

# Variabilité des pratiques de prescription des médecins généralistes et ajustement au risque

VERSION PROVISOIRE : merci de ne pas citer !

R. Legal, C. Pilorge\*

## Résumé :

En 2009, 12 milliards d'euros ont été remboursés au titre des médicaments prescrits délivrés en officine, plaçant la France en tête des pays européens en termes de dépenses de médicaments par habitant. Pour contenir la dépense de médicaments, plusieurs leviers existent, l'un consistant à agir sur les pratiques de prescription des offreurs de soins. Dans cette perspective, il est crucial de disposer d'un diagnostic étayé de la variabilité des pratiques de prescription des médecins. Or, sur ce sujet les études françaises sont rares. En outre, peu d'entre elles décomposent l'hétérogénéité en hétérogénéité *intra* et *inter* médecins. Notre étude se propose de pallier ce manque. Elle s'intéresse aux questions suivantes : quel est le rôle propre des médecins dans l'hétérogénéité du coût des ordonnances ? Dépend-t-il des caractéristiques observables du médecin à la disposition de l'économètre ? Est-il sensible à la méthode d'ajustement au risque retenue, autrement dit à la manière de prendre en compte les différences de *case-mix* entre médecins ? Pour répondre à ces questions, nous estimons des modèles multi niveaux sur les données poolées pour les années 2005 à 2009 de l'Enquête Permanente de la Prescription Médicale (EPPM) réalisée par IMS Health. Nos résultats montrent que la variabilité *inter* médecins est responsable de 4% de la variabilité totale du coût des ordonnances. Les caractéristiques observables classiques du médecin (âge, sexe ...) semblent peu expliquer cette variabilité. Par contre, l'effet propre d'un médecin apparaît relativement sensible à la méthode d'ajustement au risque retenue. Au final, les résultats de notre étude montrent que dans l'état actuel des systèmes d'information, il faut privilégier les indicateurs d'évaluation des offreurs de soins ciblés.

**Mots clés :** variabilité des pratiques de prescription ; médecins généralistes ; modèles multi niveaux, variance inter et intra, ajustement au risque.

---

\* Les auteurs appartiennent au bureau dépenses de santé et relations avec l'assurance maladie à la DREES (Ministère de la Santé). Auteur correspondant : Céline Pilorge [celine.pilorge@sante.gouv.fr](mailto:celine.pilorge@sante.gouv.fr). Les auteurs remercient particulièrement Willy Thao Khamsing, Blandine Juillard-Condat ainsi que tous les participants du séminaire OSAM pour leurs remarques et suggestions. Les auteurs restent évidemment seuls responsables de toutes les erreurs et inexactitudes de l'article.

## 1. Introduction

En 2009, les dépenses relatives à la consommation médicamenteuse se sont élevées à 35,4 Mds €, plaçant ainsi la France au 1<sup>er</sup> rang européen en termes de dépenses. En ville, