription. A l'échelle départementale, la densité a en revanche un effet positif sur le nombre de procédures par patient, résultat que les auteurs relient à l'hypothèse de la demande induite. Ces travaux ne prennent toutefois pas en compte l'état de santé des patients.

Mousquès *et al.* (2010), à partir de données d'enquête françaises relatives aux prescriptions d'un panel de médecins (observatoire Thalès, 2001), mettent en avant un effet négatif de la densité sur la prescription d'antibiotiques, à état de santé donné des patients.

---

<sup>85</sup> Mais également la densité de médecins par commune, dans les grandes communes de plus de 20 000 habitants.

<sup>86</sup> A une certaine valeur seuil, définie à 100 par la littérature norvégienne.

<sup>87</sup> L'auteur approche les besoins de soins des patients en instrumentant le nombre de consultations par patient d'un médecin à partir de variables de densité, de caractéristiques propres aux médecins (sexe, expérience...), de caractéristiques propres aux patients (âge, sexe) et d'informations socio-démographiques et économiques de la zone d'exercice. Les données sont à l'échelle des médecins.



Par ailleurs, une autre étude française, sur ces mêmes données d'enquête (observatoire Thalès, 2002), met quant à elle en évidence une absence de lien entre densité et prescription – globale – de médicaments, à état de santé donné des patients (Amar *et al.*, 2005)

D'autres études se sont intéressées à la corrélation entre durée de consultation et prescription, sans toutefois établir nécessairement un lien entre la densité médicale et la durée des consultations. Ventelou *et al.* (2010), à partir de données d'enquête de médecins généralistes français interrogés sur des stratégies de traitement dans le cadre d'un cas hypothétique, mettent en avant un lien négatif entre la durée de consultation et la probabilité de prescription d'un médicament. La prescription agit dès lors comme une substitution au temps de consultation, permettant au médecin de réaliser davantage d'actes (Lancry et Paris, 1997). A l'inverse, Breuil-Genier & Goffette (2006), sur données françaises également (observatoire Thalès, 2002), montrent une corrélation positive entre la durée de consultation et le volume de prescription, suggérant ainsi l'existence non pas d'une substitution mais d'une complémentarité entre les deux. Par ailleurs, les auteurs ne trouvent pas d'effet significatif de la densité sur la durée de consultation, contrairement à Sloan et Lorant (1976), qui trouvent un lien positif entre les deux. Ces travaux soulignent en outre l'existence de consultations plus longues dans le cas de séances au cours desquelles est abordé un problème psychologique ou psychiatrique (Deveugele *et al.*, 2002 ; Breuil-Genier & Goffette, 2006 ; Ventelou *et al.*, 2010).

L'effet de la concurrence entre médecins sur la prescription médicamenteuse a finalement été peu exploré en France et les résultats de la littérature ne font pas consensus sur le sens de l'effet de la densité médicale sur la prescription de médicaments. L'effet de la densité sur la prescription de médicaments apparaît donc encore incertain.

L'originalité de cette étude, fondée sur les données issues du Système national d'information inter-régimes de l'assurance maladie (SNIIRAM), réside également dans le fait d'utiliser une mesure innovante d'accès aux soins au niveau communal, l'Accessibilité Potentielle Localisée (APL) (Barlet *et al.*, 2012), qui représente une mesure plus fine de la densité que la densité départementale couramment utilisée dans la littérature. Cette étude a pour objectif d'approfondir l'analyse du lien entre la densité entre médecins généralistes et la prescription de médicaments, à l'aide de données riches, récentes et permettant une analyse longitudinale. Nous faisons le choix d'étudier exclusivement les comportements de prescription des médecins généralistes. Deux raisons nous conduisent à ce choix : les caractéristiques inobservées des médecins peuvent être

très différentes d'une spécialité à une autre, et les remboursements de médicaments en ville relèvent, dans près de deux tiers des cas, des médecins généralistes.

Nous analysons ici l'effet de la densité médicale sur la prescription de médicaments sur la période 2005-2011 : différentes spécifications de la densité médicale sont estimées afin de tester un potentiel effet linéaire ou non linéaire de la densité. En effet, nous mesurons le solde des deux effets contraires présentés dans la littérature. D'un côté, plus la concurrence est importante, plus le médecin pourrait avoir tendance à prescrire ; de l'autre, une concentration importante de la patientèle, dans des zones moins pourvues en médecins pourrait engendrer des prescriptions plus systématiques afin d'écourter la consultation. Au total, l'effet de la densité médicale sur la prescription pourrait se révéler nul. La variation de la densité médicale pourrait également dépendre du niveau initial de cette densité, et la relation entre les dépenses de prescription de médicaments et la densité médicale prendrait dans ce cas la forme d'une courbe « en U », avec un effet négatif d'une hausse de la densité sur les dépenses de prescription dans des zones peu denses et, à l'inverse, un effet positif sur les dépenses de prescription dans les zones denses médicalement. Ce chapitre est organisé de la manière suivante : le deuxième paragraphe présente l'échantillon des données du SNIIRAM, agrégées à l'échelle des médecins, le troisième paragraphe détaille la modélisation retenue et les résultats obtenus ; enfin, les deux derniers paragraphes discutent, d'une part, de l'opportunité de confronter les résultats à une analyse sur des données plus fines, permettant de suivre dans le temps des couples patients/médecins, mais moins exhaustives, ainsi que des résultats obtenus, d'autre part.

## **2. L'extraction du Sniiram à l'échelle médecin**

### **2.1. Descriptif des données**

Les données issues d'une extraction des données du SNIIRAM (système national d'informations inter-régimes de l'assurance maladie) sont utilisées. A l'échelle des médecins, elles permettent d'identifier la totalité des dépenses de médicaments à l'initiative de chaque médecin en exercice libéral, et présentées au remboursement par les patients au cours des années 2005, 2008 et 2011. Ces données contiennent également une information synthétique sur les caractéristiques de la patientèle des médecins.

Cette extraction *ad hoc* des données du SNIIRAM a été réalisée par la CNAMTS<sup>88</sup>. Pour la quasi-totalité des médecins généralistes conventionnés avec l'assurance maladie (soit 80 % des médecins généralistes), nous disposons du montant total de leurs prescriptions de médicaments, du nombre de patients rencontrés, du nombre de consultations et d'actes réalisés pour les années 2005, 2008 et 2011. Les informations d'âge et de sexe sont également disponibles. Ces données renseignent par ailleurs sur la structure par âge et sexe de la patientèle, ainsi que la part de patients atteint d'une affection de longue durée (ALD), la proportion de bénéficiaires de la couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) et celle de bénéficiaires d'autres motifs d'exonération<sup>89</sup>.

En 2005, 75 % des médecins généralistes sont des hommes. Les caractéristiques des médecins évoluent relativement peu entre 2005 et 2011, même si nous observons une féminisation croissante de la profession avec près de 30 % de femmes en 2011, et un vieillissement des médecins en exercice, l'âge moyen passant de 49 ans et demi à 53 ans. Seuls 12 % des médecins généralistes sont conventionnés en secteur 2, 40 % d'entre eux exerçant un mode d'exercice particulier, majoritairement l'acupuncture, l'homéopathie, l'angiologie, la phlébologie ou encore l'allergologie. Au global, seuls 10 % des médecins généralistes pratiquent un tel mode d'exercice. Nous faisons le choix de ne pas inclure les médecins pratiquant un mode d'exercice particulier dans cette étude car ces médecins peuvent ne pas participer, ou pas à temps plein, à l'offre de soins telle que la définit la réforme du « médecin traitant » et telle que l'envisage le parcours de soins ; ces médecins peuvent ainsi choisir de ne pas exercer une médecine de premier recours (rapport de l'ONDPS 2006-2007). Par ailleurs, seuls les médecins exerçant en libéral sont considérés dans cette étude : 90 % d'entre eux ont une activité libérale exclusive, 5 % exercent en libéral à temps partiel et 5 % exercent à la fois en libéral et à l'hôpital. En outre, les médecins présentant des données atypiques (nombre de consultations nul pour au moins une des années) sont exclus de l'analyse. Par la suite, nous considérons un échantillon cylindré de médecins entre 2005 et 2011<sup>90</sup> : 38 227 médecins généralistes sont ainsi retenus, soit environ 70 % des médecins de l'échantillon. Les médecins ont vu en moyenne 1500 patients en 2005 et 2008, et 1800 patients en 2011, et réalisés plus de 5400 consultations par an en 2005, contre 5200 en 2011. En moyenne, les enfants de moins de 15 ans représentent 20 % de la patientèle des médecins généralistes, et les plus de 65 ans environ 16 %. 7 % des patients en moyenne sont bénéficiaires de la CMU-C et

---

<sup>88</sup> Cette extraction a été réalisée à des fins d'appariement avec les données fiscales de la DGFIP pour l'étude des revenus des médecins libéraux (Coudin E., Pla A., Samson A.-L., 2015)

<sup>89</sup> Part de la clientèle exonérée du ticket modérateur pour un autre motif que celui de l'ALD. Les cas d'exonérations autres que l'ALD sont des cas d'exonérations temporaires, moins définitives que l'ALD tels que la grossesse, les pensionnés ou encore les actes de chirurgie (CCAM) supérieurs à 91 €.

<sup>90</sup> Les médecins installés au cours de la période sont donc exclus de l'analyse.

environ 16 % sont atteints d'une affection longue durée. Sur la période, les dépenses moyennes de prescription de médicaments par médecin de notre échantillon cylindré ont baissé de 3 %, passant d'environ 339 000 euros à 329 000 euros (*cf.* tableau 8 en annexe 1).

## 2.2. Statistiques descriptives

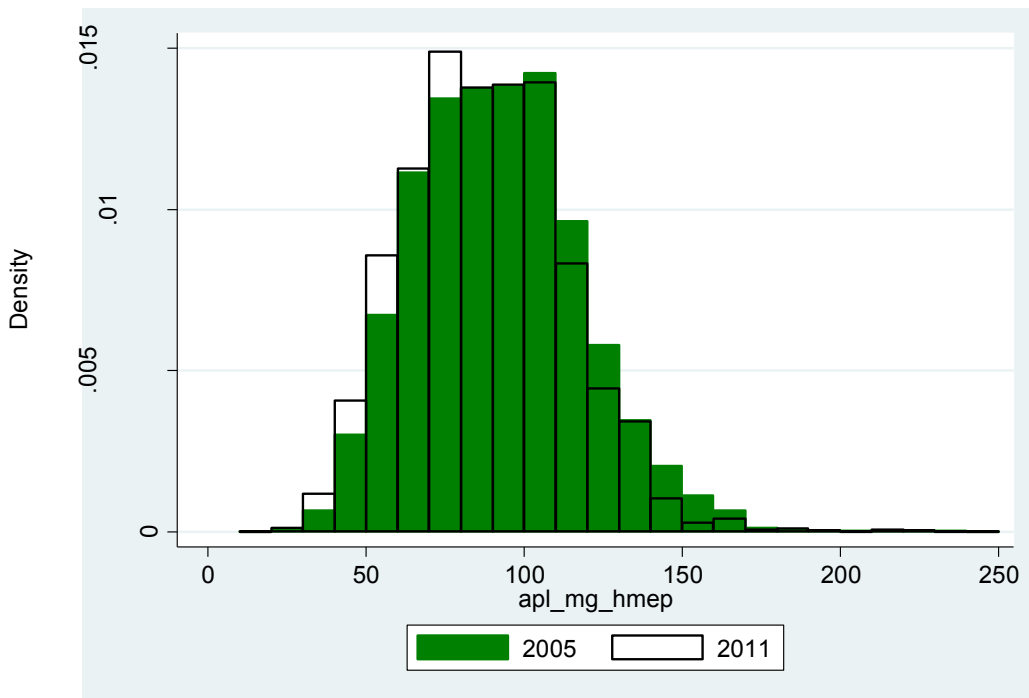
Dans la suite de l'étude, nous analysons l'évolution des dépenses de prescription par patient et par médecin en fonction de différents facteurs, dont la densité de médecins généralistes. Cette densité est calculée à l'échelle communale, à travers un indicateur de densité flottante prenant en compte l'offre et la demande de soins dans les communes environnantes. Cet indicateur, dit indicateur d'accessibilité potentielle localisée (APL), a été développé par la Drees et l'Irdes en 2012 (Barlet *et al.*, 2012). L'indicateur d'APL a été calculé pour chaque année (2005, 2008, et 2011), à partir des données de l'extraction du SNIIRAM (*cf.* annexe 2). Défini dans cette étude uniquement pour les communes pourvues de médecins généralistes, hors médecins pratiquant un mode d'exercice particulier, l'indicateur d'APL prend la valeur moyenne de 92 médecins généralistes pour 100 000 habitants en 2005 et en 2008 et baisse à 88 médecins généralistes pour 100 000 habitants en 2011<sup>91</sup>. La figure 7 présente la distribution de l'indicateur de densité en 2005 et en 2011 et la figure 8 la distribution de l'évolution de l'indicateur sur la période. Entre 2005 et 2011, la densité diminue en moyenne de près de 4 médecins pour 100 000 habitants pour les communes des médecins généralistes observés dans l'échantillon. 10 % des médecins de l'échantillon ont connu une variation médiane à la baisse de la densité de 25 médecins pour 100 000 habitants (1<sup>er</sup> décile de variation de la densité) ; à l'inverse, 10 % des médecins ont connu une variation médiane à la hausse de 14 médecins pour 100 000 habitants (dernier décile de variation de la densité).

Entre 2005 et 2011, les dépenses moyennes de prescription remboursées par l'Assurance maladie par patient et par médecin ont diminué de 13 % dans notre échantillon, passant de 220 euros en moyenne à 190 euros. La figure 9 présente la distribution de ces dépenses par patient et par médecin en 2005 et en 2011 et la figure 10 la distribution de l'évolution de ces dépenses sur la période. Une première analyse descriptive met en avant une faible corrélation négative significative entre la variation de ces dépenses et la variation de la densité médicale sur la période.

---

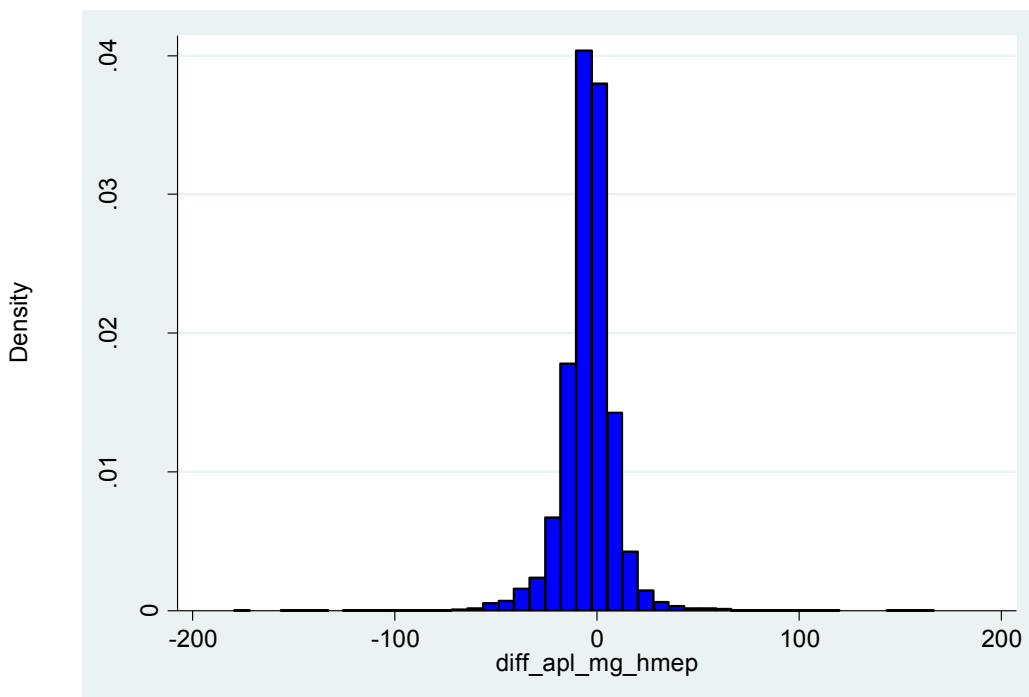
<sup>91</sup> Si l'on considère l'ensemble des communes, à savoir les communes équipées en médecins généralistes et les communes non équipées en médecins généralistes, le niveau de l'indicateur d'APL est plus faible : il est de 73 médecins pour 100 000 habitants en 2005, de 79 médecins pour 100 000 habitants en 2008 et de 76 médecins pour 100 000 habitants en 2011.

**Figure 7 :** Distribution de l'indicateur d'accessibilité potentielle localisée (APL) pour les communes des médecins généralistes de notre échantillon, en 2005 et 2011



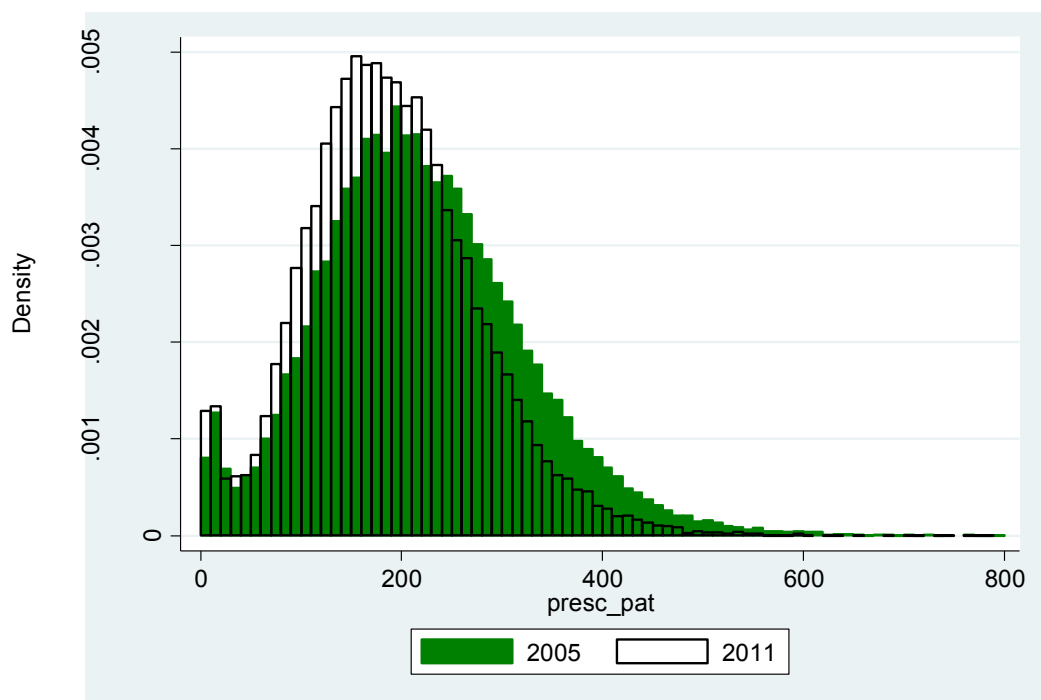
Source : SNIIRAM, calculs Drees  
Champ : 38 227 médecins généralistes (échantillon cylindré)

**Figure 8 :** Distribution de l'évolution de l'indicateur d'accessibilité potentielle localisée (APL) pour les communes des médecins généralistes de notre échantillon, entre 2005 et 2011



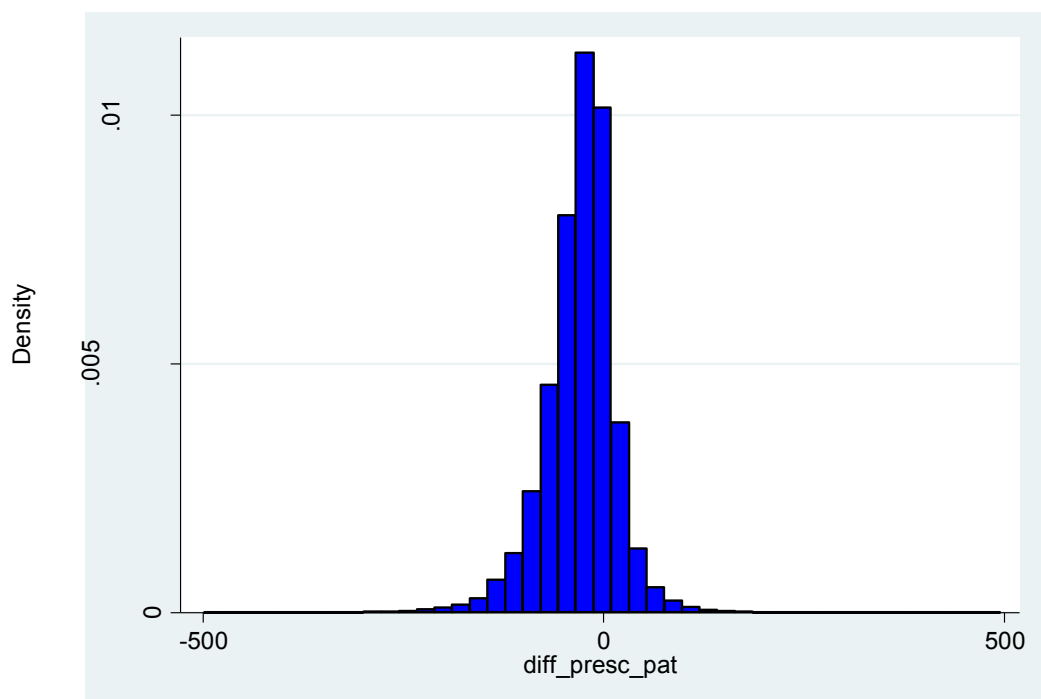
Source : SNIIRAM, calculs Drees  
Champ : 38 227 médecins généralistes (échantillon cylindré)

**Figure 9 :** Distribution du montant moyen de prescription de médicaments par patient par médecin, en 2005 et 2011



Source : SNIIRAM, calculs Drees  
Champ : 38 227 médecins généralistes (échantillon cylindré)

**Figure 10 :** Distribution de l'évolution du montant moyen de prescription de médicaments par patient par médecin, entre 2005 et 2011



Source : SNIIRAM, calculs Drees  
Champ : 38 227 médecins généralistes (échantillon cylindré)

Toutefois, cette corrélation peut simplement être l'effet mécanique d'une tendance temporelle commune. En effet, sur la période, le montant moyen de prescription de médicaments par patient par médecin a baissé de 30 euros entre 2005 et 2011 et la densité de médecins généralistes a également diminué (*cf. supra*). Une analyse non linéaire de la variation de la densité montre que la variation du montant moyen de prescription a moins diminué (baisse de 27 euros) pour le 3<sup>ème</sup> quintile de variation de la densité, c'est-à-dire pour les zones ayant connu une faible baisse de la densité (*cf. annexe 3*) ; toutefois, à l'échelle des déciles de variation de la densité, aucune tendance ne semble ressortir, même si des variations existent. Par ailleurs, une analyse distinguant les différents niveaux de densité médicale en 2005 montre une baisse moindre des dépenses de prescription par patient par médecin pour les zones peu denses en 2005 (1<sup>er</sup> quintile de densité) ayant connu une baisse de la densité entre 2005 et 2011. Dans la suite de l'étude, nous analysons le lien entre la variation de densité médicale et les dépenses de prescription de médicaments « toutes choses égales par ailleurs », en tentant en particulier de contrôler au mieux de l'état de santé de patients, sans quoi la densité peut refléter les besoins de santé de la population.

### 3. Modélisation et résultats

#### 3.1. Modélisation

Les données à l'échelle des médecins sont disponibles pour les années 2005, 2008 et 2011. Néanmoins, l'objectif de cette étude étant d'analyser l'effet de la densité médicale sur les pratiques de prescription, nous réalisons un modèle sur deux années uniquement, 2005 et 2011, afin de pouvoir estimer une plus grande variation de la densité que sur les périodes 2005-2008 et 2008-2011. Nous considérons un modèle en différence première sur un échantillon cylindré de médecins, dans lequel la différence des deux périodes permet de s'affranchir des termes constants dans le temps (sexe des médecins, secteur de conventionnement) ; par ailleurs, les effets fixes médecins (constants dans le temps) s'annulent par construction. Nous étudions ainsi la variation de densité médicale, en faisant l'hypothèse que la variation de l'état de santé de la patientèle ne dépend pas de la variation du niveau de concurrence entre médecins généralistes dans la commune sur la période. Si une amélioration de l'état de santé des patients suscitait une vague de départ des médecins, alors la densité médicale diminuerait et la prescription également. Dès lors, cette baisse de la prescription serait expliquée par la baisse de la densité alors que ces deux effets auraient une cause commune (l'amélioration de l'état de santé des patients) sans être liés eux-

mêmes par une relation de causalité. Les choix d'installation des médecins peuvent certes découler en partie de l'état de santé local ; à l'inverse, l'état de santé de la population peut évoluer en fonction de la plus ou moins grande densité médicale sur place. Ce type d'effet est susceptible d'être observé sur le long terme ; ici, nous faisons l'hypothèse qu'il est peu probable sur notre période d'observation de 6 ans.

Les variations d'APL étant majoritairement assez faibles, d'une part, et différents effets de la densité sur les pratiques de prescription étant attendus d'autre part, plusieurs spécifications de la densité sont testées, afin de considérer à la fois un effet linéaire et un effet non linéaire de l'évolution de la densité. Par ailleurs, une interaction entre le niveau de densité en 2005 et le sens de l'évolution de la densité sur la période (négative, nulle ou positive) est testée, l'ampleur de la variation de la densité pouvant dépendre du niveau initial de densité.

Dans le modèle (1), la variable de densité médicale est introduite en différence, conduisant à estimer ici un effet linéaire de la densité. Dans le modèle (2), la variable de densité est introduite sous forme quadratique et son évolution est estimée dans un modèle en différence première. Dans les modèles (3) et (4), des quantiles de variation de la densité des médecins généralistes sont considérés (déciles dans le modèle (3) et quintiles regroupés dans le modèle (4)). Dans le modèle (5), une interaction entre le niveau de densité en 2005 et le sens de l'évolution de la densité sur la période (négative, nulle ou positive) est testée.

Les modèles suivants sont estimés à partir des moindres carrés ordinaires :

$$(1) \quad \Delta dep\ presc\ pat_{j,t} = \alpha_1 \Delta APL_{MG\ j,t} + \alpha_2 \Delta APL_{SPE\ j,t} + \alpha_3 \Delta CABGPE_{j,t} \\ + \alpha_4 \Delta PAT_{j,t} + \alpha_5 \Delta CHOM_{j,t} + \alpha_6 \delta_t + e_{jt}$$

avec  $\Delta var_{j,t} = var_{j,2011} - var_{j,2005}$

$$(2) \quad \Delta dep\ presc\ pat_{j,t} = \beta_1 \Delta APL_{MG\ j,t} + \beta_2 \Delta (APL_{MG\ j,t})^2 + \beta_3 \Delta APL_{SPE\ j,t} \\ + \beta_4 \Delta CABGPE_{j,t} + \beta_5 \Delta PAT_{j,t} + \beta_6 \Delta CHOM_{j,t} + \beta_7 \delta_t + \varepsilon_{jt}$$

$$(3) \text{ et } (4) \quad \Delta dep\ presc\ pat_{j,t} = \gamma_1 \text{quantiles}(\Delta APL_{MG\ j,t}) + \gamma_2 \Delta APL_{SPE\ j,t} \\ + \gamma_3 \Delta CABGPE_{j,t} + \gamma_4 \Delta PAT_{j,t} + \gamma_5 \Delta CHOM_{j,t} + \gamma_6 \delta_t + \mu_{jt}$$

$$(5) \quad \Delta dep\ presc\ pat_{j,t} = \theta_1 \left[ \text{quintiles}(APL_{MG\ j,2005}) \times \text{evo } APL_{MG\ j} \right] + \theta_2 \Delta APL_{SPE\ j,t}$$



$$+\theta_3\Delta CABGPE_{j,t} + \theta_4\Delta PAT_{j,t} + \theta_5\Delta CHOM_{j,t} + \theta_6\delta_t + \omega_{jt}$$

$\Delta dep\ presc\ pat_{j,t}$  représente le montant moyen des prescriptions de médicaments (base de remboursement) par patient pour un médecin  $j$  au cours de l'année  $t$  ( $t = 2005$  et  $2011$ ).

$APL_{MG_{j,t}}$  représente l'indicateur d'accessibilité du médecin généraliste  $j$ .

$quantiles(\Delta APL_{MG_{j,t}})$  représente les déciles de variation de l'indicateur d'APL entre 2005 et 2011 (modèle 3) et les quintiles de variation de l'indicateur d'APL entre 2005 et 2011 (modèle 4). A noter que les 7 premiers déciles correspondent à une variation négative de la densité de médecins généralistes, le 8<sup>ème</sup> représente des faibles variations de densité, proche de 0, et les 2 derniers déciles représentent des variations positives de densité (cf. annexe 3).

Par ailleurs, le 1<sup>er</sup> quintile de variation de la densité de médecins généralistes correspond à une variation négative importante de la densité et le dernier quintile à une variation positive importante de la densité. Les autres quintiles représentent une variation plus modérée de la densité, négative ou positive (cf. annexe 3).

$quintiles(APL_{MG_{j,2005}}) \times evo\ APL_{MG_j}$  représente l'interaction entre le niveau de l'indicateur d'APL en 2005 (en quintiles) et l'évolution de cet indicateur, négative, positive ou nulle (à +/- 5 %), entre 2005 et 2011.

Par ailleurs, la possible substituabilité entre médecins généralistes et d'autres professions médicales comme les pédiatres et les gynécologues est prise en compte en intégrant dans les variables explicatives la densité de ces spécialités dans la commune d'exercice des médecins. Nous nous attendons à ce qu'une baisse de la densité de gynécologues ou de pédiatres ait un effet à la hausse sur le coût moyen de prescription par patient par médecin, pour un médecin généraliste.

Ainsi,  $APL_{SPE_{j,t}}$  est un vecteur intégrant l'indicateur d'accessibilité aux gynécologues et l'indicateur d'accessibilité aux pédiatres dans la commune d'exercice du médecin  $j$  au cours de l'année  $t$ .

La variable  $CABGPE_{j,t}$  renseigne si le médecin exerce en cabinet de groupe ou en cabinet individuel. L'exercice en groupe peut réduire l'hétérogénéité des pratiques entre les médecins. Néanmoins, l'effet sur la prescription de médicaments innovants par exemple, n'est pas bien défini : l'exercice en groupe peut favoriser une adoption rapide de l'innovation, du fait d'un accès facilité aux informations, par la communication au sein du groupe (Steffensen *et al.*, 1999 ; Williamson, 1975) ou non (Peay *et al.*, 1988).

Le vecteur  $PAT_{j,t}$  inclut les caractéristiques de la patientèle du médecin  $j$  : la structure par âge de la patientèle (répartition par tranche d'âge et par sexe), le pourcentage de patients atteints d'une

affection de longue durée (ALD), le pourcentage de patients bénéficiaires de la CMU, le pourcentage de patients bénéficiant d'une exonération autre que celle liée à l'ALD. Si nous anticipons que le coût moyen de prescription par patient par médecin devrait augmenter avec une hausse de la part des patients âgés, du fait d'un état de santé dégradé, il se peut toutefois qu'aucun effet ne ressorte, du fait de la prise en compte en parallèle de la part de patients en ALD. L'évolution des patients bénéficiaires de la CMU est également un indicateur de l'état de santé, ces patients étant souvent dans un moins bon état de santé que le reste de la population (Le Fur & Perronnin, 2003 ; Boisguérin, 2004).

$CHOM_{j,t}$  est un vecteur incluant le taux de chômage de la population de la commune d'exercice du médecin  $j$ . L'effet d'une hausse du taux de chômage peut conduire à une hausse de la consommation de médicaments (Bradford & Lastrapes, 2013 ; Kozman *et al.*, 2012) ; celle-ci est également sensible à la durée du chômage.

$\delta_t$  est une indicatrice temporelle ; elle peut capter des effets tels les baisses de prix, le déremboursement de médicaments ou l'ajout d'une franchise sur les boîtes de médicaments (2008), susceptibles d'avoir un effet négatif sur les dépenses de prescription en augmentant l'élasticité prix.

$e_{jt}$ ,  $\varepsilon_{jt}$ ,  $\mu_{jt}$ ,  $\omega_{jt}$ , sont les termes d'erreur dans chaque modèle. Ces termes d'erreur peuvent capter des effets non pris en compte ici et qui varient dans le temps.

### 3.2. Résultats

Différentes estimations ont été réalisées (*cf.* tableau 7) : les résultats varient selon la spécification retenue pour la variable de densité de médecins généralistes. Dans le modèle (1), il ressort que la variation de densité de médecins généralistes a un effet négatif (significatif à 10 %) sur l'évolution des dépenses moyennes de prescription par patient par médecin. Dans le modèle (2) en revanche, dans lequel la densité médicale est introduite sous forme quadratique (puis différenciée), aucun effet de la densité sur les dépenses de prescription n'est observé. Dans le modèle 4, les coefficients associés aux premier et dernier quintiles de densité sont négatifs et significatifs, par rapport à des variations plus faibles de densité (comprises entre -12 et +4 médecins généralistes pour 100 000 habitants) ; en revanche, aucune tendance précise ne semble ressortir lorsque des déciles de variation de densité sont considérés (modèle (3)). Enfin, dans le modèle (5), dans lequel sont pris en compte à la fois le niveau initial de densité et le sens de variation de cette densité sur la période d'étude, il ressort qu'une baisse de la densité de médecins généralistes a un effet positif sur les dépenses de prescription dans les zones peu denses (premier

quintile) et, à l'inverse, un effet négatif dans les zones denses (dernier quintile), par rapport à une situation dans laquelle la densité ne varie pas. Aucun effet, en revanche, n'est observé dans le cas d'une variation positive de densité, qui concerne 18 % des médecins de l'échantillon, et plus particulièrement les zones peu denses.

Par ailleurs, les résultats des estimations montrent qu'une hausse de la densité de gynécologues a un effet négatif sur l'évolution du coût de prescription, ce qui correspond à notre intuition. L'évolution de la densité de pédiatres a quant à elle un effet faiblement, voire non significatif.

Le changement d'exercice du médecin généraliste, d'un cabinet individuel à un cabinet de groupe, ou inversement, n'a pas d'effet significatif sur l'évolution du coût moyen annuel de prescription pour ses patients.

Du côté des patients, la part de consultations réalisées au domicile du patient (visites), qui peut renseigner sur l'état de santé de la patientèle du médecin, n'a pas d'effet significatif sur le montant des dépenses de prescription par patient. Une augmentation de la part de patients en ALD a en revanche un effet positif sur les dépenses de prescription. C'est également le cas pour l'évolution de la part de patients bénéficiant d'une exonération autre que celle liée à l'ALD (grossesse par exemple). Une hausse de la part de patients bénéficiaires de la CMU, qui permet le tiers payant, a un effet négatif faiblement significatif sur ces dépenses. L'évolution de la structure par âge et sexe de la population, en revanche, n'influence pas le coût moyen annuel de prescription. Cette absence d'effet peut s'expliquer par le fait que c'est la morbidité et non l'âge en soi qui explique que le profil des dépenses de santé soit une fonction croissante de l'âge (Dormont *et al.*, 2006 ; Thiébaud *et al.*, 2010). Ici, la variable d'ALD permet à elle seule d'expliquer l'évolution des dépenses. En outre, le taux de chômage de la commune d'exercice du médecin n'a pas d'effet significatif sur les dépenses moyennes de prescription par patient par médecin. Si on pourrait s'attendre à un effet positif du taux de chômage sur la consommation d'antidépresseurs par exemple, du fait de l'existence d'une relation procyclique entre santé mentale et croissance économique qui expliquerait en partie l'augmentation de l'utilisation d'antidépresseurs (OCDE, 2013), aucun effet ne ressort en revanche sur l'évolution des prescriptions de manière plus générale.

**Tableau 7 :** Résultats de l'estimation en différence première du coût moyen annuel de prescription par patient par médecin entre 2005 et 2011

**Variable expliquée :** évolution du coût moyen annuel de prescription de médicaments par patient par médecin entre 2005 et 2011

		Coefficients estimés selon la spécification retenue de la variable de densité de médecins généralistes				
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<b>Variables de concurrence (en différence)</b>						
Densité des médecins généralistes		-0,042 (*)	-0,033 (ns)			
(Densité des médecins généralistes) <sup>2</sup>			-0,00004 (ns)			
<i>Quantiles d'évolution de la densité des médecins généralistes</i>						
1 <sup>er</sup> décile	1 <sup>er</sup> quintile			0,312 (ns)	-2,231 (**)	
2 <sup>ème</sup> décile				-5,163 (***)		
3 <sup>ème</sup> décile	2 <sup>ème</sup> , 3 <sup>ème</sup> et 4 <sup>ème</sup> quintiles (référence)			-1,767 (ns)	Référence	
4 <sup>ème</sup> décile				0,386 (ns)		
5 <sup>ème</sup> décile				-1,037 (ns)		
6 <sup>ème</sup> décile				3,913 (***)		
7 <sup>ème</sup> décile (référence)				Référence		
8 <sup>ème</sup> décile				-2,706 (**)		
9 <sup>ème</sup> décile	5 <sup>ème</sup> quintile			0,496 (ns)	-1,257 (*)	
10 <sup>ème</sup> décile				-3,415 (**)		
<i>Interaction entre le niveau de densité des MG en 2005 et l'évolution de la densité</i>						
	Niveau de densité des MG en 2005	Évolution de la densité des MG entre 2005 et 2011				
1 <sup>er</sup> quintile	Négative					3,285 (***)
2 <sup>ème</sup> quintile	Négative					1,200 (ns)
3 <sup>ème</sup> quintile	Négative					1,338 (ns)
4 <sup>ème</sup> quintile	Négative					-2,485 (*)
5 <sup>ème</sup> quintile	Négative					-4,711 (***)
	Nulle (à +/- 5 %) (référence)					Référence
1 <sup>er</sup> quintile	Positive					2,223 (*)
2 <sup>ème</sup> quintile	Positive					-0,061 (ns)
3 <sup>ème</sup> quintile	Positive					0,875 (ns)
4 <sup>ème</sup> quintile	Positive					-0,450 (ns)
5 <sup>ème</sup> quintile	Positive					-3,660 (ns)
<i>Gynécologues et pédiatres</i>						

Densité des gynécologues	-1,420 (***)	-1,423 (***)	-1,434 (***)	-1,449 (***)	-1,418 (***)
Densité des pédiatres	-0,589 (*)	-0,590 (ns)	-0,539 (*)	-0,533 (*)	-0,458 (ns)
<b>Évolution de l'exercice du médecin</b>					
Passage d'un exercice en cabinet individuel à un exercice en cabinet de groupe	-1,514 (ns)	-1,515 (ns)	-1,495 (ns)	-1,512 (ns)	-1,792 (ns)
Passage d'un exercice en cabinet de groupe à un exercice en cabinet individuel	4,662 (ns)	4,656 (ns)	4,640 (ns)	4,635 (ns)	4,570 (ns)
<i>Aucun changement (référence)</i>			<i>Référence</i>		
<b>Variables relatives à l'état de santé des patients et bénéfice du tiers payant (en différence)</b>					
Part de visites à domicile	12,501 (ns)	12,478 (ns)	11,415 (ns)	11,353 (ns)	11,623 (ns)
Part de patients en ALD	242,127 (***)	242,136 (***)	241,539 (***)	242,565 (***)	243,104 (***)
Part de patients bénéficiant de la CMU	-40,704 (*)	-40,708 (*)	-40,185 (*)	-41,929 (*)	-51,294 (**)
Part de patients bénéficiant d'une autre exonération	87,970 (***)	87,948 (***)	88,927 (***)	87,432 (ns)	87,074 (***)
<b>Structure par âge et sexe de la patientèle</b>					
Part de filles entre 0 et 15 ans	-94,850 (ns)	-94,926 (ns)	-93,529 (ns)	-94,295 (ns)	-89,112 (ns)
Part de femmes entre 16 et 25 ans	-31,680 (ns)	-31,753 (ns)	-34,699 (ns)	-32,981 (ns)	-26,876 (ns)
<i>Part de femmes entre 26 et 49 ans (référence)</i>			<i>Référence</i>		
Part de femmes entre 50 et 64 ans	100,513 (ns)	100,490 (ns)	99,714 (ns)	100,415 (ns)	100,550 (ns)
Part de femmes de 65 ans et plus	31,360 (ns)	31,387 (ns)	34,012 (ns)	32,641 (ns)	33,004 (ns)
Part de garçons entre 0 et 15 ans	-42,341 (ns)	-42,373 (ns)	-42,001 (ns)	-42,589 (ns)	-39,472 (ns)
Part d'hommes entre 16 et 25 ans	58,786 (ns)	58,706 (ns)	55,616 (ns)	57,589 (ns)	60,573 (ns)
<i>Part d'hommes entre 26 et 49 ans (référence)</i>			<i>Référence</i>		
Part d'hommes entre 50 et 64 ans	95,521 (ns)	95,538 (ns)	97,592 (ns)	97,214 (ns)	99,982 (ns)
Part d'hommes de 65 ans et plus	-86,211 (ns)	-86,292 (ns)	-85,471 (ns)	-85,984 (ns)	-85,559 (ns)
<b>Situation économique de la commune d'exercice du médecin généraliste (en différence)</b>					
Taux de chômage	7,000 (ns)	6,962 (ns)	5,771 (ns)	7,755 (ns)	14,515 (ns)
Tendance temporelle	-42,487 (***)	-42,479 (***)	-41,475 (***)	-41,753 (***)	-42,494 (***)
R <sup>2</sup> ajusté	0,0455	0,0455	0,0470	0,0456	0,0467
Nombre d'observations	38 225				

Source : SNIIRAM-calculs Drees

Champ : les médecins retenus pour cette analyse sont ceux présents dans les données au cours des années 2005 et 2011, n'exerçant pas un mode d'exercice particulier et dont le nombre de consultations réalisées au cours de chaque année est strictement positif. L'estimation porte ainsi sur un panel cylindre de 38 225 médecins.

Significativité :  
 \* significatif au seuil de 10 %  
 \*\* significatif au seuil de 5 %  
 \*\*\* significatif au seuil de 1 %

Enfin, le coefficient de l'indicatrice temporelle est négatif, reflétant ainsi la baisse observée des dépenses de prescription par patient, qui peut s'expliquer, par exemple, à la fois par les politiques

de baisse de prix, de développement des génériques ou d'évolution des pratiques de prescription<sup>92</sup>.

D'autres niveaux d'analyse sont intéressants : le coût moyen de prescription par consultation par médecin, ainsi que le nombre moyen de consultations par patient par médecin ont été également analysés, selon les mêmes spécifications que précédemment. Aucun effet ne ressort sur l'évolution du coût par consultation. Sur l'évolution du nombre de consultations, il ressort également que la variation de la densité de médecins généralistes n'a pas d'effet significatif pour les modèles (1) à (4). En revanche, l'estimation du modèle (5) montre que dans les zones à forte densité médicale, une baisse de la densité a un effet négatif sur cette évolution tandis qu'une hausse de la densité a un effet positif sur celle-ci (*cf.* annexe 4). Si l'effet d'une baisse de la densité médicale peut s'expliquer par une hausse mécanique de la taille de la patientèle des médecins, conduisant à une moindre fréquence des consultations par patient et par médecin, l'effet d'une hausse de la densité médicale peut s'interpréter de deux façons. La hausse du nombre de consultations par patient par médecin peut répondre à une demande non satisfaite, ce qui semble toutefois peu probable du fait de la densité médicale déjà élevée dans la zone, ou mettre en avant l'existence d'un phénomène de demande induite, selon lequel les médecins recevraient plus régulièrement les patients en consultation dans les zones de densité importante, dans lesquelles le nombre de patients par médecin est moindre. Cet effet, néanmoins, ne se retrouve pas en termes de coût de prescription par patient et par médecin.

Par ailleurs, l'évolution de la densité de gynécologues n'a pas d'effet significatif sur celle du nombre de consultations ; celle des pédiatres, en revanche, a un effet légèrement négatif, ce qui correspond à notre intuition. Le passage d'un exercice d'un cabinet de groupe à un cabinet individuel a un effet positif sur le nombre de consultations par patient, ce qui n'est en revanche pas le cas sur le coût de prescription par patient (*cf. supra*). L'évolution de la proportion de patients en ALD ou de patients bénéficiant d'une exonération autre a le même effet, positif, que sur les dépenses de prescription. Une hausse de patients bénéficiaires de la CMU a un effet à la hausse sur le nombre de consultations, contrairement à l'effet observé sur les dépenses de prescription. En outre, un effet de la structure par âge et sexe de la patientèle ressort ici : une hausse de la part d'enfants dans la patientèle a un effet négatif sur le nombre de consultations par patient ; c'est également le cas pour la part des plus de 50 ans chez les patients masculins.

---

<sup>92</sup> Nous pouvons penser par exemple à l'effet du CAPI sur les pratiques de prescription ; toutefois, il concernait en 2011 environ 16 000 médecins traitants libéraux (soit plus d'un médecin éligible sur trois) et ne devait avoir qu'un effet marginal sur les pratiques au niveau global.

## 4. Discussion

Dans ces modèles, le contrôle des besoins en santé des patients est primordial pour l'identification d'un effet de concurrence entre médecins. En effet, si l'on ne contrôle pas de l'état de santé des patients, la densité de médecins peut être vue comme un proxy d'un besoin de santé de la population locale (Schaumans, 2015). Les données du SNIIRAM à l'échelle des médecins contiennent des informations relatives aux médecins (âge, sexe) ainsi que quelques informations sur la patientèle (pourcentage de patients atteint d'une ALD, bénéficiaires de la CMU-C, structure par âge et sexe de la patientèle) qui permettent un certain contrôle de l'état de santé de la patientèle. Des données moins agrégées, à l'échelle des couples patient-médecin permettraient de mieux contrôler de l'hétérogénéité inobservée. Toutefois, ces données exhaustives (données de consommation inter-régimes – DCIR), détaillées par bénéficiaire et par offreur de soins, ne sont accessibles qu'à un nombre restreint d'organismes<sup>93</sup> à l'heure actuelle. Les données de l'échantillon généraliste des bénéficiaires (EGB), échantillon au 1/97<sup>e</sup> de la population protégée par l'Assurance maladie, sont en revanche disponibles. Cet échantillon recense près de 500 000 bénéficiaires<sup>94</sup> pour lesquels est collecté l'ensemble des prestations de soins présentées au remboursement, dont les prescriptions de médicaments<sup>95</sup>. Pour chaque patient sont renseignés l'âge, le sexe, le bénéfice éventuel de la CMU-C, l'existence d'un accident du travail, d'une maladie professionnelle, d'une invalidité, ainsi que d'une affection de longue durée. Sur ce dernier point, il est à noter que l'accès aux données géographiques (code commune de résidence du patient, utilisé pour faire une approximation de la commune d'exercice des médecins, non renseignée dans l'EGB) interdit l'accès aux données décrivant le type d'ALD<sup>96</sup>. Le niveau d'information dans cet échantillon est donc relativement similaire à celui des données agrégées à l'échelle des médecins, mais ces informations sont ici disponibles pour chaque patient. Surtout, ces données permettent de suivre dans le temps des couples patient/médecin, ce qui permet de contrôler de l'hétérogénéité inobservée fixe dans le temps, dont l'état de santé des patients. Cela nécessite néanmoins de considérer un échantillon cylindré de couples patient/médecin sur la période d'étude. Par ailleurs, afin d'estimer au mieux les dépenses de prescription pour un couple

---

<sup>93</sup> Organismes d'assurance maladie, ainsi que les ARS (accès aux données régionales), l'InVS, l'ANSM et la HAS.

<sup>94</sup> Ouvriers de droits ou ayants droit.

<sup>95</sup> Dans l'EGB sont renseignées toutes les prestations présentées au remboursement de chaque patient et ce de manière détaillée, tels que le type de prestations (achat de médicaments/visite/consultation), la date d'exécution de la prestation (mois/année), l'identifiant du prestataire et le type de prestataire (pharmaciens, médecins, kinésithérapeutes, infirmiers, etc.), le code commune de résidence du patient.

<sup>96</sup> L'EGB renseigne également sur le type d'affection de longue durée (ALD) et les diagnostics des hospitalisations mais pour des raisons de confidentialité, nous n'avons pas accès à ces informations puisque nous disposons par ailleurs d'une information sur la commune de résidence des patients. En effet, comme le croisement de ces différentes variables peut avoir un caractère identifiant (risque de ré-identification des personnes), aucune information concernant l'état de santé des patients n'est alors accessible.

patient/médecin, il semble primordial que le montant annuel de prescription du médecin au patient soit comparable pour l'ensemble des patients, ce qui implique de restreindre le champ aux patients dits « sédentaires », c'est-à-dire aux patients n'ayant consulté qu'un unique médecin sur la période étudiée.

Une analyse a été menée sur cet échantillon, pour la période 2010-2012<sup>97</sup>. Si 65 % des patients ayant consulté un médecin généraliste dans l'année en ont consulté un seul, seulement 27 % des patients consultent un unique médecin généraliste en 2010 et 2012. Se restreindre à ces patients « sédentaires » réduit ainsi l'échantillon d'analyse à 106 000 patients (cf. annexe 5). Or, cette sélection de patients comporte quelques spécificités : ces patients sont plus âgés (âge moyen de 46 ans contre 37 ans dans l'échantillon total), moins souvent bénéficiaires de la CMU-C (effet mécanique dû au fait que le minimum vieillesse est supérieur au seuil permettant de bénéficier de la CMU) et plus souvent en ALD<sup>98</sup>. En outre, ces patients ont de fait une propension importante à ne pas changer de médecin puisqu'ils ont été « fidèles » à leur médecin au cours des années 2010 et 2012 ; ces patients ne sont donc potentiellement pas enclins à répondre à une évolution de leur prescription *via* une modification de la concurrence. Dès lors, les résultats obtenus sur cet échantillon semblent assez peu représentatifs de l'ensemble de la population et difficilement extrapolables. Au final, la seule dimension patients, sans la dimension médecins, pour lesquels sont recensés en moyenne 9 patients par médecin dans l'EGB (dont 3 patients « sédentaires »), sur les 1500 patients différents vus au cours d'une année en moyenne, oblige à une restriction de champ et ne paraît pas suffisante pour réaliser un test de robustesse.

L'analyse présentée ici, à l'échelle des médecins, n'inclut pas d'informations détaillées de l'état de santé des patients mais tient compte de facteurs (âge, ALD, part de visites à domicile) qui permettent néanmoins de contrôler du *case-mix* des médecins, en particulier pour les pathologies les plus lourdes.

## 5. Conclusion

---

<sup>97</sup> Lors de la réalisation de l'étude, les données à notre disposition permettaient de calculer l'indicateur de densité (indicateur d'APL) pour les années 2010, 2011 et 2012. Cette période a donc été choisie pour l'exploitation des données de l'EGB.

<sup>98</sup> En revanche, la répartition homme/femme est identique dans les deux échantillons, tout comme les accidents du travail, les maladies professionnelles et l'invalidité.



En France, la démographie médicale a évolué au cours des quarante dernières années. La densité de médecins généralistes libéraux a augmenté de manière significative jusqu'au milieu des années 90, avant de ralentir, puis de reculer. La France reste toutefois un des pays de l'OCDE où la densité de médecins généralistes est la plus élevée (OCDE, 2009). Malgré une densité médicale élevée, les médecins généralistes sont très inégalement répartis sur le territoire, du fait de la liberté d'installation (Delattre & Samson, 2012) et les inégalités territoriales d'accès qui en découlent sont parfois importantes, notamment selon que la commune se situe en zone urbaine ou rurale (Barlet *et al.*, 2012). Cette répartition spatiale des médecins peut donner lieu à des situations diversifiées de concurrence sur le territoire. Dans cette étude, nous cherchons à estimer l'existence d'un lien potentiel entre la densité de médecins généralistes et la prescription de médicaments, à partir de données récentes et riches ainsi que d'un indicateur de densité innovant.

La littérature met en avant différents résultats qui peuvent être dus à des biais d'estimation (absence de contrôle de l'état de santé des patients), des différences de champ d'analyse (personnes âgés, prescription d'antibiotiques), des différences dans la variable d'intérêt modélisée (volume moyen de médicaments par patient ou par consultation, montant moyen de la prescription pharmaceutique par acte et par médecin), des différences de mesure de la concurrence entre médecins (densité départementale, densité cantonale, volume de patients inscrits sur la liste du médecin généraliste inférieur ou supérieur au volume espéré par le médecin, ...), ainsi que des différences de spécification de la variable de concurrence entre médecins auxquels les résultats peuvent être sensibles, et que nous mettons d'ailleurs en évidence dans cette étude. En effet, les résultats diffèrent selon la spécification retenue de la variable de densité médicale. Néanmoins, le modèle dans lequel est mise en œuvre une interaction entre le niveau initial de densité et le sens de l'évolution de cette densité sur la période d'étude apparaît comme le plus pertinent puisqu'il permet d'analyser des effets différents selon que la zone d'exercice est plus ou moins dense médicalement et ainsi de prendre en compte l'existence des effets « contraires » soulignés dans la littérature. Dans les zones de faible densité médicale, les résultats montrent un effet positif d'une baisse de la densité de médecins généralistes sur l'évolution des dépenses de prescription par patient et par médecin : dans ces zones, dans lesquelles la patientèle par médecin est importante, l'effet observé peut s'interpréter comme un effet de substitution entre la durée de consultation, réduite par la hausse de la taille de la patientèle, et la prescription. Une hausse de la densité, en revanche, a un effet faiblement significatif. Dans les zones avec une densité médicale élevée, une baisse de la densité a un effet négatif sur la progression des dépenses de prescription, ainsi que sur celle du nombre de consultations par patient et par médecin. Une

hausse de la densité joue quant à elle positivement sur le nombre de consultations, laissant ainsi supposer un phénomène de demande induite dans les zones à forte densité médicale, en termes de fréquence de consultations. En revanche, aucun effet n'est observé sur les dépenses de prescription, contrairement à l'hypothèse formulée de « fidélisation de la patientèle » *via* la prescription de médicaments.

Cette analyse repose sur la problématique de la répartition des médecins sur le territoire. Au-delà de la demande de soins, le choix d'installation des médecins dépend également de facteurs économiques. Ce choix, pour les généralistes, dépend potentiellement moins du taux de chômage de la région ou du revenu des individus que pour les spécialistes, plus souvent conventionnés en secteur 2 que leurs confrères généralistes. Il dépend en revanche du nombre potentiels de patients dans la zone d'exercice, le paiement à l'acte liant le revenu des médecins à leur activité (Delattre & Samson, 2012). Dans une zone moins dense en médecins, la patientèle d'un médecin est plus importante, et le « revenu cible » peut être atteint plus rapidement. Dans ces zones, le temps de travail des médecins peut être plus long et/ou les durées de consultation plus courtes. L'existence d'une éventuelle substitution entre durée de consultation et prescription de médicaments pose des questions aussi bien en termes de santé publique, et ce plus particulièrement dans des régions où la patientèle est âgée, avec un risque d'iatrogénie médicamenteuse, qu'en termes de maîtrise des dépenses de santé. Cet effet pourrait faire l'objet d'une analyse plus précise, en ciblant plus particulièrement la prescription de certains médicaments, tels les anxiolytiques (dont les benzodiazépines par exemple) ou les antibiotiques, traitements pour lesquels la substitution entre temps de consultation, qui favorise l'échange entre le médecin et le patient, et la prescription, qui peut permettre de mettre un terme à la consultation, semble la plus probable. En termes de politiques publiques, ces constats peuvent aller dans le sens d'une réflexion sur l'évaluation des indicateurs définis dans le cadre de systèmes de paiement à la performance (dont la prescription d'antibiotiques et de benzodiazépines fait partie en France) ainsi que sur la pertinence et l'efficacité des budgets de prescription, à état de santé de la population donnée, à la lumière des expériences étrangères.

## Annexes

## Annexe 1 : Les médecins de l'échantillon

Tableau 8 : Caractéristiques des médecins généralistes de l'échantillon du SNIIRAM

	Échantillon total			Panel cylindré, hors MEP		
	2005	2008	2011	2005	2008	2011
Nombre de médecins	55 179	55 986	54 293	38 227		
Médecins de sexe masculin	75,1 %	73,2 %	71,1 %	76,8 %		
Âge moyen	49,6	51,4	52,9	48,6	51,6	54,6
Âge moyen à l'installation	31,3	31,5	31,7	31,1		
Pratique d'un mode d'exercice particulier (MEP)	10,4 %	11,5 %	12,1 %			
Médecins exerçant en secteur 2	12,4 %	11,4 %	10,4 %	7,4 %	7,3 %	7,2 %
dont médecins pratiquant un mode d'exercice particulier	38,5 %	41,9 %	43,4 %	-	-	-
Mode d'exercice <sup>99</sup>						
Libéral intégral	90,4 %	90,5 %	90,6 %	91,9 %	91,9 %	91,8 %
Libéral à temps partiel	4,6 %	4,8 %	5,0 %	4,0 %	4,0 %	4,2 %
Exercice libéral avec temps partiel hospitalier	5,0 %	4,7 %	4,4 %	4,1 %	4,1 %	3,9 %
Exercice en cabinet						
Individuel	85 %	86 %	86 %	86 %		
De groupe	15 %	14 %	14 %	14 %		
Nombre moyen de patients différents vus par médecin au cours de l'année	1530	1497	1797	1596	1550	1797
Part d'enfants de moins de 15 ans dans la patientèle	20,7 %	19,7 %	19,7 %	21,9 %	20,6 %	19,8 %
Part de personnes de plus de 65 ans dans la patientèle	16,4 %	17,4 %	19,3 %	15,6 %	16,8 %	12,3 %
Part de patients atteint d'une affection de longue durée (ALD)	14,4 %	15,4 %	16,9 %	14,1 %	15,2 %	17,0 %
Part de patients bénéficiaires de la couverture maladie universelle (CMU)	9,8 %	7,8 %	7,6 %	10,2 %	8,0 %	7,8 %
Nombre moyen de consultations réalisées par médecin au cours de l'année	4 961	4 732	4 755	5445	5264	5231
Dépenses totales de prescription (en milliards d'euros)	16,8	16,6	15,6	13,0	12,9	12,6
Dépenses moyennes de prescription pour chaque médecin (en euros)	305 281	296 755	287 893	338 673	338 279	328 761
Dépenses moyennes de prescription par patient et par médecin (en euros)	210,9	212,0	167,6	220,4	228,7	190,8

Source : SNIIRAM-calculs Drees

<sup>99</sup> Sont exclus de l'analyse les médecins avec un exercice hospitalier à temps plein dans le secteur privé qui représentent 3807 médecins en 2005, 4000 médecins en 2008 et 3966 médecins en 2011.

## Annexe 2 : L'indicateur d'accessibilité potentielle localisée (APL)

Nous considérons dans cette étude une mesure fine de la concurrence médicale au sein d'une zone, à partir de l'indicateur d'accessibilité potentielle localisée (APL), développé sur la base de la méthode de « two-step floating catchment area » (2SFCA) (Luo et Qi, 2009). Il s'agit d'un indicateur local défini au niveau communal, mais qui s'affranchit des limites communales en définissant des secteurs flottants, intégrant ainsi dans son calcul l'offre des communes environnantes, qui sont prises en compte en fonction du temps nécessaire (en voiture) pour les atteindre. Cet indicateur offre la possibilité de prendre en compte dans son calcul la densité par âge de la population locale ainsi que le niveau d'activité des médecins.

### Calcul de l'indicateur d'APL :

Pour chaque commune  $j$  au sein de laquelle est installé au moins un médecin généraliste libéral, l'ensemble des communes  $i$  environnantes, accessibles avec un déplacement dont le temps d'accès est inférieur à un seuil de référence  $d_0$  (5 minutes, 10 minutes ou 15 minutes), sont identifiées. La patientèle autour de chaque commune est également identifiée ; l'indicateur d'APL permet par ailleurs de pondérer l'offre de médecins généralistes libéraux en fonction de la structure par âge de la population susceptible d'y accéder.

Un ratio rapportant l'offre en médecins généralistes dans la commune  $j$  à la population située dans une aire de rayon  $d_0$  autour de la commune  $j$  est alors calculé :

$$R_j = \frac{m_j}{\sum_{d_{ij} < d_0} p_i w(d_{ij})}$$

$m_j$  représente le nombre de pharmacies dans la commune  $j$ .

$p_i$  mesure le nombre d'habitants des communes  $i$  situées à une distance de  $j$  inférieure à  $d_0$  (éventuellement standardisés par leur structure d'âge)

$d_{ij}$  est la distance en temps entre les communes  $i$  et  $j$

$w(d_{ij})$  est la pondération relative à la distance ;  $w(d_{ij})$  est égal à 1 si  $d_{ij}$  est inférieure à 5 minutes, 0,3 si  $d_{ij}$  est inférieure à 10 minutes, 0,1 si  $d_{ij}$  est inférieure à 15 minutes et 0 au-delà.

Dans un second temps, on définit pour chaque commune  $i$  l'ensemble des communes  $j$  où un médecin généraliste est accessible à une distance inférieure à  $d_0$ . Pour chaque commune  $i$ , les ratios  $R_j$  sont sommés, en pondérant par la distance. Le résultat ainsi obtenu représente

l'accessibilité potentielle localisée aux médecins généralistes pour la population située dans la commune  $i$ .

$$APL_i = \sum_{d_{ij} < d_0} w(d_{ij}) R_j$$

Dans cette étude, nous considérons les médecins généralistes en termes d'effectifs et non en termes d'activité, puisque nous contrôlons par ailleurs, dans le modèle de leur activité. En effet, les variables de coût par patient ou de coût par consultation, pour chaque médecin, prennent en compte le volume d'activité des médecins, à travers le nombre de patients ou le nombre de consultations. Par ailleurs, la modélisation mise en œuvre intègre des informations relatives à la structure par sexe et par âge de la patientèle des médecins ; nous ne standardisons donc pas l'indicateur d'APL par l'âge et le sexe de la population.

Pour chaque commune, l'indicateur fournit un nombre de médecins généralistes accessibles pour 100 000 habitants.

Cet indicateur est également disponible pour les spécialités de gynécologie et de pédiatrie.

### **Les limites de l'indicateur d'APL**

Deux points sont à noter concernant la construction de l'indicateur d'APL.

Le premier concerne le niveau d'activité des médecins. Lorsque cette activité est prise en compte, il est attribué un seul équivalent temps plein (ETP) aux professionnels ayant un nombre d'actes supérieur à la médiane<sup>100</sup>. De ce fait, l'activité des médecins généralistes est plafonnée et le niveau de l'indicateur d'APL sous-estimé.

Le second point est relatif à la sensibilité de l'indicateur d'APL, à la fois définition d'équivalent temps plein et au seuil d'accessibilité à l'offre de soins (Barlet *et al.*, 2012 ; Lucas-Gabrielli *et al.*, 2016). Choisir une distance trop petite revient à considérer que certains habitants n'ont pas accès aux soins car le médecin généraliste le plus proche de chez eux est trop loin. En revanche, choisir un seuil de distance trop élevé conduit à uniformiser l'adéquation offre/demande et à masquer des disparités locales. Pour le calcul de l'APL, l'accessibilité est pondérée selon l'éloignement entre les médecins et les habitants. Trois seuils de distance (temps d'accès par la route) sont

---

<sup>100</sup> Et 0,2 ETP aux professionnels ayant un nombre d'actes compris entre le 5<sup>ème</sup> et le 10<sup>ème</sup> percentile ; 0,5 ETP aux professionnels ayant un nombre d'actes compris entre le 10<sup>ème</sup> percentile et le 1<sup>er</sup> quartile ; 0,7 ETP aux professionnels ayant un nombre d'actes compris entre le 1<sup>er</sup> quartile et la médiane.

définis : 5 minutes, 10 minutes ou 15 minutes. Dans cette étude, une distance d'accès de 15 minutes en voiture à un médecin généraliste nous semble être la plus pertinente.

### Annexe 3 : Les quantiles de la variation de l'indicateur d'accessibilité potentielle localisée entre 2011 et 2005

Tableau 9 : Valeur des bornes des déciles et quintiles de la variation de l'indicateur d'APL entre 2011 et 2005

Déciles	Quintiles	Intervalle de valeurs de l'indicateur d'APL (nombre de médecins généralistes pour 100 000 habitants)
1 <sup>er</sup> décile	1 <sup>er</sup> quintile	Entre -230 et -18 médecins généralistes
2 <sup>ème</sup> décile		Entre -17 et -12 médecins généralistes
3 <sup>ème</sup> décile	2 <sup>ème</sup> quintile	Entre -11 et -8 médecins généralistes
4 <sup>ème</sup> décile		Entre -7 et -6 médecins généralistes
5 <sup>ème</sup> décile	3 <sup>ème</sup> quintile	Entre -5 et -3 médecins généralistes
6 <sup>ème</sup> décile		Entre -3 et -2 médecins généralistes
7 <sup>ème</sup> décile	4 <sup>ème</sup> quintile	Entre -1 et 1 médecin généraliste
8 <sup>ème</sup> décile		Entre 1 et 3 médecins généralistes
9 <sup>ème</sup> décile	5 <sup>ème</sup> quintile	Entre 4 et 8 médecins généralistes
10 <sup>ème</sup> décile		Entre 9 et 590 médecins généralistes

Source : SNIRAM, calculs Drees

Champ : 38 227 médecins généralistes (échantillon cylindré)

## Annexe 4 : Résultats de l'estimation de l'évolution du nombre de consultations par patient et par médecin entre 2005 et 2011

**Tableau 10 :** Résultats de l'estimation en différence première du nombre moyen annuel de consultations par patient par médecin entre 2005 et 2011

**Variable expliquée :** évolution du nombre moyen annuel de consultations par patient par médecin entre 2005 et 2011

		Coefficients estimés
<b><i>Variables de concurrence (en différence)</i></b>		
Interaction entre le niveau de densité des MG en 2005 et l'évolution de la densité		
Niveau de densité des MG en 2005	Évolution de la densité des MG entre 2005 et 2011	
1 <sup>er</sup> quintile	Négative	-0,011 (ns)
2 <sup>ème</sup> quintile	Négative	-0,015 (ns)
3 <sup>ème</sup> quintile	Négative	0,015 (ns)
4 <sup>ème</sup> quintile	Négative	-0,018 (ns)
5 <sup>ème</sup> quintile	Négative	-0,041 (***)
	<i>Nulla (à +/- 5 %) (référence)</i>	<i>Référence</i>
1 <sup>er</sup> quintile	Positive	0,008 (ns)
2 <sup>ème</sup> quintile	Positive	0,034 (ns)
3 <sup>ème</sup> quintile	Positive	0,023 (ns)
4 <sup>ème</sup> quintile	Positive	0,004 (ns)
5 <sup>ème</sup> quintile	Positive	0,069 (***)
Densité des gynécologues		-0,004 (ns)
Densité des pédiatres		-0,008 (*)
<b><i>Évolution de l'exercice du médecin</i></b>		
Passage d'un exercice en cabinet individuel à un exercice en cabinet de groupe		-0,006 (ns)
Passage d'un exercice en cabinet de groupe à un exercice en cabinet individuel		0,059 (**)
<i>Aucun changement (référence)</i>		<i>Référence</i>
<b><i>Variables relatives à l'état de santé des patients et bénéfice du tiers payant (en différence)</i></b>		
Part de visites à domicile		-0,348 (*)
Part de patients en ALD		2,915 (***)



Part de patients bénéficiant de la CMU	0,559 (***)
Part de patients bénéficiant d'une autre exonération	0,447 (***)
<b>Structure par âge et sexe de la patientèle</b>	
Part de filles entre 0 et 15 ans	-0,966 (**)
Part de femmes entre 16 et 25 ans	-0,310 (ns)
<i>Part de femmes entre 26 et 49 ans (référence)</i>	<i>Référence</i>
Part de femmes entre 50 et 64 ans	0,267 (ns)
Part de femmes de 65 ans et plus	0,545 (ns)
Part de garçons entre 0 et 15 ans	-1,194 (ns)
Part d'hommes entre 16 et 25 ans	0,636 (ns)
<i>Part d'hommes entre 26 et 49 ans (référence)</i>	<i>Référence</i>
Part d'hommes entre 50 et 64 ans	-1,863 (ns)
Part d'hommes de 65 ans et plus	-5,004 (ns)
<b>Situation économique de la commune d'exercice du médecin généraliste (en différence)</b>	
Taux de chômage	-0,104 (ns)
Tendance temporelle	-0,504 (***)
<hr/>	
R <sup>2</sup> ajusté	0,0360
Nombre d'observations	38 225

Source : SNIRAM-calculs Drees

Champ : les médecins retenus pour cette analyse sont ceux présents dans les données au cours des années 2005 et 2011, n'exerçant pas un mode d'exercice particulier et dont le nombre de consultations réalisées au cours de chaque année est strictement positif. L'estimation porte ainsi sur un panel cylindré de 38 225 médecins.

Significativité :  
 \* significatif au seuil de 10 %  
 \*\* significatif au seuil de 5 %  
 \*\*\* significatif au seuil de 1 %

## Annexe 5 : L'échantillon des patients sédentaires dans l'EGB

**Tableau 11 :** Nombre de patients, de médecins généralistes et nombre moyen de patients par médecin généraliste dans l'EGB en 2010 et 2012

	2010		2012	
	Échantillon total	Échantillon des patients sédentaires	Échantillon total	Échantillon des patients sédentaires
Nombre de patients <sup>101</sup>	378 588	105 857	387 143	105 857
Nombre de médecins généralistes	59 819	36 966	58 375	36 966
Nombre moyen de patients par médecin	9,5	2,9	9,9	2,9

Source : EGB (SNIIRAM), calculs des auteurs.

Champ : régime général, bénéficiaires ayant eu au moins une prestation de soins en médecine générale au cours de l'année ; années 2010 et 2012.

Note de lecture : un patient inclus dans l'échantillon total pouvant consulter plusieurs médecins, le nombre de moyen de patients par médecin est supérieur au rapport du nombre de patients sur le nombre de médecins.

**Tableau 12 :** Caractéristiques des patients de l'échantillon en 2010

	Échantillon total	Échantillon des patients sédentaires
Femmes	52,6 %	52,8 %
Âge (moyen/médian)	37,3 / 37,0	45,8 / 49,0
Bénéficiaire de la CMU	10,2 %	6,0 %
ALD	14,9 %	20,8 %
Patients ayant eu un accident du travail au cours de l'année	0,8 %	0,5 %
Patients ayant une maladie professionnelle au cours de l'année	1,0 %	1,4 %
Patient en invalidité au cours de l'année	2,0 %	2,6 %
Coût médian annuel d'une ordonnance	19,3 €	50,0 €

Source : EGB (SNIIRAM), calculs des auteurs.

Champ : régime général, bénéficiaires ayant eu au moins une prestation de soins en médecine générale au cours des années 2010 et 2012.

<sup>101</sup> Nous considérons ici le nombre de bénéficiaires du régime général ayant consulté un médecin généraliste au moins une fois au cours de l'année considérée. Les bénéficiaires consommateurs et non consommateurs sont au nombre de 526 108 en 2010 et 530 877 en 2012.

## **Chapitre 3**

### **Monopole officinal et concurrence en prix pour la délivrance des médicaments non remboursables : l'exemple français**

Cette étude a été acceptée pour publication dans la *Revue Économique*, dans le numéro spécial faisant suite aux Journées de Microéconomie Appliquée de 2015 (à paraître).

## 1. Introduction

Si dans la plupart des pays européens, les médicaments à prescription médicale obligatoire ne peuvent être vendus que dans une pharmacie en présence d'un pharmacien, le mode de distribution des médicaments à prescription médicale facultative ou *over the counter* (OTC) varie quant à lui largement selon les pays. Les lieux de commercialisation de ces médicaments, dont le prix est librement déterminé par le laboratoire et le distributeur, peuvent différer. Dans certains pays, les médicaments ne peuvent être vendus qu'en pharmacie, caractérisant ainsi un monopole officinal (Autorité de la concurrence, 2013), comme c'est le cas en Espagne et en France. Mais dans la majorité des pays – dans 18 pays européens – les pharmacies n'ont pas le monopole de la distribution de ces médicaments qui peuvent également être vendus dans des magasins de grande distribution, des supermarchés, des magasins de proximité – épiceries –, des « drugstores » et des stations service. La présence d'un pharmacien est ou non requise selon les pays et le type de médicaments. On parle le cas échéant de monopole pharmaceutique (OCDE, 2014). C'est le cas de l'Italie, dont les produits OTC peuvent être vendus en supermarchés depuis 2006 (Autorité de la concurrence, 2013), sous la supervision d'un pharmacien. La situation est semblable au Portugal (depuis 2005). Aux Pays-Bas, seuls les médicaments présentant un risque minimal pour le patient peuvent être vendus par un commerçant non pharmacien. Au Royaume-Uni en revanche la présence d'un pharmacien n'est pas requise (*Medicines Act*, 1968). D'autres pays comme l'Autriche, la Bulgarie, la Finlande, la Roumanie ou l'Allemagne ont fait le choix d'autoriser la vente hors pharmacie pour un petit nombre de médicaments OTC inscrits sur une liste limitative. Dans les pays qui ne l'autorisent pas, la polémique de la vente des médicaments OTC hors des officines est vive, les groupes de la grande distribution faisant valoir les intérêts des consommateurs à bénéficier de prix compétitifs dans de nouveaux points de vente (Debarge, 2011). En France, la question de l'ouverture du marché de la distribution des médicaments OTC à d'autres acteurs que les pharmacies fait actuellement débat. Si l'Autorité chargée de la concurrence y est favorable – tout en maintenant le monopole pharmaceutique –, en faisant valoir la baisse de prix que cette libéralisation du marché de l'automédication pourrait permettre grâce à une situation plus concurrentielle (Autorité de la concurrence, 2013), les pharmaciens y sont opposés. La population y est quant à elle peu encline : les deux tiers seraient défavorables à la vente en grande surface (Duflos & Hatchuel, 2008 ; AFIPA, 2013). Pour le moment, le gouvernement ne souhaite pas engager une réforme de cette nature<sup>102</sup>.

---

<sup>102</sup> Dans la réforme des professions réglementées, la question de l'ouverture à la concurrence du secteur officinal a été évoquée. A l'heure actuelle, ce projet a été abandonné.

Ces dernières années, l'automédication s'est développée dans l'ensemble des pays de l'UE (Commission européenne, 2013). En France, la consommation de médicaments d'automédication est en constante et régulière augmentation depuis une dizaine d'années. Ainsi, l'automédication, qui représentait 7,6 % du marché pharmaceutique global en France en 2012 (11,2 % en Allemagne, 12,3 % au Royaume-Uni et 14 % en Belgique), est en hausse (+3,2 % en 2012). Dans ce cadre, les questions du circuit de distribution de ces médicaments et de la politique de prix se posent.

En France, les règles d'installation des pharmacies ont pour objectif de garantir à la population un accès aisé aux médicaments partout sur le territoire, en particulier dans les zones rurales. Pour ce faire, l'installation des pharmacies est soumise à une autorisation qui dépend de la densité de population<sup>103</sup>. S'ensuit un maillage territorial disparate (Barlet & Collin, 2010) : dans un rayon de 500 mètres, 46 % des pharmacies ne font face à aucune concurrence, 34 % sont entourées de 2 officines au plus, 15 % sont entourées de 3 à 7 officines et 5 % sont entourées d'au moins 8 pharmacies. S'opposent donc sur le territoire français des zones très denses en pharmacies en milieu urbain et des situations de monopole local pour certaines pharmacies situées à la campagne ou à la montagne.

Pour le segment des médicaments non remboursables, dont les prix sont libres, deux types de marché peuvent potentiellement exister : un marché en monopole dans les zones peu denses et un marché concurrentiel dans les zones denses. L'existence de barrières à l'entrée, du fait de l'application d'un *numerus clausus* pour l'ouverture d'une pharmacie et d'une propriété de l'officine réservée aux pharmaciens contraignent cette concurrence (Danzon & Chao, 2000). Si une forme de concurrence – imparfaite – semble pouvoir exister dans des zones dans lesquelles cohabitent plusieurs pharmacies dans un rayon de 500 mètres, l'absence d'homogénéité des produits et le manque de transparence des prix contraignent la concurrence. En effet, les officines proposent une offre identique de produits (à l'exception des génériques, produits par un grand nombre de laboratoires différents) mais une différenciation peut se faire auprès des patients selon la localisation de la pharmacie, et de la fonction de conseil du pharmacien, de telle manière que les produits peuvent ne pas paraître parfaitement substituables aux yeux des consommateurs. Dans les zones les plus denses, un même consommateur est susceptible de s'adresser à plusieurs pharmacies pour l'achat d'un médicament, caractérisant ainsi une zone concurrentielle conduisant

---

<sup>103</sup> L'ouverture d'une pharmacie, par transfert ou création, est possible dans les communes qui comptent plus de 2 500 habitants (ou 3 500 dans 3 départements particuliers). Après la création de la première pharmacie dans une commune, l'ouverture ou le transfert de nouvelles pharmacies sont autorisés par tranche de 4 500 habitants. Une distance minimale entre une nouvelle officine et une officine existante peut être imposée, de même que le ou les secteurs de la commune où l'officine doit être située (Bras *et al.*, 2011).

*a priori* à un prix d'équilibre relativement bas. Cette situation peut être limitée par un manque d'information sur les prix des médicaments d'automédication par les consommateurs, voire une méconnaissance de la liberté de prix sur ce segment de marché. Notons néanmoins que depuis 2008<sup>104</sup>, afin d'améliorer la concurrence sur les médicaments à prix libres, certains médicaments à prescription médicale facultative sont disponibles en accès direct dans les pharmacies (mise à disposition devant le comptoir), facilitant dès lors la comparaison des prix. La question de la capacité à payer de la population se pose donc : les prix des médicaments d'automédication étant peu élevés, il se peut que la demande soit peu élastique au prix pour de faibles variations de prix ; néanmoins, l'élasticité-prix peut varier selon l'utilité espérée des patients, ce qui laisse présager des résultats différents selon les médicaments (il existe différents types de médicaments, dont pour certains il existe un aspect de satisfaction immédiate). Dans les zones moins denses, la distance entre deux pharmacies peut être plus importante, augmentant dès lors le coût d'opportunité du déplacement, et rendant le client moins sensible à la différenciation des services, ce qui peut conduire à une situation de « monopole implicite » dans laquelle le prix est plus élevé. Dans les zones peu denses, les pharmacies sont *a priori* en situation de monopole local, avec un prix de monopole.

Les pharmacies font toutefois face à des coûts de production différents, du fait de différences de capacité de stockage, qui influent sur les volumes d'achat, et donc sur leur pouvoir de négociation des prix. En effet, la distribution des médicaments d'automédication s'effectue dans 72 % des cas par le biais d'une vente directe du laboratoire pharmaceutique à l'officine. Pour le laboratoire, la vente directe peut permettre un suivi du produit et un avantage concurrentiel par rapport à une vente aux grossistes-répartiteurs<sup>105</sup>. Pour l'officine, ce mode de distribution permet de capter l'intégralité de la marge de distribution, et de bénéficier de certaines remises ; toutefois, cela engendre par ailleurs des coûts de stock (IGAS, 2014). Dès lors, des coûts de production différents pourraient expliquer des prix de vente différents, quelle que soit la situation concurrentielle de la zone de la pharmacie.

Dans un contexte où de plus en plus de pays font le choix d'ouvrir la vente des médicaments OTC en dehors des officines (Debarge, 2011), cette étude analyse les effets du monopole officinal sur le prix des médicaments OTC, à partir du cas français. Cette étude exploite l'inégale répartition des pharmacies sur le territoire pour tester, à la lumière du cas français, l'efficacité de

---

<sup>104</sup> Décret n° 2008-641 du 30 juin 2008.

<sup>105</sup> Par ailleurs, certains laboratoires lient la vente de leur gamme de médicaments non remboursables à celle de médicaments génériques, en vue de stimuler les ventes de ces derniers. Cette pratique permet au laboratoire d'octroyer au pharmacien d'officine des remises dépassant la remise maximale légale pour les médicaments génériques, en faisant passer ces remises supplémentaires pour des rémunérations de prestations commerciales attachées à la gamme des médicaments non remboursables (Autorité de la Concurrence, 2013).

ce mode de distribution pour le consommateur en termes de prix. Cette étude tente ainsi de répondre à la question suivante : le monopole officinal, tel qu'il est mis en œuvre en France, est-il propice à une concurrence en prix sur ce segment du marché<sup>106</sup> ?

En France, les seules données sur les médicaments OTC sont des données privées peu accessibles si bien que très peu d'études portent sur ce segment du marché. *A fortiori*, il n'existe pas à notre connaissance d'étude sur la concurrence en prix entre pharmacies sur le marché des médicaments non remboursables. Des études sur le marché du non-remboursable ont été réalisées, mais avec un angle différent. Elles visent à décrire l'effet d'un déremboursement total d'un médicament sur l'évolution des volumes de ventes et des prix, devenus libres (Mutualité française, 2007 ; Pichetti & Sermet, 2011), mais n'analysent pas l'existence d'une concurrence en prix entre pharmacies sur les médicaments non remboursables. D'autres études se sont intéressées, par ailleurs, aux modifications des comportements de prescription des médecins, et plus particulièrement aux reports de prescription à la suite d'un déremboursement total ou partiel (Devaux *et al.*, 2007, Dumontaux & Pichetti, 2009, Pichetti *et al.*, 2011, Pichetti & Sermet, 2011).

A l'étranger, les analyses sur l'efficacité du mode de distribution sur la concurrence sont également rares. En Norvège, une analyse des prix de vente des médicaments sans ordonnance les plus vendus a été réalisée sur données de 2010. Elle suggère que la concurrence en prix entre pharmacies est très faible (OCDE, 2014). En Allemagne, où un système de monopole officinal est en vigueur (seuls les vitamines et compléments alimentaires peuvent être vendus en dehors des pharmacies), une analyse comparable indique que, dans les trois régions étudiées et en 2006, plus de 90 % des pharmacies appliquent le prix préconisé par le fabricant (OCDE, 2014). Une autre étude allemande a analysé la réforme de déremboursement des médicaments, en 2004, à l'issue de laquelle les prix, auparavant régulés et identiques sur l'ensemble du territoire, sont devenus libres. A partir d'un échantillon de 260 pharmacies berlinoises, les auteurs montrent pour 5 médicaments – les plus fréquemment consommés dans le champ des médicaments OTC (paracétamol, spray nasal...) – qu'une fois les prix devenus libres, un écart de prix de plus ou moins 7,5 % est observé par rapport au prix conseillé avant déremboursement, selon que la pharmacie se situe dans une zone plus ou moins dense (Stargardt *et al.*, 2007). Dans un cadre réglementaire semblable, l'étude présentée ici, sur données françaises, analyse également l'effet du déremboursement des médicaments sur les prix de ventes en pharmacie. A partir de données riches, collectées auprès de 4700 pharmacies pour 30 médicaments d'automédication,

---

<sup>106</sup> En effet, en France comme dans bon nombre de pays, les prix des médicaments OTC sont libres. A l'inverse, les prix des médicaments remboursés par l'assurance maladie sont administrés. C'est donc sur le segment des médicaments OTC que la question de la concurrence en prix se pose.

représentatives du maillage officinal français, les résultats vont dans le sens d'une faible concurrence en prix et contribuent à la recherche sur l'effet de la libéralisation des prix des médicaments OTC, encore très peu développée, et réalisée dans le cas de l'Allemagne sur un champ très restreint.

D'autres travaux s'intéressent à l'évolution du prix des médicaments suite à une mesure de libéralisation des conditions de vente des médicaments. Il ressort qu'il n'existe généralement pas de baisse du prix des médicaments en vente libre après la libéralisation du secteur des pharmacies de ville, suggérant ainsi une faible concurrence en prix (OCDE, 2014). Au Royaume-Uni, les prix des médicaments dans certaines pharmacies de supermarché étaient inférieurs à ceux pratiqués dans d'autres pharmacies, pour certains jusqu'à 30 % ; ces bas prix restaient toutefois rares (*Office of Fair Trading*, 2003). Au Danemark, 12 ans après la libéralisation en 2000 de la vente des médicaments délivrables sans ordonnance, le prix moyen de ces médicaments avait augmenté de 23 % dans les lieux de vente autres que les pharmacies (OCDE, 2014). En Italie, le passage d'un monopole officinal à un monopole pharmaceutique en 2006 a généré dans un premier temps une baisse des prix, suivie d'une hausse dans un deuxième temps, les prix restant au final moins élevés en parapharmacie qu'en pharmacie (Autorité de la concurrence, 2013).

Cet article cherche à déterminer empiriquement à partir du cas français si, dans un contexte de monopole officinal, une concurrence sur les prix s'exerce ou non entre pharmacies. Les consommateurs bénéficient-ils de prix concurrentiels ou existe-t-il des rentes de monopole captées par les pharmaciens ? Pour cela, l'étude s'appuie sur les données de prix mensuelles de 30 médicaments relatives à un échantillon de 4700 pharmacies pour la période 2006-2008, issues d'une extraction du panel Pharmastat d'IMS Health. Ces médicaments, déremboursés lors de la vague de 2006, relèvent de l'automédication pour des pathologies bénignes telles que le rhume et les troubles digestifs. L'observation de la période qui a suivi cette politique de déremboursement permet d'analyser de manière descriptive la dynamique des prix de ces 30 médicaments, qui ont connu un même choc exogène à la même période. Cette étude exploite les disparités de degrés de concurrence dans l'environnement proche des pharmacies, à une date donnée, pour estimer si les pharmacies exposées à un fort degré de concurrence ont plus de chances ou non de pratiquer des prix plus faibles que celles en situation de monopole local. Pour cela, une modélisation logistique multinomiale est mise en œuvre. Cette modélisation est réalisée à trois dates différentes (décembre 2006, décembre 2007 et décembre 2008), de manière indépendante, afin d'analyser l'effet de la densité sur les prix pratiqués à une date donnée.



## 2. Données et analyse exploratoire des prix

### 2.1. Données

L'étude porte sur un échantillon original de 4700 pharmacies sur l'ensemble du territoire français, soit 20 % des officines françaises. Cet échantillon est tiré du panel de pharmacies françaises Pharmastat, produit par la société IMS Health. Les prix mensuels de vente public en pharmacie toutes taxes comprises des médicaments sont disponibles pendant trois ans<sup>107</sup>, entre 2006 et 2008. Ces prix ont été analysés pour 30 présentations<sup>108</sup> (cf. annexe 1), figurant parmi 282 spécialités<sup>109</sup> déremboursées totalement entre janvier et mars 2006, lesquelles appartiennent à 46 classes thérapeutiques. Le déremboursement de ces médicaments auparavant remboursés à hauteur de 35 % a été motivé par la réévaluation de leur service médical rendu par la Haute Autorité de Santé (HAS) qui l'a jugé insuffisant pour justifier d'une prise en charge par la collectivité. Ces 30 médicaments appartiennent à 24 classes thérapeutiques différentes. Ils ont été sélectionnés du fait de l'importance de leur chiffre d'affaires : ils représentent à eux-seuls 43 % du chiffre d'affaires de l'ensemble des médicaments déremboursés en 2006. Il s'agit, entre autres, d'expectorants, d'antidiarrhéiques, de décongestionnants. Au sein de ces classes, certains médicaments étudiés ici sont substituables ; toutefois, on analyse ici la concurrence en prix entre les pharmacies pour chaque médicament de l'échantillon, et non la concurrence en prix entre laboratoires pharmaceutiques pour différents médicaments d'automédication substitués. Pour la moitié d'entre eux, la commercialisation date des années 1980. Un seul a été commercialisé dans les années 2000. Le prix de ces médicaments était auparavant administré ; à la suite de la politique de déremboursement, leur prix est devenu libre. Le prix final toutes taxes comprises qui s'adresse au patient est composé du prix fabricant, de la marge du grossiste-répartiteur, de la marge du pharmacien et de la taxe sur la valeur ajoutée. La variabilité des prix entre pharmacies peut provenir des trois premières composantes (le taux de TVA est commun). Les données ne permettent pas d'isoler la marge du grossiste et celle du pharmacien. Toutefois, les laboratoires de médicaments non remboursables privilégient la vente directe auprès des pharmaciens (Autorité

---

<sup>107</sup> Cependant lorsqu'un médicament n'est pas vendu par une pharmacie au cours d'un mois donné, son prix n'est pas reporté. 2,3 millions d'observations sont ainsi manquantes sur les 5,1 millions de prix qui devraient théoriquement être reportés. Afin de limiter ce problème, qui pourrait être à l'origine d'un biais dans les résultats, des imputations ont été réalisées : à chaque fois que cela était possible, la valeur manquante a été remplacée par la valeur moyenne des prix de vente, pour un médicament et une pharmacie donnés, au cours des mois précédant et suivant le mois considéré (entre 1 et 6 mois avant et après). En décembre 2006 par exemple, ces imputations font baisser la proportion de prix manquants de 40 % à 25 % ; 105 163 prix sont ainsi disponibles, sur un total de 141 960.

<sup>108</sup> Une présentation est définie par son code CIP. Elle tient compte de la molécule, du dosage, de la forme galénique, du conditionnement et de la marque.

<sup>109</sup> Une spécialité tient compte de la molécule, du dosage, de la forme galénique et de la marque mais pas du conditionnement.

de la concurrence, 2013), à hauteur de 72 %, en volume et en valeur. Les effets observés peuvent donc être interprétés comme le fait essentiel du comportement des pharmaciens.

Outre les informations sur les prix, ces données – anonymes vis-à-vis des pharmacies – contiennent également des informations sur les volumes de vente des médicaments, sur le chiffre d'affaires de la pharmacie, les caractéristiques de la population dans la commune d'implantation de la pharmacie (part de personnes âgées, de chômeurs, revenu médian...) ainsi que sur le niveau de densité en pharmacies, permettant de caractériser l'environnement concurrentiel de la pharmacie.

A l'exception des volumes de vente, connus mensuellement, les variables sont disponibles pour une date donnée, et non pour l'ensemble de la période étudiée. La protection des données interdit en effet la mise en place d'un panel ; les variables ne sont ainsi renseignées que pour une année précise, et sont par ailleurs exprimées sous forme de classes<sup>110</sup>. L'analyse en coupe transversale apparaît cependant pertinente en raison de la faible variabilité des variables explicatives entre 2006 et 2008. En particulier, la densité en pharmacies est restée stable sur la période : aucune variation de la variable de densité exploitée ici<sup>111</sup>, dont les valeurs sont exprimées en trois classes, n'est observée sur la période pour les pharmacies de l'échantillon. Il en est de même concernant les variables relatives à la situation démographique et économique de la commune. Quant au chiffre d'affaires des officines, il a peu évolué entre 2006 et 2012, progressant de 1,6 % par an en moyenne sur la période (IGAS, 2011 ; INSEE, 2014) ; nous faisons ici l'hypothèse que cette évolution a été homogène pour l'ensemble des officines de l'échantillon<sup>112</sup>. Nous étudions ainsi l'effet de la variabilité territoriale de densité sur la concurrence en prix.

Différentes variables de densité ont été mises en œuvre, la principale étant une variable de densité flottante. Développé récemment par le service statistique des ministères sociaux<sup>113</sup>, cet indicateur s'affranchit des limites de la commune en prenant en compte l'offre des communes environnantes. Par ailleurs, l'indicateur intègre dans son mode de calcul la structure par âge de la

---

<sup>110</sup> Différentes raisons peuvent être avancées. D'une part, les variables proposées dans la base Pharmastat d'IMS Health, telles que les informations relatives au chiffre d'affaires des pharmacies, sont définies par IMS sur l'année 2011 uniquement. D'autre part, les variables relatives à la densité en pharmacies et à la situation démographique et économique de la commune de la pharmacie sont issues de sources extérieures à IMS (Ministère de la Santé, Insee) et ont été appariées à la base par IMS à notre demande. Afin de respecter l'anonymat des pharmacies du panel Pharmastat, IMS a souhaité que la combinaison des différentes variables regroupe au minimum cinq pharmacies. Cette contrainte nous a donc amené à exploiter les variables à travers 3 modalités et pour une seule année, en 2006, le fait de considérer ces informations pour les deux autres années pouvant impliquer des croisements supplémentaires lorsque les pharmacies changent de modalités pour une variable donnée au cours du temps.

<sup>111</sup> Indicateur d'accessibilité potentielle localisée (APL).

<sup>112</sup> Par ailleurs, la part des médicaments remboursables/non remboursables, ainsi que celle de la parapharmacie et dispositifs médicaux a évolué au cours de la période 2006-2012, mais cette évolution est potentiellement identique pour l'ensemble des pharmacies.

<sup>113</sup> A partir des travaux existant sur la méthode de « two-step floating catchment area » (2SFCA) (Luo & Whippo, 2012).

population environnante, pour tenir compte de l'existence de la différence de besoins en médicaments selon l'âge de la population. Afin d'asseoir la robustesse des résultats, trois autres variables de densité en pharmacies plus classiques ont également été testées : le nombre de pharmacies au kilomètre carré, le nombre de pharmacies pour 100 000 habitants – ces deux variables se situant à l'échelle des communes – et le nombre de pharmacies à proximité d'une pharmacie donnée, dans un rayon de 500 mètres. Afin de préserver l'anonymat des pharmacies, la plupart des variables sont disponibles sous forme de classes, pour l'année 2006.

## 2.2. Analyse exploratoire des prix

### 2.2.1. Évolution des prix à la suite de la politique de déremboursement

Le prix des médicaments de l'échantillon était auparavant administré par l'État : leur prix moyen était de 3,6 euros, avec un prix minimal de 1,7 euro et un prix maximal de 8,5 euros (*cf.* annexe 1). A la suite de la politique de déremboursement, en 2006, le prix de ces médicaments est devenu libre. Moins d'un an à la suite de cette mesure, en décembre 2006, le prix moyen de ces 30 médicaments<sup>114</sup> a augmenté de 2 euros, passant ainsi à 5,6 euros. En décembre 2007, ce prix moyen était de 5,8 euros, puis de 6,1 euros en décembre 2008. Sur la période, les prix publics ont ainsi augmenté de 58 % en moyenne sur les pharmacies de l'échantillon. Pour un quart des médicaments, la hausse moyenne dépasse 90 % (*cf.* figure 11). Le montant total des ventes des 30 médicaments par les 4700 pharmacies de l'échantillon a néanmoins diminué de 27 % sur la période, passant de 40,1 millions d'euros en janvier 2006 à 31,7 millions d'euros en décembre 2008. C'est la forte baisse des volumes vendus (de 55 %) qui explique cette diminution.

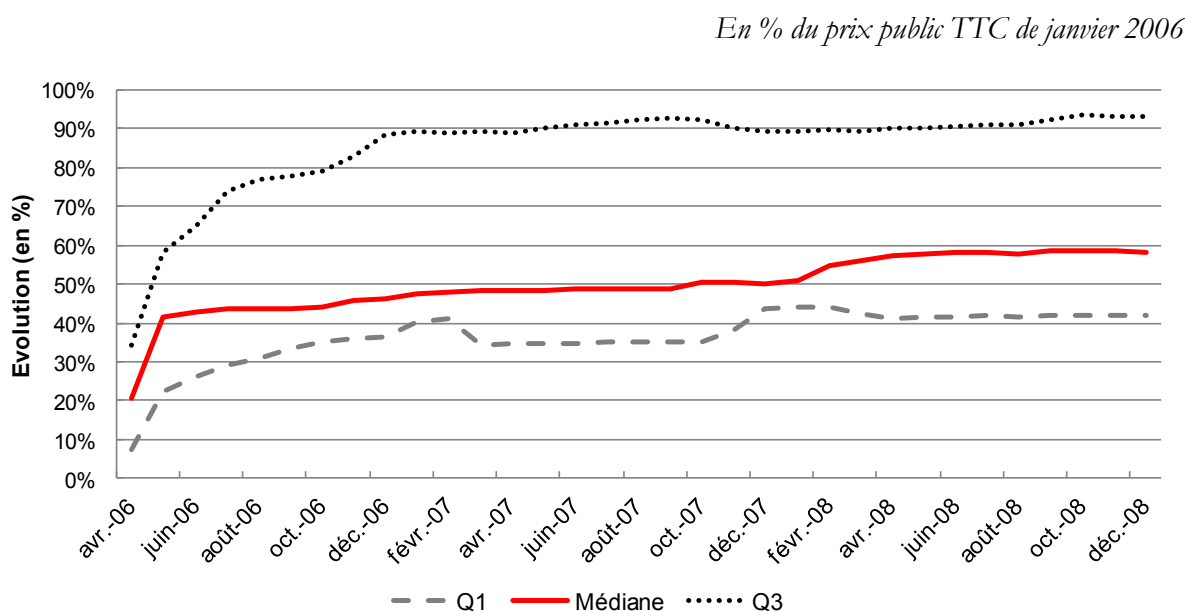
Certaines pharmacies ont toutefois continué à appliquer le prix régulé précédemment en vigueur, mais pour un faible nombre de médicaments : en décembre 2006, 90 % d'entre elles (100 % en décembre 2008) ont conservé ce prix pour moins de 5 médicaments sur les 30 observés. Par ailleurs, 73 % des pharmacies ont baissé ce prix pour moins de 5 médicaments (en 2008, les trois quarts des pharmacies ont baissé le prix de 1 à 10 médicaments) ; à l'inverse, 90 % des pharmacies ont augmenté ce prix pour plus de 20 médicaments sur les 30 observés (ce n'est plus le cas que de 50 % des pharmacies en 2008). Sur l'ensemble de la période, 23 % des pharmacies pratiquent, pour un médicament donné, un prix inférieur au prix modal ; 10 % des pharmacies le font pour plus de 5 médicaments et 5 % pour plus de 10 médicaments. En revanche, seules 10 %

---

<sup>114</sup> Le prix moyen des médicaments est pondéré par les volumes de ventes des pharmacies.

des pharmacies affichent un prix supérieur au prix modal pour au moins un des médicaments observés sur l'ensemble de la période.

**Figure 11 :** Évolution mensuelle du prix public (TTC) entre janvier 2006 et décembre 2008 (1<sup>er</sup> quartile, médiane, 3<sup>ème</sup> quartile)



Source : Pharmastat (IMS Health)

Champ : 30 médicaments déremboursés en mars 2006 (liste exhaustive en annexe), 4 732 pharmacies

Lecture : Entre avril et décembre 2006, pour 25 % des 30 médicaments le prix a augmenté de plus de 36%, pour la moitié de plus de 46 % et pour les trois quarts de plus de 85 %.

### 2.2.2. Comportements de fixation des prix selon l'environnement concurrentiel

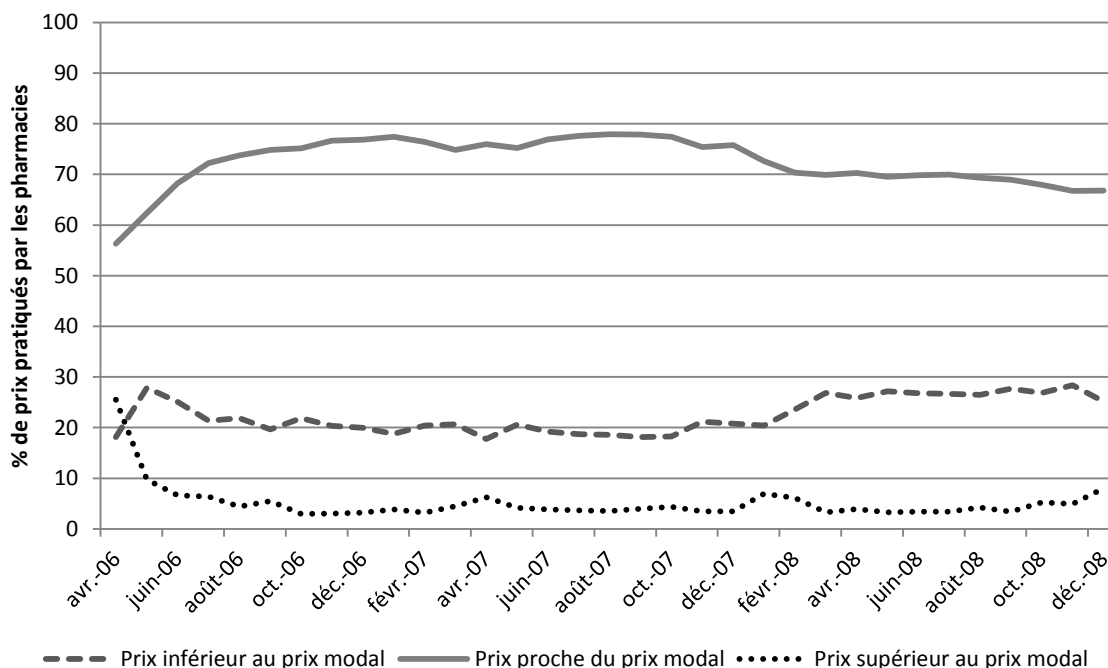
Les prix publics ont augmenté très rapidement après le déremboursement de mars 2006 : en mai, la moitié des médicaments avaient déjà un prix en hausse de plus de 40 % par rapport au prix régulé en vigueur auparavant. On observe ainsi durant 4 mois une phase de convergence des prix pour un médicament donné. A l'issue de cette phase, les trois quarts des pharmacies en moyenne<sup>115</sup> pratiquent le même prix (à plus ou moins 5 % près) pour un médicament donné, au cours d'une période d'un an et demi<sup>116</sup>. Passée cette période, de plus en plus de pharmacies commencent à s'écarter – à la hausse ou à la baisse – de ce prix modal<sup>117</sup>. Pour autant, en décembre 2008, encore 64 % des pharmacies pratiquent le même prix pour un médicament donné (cf. figure 12). Les résultats précédents valent en moyenne sur les 30 médicaments étudiés.

<sup>115</sup> Sur les 30 présentations étudiées.

<sup>116</sup> Plus de la moitié des pharmacies pratiquent *exactement* le même prix.

<sup>117</sup> Dans la suite de l'étude, nous parlerons de *prix modal* pour désigner le prix de vente le plus courant au sein des pharmacies.

**Figure 12 :** Pourcentage de pharmacies pratiquant le même prix, un prix supérieur/inférieur au prix modal, en fonction du temps



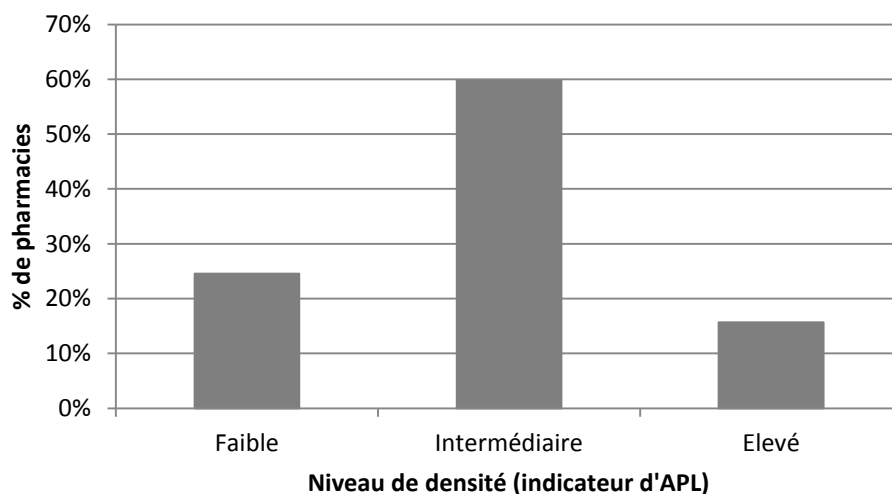
Source : Pharmastat (IMS Health)

Champ : 30 médicaments déremboursés en mars 2006 (liste exhaustive en annexe), 4 732 pharmacies.

Lecture : 77 % des prix affichés en pharmacie correspondent au prix modal en décembre 2006 (à +/- 5 %) ; 20 % des prix sont inférieurs à ce prix modal et 3 % y sont supérieurs.

Note : Les prix considérés sont tous médicaments et toutes pharmacies confondus.

**Figure 13 :** Hétérogénéité des situations concurrentielles pour les pharmacies pratiquant le même prix en décembre 2006



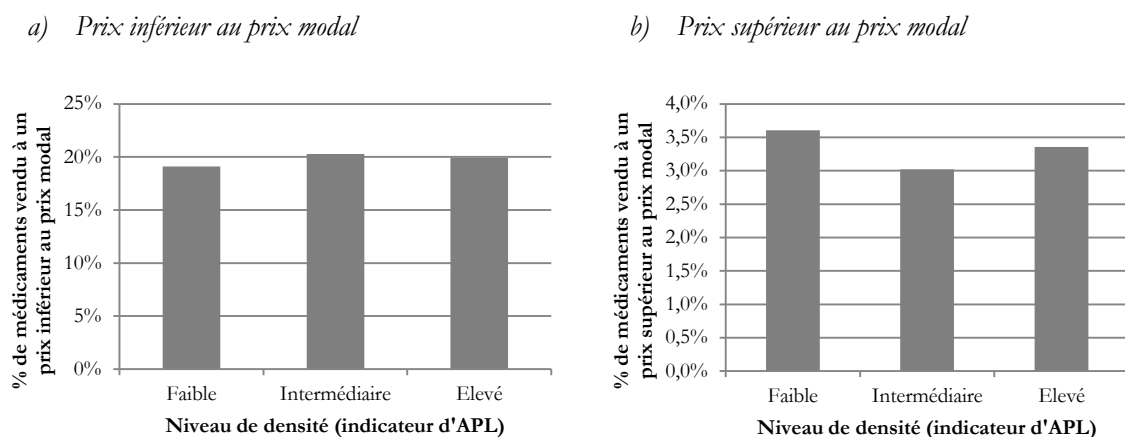
Source : Pharmastat (IMS Health)

Champ : 30 médicaments déremboursés en mars 2006 (liste exhaustive en annexe), 4 732 pharmacies.

Lecture : Parmi les pharmacies pratiquant un le même prix pour un médicament donné (à +/- 5 % du prix modal observé), 24 % sont situées dans une zone de faible concurrence, 60 % dans une zone où le niveau de densité est intermédiaire et 16 % dans une zone très concurrentielle.

Note : Les prix considérés sont tous médicaments et toutes pharmacies confondus.

**Figure 14 :** Proportion de prix inférieurs ou supérieurs au prix modal de chaque médicament, en décembre 2006<sup>118</sup>, selon le niveau de la densité communale en pharmacies (en pourcentage)



Source : Pharmastat (IMS Health)

Champ : 30 médicaments déremboursés en mars 2006 (liste exhaustive en annexe 1), 4732 pharmacies.

Lecture : En décembre 2006, 19,9 % (respectivement 3,4 %) des prix pratiqués par les pharmacies situées dans les communes connaissant la plus forte densité en pharmacies sont inférieurs (respectivement supérieurs) au prix modal à plus ou moins 5 % ; cette proportion est de 19,1 % (respectivement 3,6 %) dans les pharmacies situées dans les communes connaissant la plus faible densité en pharmacies.

Note : La densité en pharmacies est mesurée par l'indicateur d'accessibilité potentielle localisée. Le niveau de densité faible correspond aux 20 % de pharmacies pour lesquelles l'indicateur d'APL est le plus bas (le premier quintile), le niveau intermédiaire aux 2<sup>ème</sup>, 3<sup>ème</sup> et 4<sup>ème</sup> quintiles et le niveau élevé au dernier quintile (cf. annexe 3).

Lorsqu'on descend au niveau des médicaments, le constat d'une forte homogénéité des prix de vente entre pharmacies vaut encore pour la plupart des 30 médicaments étudiés ici (cf. annexe 2).

Cette situation d'homogénéité des prix interpelle. D'une part, les pharmacies qui pratiquent le même prix ne font pas face à la même situation concurrentielle (cf. figure 13). La distribution de ces officines en termes de densité est en fait la même que celle observée pour l'ensemble des pharmacies. En effet, 60 % d'entre elles sont situées dans une zone de densité intermédiaire (entre 30 et 46 pharmacies pour 100 000 habitants) tandis que 24% des pharmacies sont peu soumises à la concurrence (moins de 30 pharmacies pour 100 000 habitants) et qu'à l'inverse, 16% des pharmacies font face à une forte concurrence (plus de 46 pharmacies pour 100 000 habitants). D'autre part, si la concurrence s'exerce sur le marché des médicaments non remboursables, les prix doivent être plus faibles au sein des pharmacies situées dans des zones denses en pharmacies, donc potentiellement soumises à une concurrence plus importante. Or, d'après l'analyse descriptive, tel n'est pas le cas. Il n'existe pas de lien entre la densité en

<sup>118</sup> En décembre 2007 et décembre 2008, les résultats ne montrent pas non plus d'écart significatif de la proportion de prix inférieurs (respectivement supérieurs) au prix modal. En 2008 toutefois, la proportion de pharmacies pratiquant un prix inférieur au prix modal est plus élevée, quel que soit le niveau de densité, par rapport à 2007 et 2008. De même, la proportion de pharmacies pratiquant un prix supérieur au prix modal est plus importante en 2008.

pharmacies et les prix pratiqués (*cf.* figure 14). En outre, l'évolution moyenne des prix à la suite de la politique de déremboursement est semblable quel que soit le niveau de densité. Et lorsque le prix s'écarte du prix modal, l'ampleur médiane de cet écart se révèle assez homogène selon le niveau de densité (entre 14 % et 15 % lorsque le prix est inférieur au prix modal et entre 10 % et 12 % lorsque le prix est supérieur au prix modal<sup>119</sup>). Ces résultats de statistiques exploratoires vont donc dans le sens d'une faible concurrence en prix entre pharmacies. Toutefois des variables de contrôle tel que le niveau de vie sont susceptibles de biaiser la mesure de l'effet de la densité sur les prix. Une analyse « toutes choses observables égales par ailleurs » est donc menée afin de tenter d'isoler l'effet de la densité sur les prix.

### 3. Stratégie empirique

La partie précédente a montré qu'à une date donnée, les prix d'un médicament en pharmacie étaient fortement concentrés sur une valeur modale<sup>120</sup>. Une modélisation linéaire, bien que la variable de prix soit quantitative, semble peu pertinente du fait de la très faible variabilité observée des prix. Un tel modèle a néanmoins été testé en première approche, ne montrant aucun effet de la densité. Compte tenu de ce phénomène d'homogénéité des prix, une modélisation logistique multinomiale est donc mise en œuvre afin d'estimer la probabilité qu'à un instant  $t$  et pour un médicament donné, une pharmacie pratique un prix inférieur au prix modal, supérieur au prix modal ou égal au prix modal. Ce modèle repose sur l'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinentes (IIA – *independence of irrelevant alternatives*) : nous supposons donc que l'élasticité-croisée de la probabilité de fixer un prix inférieur au prix modal est la même que celle de fixer un prix supérieur au prix modal, et que la fixation du prix ne se fait pas de manière séquentielle (choix de s'écarter du prix modal, puis choix d'un prix inférieur ou supérieur à ce prix modal), ce qui semble vraisemblable. Par ailleurs, un modèle probit multinomial a également été testé, à des fins de comparaison, et conduit aux mêmes résultats<sup>121</sup>.

Si la concurrence – parfaite – en prix était effective, alors les prix devraient être plus bas dans les pharmacies implantées dans des zones denses en pharmacies, quelle que soit la capacité à payer des clients potentiels. Inversement les prix devraient être plus élevés dans les pharmacies en situation de monopole local, et d'autant plus élevés que la capacité à payer des clients l'est aussi.

---

<sup>119</sup> Ces résultats ne sont pas présentés ici.

<sup>120</sup> À noter que la médiane correspond ici à la valeur modale dans 75 % des cas. Lorsque le prix modal et le prix médian sont différents, cette différence est en moyenne de 5,8 %.

<sup>121</sup> Seuls les résultats du modèle logit multinomial sont présentés ici.

Pour tester si la concurrence en prix s'exerce ou non, la densité en pharmacies est donc croisée avec le niveau de vie de la population (*cf.* annexe 3 pour une description des variables)<sup>122</sup>.

La part de personnes âgées de plus de 75 ans et le taux de chômage dans la commune d'implantation de la pharmacie sont introduites comme variables de contrôle pour tenir compte des caractéristiques socio-démographiques de la clientèle potentielle. Les personnes âgées étant moins mobiles et peut-être plus attachées à leurs pharmaciens, on peut supposer que les prix d'une pharmacie seront d'autant plus élevés que la part de personnes âgées dans la commune d'implantation est importante. Inversement, plus le taux de chômage dans la commune est élevé, plus les prix devraient être bas. Sont également considérées des variables caractérisant la situation financière de la pharmacie (variables relatives au chiffre d'affaires, dont la part relative aux médicaments remboursables et celle propre à la parapharmacie et autres produits), qui peut donner une indication sur le pouvoir de négociation de la pharmacie pour l'achat des médicaments. Enfin, pour prendre en compte les différents niveaux des prix des médicaments, des indicatrices de médicaments sont introduites. Ces modèles sont estimés à trois dates différentes : décembre 2006, décembre 2007 et décembre 2008. Le risque de corrélation des résidus pour les 30 médicaments d'une même pharmacie est pris en compte *via* le *clustering*.

$$Y_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si la pharmacie } j \text{ pratique un prix inférieur au prix modal pour le médicament } i \\ 2 & \text{si la pharmacie } j \text{ pratique un prix supérieur au prix modal pour le médicament } i \\ 3 & \text{si la pharmacie pratique le prix modal pour le médicament } i \end{cases}$$

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 Z'_j + \beta_2 DENS_j \times REV_j + \beta_3 P75_j + \beta_4 CHOM_j + \beta_5 MEDIC_i + \varepsilon_{ij}$$

où  $\alpha_1$  est la constante du modèle,  $Z_j$  est un vecteur de variables caractérisant la pharmacie  $j$  (chiffre d'affaires),  $DENS_j$  représente la valeur de l'indicateur de densité en pharmacies dans la commune d'implantation de la pharmacie et  $REV_j$  le niveau de revenu de la population environnante,  $P75_j$  représente la part des 75 ans et plus,  $CHOM_j$  le taux de chômage de la population environnante et  $MEDIC_i$  est une indicatrice propre au médicament  $i$ .  $\varepsilon_{ij}$  est le terme d'erreur du modèle.

<sup>122</sup> Un premier modèle faisant intervenir la densité en pharmacies d'une part et le niveau de vie de la population d'autre part a été testé en amont. Néanmoins, l'interaction entre ces deux informations semble pertinente économiquement : nous présentons donc ici un modèle considérant un effet croisé entre ces deux variables.



#### 4. Résultats<sup>123</sup>

Les résultats des estimations montrent que, toutes choses observables égales par ailleurs, la densité en pharmacies, croisée avec le niveau de vie de la population, n'a pas d'effet significatif sur la probabilité de s'écarter du prix modal, aussi bien à la baisse qu'à la hausse (*cf.* tableau 13). En 2006, les coefficients associés aux interactions de densité et niveau de vie apparaissent positifs et significatifs dans les zones de densité faible et de revenu intermédiaire d'une part, et dans les zones de densité intermédiaire et de revenu élevé d'autre part. Par ailleurs, en 2008, certains coefficients apparaissent significatifs dans les zones de densité intermédiaire à faible niveau de vie et à niveau de vie élevé. Néanmoins ces résultats ne suffisent pas à conclure à un effet significatif de la densité sur la concurrence. La densité en officines concurrentes ne semble donc pas exercer d'effet sur les prix des médicaments non remboursables à la suite de leur déremboursement. Les tests de robustesses menés en testant des variables de densité alternatives (nombre de pharmacies au km<sup>2</sup>, nombre de pharmacies pour 100 000 habitants, nombre de pharmacies dans un rayon de 500 mètres) confirment ce résultat (*cf.* annexe 5). Par ailleurs, les variables de densité en pharmacies et de niveau de vie de la population ont également été estimées indépendamment, mais aucun effet clair de la densité ne ressort.

Une analyse médicament par médicament (30 modèles de type logit multinomial) a en outre été menée afin d'identifier une potentielle hétérogénéité des médicaments. Toutefois, l'effet de la densité en pharmacies sur la probabilité de s'écarter du prix modal est non significatif pour la plupart des médicaments. Pour deux d'entre eux seulement<sup>124</sup>, la variabilité des prix est marquée, mais sans lien avéré avec la densité en pharmacies et le niveau de vie de la population. Cette analyse médicament par médicament tend finalement à confirmer l'absence d'effet de la densité en pharmacies sur les prix des médicaments non remboursables.

Concernant l'effet des variables de contrôle, nos résultats indiquent que les pharmacies à forte activité ont une probabilité plus importante de pratiquer un prix inférieur au prix modal. En 2008, ces pharmacies ont également une probabilité plus faible de pratiquer un prix supérieur au prix modal par rapport aux pharmacies à activité moyenne. Cela peut traduire une meilleure capacité de négociation des pharmacies à gros chiffre d'affaires qui peuvent faire valoir au laboratoire ou au grossiste des volumes d'achat importants. Une faible proportion de personnes

---

<sup>123</sup> Les résultats complets sont présentés en annexe 4.

<sup>124</sup> Un sédatif et un antiseptique pour la gorge, appartenant par ailleurs au classement des 20 produits d'automédication les plus vendus en France.

âgées a un effet positif sur la probabilité de pratiquer un prix plus élevé que le prix modal, en 2006 et 2008 ; à l'inverse, une forte proportion n'a pas d'effet, ce qui est contraire à notre intuition. Par ailleurs, la probabilité que les prix soient inférieurs au prix modal est plus importante quand le chômage est important, en 2006 et 2008. Si le niveau de revenus, lié à la densité en pharmacies, ne semble par avoir d'effet sur la concurrence en prix des médicaments, les variables d'âge et de taux de chômage en ont un<sup>125</sup>. Ces résultats suggèrent que, plus que le niveau de revenu en tant que tel, ce seraient certaines caractéristiques de la population liées au niveau de vie (population peu âgée et potentiellement active ; niveau du taux de chômage) qui influencent la politique de prix des officines.

**Tableau 13 :** Résultats des estimations du modèle logit multinomial en 2006, 2007 et 2008, pour les coefficients associés à l'interaction des variables de densité en pharmacie et de niveau de vie de la population

**Variable expliquée :** probabilité de pratiquer, pour un médicament *i*, un prix inférieur au prix modal, un prix supérieur au prix modal ou un prix égal au prix modal (catégorie de référence : prix égal au prix modal)

Densité en pharmacies (indicateur d'accessibilité potentielle localisée)	Revenu de la population	2006		2007		2008	
		Prix « faible »	Prix « élevé »	Prix « faible »	Prix « élevé »	Prix « faible »	Prix « élevé »
Catégorie de référence : prix égal au prix modal pour un médicament <i>i</i>							
Densité faible	Revenu faible	0,015 (ns)	0,042 (ns)	-0,017 (ns)	-0,010 (ns)	0,041 (ns)	0,186 (ns)
	Revenu intermédiaire	0,016 (ns)	<b>0,229</b> <b>(**)</b>	-0,063 (ns)	0,142 (ns)	-0,004 (ns)	<b>0,125</b> <b>(*)</b>
	Revenu élevé	-0,169 (ns)	0,146 (ns)	-0,186 (ns)	0,083 (ns)	-0,144 (ns)	0,085 (ns)
Densité intermédiaire	Revenu faible	-0,105 (ns)	0,083 (ns)	-0,094 (ns)	0,114 (ns)	<b>-0,140</b> <b>(*)</b>	<b>0,177</b> <b>(**)</b>
	Revenu intermédiaire	Réf (-)	Réf (-)	Réf (-)	Réf (-)	Réf (-)	Réf (-)
	Revenu élevé	-0,082 (ns)	<b>0,299</b> <b>(**)</b>	-0,058 (ns)	0,181 (ns)	-0,066 (ns)	<b>0,291</b> <b>(**)</b>
Densité élevée	Revenu faible	0,054 (ns)	-0,005 (ns)	0,019 (ns)	0,136 (ns)	-0,026 (ns)	0,172 (ns)
	Revenu intermédiaire	0,000 (ns)	0,085 (ns)	-0,010 (ns)	0,048 (ns)	0,068 (ns)	0,007 (ns)
	Revenu élevé	0,105 (ns)	0,307 (ns)	-0,058 (ns)	0,240 (ns)	0,056 (ns)	0,208 (ns)

Source : Pharmastat (IMS Health)

Notes : \*\*\* significativité à 1 %, \*\* significativité à 5 %.

Lorsque la significativité n'est pas précisée, c'est que le coefficient estimé ne ressort pas significatif.

Pour chaque année, c'est le mois de décembre qui est considéré.

Lecture : en 2008, toutes choses observables (caractéristiques de la pharmacie, caractéristiques de la zone) égales par ailleurs, dans les zones à densité intermédiaire et à niveau de revenus faible, la probabilité que le prix soit supérieur au prix modal est plus élevée, par rapport à une zone à densité intermédiaire et niveau de vie intermédiaire : le coefficient de la variable de densité est de 0,177, il est significatif au seuil de 5 %.

<sup>125</sup> Le taux de chômage et le niveau de revenus de la population étant corrélés, une régression a également été réalisée en excluant le taux de chômage. Les coefficients relatifs à la densité en pharmacies et au niveau de revenu de la population sont légèrement supérieurs à ceux estimés dans le modèle présenté dans ce chapitre. Par ailleurs, un effet ressort pour les zones de densité faible et de niveau de vie élevé : dans ces zones, la probabilité de pratiquer un prix inférieur au prix modal est plus faible.

## 5. Discussion

Cette étude montre qu'il existe une forte homogénéité des prix entre les pharmacies : en 2006, 75 % des officines fixaient un prix identique en moyenne sur les 30 médicaments étudiés ; en 2008, c'était encore le cas de près de 70 % des officines. En situation de concurrence les prix devraient être plus bas dans les pharmacies situées dans des zones denses en pharmacies, quelle que soit la capacité à payer des clients potentiels. Inversement les prix devraient être plus élevés dans les pharmacies en situation de monopole local, et d'autant plus élevés que la capacité à payer des clients est élevée.

Or nos résultats ne montrent aucun effet de la densité en pharmacies et du niveau de vie de la population sur les prix pratiqués. Les prix sont relativement homogènes quelle que soit la densité et le niveau de vie de la population. Par ailleurs, à l'issue du déremboursement, les prix augmentent significativement et rapidement puisque trois mois après la libéralisation de prix, 75% des pharmacies pratiquent le même prix, supérieur de 46 % (médiane) au prix régulé en vigueur auparavant. En situation de concurrence, on s'attendrait à ce que cet ajustement des prix soit moins rapide. Ces éléments semblent donc indiquer que le prix pratiqué par la plupart des pharmacies ne correspond pas au coût marginal et est *a priori* supérieur au prix qui pourrait émerger si les pharmacies se livraient réellement une concurrence en prix sur ces produits. En Allemagne, sur un champ plus restreint (5 médicaments OTC), il apparaît que l'hétérogénéité des prix est également assez faible ; elle varie en fonction de la densité mais dans le cas particulier de Berlin (Stargardt *et al.*, 2007).

La situation est semblable en Espagne, où la concurrence en prix est faible (Lluch & Kanavos, 2010). Ce prix modal est vraisemblablement le prix de vente conseillé par les laboratoires pharmaceutiques. La pratique serait courante et pour le fixer, ces derniers s'appuieraient sur des analyses de l'élasticité de la demande au prix des médicaments non remboursables<sup>126</sup>.

Des associations de consommateurs d'une part, et l'Autorité de la Concurrence d'autre part ont mis en œuvre leurs propres enquêtes de relevé de prix pour une dizaine ou vingtaine de médicaments non remboursables. Leurs relevés ont été effectués auprès d'une centaine de pharmacies au maximum. Ces études mettent en avant des écarts de prix de 1 à 3 ou de 1 à 4 (UFC Que Choisir, 2012 ; Familles Rurales, 2013 ; Autorité de la concurrence, 2013). Ces

---

<sup>126</sup> Veinotoniques : encaisser le déremboursement. *Impact Pharmacien*, (196) : 6-8, 2008.

analyses s'intéressent toutefois exclusivement au rapport des prix extrêmes (rapport max/min), sans analyser une éventuelle concentration des prix par ailleurs, comme cela a été fait dans cette étude.

Nos résultats doivent toutefois être interprétés en gardant à l'esprit certaines limites. Tout d'abord, il est important de discuter de la potentielle endogénéité de la variable de densité : le choix de s'installer dans une zone plutôt qu'une autre dépend *a priori* de caractéristiques intrinsèques que nous ne contrôlons pas et qui peuvent influencer le niveau des prix des médicaments. Parmi ces caractéristiques intrinsèques, nous pouvons citer le niveau de revenus espéré, dont nous contrôlons en partie à travers la variable de chiffre d'affaires, ce qui peut limiter ce problème d'endogénéité. Par ailleurs, l'analyse de l'évolution du prix se concentre sur les trois années qui suivent le déremboursement. Comme l'étude montre que la dispersion des prix entre pharmacies augmente au cours du temps, une analyse sur des années ultérieures pourrait donc aboutir à un constat différent. De plus, l'étude se concentre sur 30 médicaments. Il paraît donc délicat d'extrapoler les résultats à l'ensemble des médicaments d'automédication. En outre, le fait que ces médicaments aient été déremboursés peut être interprété par les patients comme un signal négatif sur l'utilité de ces médicaments. Ces derniers peuvent s'orienter vers des produits qui ont toujours connu un statut d'automédication, à savoir ceux pour lesquels ils n'ont jamais reçu de prescription et ont toujours assumé le prix, et se détourner ainsi des médicaments déremboursés, qui leur étaient auparavant prescrits et remboursés. Les pharmacies peuvent alors mettre davantage en concurrence les produits d'automédication les plus vendus, ce qui laisse supposer que nos résultats pourraient être différents avec un autre échantillon de médicaments.

Les résultats de cette étude interrogent aussi sur le comportement des patients/consommateurs. Si les pharmacies s'éloignent très rarement du prix conseillé par les laboratoires pharmaceutiques, c'est peut-être du fait d'une demande assez inélastique au prix, ou de l'existence d'une asymétrie d'informations pour ces prix pour les consommateurs, d'autant qu'il n'est pas toujours clair pour eux que les prix des médicaments OTC sont libres, et donc potentiellement différents d'une pharmacie à l'autre, contrairement aux prix des médicaments remboursables dont le prix de vente est administré et donc commun à l'ensemble des pharmacies. Si les consommateurs ne comparent pas les prix entre pharmacies, ou n'accordent que peu d'intérêt aux différences de prix pour ces produits, une politique de baisse de prix ne permettrait pas d'attirer de nouveaux clients pour autant. Par ailleurs, la patientèle attachée à sa pharmacie de proximité peut vite avoir un caractère « captif », avec l'habitude d'acheter des médicaments d'automédication à l'occasion de l'exécution d'une ordonnance de médicaments à prescription médicale obligatoire. Ceci explique

sans doute pourquoi en France, selon un récent sondage d'opinion, 60% des personnes interrogées déclarent ne pas comparer les prix des médicaments d'automédication entre pharmacies (AFIPA, 2013). En Allemagne par exemple, les patients seraient prêts à se rendre dans une pharmacie à moins de 10 minutes à pied de leur pharmacie habituelle s'ils ont connaissance d'une différence de prix de 1 euro ; cette distance tombe à moins de 2 minutes si les patients ont une pathologie chronique (Stargardt *et al.*, 2007).

## 6. Conclusion

Cette analyse suggère que la concurrence par les prix sur le marché des médicaments déremboursés ne s'exerce pas. La théorie économique prédit que, dans cette situation, l'écart entre le prix et le coût marginal induit une réduction du surplus collectif par rapport à la situation de concurrence pure et parfaite optimale. C'est cette situation qui est remise en cause par les défenseurs de l'ouverture du monopole officinal à la concurrence. En France, cette question se pose depuis plusieurs années. En 2007, en 2008 puis plus récemment, en 2013, des rapports publics ont recommandé de limiter ce monopole aux seuls médicaments dont la distribution est soumise à une prescription médicale. Leur proposition consistait en une ouverture de la vente des médicaments d'automédication à la concurrence, mais dans un cadre dédié et encadré par un pharmacien (Beigbeder, 2007 ; Attali, 2008 ; Autorité de la concurrence, 2013).

La libéralisation du secteur pharmaceutique s'accompagne de certaines attentes, la principale étant la baisse du prix des médicaments. Si la littérature sur le sujet modère les bénéfices attendus d'une ouverture à la concurrence, les partisans d'une telle ouverture considèrent néanmoins qu'un libre accès aux médicaments permettrait une meilleure visibilité des prix pour les consommateurs et stimulerait ainsi la concurrence en prix sur ce segment du marché. Au Royaume-Uni par exemple, où la distribution des médicaments OTC n'est pas réservée aux officines, en 2003, 53 % des pharmacies appartenaient à de grosses chaînes ou des supermarchés où les prix y étaient jusqu'à 30 % inférieurs (*Office of Fair Trading*, 2003). Par ailleurs, ces pharmacies se montraient plus dynamiques et plus novatrices en matière de services et d'offre produits que les pharmacies traditionnelles. En Italie, suite à la mesure de libéralisation de certains médicaments d'automédication en 2006, le niveau des prix a diminué en moyenne de 25 % dans les deux années qui ont suivi cette mesure, puis les prix ont augmenté par la suite, restant néanmoins inférieurs dans les parapharmacies et surtout dans la grande distribution que dans les pharmacies

(Autorité de la concurrence, 2013). En France, dans un cadre de monopole officinal, certains médicaments OTC sont néanmoins disponibles en accès direct dans les pharmacies (mise à disposition devant le comptoir) depuis juillet 2008, afin d'améliorer la concurrence en prix sur ces médicaments. En 2015, près de 600 médicaments sont concernés par cet accès direct ; toutefois, cette mesure n'a pas de caractère obligatoire pour les pharmaciens. La vente en ligne de médicaments apparaît également comme une manière d'ouvrir le monopole officinal à la concurrence. La possibilité de comparer très facilement les prix offerts par ce mode de vente est de nature à favoriser la concurrence en prix, en dépit toutefois d'un accès différé et payant (frais de livraison). En place dans la plupart des pays de l'Union européenne, elle est en vigueur en France depuis 2013 pour les médicaments non remboursables et à prescription médicale facultative. De manière générale, le niveau de l'élasticité de la demande au prix peut varier selon les médicaments, et influencer le niveau de concurrence.

La création de chaînes de pharmacies et l'entrée de grandes surfaces dans le secteur posent en effet la question d'une concurrence en prix sur ce marché. Celle-ci dépend des caractéristiques des nouveaux entrants, mais aussi de celles des produits et des consommateurs.

A l'heure actuelle, les structures de regroupement à l'achat et les centrales d'achat pharmaceutiques, conçues pour permettre le regroupement à l'achat de médicaments non remboursables, sont très peu utilisées. A l'inverse, il existe une pratique, interdite, de groupement des achats entre pharmacies pour procéder à de la revente entre ces pharmacies de médicaments, notamment non remboursables. Pour les achats en vente directe, les pharmacies, qui sous-estiment les coûts de stockage, auraient tout intérêt à confier ses achats à un groupement d'officines ou une structure de regroupement à l'achat. Ceux-ci devraient pouvoir faire signer des contrats d'exclusivité à leurs membres et des engagements sur les volumes à écouler et ainsi être en mesure de mieux négocier avec les laboratoires. La constitution de chaînes de pharmacies serait l'aboutissement de cette logique. En effet, les achats pourraient alors être centralisés (Autorité de la concurrence, 2013). De la même manière, nous pouvons penser que la grande distribution disposerait d'un pouvoir de négociation important, du fait de leur plus grande capacité de stockage, et donc d'achat. La potentielle baisse des prix qui en découlerait ne s'observerait toutefois probablement pas dans les petites officines et les officines « isolées », sans grande surface à proximité. Par ailleurs, le caractère captif des consommateurs pour ce type particulier de biens que sont les médicaments pourrait aller à l'encontre d'un développement de la concurrence en prix, malgré un plus grand nombre et une plus grande diversité des vendeurs. Une telle ouverture du monopole officinal pourrait également aboutir à terme à la création d'une situation d'oligopole (Lluch & Kanavos, 2010). En Islande et en Norvège, les politiques de

libéralisation du marché officinal, en 1996 et 2001, ont conduit à la mise en place d'une telle situation : en 2004 en Islande, deux chaînes de pharmacies contrôlaient 85 % du marché ; en Norvège, en 2002, les trois chaînes principales contrôlaient plus de 55 % des pharmacies (Anell, 2005). Au final, si la concurrence en prix ne s'exerce pas sur le segment du marché des médicaments non remboursables dans le cadre d'un monopole officinal, l'effet d'une libéralisation de ce monopole sur la concurrence en prix est incertain.

## Annexes

### Annexe 1 : Les 30 présentations retenues

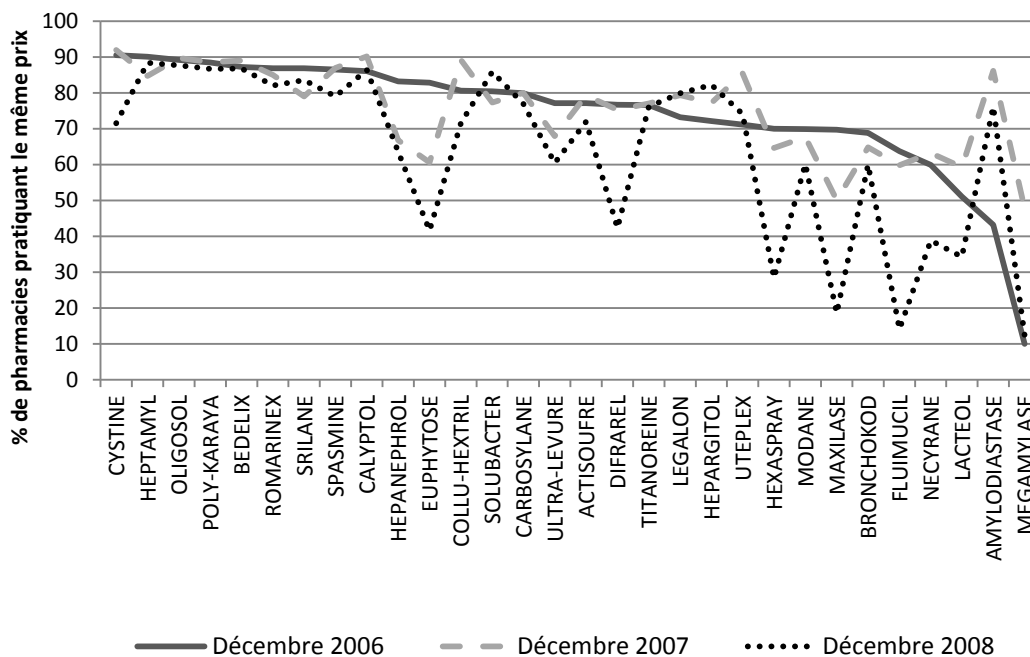
Type de médicaments	Classe thérapeutique agrégée (niveau 1)	Code CIP	Libellé du CIP	Libellé de la classe thérapeutique	Prix du médicament avant déremboursement (en euros)
Médicaments du système gastrique	Système digestif et métabolisme	3004151	AMYLODIASSTASE CPR CROQ FL40	PDTS DIGESTIFS, DT ENZYMES	2,1
		3048384	HEPARGITOL PDR SACH 20	CHOLERETIQUES, CHOLECYSTOKIN.	3,1
		3068033	MODANE CPR BT20	LAXATIFS DE CONTACT	2,1
		3075079	OLIGOSOL CU-AU-AG BUV FL60ML	AUTRES SUPPLEMENTS MINERAUX	2,0
		3092474	ROMARINEX CHOLINE BUV FL125ML	CHOLAGOGUES + LIPOTROPES	2,5
		3164110	LEGALON 70MG CPR BT40	HEPATOPROTECTEURS, LIPOTROPES	4,2
		3227046	POLY-KARAYA GLE SACH10G 30	ANTIFLATULENTS + AUTRES PDTS	5,9
		3229714	BEDELIX BUV PDR SACH 60	ANTIDIARRH. ABSORBANT INTESTINAL	8,5
		3259885	ULTRA-LEVURE GELU FL50	ANTIDIARRH. MICROORGANISMES	5,1
		3272443	CARBOSYLANE GELU DOS BT48	ANTIFLATULENTS + AUTRES PDTS	5,6
		3307360	LACTEOL 340MG BUV SACH 10	ANTIDIARRH. MICROORGANISMES	4,1
Médicaments du rhume	Système respiratoire	3017455	CALYPTOL INHALANT AMP5ML 10	REVULSIFS PERCUT & PROD INHAL	1,7
		3024834	COLLU-HEXTRIL 0,2% COLLU 40ML	DECONGEST ANTIINFECT PHARYNX	2,6
		3070515	NECYRANE NAS FL PRESS 10ML	RHINO LOC AUTRES	2,6
		3237369	FLUIMUCIL 200MG GLE SACH 30	EXPECTORANTS	4,1
		3271515	BRONCHOKOD S/SUC AD. BUV 300ML	EXPECTORANTS	3,2
		3277972	HEXASPRAY COLLU FL PRESS 30G	DECONGEST ANTIINFECT PHARYNX	3,5
		3281643	ACTISOUFRE NAS BUV AMP10ML 30	RHINOLOGIE V.GENERALE	4,5
	Divers	3065299	MAXILASE M.GORGE SIR FL125ML	ENZYMES ANTIINFLAMMATOIRES	3,3
		3500370	MEGAMYLAZE 3000U CPR BT24	ENZYMES ANTIINFLAMMATOIRES	3,8
Autres	Système cardiovasculaire	3049159	HEPTAMYL 187,8MG CPR BT20	AUTRES CARDIOVASCULAIRES	2,3
		3237240	TITANOREINE 2% CR RECT TB20G	ANTHEMORROID.LOCAUX SS CORTICO	2,3
	Dermatologie	3153974	SOLUBACTER 1% LOC FP400ML	ANTISEPT. ET DESINFECTANTS	3,2
		3166988	CYSTINE B6 BAILLEUL CPR BT20	AUTRES PDTS DERMATOLOGIQUES	2,9
	Système musculo-squelettique	3186620	SRLANE 5% CR TB60G	ANTIRHUMAT & ANTALGIQUES LOCAUX	2,6
		3376527	UTEPLEX 2MG BUV AMP2ML 45	AUTRES PRODUITS (APP. LOCO-MOTEUR)	7,4
	Système nerveux	3098749	SPASMINE CPR BT30	HYPNOTIQ SEDATIFS PHYTOTHERAPIE	2,5
		3289716	EUPHYTOSE CPR TB120	HYPNOTIQ SEDATIFS PHYTOTHERAPIE	4,7
	Organes sensoriels	3031159	DIFRAREL E CPR BT24	TONIQUES OCULAIRES	3,0
	Système génito-urinaire et hormones sexuelles	3048295	HEPANEPHROL BUV AMP10ML 20	AUTRES PDTS UROLOGIE	3,3

Lecture : Avant déremboursement, l'AMYLODIASSTASE (code CIP 3004151), médicament du système digestif et du métabolisme, coûtait 2,1 euros.



## Annexe 2 : Variabilité des prix entre pharmacies à l'échelle des 30 médicaments

Figure 15 : Pourcentage de pharmacies pratiquant le même prix, médicament par médicament, en décembre des années 2006, 2007 et 2008



Source : Gers, Pharmastat (IMS Health)

Champ : 30 médicaments déremboursés en mars 2006, 4732 pharmacies.

Lecture : 90 % des pharmacies vendaient le médicament « CYSTINE » au même prix (à +/- 5%) en décembre 2006.

## Annexe 3 : Les variables des modèles

Tableau 14 : Définition des variables des modèles

Variables	Modalités	Définition des modalités
Niveau de densité (indicateur d'APL : nombre de pharmacies pour 100 000 habitants)	Faible	Entre 0 et 30
	Intermédiaire	Entre 30 et 46
	Élevé	Entre 46 et 950
Situation financière de la pharmacie :		
Décile de chiffre d'affaires (en millions d'euros)	1 <sup>er</sup> décile	Moins de 0,9
	2 <sup>ème</sup> décile	Entre 0,9 et 1,2
	3 <sup>ème</sup> décile	Entre 1,2 et 1,4
	4 <sup>ème</sup> décile	Entre 1,4 et 1,6
	5 <sup>ème</sup> décile	Entre 1,6 et 1,8
	6 <sup>ème</sup> décile	Entre 1,8 et 2,0
	7 <sup>ème</sup> décile	Entre 2,0 et 2,3
	8 <sup>ème</sup> décile	Entre 2,3 et 2,7
	9 <sup>ème</sup> décile	Entre 2,7 et 3,3
	10 <sup>ème</sup> décile	Plus de 3,3
Part du chiffre d'affaires sur les médicaments remboursables (en %)	<i>Variable quantitative</i> (moyenne : 76,1 %)	
Part du chiffre d'affaires sur la parapharmacie, les dispositifs médicaux, etc. (en %)	<i>Variable quantitative</i> (moyenne : 17,0 %)	
Situation sociodémographique et économique de la commune :		
Niveau de vie de la population (revenu fiscal médian par personne dans la commune d'implantation de la pharmacie, en euros)	Faible	Moins de 10 000 euros
	Intermédiaire	Entre 10 000 et 13 000 euros
	Élevé	Plus de 13 000 euros
Part des 75 ans et plus	Faible	Moins de 6 %
	Intermédiaire	Entre 6 % et 12 %
	Élevé	Plus de 12 %
Taux de chômage	Faible	Moins de 8 %
	Intermédiaire	Entre 8 % et 15 %
	Élevé	Plus de 15 %

Note : les modalités « faible », « intermédiaire » et « élevé » correspondent respectivement aux 1<sup>er</sup> quintile ; 2<sup>ème</sup>, 3<sup>ème</sup>, 4<sup>ème</sup> quintiles ; 5<sup>ème</sup> quintile de la variable considérée.

## Annexe 4 : Résultats des estimations du modèle logit multinomial en 2006, 2007 et 2008

Tableau 15 : Résultats des estimations du modèle logit multinomial

Variable expliquée : probabilité pour une pharmacie j pour un médicament i de pratiquer un prix différent du prix modal

Variables	2006		2007		2008	
	Prix « faible »	Prix « élevé »	Prix « faible »	Prix « élevé »	Prix « faible »	Prix « élevé »
	Catégorie de référence : prix égal au prix modal pour un médicament i					
Constante	-4,269 (***)	-0,935 (ns)	-4,398 (***)	-0,582 (ns)	-5,413 (***)	1,738 (ns)
<b>Densité</b> (indicateur d'accessibilité potentielle localisée) croisée avec le niveau de vie de la population (revenu fiscal médian)						
Densité faible et revenu faible	0,015 (ns)	0,042 (ns)	-0,017 (ns)	-0,010 (ns)	0,041 (ns)	0,186 (ns)
Densité faible et revenu intermédiaire	0,016 (ns)	<b>0,229</b> (**)	-0,063 (ns)	0,142 (ns)	-0,004 (ns)	<b>0,125</b> (*)
Densité faible et revenu élevé	-0,169 (ns)	0,146 (ns)	-0,186 (ns)	0,083 (ns)	-0,144 (ns)	0,085 (ns)
Densité intermédiaire et revenu faible	-0,105 (ns)	0,083 (ns)	-0,094 (ns)	0,114 (ns)	<b>-0,140</b> (*)	<b>0,177</b> (**)
<i>Densité intermédiaire et revenu intermédiaire</i>	<i>Réf</i> (-)	<i>Réf</i> (-)	<i>Réf</i> (-)	<i>Réf</i> (-)	<i>Réf</i> (-)	<i>Réf</i> (-)
Densité intermédiaire et revenu élevé	-0,082 (ns)	<b>0,299</b> (**)	-0,058 (ns)	0,181 (ns)	-0,066 (ns)	<b>0,291</b> (**)
Densité élevée et revenu faible	0,054 (ns)	-0,005 (ns)	0,019 (ns)	0,136 (ns)	-0,026 (ns)	0,172 (ns)
Densité élevée et revenu intermédiaire	0,000 (ns)	0,085 (ns)	-0,010 (ns)	0,048 (ns)	0,068 (ns)	0,007 (ns)
Densité élevée et revenu élevé	0,105 (ns)	0,307 (ns)	-0,058 (ns)	0,240 (ns)	0,056 (ns)	0,208 (ns)
<b>Situation financière de la pharmacie :</b>						
<b>Décile de CA</b>						
1 <sup>er</sup> décile	-0,009 (ns)	0,138 (ns)	-0,280 (**)	0,326 (*)	-0,242 (**)	0,370 (***)
2 <sup>ème</sup> décile	0,091 (ns)	-0,073 (ns)	-0,034 (ns)	-0,208 (ns)	-0,149 (ns)	0,124 (ns)
3 <sup>ème</sup> décile	0,023 (ns)	0,200 (ns)	-0,004 (ns)	-0,182 (ns)	-0,077 (ns)	-0,073 (ns)
4 <sup>ème</sup> décile	-0,003 (ns)	-0,220 (ns)	-0,019 (ns)	-0,140 (ns)	-0,043 (ns)	-0,075 (ns)
5 <sup>ème</sup> décile	0,062 (ns)	-0,041 (ns)	0,087 (ns)	-0,087 (ns)	-0,049 (ns)	-0,032 (ns)
<i>6<sup>ème</sup> décile</i>	<i>Réf</i> (-)	<i>Réf</i> (-)	<i>Réf</i> (-)	<i>Réf</i> (-)	<i>Réf</i> (-)	<i>Réf</i> (-)
7 <sup>ème</sup> décile	0,161 (**)	-0,310 (**)	0,240 (***)	-0,250 (ns)	0,133 (*)	-0,326 (***)
8 <sup>ème</sup> décile	0,264 (***)	-0,102 (ns)	0,352 (***)	-0,268 (**)	0,266 (***)	-0,308 (***)
9 <sup>ème</sup> décile	0,354 (***)	-0,029 (ns)	0,610 (***)	-0,046 (ns)	0,552 (***)	-0,309 (***)
10 <sup>ème</sup> décile	0,782 (***)	0,048 (ns)	1,021 (***)	-0,029 (ns)	0,894 (***)	-0,107 (ns)
<b>Part du CA sur les médicaments remboursables</b>	4,601 (***)	-3,814 (*)	4,460 (***)	-4,093 (**)	4,665 (***)	-6,295 (***)
<b>Part du CA sur la parapharmacie, les dispositifs médicaux, etc.</b>	8,131 (***)	-4,121 (ns)	8,495 (***)	-4,084 (ns)	9,074 (***)	-7,866 (***)

Situation sociodémographique et économique de la commune :						
<b>Part des 75 ans et plus</b>						
Faible	-0,010 (ns)	0,167 (ns)	-0,022 (ns)	0,235 (**)	-0,043 (ns)	0,222 (***)
Intermédiaire	Réf (-)	Réf (-)	Réf (-)	Réf (-)	Réf (-)	Réf (-)
Élevée	-0,057 (ns)	-0,062 (ns)	-0,074 (ns)	-0,082 (ns)	-0,051 (ns)	0,020 (ns)
<b>Taux de chômage</b>						
Faible	-0,082 (ns)	0,100 (ns)	-0,169 (***)	0,156 (*)	-0,191 (***)	0,069 (ns)
Intermédiaire	Réf (-)	Réf (-)	Réf (-)	Réf (-)	Réf (-)	Réf (-)
Élevée	0,186 (***)	0,065 (ns)	0,295 (***)	0,079 (ns)	0,271 (***)	0,041 (ns)
<b>Indicatrice médicament</b> ( <i>signe « global » des 30 coefficients et significativité</i> )	(-) (***)	(+) (***) (7 coeffs non signif.)	(-) (***)	(+) (***) (5 coeffs non signif.)	(-) (***)	(+) (11 coeffs non signif.)
Pseudo R <sup>2</sup>						
	17,7 %		15,1 %		18,2 %	
Nombre total d'observations						
- pour un prix inférieur au prix modal	106 712		98 022		86 893	
- pour un prix supérieur au prix modal	25 889		20 499		21 594	
- pour un prix égal au prix modal (+/-5%) (modalité de référence)	5256		4888		5936	
	75 567		72 635		59 363	
Valeurs manquantes						
	13 588		22 278		33 407	

Source : Pharmastat (IMS Health)

Notes : (\*\*\*) significativité à 1 %, (\*\*) significativité à 5 %, (\*) significativité à 10 %.

Pour chaque année, c'est le mois de décembre qui est considéré.

4010 clusters (pharmacies).

Les quintiles divisent la répartition en 5 parties d'effectifs égaux : le 1<sup>er</sup> quintile des communes en termes de taux de chômage est constitué des 20 % de communes ayant le plus faible taux de chômage.

Lecture : en 2008, toutes choses observables (caractéristiques de la pharmacie, caractéristiques de la zone) égales par ailleurs, dans les zones à densité intermédiaire et à niveau de revenus faible, la probabilité que le prix soit supérieur au prix modal est plus élevée, par rapport à une zone à densité intermédiaire et niveau de vie intermédiaire : le coefficient de la variable de densité est de 0,177, il est significatif au seuil de 5 %.

## Annexe 5 : Résultats des tests de robustesse

Résultats des estimations du modèle logit multinomial, pour les coefficients associés à l'interaction des variables de densité en pharmacie – variables alternatives à l'indicateur d'APL – et de niveau de vie de la population

**Tableau 16** : Résultats pour la variable de nombre de pharmacies au km<sup>2</sup>

Densité en pharmacies : nombre de pharmacies au km <sup>2</sup>	Revenu de la population	2006		2007		2008	
		Prix « faible »	Prix « élevé »	Prix « faible »	Prix « élevé »	Prix « faible »	Prix « élevé »
Densité faible (entre 0 et 0,1 pharmacies au km <sup>2</sup> )	Revenu faible	-0,115 (ns)	0,030 (ns)	-0,176 (ns)	0,169 (ns)	-0,200 (*)	0,282 (**)
	Revenu intermédiaire	-0,007 (ns)	-0,071 (ns)	-0,094 (ns)	-0,019 (ns)	-0,101 (*)	0,015 (ns)
	Revenu élevé	0,024 (ns)	-0,579 (**)	-0,027 (ns)	-0,195 (ns)	-0,079 (ns)	-0,141 (ns)
Densité intermédiaire (entre 0,1 et 2 pharmacies au km <sup>2</sup> )	Revenu faible	-0,023 (ns)	-0,006 (ns)	-0,003 (ns)	0,063 (ns)	-0,048 (ns)	0,120 (ns)
	Revenu intermédiaire	<i>Réf</i>	<i>Réf</i>	<i>Réf</i>	<i>Réf</i>	<i>Réf</i>	<i>Réf</i>
	Revenu élevé	-0,056 (ns)	0,085 (ns)	-0,029 (ns)	0,017 (ns)	-0,019 (ns)	0,107 (ns)
Densité élevée (plus de 2 pharmacies au km <sup>2</sup> )	Revenu faible	-0,101 (ns)	-0,356 (*)	-0,173 (ns)	-0,0377 (*)	-0,286 (ns)	0,029 (ns)
	Revenu intermédiaire	0,028 (ns)	0,090 (ns)	0,104 (ns)	0,290 (**)	0,086 (ns)	0,243 (**)
	Revenu élevé	-0,171 (ns)	0,377 (**)	-0,185 (ns)	0,366 (**)	-0,297 (**)	0,468 (***)

Source : Pharmastat (IMS Health)

Notes : (\*\*\*) significativité à 1 %, (\*\*) significativité à 5 %, (\*) significativité à 10 %

Pour chaque année, c'est le mois de décembre qui est considéré.

**Tableau 17 :** Résultats pour la variable de nombre de pharmacies pour 100 000 habitants

Densité en pharmacies : nombre de pharmacies au km <sup>2</sup>	Revenu de la population	2006		2007		2008	
		Prix « faible »	Prix « élevé »	Prix « faible »	Prix « élevé »	Prix « faible »	Prix « élevé »
Densité faible (entre 16 et 36 pharmacies pour 100 000 habitants)	Revenu faible	-0,288 (**)	0,246 (ns)	-0,294 (**)	0,237 (ns)	-0,371 (**)	0,312 (*)
	Revenu intermédiaire	-0,078 (ns)	0,159 (ns)	-0,053 (ns)	0,211 (**)	-0,101 (*)	0,102 (ns)
	Revenu élevé	-0,196 (**)	0,271 (ns)	-0,219 (**)	0,315 (*)	-0,164 (ns)	0,295 (*)
Densité intermédiaire (entre 36 et 67 pharmacies pour 100 000 habitants)	Revenu faible	-0,068 (ns)	0,017 (ns)	-0,025 (ns)	0,103 (ns)	-0,129 (ns)	0,141 (ns)
	Revenu intermédiaire	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
	Revenu élevé	-0,102 (ns)	0,212 (ns)	-0,053 (ns)	0,111 (ns)	-0,130 (ns)	0,208 (ns)
Densité élevée (plus de 67 pharmacies pour 100 000 habitants)	Revenu faible	-0,082 (ns)	-0,123 (ns)	-0,185 (*)	-0,004 (ns)	-0,147 (ns)	0,162 (ns)
	Revenu intermédiaire	-0,180 (**)	-0,040 (ns)	-0,250 (***)	0,028 (ns)	-0,297 (***)	0,045 (ns)
	Revenu élevé	-0,087 (ns)	-0,154 (ns)	-0,001 (ns)	-0,184 (ns)	-0,313 (ns)	-0,032 (ns)

Source : Pharmastat (IMS Health)

Notes : (\*\*\*) significativité à 1 %, (\*\*) significativité à 5 %, (\*) significativité à 10 %

Pour chaque année, c'est le mois de décembre qui est considéré.

**Tableau 18 :** Résultats pour la variable de nombre de pharmacies à proximité d'une pharmacie donnée, dans un rayon de 500 mètres

Densité en pharmacies : nombre de pharmacies au km <sup>2</sup>	Revenu de la population	2006		2007		2008	
		Prix « faible »	Prix « élevé »	Prix « faible »	Prix « élevé »	Prix « faible »	Prix « élevé »
Densité faible (aucune pharmacie dans un rayon de 500 mètres)	Revenu faible	0,021 (ns)	0,088 (ns)	0,024 (ns)	0,167 (ns)	-0,068 (ns)	0,332 (***)
	Revenu intermédiaire	0,004 (ns)	0,061 (ns)	-0,045 (ns)	0,047 (ns)	-0,031 (ns)	0,101 (ns)
	Revenu élevé	-0,028 (ns)	0,303 (ns)	0,038 (ns)	0,141 (ns)	0,056 (ns)	0,307 (*)
Densité intermédiaire (1 ou 2 pharmacies dans un rayon de 500 mètres)	Revenu faible	-0,122 (ns)	-0,073 (ns)	-0,161 (ns)	-0,108 (ns)	-0,127 (ns)	0,075 (ns)
	Revenu intermédiaire	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
	Revenu élevé	-0,071 (ns)	0,034 (ns)	-0,061 (ns)	-0,011 (ns)	-0,090 (ns)	0,122 (ns)
Densité élevée (entre 3 et 7 pharmacies dans un rayon de 500 mètres)	Revenu faible	-0,093 (ns)	0,039 (ns)	-0,052 (ns)	0,063 (ns)	-0,043 (ns)	0,246 (ns)
	Revenu intermédiaire	0,047 (ns)	-0,057 (ns)	0,080 (ns)	-0,118 (ns)	0,135 (ns)	0,064 (ns)
	Revenu élevé	-0,178 (ns)	0,059 (ns)	-0,312 (*)	0,087 (ns)	-0,296 (**)	0,302 (ns)
Densité très élevée (plus de 7 pharmacies dans un rayon de 500 mètres)	Revenu faible	0,380 (ns)	-0,610 (ns)	0,478 (ns)	-0,160 (ns)	0,019 (ns)	0,402 (ns)
	Revenu intermédiaire	0,007 (ns)	0,072 (ns)	0,091 (ns)	-0,027 (ns)	0,147 (ns)	0,302 (*)
	Revenu élevé	-0,178 (ns)	0,424 (ns)	-0,256 (ns)	0,301 (ns)	-0,324 (*)	0,374 (*)

Source : Pharmastat (IMS Health)

Notes : (\*\*\*) significativité à 1 %, (\*\*) significativité à 5 %, (\*) significativité à 10 %

Pour chaque année, c'est le mois de décembre qui est considéré.

## **Conclusion générale**

En France, le niveau de consommation de médicaments est globalement important, concourant à un niveau élevé de dépenses. Différents leviers sont mis en œuvre pour contenir ces dépenses. Certains relèvent de la gestion du « panier de soins », à travers les décisions de remboursement et la mise en place récente d'un processus d'évaluation médico-économique pour les traitements onéreux, et, en parallèle, les politiques de déremboursement de certains médicaments. Les dépenses sont également encadrées par des politiques de baisse de prix des médicaments ainsi que des politiques de promotion des médicaments génériques. Les autres leviers d'action sont tournés vers les médecins, avec la volonté d'encadrer les pratiques de prescription, à la fois à des fins de maîtrise des dépenses et d'amélioration de la qualité des prescriptions. Des mesures sont également mises en œuvre auprès des pharmaciens (ROSP) et des patients ; toutefois, les médecins jouent un rôle central dans les dépenses de médicaments et il semble donc efficient de mettre en place des dispositifs visant à faire évoluer les pratiques de prescription. De ce point de vue, les cibles actuelles de la Cnamts sont de cibler les classes thérapeutiques ou molécules pour lesquelles il y a des moyens d'actions, de lutter contre les poly-prescriptions et les risques liés d'iatrogénie médicamenteuse ainsi que d'identifier au mieux les dépenses en fonction des pathologies prises en charge, des événements de santé et des traitements fréquents, graves ou coûteux.

Le premier volet de cette thèse s'intéresse à la régulation de ces dépenses de prescription, financées majoritairement par l'Assurance maladie. Deux types d'analyses sont mises en œuvre. La première porte sur les modalités pratiques de l'identification des médecins dans les systèmes d'informations actuels, qui ne comportent aucune information sur les motifs de prescription en médecine de ville ; elle s'inscrit dans une perspective d'actions de ciblage des pratiques des médecins et de développement de mécanismes financiers incitatifs pour une amélioration de l'efficacité et de la qualité des prescriptions. La deuxième analyse s'intéresse à l'organisation du système de soins, et plus particulièrement à la liberté d'installation des médecins : elle estime l'effet de la répartition spatiale des médecins sur les pratiques de prescription, à la lumière de la littérature sur le phénomène de demande induite et dans la perspective d'une évolution de cette répartition dans les années à venir.

Le deuxième volet de cette thèse porte sur les dépenses de médicaments non remboursables, qui traitent des pathologies bénignes et sont à la charge des patients. En dépit de faibles prix, la hausse importante de ces prix à l'issue d'une politique de déremboursement pose la question de



l'efficacité du marché d'automédication en termes de fonctionnement de la concurrence en prix entre les pharmacies sur ce segment de marché. La question de l'ouverture du marché de la distribution des médicaments OTC à d'autres acteurs que les pharmacies fait d'ailleurs débat en France.

Le premier chapitre met en avant deux résultats : l'absence de code diagnostic dans les données ne semble pas être un obstacle au ciblage des médecins généralistes les plus prescripteurs, au sens de coûts de prescription nettement plus élevés que la moyenne ; en revanche, un ciblage élargi à l'ensemble des médecins impose de pouvoir contrôler du *case-mix* des professionnels de santé. Si la littérature économique souligne la nécessité de contrôler au mieux de l'état de santé des patients pour estimer la variabilité des pratiques, aucune étude en France n'avait encore évalué la sensibilité de l'estimation à la manière de prendre en compte le *case-mix* du médecin. Ces travaux conduisent à une réflexion à la fois sur l'enrichissement des systèmes d'informations et sur la mise en place d'un système de rémunération à la performance pour les médecins.

Sur le premier point, les résultats peuvent plaider en faveur de l'intégration d'une information de code diagnostic pour les prescriptions en ville. Une étude de la faisabilité et de l'opportunité de la transmission d'informations lors de la consultation, essentiellement le diagnostic établi par le médecin, pourrait être menée, en s'appuyant sur la généralisation actuelle des logiciels d'aide à la prescription. C'est d'ailleurs en ce sens que va le rapport sur la gouvernance et l'utilisation des données de santé (Bras & Loth, 2013)<sup>127</sup>. En effet, dans les bases de données médico-administratives, la connaissance de la morbidité prise en charge dans le secteur hospitalier a beaucoup progressé depuis 20 ans avec la mise en place du PMSI ; il n'en est toutefois pas de même dans le secteur ambulatoire<sup>128</sup>. Les seules données renseignant sur les motifs de prescription des médecins (diagnostic) sont issues de données collectées par des organismes privés (EPPM et *Disease Analyzer* d'IMS Health, *Longitudinal Patient Database* de CEGEDIM), la Société Française de Médecine Générale (SFMG), avec l'Observatoire de la médecine générale (OMG) ou des enquêtes ponctuelles (enquête sur la pratique des médecins généralistes libéraux, réalisée par la DREES en 2002). Ces données ne sont toutefois pas exhaustives et pas toujours représentatives à l'échelle nationale ; par ailleurs, il ne s'agit pas toujours de données

---

<sup>127</sup> « Un recueil exhaustif de données supplémentaires implique de prendre en compte l'élargissement des besoins en données pour la régulation du système. Concernant le codage des prestations, plusieurs interlocuteurs de la mission sont d'avis que des transmissions d'informations supplémentaires, sur les diagnostics ou les résultats d'examen par exemple, pourraient devenir nécessaires, dans une logique de contrôle de la qualité des soins ou de paiement basé sur la qualité. »

<sup>128</sup> Le codage des pathologies en médecine ambulatoire a été inscrit dans la loi du 4 janvier 1993 puis dans le paragraphe II de l'article 8 du titre IV de l'ordonnance n°96-345 du 24 avril 1996. Ce codage devait permettre de transmettre aux organismes d'Assurance maladie un numéro de code des pathologies diagnostiquées lors des recours aux médecins en pratique de ville. Deux objectifs lui étaient assignés : la santé publique et la maîtrise des dépenses de santé (Chevreul *et al.*, 2006). Un tel codage n'a toutefois pas été mis en place.

longitudinales et le suivi des patients n'est pas forcément possible. A l'étranger, certaines bases renseignent sur les diagnostics et motifs de prescription (Chevreul *et al.*, 2006). C'est par exemple le cas du *General Practice Research Database* (GPRD) au Royaume-Uni, de la *Second Dutch National Survey of General Practice* (2001) aux Pays-Bas, du *General Practice Research Network* (GPRN) en Australie... Ces données, souvent représentatives de la population du pays, ne sont toutefois pas exhaustives.

Sur le second point de réflexion, l'observation d'une variabilité des pratiques après contrôle du *case-mix* des médecins interpelle, le coût moyen d'une ordonnance chez les médecins les plus « gros prescripteurs » pouvant être jusqu'à 50 % supérieur au coût moyen des médecins « médians ». Ce résultat va dans le sens de la nécessité de mettre en place des dispositifs visant à améliorer la qualité et l'efficacité de la prescription de médicaments, en définissant des indicateurs issus de recommandations, pour certaines pathologies. Depuis une vingtaine d'années, les conventions signées entre les médecins et l'assurance maladie comportent des objectifs d'amélioration des pratiques médicales (références médicales opposables, en 1993, objectifs d'évolution de la prescription à l'échelle nationale – pour les antibiotiques par exemple – relayé sur le terrain par une action d'information et de sensibilisation des médecins, par les médecins conseils et les délégués de l'Assurance maladie). De plus, depuis 2009, l'Assurance maladie développe des indicateurs de qualité des soins dans le cadre d'un système de paiement à la performance (CAPI, puis ROSP), qui rémunère les médecins en fonction de l'atteinte d'objectifs pour ces indicateurs. Sur une trentaine d'indicateurs<sup>129</sup>, sept sont relatifs à l'efficacité de la prescription et concernent majoritairement la prescription dans le répertoire des génériques. En 2014, une analyse observationnelle de l'Assurance maladie montre que la réalisation des objectifs a évolué de manière significative sur l'ensemble des volets depuis 2012, à l'exception de certains indicateurs de prévention, tels que ceux relatifs au dépistage du cancer du sein et du col de l'utérus, en recul sur la période. Les indicateurs relatifs à la prescription ont quand à eux un taux d'atteinte de 70 % (Cnamts, 2014). L'Assurance maladie s'intéresse également aux prescriptions hospitalières exécutées en ville (PHEV), du fait de l'effet induit de ces prescriptions sur la continuité du traitement en ville. Pour certaines classes de médicaments, pour lesquelles il existe à la fois des médicaments génériques et des médicaments encore sous brevet, des économies semblent en effet possible. De nombreux pays de l'OCDE expérimentent également ce mode de

---

<sup>129</sup> 9 indicateurs de suivi des pathologies chroniques (8 indicateurs concernant le suivi du diabète et 1 concernant le suivi de l'hypertension artérielle), 8 indicateurs de prévention (vaccination contre la grippe saisonnière, dépistage du cancer du sein, dépistage du cancer du col de l'utérus, antibiothérapie, risque iatrogène médicamenteux), 7 indicateurs d'efficacité de prescription (5 indicateurs de prescription dans le répertoire des génériques, 1 indicateur concernant la prescription d'IEC/Sartans et 1 indicateur concernant la prescription d'antiagrégants plaquettaires).

rémunération, qui permet de réduire l'asymétrie d'informations entre le médecin et le régulateur, qui observe dès lors en partie les pratiques médicales des professionnels de santé<sup>130</sup>.

L'étude présentée dans le premier chapitre de cette thèse a été réalisée sur des données antérieures à la mise en place de ces dispositifs de paiement à la performance. Il serait intéressant de la reconduire sur des données plus récentes, afin d'observer s'il existe une plus forte convergence des pratiques de prescription, avec des résultats d'identification des « gros prescripteurs » moins marqués. Par ailleurs, avec le développement des systèmes d'informations de l'Assurance maladie, l'hétérogénéité des pratiques des médecins pourrait être à présent analysée à partir des données du SNIIRAM, à la lumière des informations sur les ALD qui y sont renseignées, ainsi que des informations sur les pathologies de certains patients, identifiées à partir des algorithmes développés récemment par l'Assurance maladie<sup>131</sup>.

Les résultats du deuxième chapitre de cette thèse mènent également à deux sujets de réflexion. Cette analyse, au même titre que la précédente, met en relief la nécessité de disposer d'informations relatives à l'état de santé des patients dans les bases médico-administratives et soulignent les limites méthodologiques à ne pas en disposer pour identifier les pratiques de prescription des médecins, le risque sous-jacent étant dans ce cas précis d'attribuer à l'environnement concurrentiel des médecins un effet qui serait en fait dû aux besoins de santé de la population locale. Cette problématique se retrouve également sur des données étrangères (Kann *et al.*, 2010 ; Schaumans, 2015). En France, un accès « élargi »<sup>132</sup> aux données exhaustives du SNIIRAM, qui permettent de suivre individuellement à la fois les patients et les professionnels de santé, est prévu dans un projet de décret faisant suite à la loi de modernisation de notre système de santé (article 193). Ces données contiennent pour les patients le même niveau d'informations que les données de l'EGB (ALD, typologie des ALD, ainsi que l'intégration à venir d'informations sur les pathologies) et sont disponibles sur une faible profondeur temporelle (année en cours et deux années d'historique) mais permettent de disposer d'informations exhaustives sur les pratiques des médecins, à partir desquelles il serait intéressant de reproduire l'analyse menée ici.

---

<sup>130</sup> Le paiement à la performance a en premier lieu été utilisé dans les soins primaires pour prioriser la prévention et la coordination des soins pour les maladies chroniques. L'efficacité du paiement à la performance sur l'amélioration de la qualité et l'efficacité est de plus en plus étudiée, mais fait face aux difficultés à mener des évaluations rigoureuses (Christianson *et al.*, 2008 ; Scott *et al.*, 2011). La littérature n'est pas unanime sur les résultats (Van Herck *et al.*, 2010 ; Eijkenaar *et al.*, 2013). Certains travaux montrent une absence d'effet (Guthrie *et al.*, 2010) ou des effets significatifs mais limités ou variables sur la qualité des soins (Petersen *et al.*, 2006 ; Campbell *et al.*, 2009).

<sup>131</sup> Seuls les patients ayant recours à des soins du fait d'une pathologie, d'un événement de santé ou d'un traitement sont donc identifiés à partir des diagnostics mentionnés dans le PMSI à la suite d'une hospitalisation, ou du diagnostic ayant donné lieu à une prise en charge pour ALD, ou d'actes ou médicaments spécifiques de pathologies.

<http://www.ameli.fr/l-assurance-maladie/statistiques-et-publications/etudes-en-sante-publique/cartographie-des-pathologies-et-des-dependances/methodologie.php>

<sup>132</sup> A certains organismes tels la DREES, l'IRDES, l'INCA, l'ATH... par exemple.

Par ailleurs, cette étude s'inscrit dans la littérature sur la demande induite, dont l'existence potentielle interroge sur l'efficacité de la répartition spatiale des médecins. Les résultats présentés soulignent une différence d'effet de l'évolution de la densité médicale sur les pratiques des médecins, selon le niveau initial de cette densité. Dans les zones peu denses, dans lesquelles la patientèle par praticien est plus importante, les estimations montrent qu'une baisse de la densité médicale a un effet positif sur l'évolution des dépenses de prescription, ce qui semble ainsi valider l'hypothèse d'une substitution entre durée de consultation et prescription dans ces zones de faible densité médicale. Dans les zones denses à l'inverse, une baisse de la densité médicale a un effet négatif sur l'évolution des dépenses de prescription, ainsi que sur celle du nombre de consultations par patient par médecin, et une hausse de la densité médicale a uniquement un effet à la hausse sur le nombre de consultations. Dans ces zones en effet, l'accès aux médecins généralistes est facilité et ces derniers ont tendance à voir leurs patients plus fréquemment. En revanche, il ne semble pas y avoir d'impact sur les dépenses de prescription.

Si la problématique des « déserts médicaux » constitue un des objectifs prioritaires du gouvernement, avec la mise en place de dispositifs incitatifs à l'exercice dans des zones sous-dotées et le développement de maisons de santé pluri-disciplinaires, dans le cadre du pacte territoire-santé initié en 2012, celle de la demande induite, dont découle une inefficience des soins, peut se poser également. Cette question repose sur l'hypothèse d'un « trop » bon accès aux soins, susceptible d'avoir un effet inflationniste sur le nombre de consultations et, éventuellement, sur le coût de prescription par patient. Or, avec les départs à la retraite, si les médecins des zones peu dotées ne sont pas remplacés, en faveur de zones déjà suffisamment équipées<sup>133</sup>, les disparités de densité vont s'accroître de plus en plus sur le territoire. Dès lors, la question de l'encadrement de l'installation des médecins sur le territoire se pose, en termes d'efficacité des mesures incitatives pour lutter à la fois contre les déserts médicaux et un phénomène potentiel de demande induite. L'adoption de mesures coercitives, visant à limiter le nombre d'installations de nouveaux professionnels dans les zones sur-dotées, pourraient être envisagées. La mise en place de budgets de prescription pourrait également résoudre un potentiel effet inflationniste. Ces mesures, sensibles politiquement, ne pourraient être envisagées sans être justifiées médicalement. De ce point de vue, le développement de nouveaux indicateurs dans la ROSEP, fondés sur des référentiels médicaux, paraît comme la mesure la plus favorable à l'heure actuelle.

L'étude présentée dans cette thèse mériterait d'être poursuivie. Différentes pistes pourraient être envisagées. Une analyse ciblée sur certaines classes de médicaments, pour lesquelles des

---

<sup>133</sup> Les médecins de moins de 40 ans se sont installés dans des zones plus spécifiques que leurs aînés et potentiellement moins en adéquation avec les besoins de la population (Barlet & Collin, 2010).

indicateurs de prescription ou de prévention sont définis, pour les antibiotiques ou les anxiolytiques par exemple, serait susceptible de mettre en évidence des résultats différents. Par ailleurs, réaliser un focus sur les zones peu denses dans lesquelles une sortie de médecin est observée (*a priori* plus exogène qu'une entrée, la sortie pouvant être due à un départ en retraite par exemple) serait intéressant. La mise en œuvre d'une telle analyse semble cependant difficile puisqu'il serait nécessaire de cibler des zones dans lesquelles la densité médicale est faible et soumises à un ou plusieurs départs de médecins, tout en tenant compte de l'évolution de la demande et de l'offre dans les communes environnantes. Par ailleurs, les résultats d'une telle estimation seraient *a priori* « particuliers » et non généralisables.

De manière générale, il est important, pour la crédibilité de ces actions vis-à-vis des médecins, que les mesures d'efficacité du système de soins mises en œuvre soient justifiées médicalement. Qu'ils s'agissent de dispositifs liés à la prescription, à l'accès géographique ou à l'accès financier aux soins, leur bon fonctionnement nécessite impérativement l'adhésion des médecins au système. Un système d'informations performant est ainsi indispensable à l'analyse des données qui permet d'identifier les pratiques de prescription, d'élaborer certaines recommandations et de cibler les médecins vers lesquels il peut être pertinent d'intervenir. La médecine générale, en sa qualité de médecine de premier recours, joue un rôle prépondérant dans la performance du système de santé : elle contribue à l'offre de soins en assurant pour ses patients la prévention, le dépistage, le diagnostic, le traitement et le suivi des maladies ainsi que l'éducation pour la santé. Avec le développement de la médecine ambulatoire, sa contribution à la performance du système de soins va s'en trouver renforcée.

En parallèle des mesures d'efficacité de la prescription pilotées par l'Assurance maladie, les pouvoirs publics font face à la problématique de la soutenabilité financière de la prise en charge de nouveaux traitements, innovants et très onéreux. La dynamique actuelle de croissance des coûts surpasse les économies permises par les politiques de baisse des prix, de développement des génériques et de maîtrise médicalisée. Le processus d'évaluation des médicaments onéreux a été modifié en introduisant une dimension médico-économique (depuis 2013, des avis d'efficacité viennent ainsi compléter l'appréciation du SMR et de l'ASMR) et des réflexions sont conduites (index thérapeutique relatif proposé par la HAS dans la loi de 2011 relative au renforcement de la sécurité sanitaire du médicament et des produits de santé ; rapport sur la réforme des modalités d'évaluation des médicaments, 2015). A l'heure actuelle, aucune proposition opérationnelle n'a encore pu être proposée concernant le financement de l'innovation : l'analyse de l'expérience internationale montre en effet qu'il n'existe pas de

« solutions miracles » pour assurer à la fois la promotion de l'innovation, l'accès des patients aux thérapies innovantes, la soutenabilité des systèmes de santé, la gestion de l'incertitude sur les bénéfices en vie réelle et l'usage optimal des traitements. Les années à venir vont ainsi être marquées par un développement de cette réflexion et une poursuite des politiques d'efficacité des soins et de maîtrise médicalisée.

A l'opposé de ces médicaments innovants et onéreux, d'autres médicaments, traitant des pathologies bénignes et dont le service médical rendu est très faible, ne sont pas pris en charge par l'Assurance maladie ou peuvent faire l'objet d'un déremboursement. La majorité de ces médicaments n'ont pas besoin d'être prescrits par un médecin et relèvent ainsi de l'automédication ; leur prix est libre et ils sont à la charge des patients.

Le troisième chapitre de cette thèse met en avant deux résultats : ces médicaments, lorsqu'ils font l'objet d'une politique de déremboursement, connaissent une hausse importante de leur prix. Par ailleurs, la concurrence en prix entre pharmacies pour ces médicaments non remboursables ne semble pas s'exercer, un prix « catalogue », défini par le laboratoire, étant appliqué dans la plupart des cas. Une analyse sur un échantillon plus large de médicaments, ayant par exemple toujours connu un statut d'automédication et faisant parti des médicaments d'automédication très fréquemment consommés, serait intéressante et susceptible de conduire à des résultats montrant une plus forte concurrence en prix. En effet, des stratégies de prix concurrentielles orientées sur certains médicaments uniquement sont fortement probables. Néanmoins, ces premiers résultats sont innovants, les aspects concurrentiels n'ayant été analysés jusque là que succinctement par l'Autorité de la concurrence (en 2013) et l'UFC-Que choisir (en 2012) à partir de données moins exhaustives, issues d'enquêtes propres.

Si la question de l'ouverture du monopole officinal à la concurrence se pose depuis plusieurs années, le gouvernement ne souhaite pas engager de réforme de ce type à l'heure actuelle. La vente de médicaments d'automédication en ligne, adossée à des officines de pharmacie physiques, et en vigueur depuis 2013, offre la possibilité de comparer très facilement les prix. Toutefois, des sondages semblent montrer que ce moyen de vente est encore assez peu utilisé par la population. L'ouverture de la vente de médicaments d'automédication à d'autres acteurs que les pharmacies fait débat. En termes de santé publique, les partisans d'une telle ouverture se prononcent en faveur d'un cadre de vente dédié et encadré par un pharmacien (rapport Beigbeder, 2007 ; rapport Attali, 2008 ; rapport de l'Autorité de la concurrence, 2013). D'un point de vue de la concurrence en prix, il semble difficile d'anticiper les effets. La grande distribution, qui souhaiterait se positionner sur ce segment de marché, disposerait probablement d'un pouvoir de

négociation supérieur, du fait d'une plus grande capacité de stockage ; cela pourrait dès lors encourager les officines à passer par des groupements d'achats pour ces médicaments, mais rien ne garantit que les prix seraient plus faibles à long terme. Par ailleurs, des stratégies de référencement des produits les plus rentables pourraient voir le jour. En outre, les effets à attendre seraient différents selon la répartition des magasins de grande distribution sur le territoire. Ces questions vont continuer de se poser dans les années à venir, en particulier si de plus en plus de médicaments d'automédication sont à la charge des patients.

## Bibliographie

**AFIPA & UPMC Sorbonne Universités (2013)**, « Baromètre sur le libre accès 2013 », étude quantitative auprès du grand public.

**AFIPA (2015)**, « 3<sup>ème</sup> observatoire européen sur l'auto-médication en 2014 », juin.

**Aguado A., Guino E., Mukherjee B., Sicras A., Serrat J., Acedo M., Ferro J.J., Moreno V.** (2008), "Variability in Prescription Drug Expenditures Explained by Adjusted Clinical Groups (ACG) Case-mix: A Cross-sectional Study of Patient Electronic Records in Primary Care", *BMC Health Services Research*, p. 8:53.

**Amar E., Pereira C., Delbosc A. (avec la collaboration de)** (2005), « Les prescriptions des médecins généralistes et leurs déterminants », *Études et Résultats* (DREES), No. 440.

**Anell A. (2005)**, Deregulating the pharmacy market: the case of Iceland and Norway, *Health Policy*, No. 75, p. 9-17.

**Arrow K.J. (1963)**, "Uncertainty and the welfare of medical care", *American Economic Review*, 53(5), p. 941-973.

**Attali J. (2008)**, Rapport de la Commission pour la libéralisation de la croissance française : 300 décisions pour changer la France, janvier.

**Autorité de la concurrence (2013)**, Avis n°13-A-24 relatif au fonctionnement de la concurrence dans le secteur de la distribution du médicament à usage humain en ville, 19 décembre 2013.

**Barlet M., Collin C. (2010)**, « Localisation des professionnels de santé libéraux », Comptes de la Santé 2009, DREES.

**Barlet M., Coldefy M., Collin C. et Lucas-Gabrielli V. (2012)** « L'accessibilité potentielle localisée (APL) : une nouvelle mesure de l'accessibilité aux médecins généralistes libéraux. » *Études et Résultats* No.795, mars.

**Beigbeder C. (2007)**, « Le low-cost : un levier pour le pouvoir d'achat », rapport pour le secrétaire d'Etat chargé de la Consommation et du tourisme.

**Béjean S., Peyron C., Urbinelli R. (2007)**, "Variations in Activity and Practice Patterns: A French Study for GPs", *The European Journal of Health Economics*, No. 8, p. 225-236.

**Bensing J.M., Van den Brink-Muinen A., De Bakker D.H.** (1993), "Gender Differences in Practice Style: A Dutch Study of General Practitioners", *Medical Care*, Vol. 31, No. 3, p. 219-229.

**Berndt E.(2002)**, "Pharmaceuticals in U.S. health care: Determinants of quantity and price", *Journal of Economic Perspectives*, No. 16(4), p. 45-66.

**Bernstein D., Bousquet F., Blotière P.-O., Legal R., Silvera L.** (2008), « La variabilité des pratiques en médecine générale : une analyse sur données de l'Assurance Maladie », Document de travail présenté aux 30<sup>e</sup> journées des JESF, Université Paris Dauphine, décembre 2008.



**Boisguérin B. (2004)**, « État de santé et recours aux soins des bénéficiaires de la CMU. Un impact qui se consolide entre 2000 et 2003 », Drees, *Études et Résultats*, No. 294, mars.

**Boyer R. (2002)**, « Santé, formation et croissance : vers un modèle anthropogénétique ? », Recherche CGP-CEPREMAP.

**Bradford W.D., Lastrapes W.D. (2013)**, “A Prescription for Unemployment? Recessions and the Demand for Mental Health Drugs”, *Health Economics*. No. 23(11), p. 1301-25.

**Bradley C.P.(1992)**, “Factor which influence the decision whether or not to prescribe: the dilemma facing general practitioners”, *British Journal of General Practice*, No. 42 (364), p. 454-458.

**Bras P.-L., Loth A. (2013)**, « Rapport sur la gouvernance et l'utilisation des données de santé », septembre.

**Breuil-Genier P., Goffette C. (2006)**, « La durée des séances des médecins généralistes », *Études et Résultats*, DREES, No. 481, avril.

**Calderón-Larrañaga A., Gimeno-Feliu L.A., Macipe-Costa R., Poblador-Plou B., Bordonaba-Bosque D., Prados-Torres A. (2010)**, “Primary Care Utilisation Patterns Among an Urban Immigrant Population in the Spanish National Health System”, *BMC public health* 11 (2011): 432.

**Campbell S.M., Reeves D., Kontopantelis E., Sibbald B., Roland M. (2009)**, "Effects of pay for performance on the quality of primary care in England", *New England Journal of Medicine*, No. 361, p. 368–78.

**Caussat L., Glaude M. (1993)**, "Dépenses médicales et couverture sociale", *Économie et Statistique*, vol. 265, p. 31-44.

**Charles J., Britt H., Valenti L. (2006)**, “The Independent Effect of Age of General Practitioner on Clinical Practice”, *Australian General Practice Statistics and Classification Centre*, University of Sydney.

**Chevreur K., le Fur P., Renaud T., Sermet C. (2006)**, « Faisabilité d'un système d'information public sur la médecine de ville », rapport Irdes n°135 (biblio n°1648), octobre.

**Chiappori P.-A., Durand F., Geoffard P.-Y. (1998)**, "Moral Hazard and the Demand for Physician Services: First Lessons from a French Natural Experiment", *European Economic Review*, vol. 42, p. 499-511.

**Chinburapa V., Larson L.N., Brucks M.(1993)**, “Physician prescribing decisions: the effects of situational involvement and task complexity on information acquisition and decision making”, *Social Science and Medicine*, 36, 11, p. 1473-1482.

**Cleanthouse (2002)**, “Patient welfare implications of innovation in the U.S. antidepressant market”, Working paper, October.

**CNAMTS (2002)**, « Des tendances de fond aux mouvements de court terme », *Point de conjoncture*, No. 4-5, septembre.

**CNAMTS (2004)**, « Des tendances de fond aux mouvements de court terme », *Point de conjoncture*, No. 25, mai.

**CNAMTS (2005)**, « Quel est le rapport des Français et des Européens à l'ordonnance et aux médicaments ? Un dispositif d'étude mis en place par l'Assurance Maladie », IPSOS Santé pour la CNAMTS, février.

**CNAMTS (2011)**, « Consommation et dépenses de médicaments en France et en Europe : évolutions 2006-2009 », Point d'information (10 mars 2011).

**CNAMTS (2011)**, « Dépenses de médicaments : une croissance maîtrisée en 2010 », Point d'information (29 septembre 2011).

**CNAMTS (2014)**, « Médicaments en ville : une nouvelle baisse des dépenses en 2013 », Point d'informations médias (10 avril 2014).

**CNAMTS (2014)**, « La rémunération sur objectifs de santé publique deux ans après. Des progrès significatifs en faveur de la qualité et de la pertinence des soins » (10 avril 2014).

**CNAMTS (2014)**, « Améliorer la qualité du système de santé et maîtriser les dépenses – Propositions de l'Assurance Maladie pour 2015 », juillet 2014.

**Cohen W. M., Nelson R. R. & Walsh J. P. (2000)**, “Protecting Their Intellectual Assets: Appropriability Conditions and Why US Manufacturing Firms Patent (or Not)”, National Bureau of Economic Research Working Papers, n°7552.

**Collin J., Damestoy N. et Lalonde R. (1999)**, « La construction d'une rationalité : les médecins et la prescription de psychotropes aux personnes âgées », *Sciences sociales et santé*, vol. 17 No. 2 pp. 31-52.

**Commission européenne (2013)**, “Report of the working group on promoting good governance of non-prescription drugs in Europe”, juin 2013.

**Cour des Comptes (2014)**, « La Sécurité Sociale – Rapport sur l'application des lois de financement de la sécurité sociale », septembre 2014.

**Danzon, P., Pauly, M.(2002)**, “Health insurance and the growth in pharmaceutical expenditures”, *Journal of Law and Economics*, No. 45, p. 587-613.

**Danzon M., Chao L-W. (2010)**, “Does Regulation Drive Out Competition in Pharmaceutical Markets?”, *The Journal of Law and Economics*, Vol. 43, No. 2, p. 311-358, October.

**Davezies L. (2011)**, « Modèles à effets fixes, à effets aléatoires, modèles mixtes ou multi-niveaux : propriétés et mises en œuvre des modélisations de l'hétérogénéité dans le cas de données groupées », Insee, Direction des Études et Synthèses Économiques, Document de travail, G 2011/03.

**Davis P., Gribben B., Scott A. Lay-Yee R.(2000)**, “The ‘Supply Hypothesis’ and Medical Practice Variation in Primary Care: Testing Economic and Clinical Models of Inter-practitioner Variation”. *Social Science and Medicine*, 50 (3): 407-418.

**Davis P., Gribben B., Lay-Yee R. (2002)**, “How much variation in clinical activity is there between general practitioners? A multi-level analysis of decision-making in primary care”, *J Health Serv Res Policy*, vol 7, n° 4, pp. 202-208.

**De Pouvourville G., Hallais C., Czernichow P., Le Vaillant M., Froment L. (2007)**, « Gravité des patients et surcoûts dans les hôpitaux de référence », *Journal d'Économie Médicale*, mai 2007, Vol. 25, No. 3, p. 177-187.

**De Pouvourville G., Conti C., Bilbault E. (2009)**, « La distribution du médicament en France » in Louis-Bras P., de Pouvourville G., Tabuteau D., *Traité d'économie et de gestion de la santé*, 437-434.

**Debarge O. (2011)**, « La distribution au détail du médicament au sein de l'Union Européenne : un croisement entre santé et commerce », *Revue internationale de droit économique* 2/ 2011 (t.XXV), p. 193-238.

**Delattre E., Dormont B. (2003)**, « Fixed fees and physician-induced demand: A panel data study on French physicians », *Health Economics*, vol. 12(9), pages 741-754.

**Delattre E. et Samson A.-L. (2012)**, « Stratégies de localisation des médecins généralistes français : mécanismes économiques ou hédonistes », *Économie et Statistique*, n°455-546.

**Devaux M., Grandfils N., Sermet C. (2007)**, « Déremboursement des mucolytiques et des expectorants : quel impact sur la prescription des généralistes ? », *Questions d'économie de la Santé*, Irdes, n°128.

**Deveugele M., Derese A., van den Brink-Muinen A., Bensing J., De Maeseneer J. (2002)**, "Consultation length in general practice: cross-sectional study in six European countries", *BMJ*, 325:472–474.

**Dormont B., Milcent C. (2004)**, « Tarification des hôpitaux : la prise en compte des hétérogénéités », *Annales d'Économie et de Statistique*, No.74, p. 47-82.

**Dormont B., Grignon M., Huber H. (2006)**, “Health Expenditure Growth: reassessing the threat of ageing”, *Health Economics*, Wiley, No. 15(9), p. 947-963.

**Dormont B., Samson A.-L. (2011)**, « Les effets multiformes du paiement à l'acte sur les revenus des généralistes. Les enseignements de quelques études économétriques pour la France », *Revue Française des Affaires Sociales*, 2011/2, No. 2-3.

**Dranove D. (1988)**, “Demand inducement and the physician/patient relationship”, *Economic Inquiry*, Vol. XXVI, p. 281-298, avril.

**Dranove D., Satterthwaite M.A., (1992)**, “Monopolistic Competition when Price and Quality are Imperfectly Observable”, *The RAND Journal of Economics*, Vol. 23, No. 4 (Winter, 1992), p. 518-534.

**DREES (2011)**, « Comptes nationaux de la santé 2010 », *Collection Études et Statistiques*, novembre.

**DREES (2015)**, « Les dépenses de santé en 2014. Résultats des Comptes de la santé », édition 2015.

**Duflos C., Hatchuel G. (2008)**, « Les opinions face à l'ouverture du réseau de vente des médicaments non remboursés », CREDOC, Cahier de recherche n°250, décembre 2008.

**Dumontaux N., Pichetti S. (2009)**, « Impact de la diminution du taux de remboursement des veinotoniques sur les prescriptions des généralistes », *Dossiers Solidarité et Santé*, DREES, n°13.

**Eijkenaar F., Emmert M., Scheppach M., Schöffski O. (2013)**, "Effects of payfor performance in health care: a systematic review of systematic reviews", *Health Policy*, 110:115–30.

**Evans R. (1974)**, "Supplier-Induced Demand: Some Empirical Evidence and Implications," p. 163-173 in Perlman M, *The Economics of Health and Medical Care*, Wiley and Sons.

**Evans R.G., Parish E.M., Sully F. (1973)**, "Medical productivity, scale effects, and demand generation", Research Report, *Health Economics Research*, Boston, 1973.

**Familles Rurales (2013)**, « Observatoire des prix des médicaments 2012, Présentation, résultats et analyse », février 2013.

**Fleishman J.A., Cohen J.W. (2010)**, "Using Information on Clinical Conditions to Predict High Cost Patients". *Health Services Research* 45, No.2, p. 532–552.

**Folland S., Stano M. (1990)**, "Small area variations: a critical review of propositions, methods and evidence", *Medical Care Review*, No. 47(4), p.419-465.

**Fuchs V.R., Kramer M.J. (1972)**, "Determinants of expenditures for physicians services in the United States, 1948-1968", Occasional paper 117, National Bureau of Economic Research.

**Geoffard P-Y. (2000)**, « Dépenses de santé : l'hypothèse d'aléa moral », *Economie et Prévision*, n°142, 2000-1, 123-135.

**Givord M., Guillermin M. (2015)**, « Les modèles multiniveaux : principes et méthodes », Séminaire de méthodologie statistique, 12 juin 2015.

**Grossman M. (1972)**, "On the concept of health capital and the demand for health", *The Journal of Political Economy*, Vol. 80, No. 2, p. 223-255.

**Grytten J., Sorensen R. (2002)**, "Practice Variation and Physician-specific Effects", *Journal of Health Economics*, No. 22, p. 403-418.

**Gude T., Vaglum P., Anvik T., Bærheim A., Grimstad H. (2013)**, "A few more minutes make a difference? The relationship between content and length of GP consultations", *Scandinavian Journal of Primary Health Care*, 31:31–5.

**Guthrie B., Auerback G., Binman A. (2010)**, "Competition for Medicaid enrollees based on performance does not improve quality of care", *Health Affairs*, No. 29(8), p. 1507-16.

**Hanley G. Morgan S., Reid R.J. (2010)**, "Explaining Prescription Drug Use and Expenditures Using the Adjusted Clinical Groups Case-mix System in the Population of British Columbia, Canada". *Medical care* 48, No. 5, p. 402-408.

**Howie J.G., Porter A.M., Forbes J.F. (1989)**, “Quality and the use of time in general practice: widening the discussion”, *BMJ*, 298:1008–10.

**Howie J.G., Heaney D.J., Maxwell M. (1997)**, “Measuring quality in general practice. Pilot study of a needs, process and outcome measure”, *Occasional Paper/Royal College of General Practitioners* 1997:1–32.

**IGAS (2007)**, « L’information des médecins généralistes sur le médicament », rapport présenté par Bras P.-L., Ricordeau P., Roussville B., Saintoyant V., rapport n°RM 2007-136p, septembre.

**IGAS (2011)**, « Pharmacies d’officine : rémunération, missions, réseau », rapport établi par Bras P.-L., Kiour A., Maquart B., Morin A., juin.

**IGAS (2014a)**, « Évaluation de la politique publique de promotion des médicaments génériques – mission « modernisation de l’action publique (MAP) », rapport établi par Flipo A., Paul S., Pons C., avec le concours de Marin A., tome 1, septembre.

**IGAS (2014b)**, « Contrôle de l’organisme gestionnaire du développement professionnel continu et évaluation du développement professionnel continu des professionnels de santé », rapport présenté par Deumie B., Georges P. et Natali J.-P., avril.

**IGAS (2014c)**, « La distribution en gros du médicament en ville », rapport établi par Turan-Pelletier G. et Zeggar H., juin.

**IGAS (2014d)**, « Évaluation médico-économique en santé », rapport établi par Jeantet M., Lopez A., avec le concours de Destais N., décembre.

**Jakoubovitch S., Bournot M.-C., Cercier E., Tuffreau F. (2012)**, « Les emplois du temps des médecins généralistes », *Études et Résultats*, DREES, No. 797, mars.

**Kambia-Chopin B., Perronnin M.(2010)**, « Les franchises ont-elles modifié les comportements d’achats de médicaments ? », *Questions d’économie de la santé*, No. 158, octobre 2010.

**Kann I.C., Biørn E. et Lurås H.(2010)**, « Competition in general practice: prescriptions to the elderly in a list patient system », *Journal of Health Economics*, No. 29, p. 751-764.

**Kerleau M. (1998)**, « L’hétérogénéité des pratiques médicales, enjeu des politiques et maîtrise des dépenses de santé », *Sciences Sociales et Santé*, Vol.16, No 4.

**Kozman D., Graziul C., Gibbons R., Alexander G.C. (2012)**, “Association Between Unemployment Rates and Prescription Drug Utilization in the United States, 2007-2010”, *BMC Health Services Research*, Vol. 12, No.1, p.435.

**Kristiansen I.S., Mooney G. (1993)**, “The General Practitioners’use of time: is it influenced by the remuneration system?”, *Social Science & Medicine*, Vol. 37, No. 3, p. 3983-399.

**Lancry P.-J. et Paris V. (1997)**, « Âge, temps et normes : une analyse de la prescription pharmaceutique », *Economie et prévision*, No. 129-130, p. 173-187.

**Lancry P.-J. (2007)**, « Médicament et régulation en France », *Revue Française des Affaires Sociales*, 2007/3 n° 3-4, 25-51.

**Le Cossec C., Sermet C., avec la collaboration de Perronin M. (2015)**, « Mesurer la polymédication chez les personnes âgées : impact de la méthode sur la prévalence et les classes thérapeutiques », *Questions d'Économie de la Santé*, Irdes, No. 2013, octobre.

**LEEM (2015)**, « Chiffres clés 2014 de l'industrie du médicament : faits et chiffres – contexte », *Bilan Économique*.

**Le Fur P., Perronin M. (2003)**, « L'état de santé des bénéficiaires de la couverture maladie universelle complémentaire en 2002 », Irdes, *Questions d'Économie de la Santé*, No. 76, décembre.

**LIR-ESSEC Chaire Santé (2012)**, « Évolution comparée des ventes de médicaments dans 7 pays européens (2000 – 2011) », juin.

[http://www.lir.asso.fr/images/Documents/1\\_Exclusivites/Etudes/ETUDE%20LIR-ESSEC-CONSO%20DE%20MEDIC-CA290612.pdf](http://www.lir.asso.fr/images/Documents/1_Exclusivites/Etudes/ETUDE%20LIR-ESSEC-CONSO%20DE%20MEDIC-CA290612.pdf)

**Lluch M. & Kanavos P. (2010)**, "Impact of regulation of Community Pharmacies on efficiency, access and equity. Evidence from the UK and Spain", *Health Policy*, No. 95, 245-254.

**Lucas-Gabrielli V., Nestrigue C., en collaboration avec Coldefy M. (2016)**, « Analyse de sensibilité de l'Accessibilité potentielle localisée (APL) », Irdes, Document de travail, No. 70, février.

**Luo W., Whippo T. (2012)**, "Variable catchment sizes for the two-step floating catchment area (2SFCA) method", *Health & Place*, volume 18, No. 4, 789-795.

**Monégat M., Sermet C., avec la collaboration de Perronin M., Rococo E. (2014)**, « La polymédication : définitions, mesures et enjeux – Revue de la littérature et tests de mesure », *Questions d'Économie de la Santé*, IRDES, No. 204, décembre.

**Mousquès J., Renaud T., Scemama O. (2003)**, « Variabilité des pratiques médicales en médecine générale : la prescription d'antibiotiques dans la rhinopharyngite aiguë », Document de travail, CREDES, rapport n°520, août.

**Mousquès, J., Renaud, T., Scemama, O.(2010)**, "Is the 'Practice Style' Hypothesis Relevant for General Practitioners? An Analysis of Antibiotics Prescription for Acute Rhinopharyngitis", *Social Science and Medicine*, 70 (8) : 1176-1184.

**Mutualité française (2007)**, « Les études de la mutualité française sur le médicament. Impact économique de la modification des conditions de remboursement des SMRi en 2006 », juin.

**Newhouse J.P., Phelps C.E. (1976)**, "Price and Income Elasticities of Medical Care Services", in M. Perlman, éd., *The Economics of Health and Medical Care*, Wiley.

**NHS (Professeur Richards M.) (2010)**, "Extent and causes of international variations in drug usage", Rapport pour le secrétaire d'état à la Santé du Royaume-Uni, juillet 2010.

[https://www.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment\\_data/file/216249/dh\\_117977.pdf](https://www.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment_data/file/216249/dh_117977.pdf)

**OCDE (2009)**, « Panorama de la Santé 2009 : les indicateurs de l'OCDE », Éditions OCDE, Paris.

**OCDE (2011)**, « Panorama de la Santé 2011 : les indicateurs de l'OCDE », Éditions OCDE, Paris.

**OCDE (2013)**, « Panorama de la Santé 2013 : les indicateurs de l'OCDE », Éditions OCDE, Paris.

**OCDE (2014)**, « Concurrence dans la distribution de produits pharmaceutiques », Direction des affaires financières et des entreprises, Comité de la concurrence, contribution de Sabine Vogler à l'occasion du forum mondial sur la concurrence.

**OCDE (2015)**, « Panorama de la Santé 2015 : les indicateurs de l'OCDE », Éditions OCDE, Paris.

**OFT (2003)**, "The control of entry regulations and retail pharmacy services in the UK", UK: OFT - Office of Fair Trading.

**ONDPS (2008)**, « La médecine générale, tome 1 », Le rapport 2006-2007.

**Paul-Shaheen P., Clark J. D., Williams D. (1987)**, Small area analysis: a review and analysis of the North American literature, *J.Health Polit. Policy Law*, Vol. 12, No. 4, p. 741-809.

**Pauly M.V. (1968)**, "The Economics of Moral Hazard: Comment", *American Economic Review*, 58, p. 531-537.

**Pauly M.V., Satterthwaite M.A. (1981)**, "The pricing of primary care physicians services: a test of the role of consumer information", *Bell Journal of Economics*, No. 12, p. 488-506.

**Peay M.Y., Peay E.R. (1988)**, "The role of commercial sources in the adoption of a new drug", *Social Science and Medicine*, No. 26(12), p. 1183-9.

**Petersen L.A., Woodard L.D., Urech T., SDaw C., Sooka nan S. (2006)**, "Does pay-for-performance improve the quality of healthcare ?", "Annals of Internal Medicine", No. 145(4), p. 265-72.

**Phelps C.E., Mooney C., Mushlin A.I., Handy B., Perkins N. (1994)**, "Doctors Have Styles – and they Matter!", Department of Community and Preventive Medicine, University of Rochester, New York.

**Pichetti S., Sermet C. (2011)**, « Le déremboursement des médicaments en France entre 2002 et 2010 : éléments d'évaluation », *Questions d'économie de la Santé*, Irdes,, No. 167.

**Pichetti S., Sorasith C., Sermet C. (2011)**, "Analysis of the impact of removing mucolytics and expectorants from the list of reimbursable drugs on prescription rates: A time-series analysis for France 1998–2010", *Health Policy*, No.102, p. 159-169.

**Porter M.E. (1993)**, "L'avantage concurrentiel des nations", Dunod, Paris.

**Porter M.E. (1998)**, "On Competition", Harvard Business School, Boston.

**Rabilloud M., Ecochard R., Matillon Y. (1997)**, « Utilisation d'un modèle de régression logistique à deux niveaux dans l'analyse des variations de pratique médicale : à propos de la césarienne prophylactique », *Revue d'Épidémiologie et de Santé Publique*, Vol. 45, No. 3, p. 237-247.

**Rapport sur la réforme des modalités d'évaluation des médicaments**, novembre 2015, Dominique Polton.

**Raynaud D. (2008)**, « Les déterminants du recours à l'automédication », *Revue française des affaires sociales*, 2008/1 n° 1, p. 81-94.

**Redisch M., Gabel J., Blaxall, M. (1981)**, “Physician Pricing, Costs, and Income”, *Health Economics and Health Services Research*, Vol. 2, 197-288.

**Rice T. (1983)**, “The Impact of Changing Medicare Reimbursement Rates on Physician-Induced Demand”, *Medical Care*, 21 (8), p. 803-815.

**Rochaix L. (1995)** « La demande induite : pourra-t-on un jour en mesurer l'envergure ? », Commission des Comptes et des Budgets Économiques de la Nation, dossier Santé, Ministère de l'Économie et des Finances, Direction de la Prévision, Paris, juin.

**Rochaix L., Jacobzone S.(1997)**, « L'hypothèse de demande induite : un bilan économique », *Économie & Prévision*, No. 129-130, 1997-3-4. Nouvelles approches micro-économiques de la santé, p. 25-36.

**Rosen A.K., Reid R., Broemeling A.M., Rakovski C.C. (2003)**, “Applying a Risk-adjustment Framework to Primary Care: Can we Improve on Existing Measure?”, *Annals of Family Medicine*, Vol.1, No.1, May/June 2003.

**Rosman, S. (2008)**, « Les pratiques de prescription des médecins généralistes en France et aux Pays-Bas », Rapport de fin d'étude pour la CNAMTS, CERMES.

**Rosman S. (2010)**, “Les pratiques de prescription des médecins généralistes. Une étude sociologique comparative entre la France et les Pays-Bas”, in Schweyer F.-X. et Bloy G., *Singuliers généralistes. Sociologie de la médecine générale*, Presses de l'EHESP, Rennes.

**Saint-Lary O., Sicsic J. (2015)**, “Impact of a pay for performance programme on French GP's consultation length”, *Health Policy*, No. 119, p. 417-426.

**Schaumans C.(2015)**, “Prescribing behavior of General Practitioners: Competition matters”, *Health Policy*. Vol. 119, p.456-463.

**Schumpeter J.A. (1912)**, “The Theory of Economic Development”, tenth printing, Transaction Publishers, New Brunswick, New Jersey.

**Schumpeter J.A. (1942)**, “Capitalism, Socialism and Democracy”, 3rd edition, London: George Allen and Unwin, 1976.

**Schwartz R.K., Soumerai S.B., Avorn J.(1989)**, “Physician motivations for nonscientific drug prescribing”, *Social Sciences and Medicine*, 28, 577-82.

**Scott A., Shiell A. (1997)**, “Analysing the effect of competition on general practitioners' behavior using a multilevel modelling framework”, *Health Economic.*, Vol 6, No. 6, p. 577-588.



**Scott A., Sivey P., Ait Ouakrim D., Willenberg L., Naccarella L., Furler J., et al. (2011)**, "The effect of financial incentives on the quality of health care provided by primary care physicians", *Cochrane Database of Systematic Reviews Online*, 9:CD008451.

**Scott Morton F., Kyle M. (2012)**, "Markets for Pharmaceutical Products", *Handbook of Health Economics*, Volume 2, chapter 12.

**Sicras-Mainar A., Velasco-Velasco S., Navarro-Artieda R., Prados-Torres A., Bolibar-Ribas B., et Violan-Fors C. (2012)**, "Adaptive Capacity of the Adjusted Clinical Groups Case-Mix System to the Cost of Primary Healthcare in Catalonia (Spain): An Observational Study". *BMJ open* 2, n° 3 (2012).

**Skinner J. (2012)**, "Causes and consequences of regional variations in health care", *Handbook of Health Economics*, Vol. 2, chapter 2.

**Sloan F.A. (1976)**, "Physician fee inflation: evidence from the late 1960s" in Richard N. Rosett (ed) *The Role of Health Insurance in the Health Services Sector*, p. 321-354, New York National Bureau of Economic Research.

**Sloan F.A., Lorant J. (1976)**, "The Allocation of Physicians' Services: Evidence on Length-of-Visit", *Q. Rev. Econ. Bus.*, Autumn, p. 85-103.

**Stargardt T., Schreyögg J., Busse R. (2007)**, "Pricing behaviour of pharmacies after market deregulation for OTC drugs: The case of Germany", *Health Policy*, No. 84, p. 30-38.

**Steffensen F.H., Sorensen H.T., Olesen F. (1999)**, "Diffusion of new drugs in Danish general practice 2", *Family Practice*, No. 16(4), p. 407-13.

**Sullivan C.O., Omar R.Z., Forrest C.B., Majeed A. (2004)**, "Adjusting for Case-mix and Social Class in Examining Variation in Home Visits Between Practices", *Family Practice*, Vol. 21, No. 4.

**Sullivan C.O., Omar R.Z., Ambler G., Majeed A. (2005)**, "Case-mix and Variation in Specialist Referrals in General Practice", *British Journal of General Practice*, 55 (516): 529-533.

**Thiébaud S., Barnay T., Ventelou B. (2010)**, "Aging, chronic conditions and the evolution of future drugs expenditures: a five-year micro-simulation from 2004 and 2029", *Applied Economics*, No. 45 (13), pp. 1663-1672.

**UFC Que Choisir**, « Automédication, contre les maux diagnostiqués, l'UFC Que Choisir propose son antidote », mars 2012.

**Van Herck P., De Smedt D., Annemans L., Remmen R., Rosenthal M., Sermeus W. (2010)**, "Systematic review: effects, design choices and context of pay-for-performance in health care", *BMC Health Services Research*, 10:247-60.

**Ventelou B., Rolland S., Verger P. (2010)**, "A case study on the substitution effect between the length of GP consultation and drug prescribing practices", *Health Care Policy*, Vol. 5, n°4, 2010.

**Verger P., Rolland S., Paraponaris A., Bouvenot J., Ventelou B. (2009)**, "Drug reimbursement and GPs' prescribing decisions : a randomized case-vignette study about the pharmacotherapy of

obesity associated with type 2 diabetes : how GPs react to drug reimbursement ? ”, *Fundamental & Clinical Pharmacology*, No. 24 (10), p. 509-5016.

**Weiner J.P., Starfield B.H., Lieberman R.N. (1992)**, "Johns Hopkins Ambulatory Care Groups (ACGs). A case-mix system for UR, QA and capitation adjustment", *HMO Pract* 6:13-19.

**Wennberg J. E., Gittelsohn A. (1973)**, Small area variations in health care delivery, *Science*, Vol. 14, No. 182, p. 1102-1108.

**Westert G.P., Nieboer A. P., Groenewegen P.P. (1993)**, Variation in duration of hospital stay between hospitals and between doctors within hospitals, *Social Science & Medicine.*, vol 37, n° 6, pp. 833-839.

**Westert G. P., Groenewegen P. P. (1999)**, “Regional disparities in health care supply in eleven countries in European countries: does politics matter?”, *Health Policy*, Vol. 47, No.2, p. 169-182.

**Williamson P.M., (1975)**, “The adoption of new drugs by doctors practising in group and solo practice”, *Social Science and Medicine*, No. 9(4-5), p. 233-6.

**Wilson A. (1991)**, “Consultation length in general practice: a review”, *British Journal of General Practice*, No. 41, p.119–22.

**Wilson A., Childs S. (2002)**, “The relationship between consultation length, process and outcomes in general practice: a systematic review”, *British Journal of General Practice*, No. 52, p.1012–20.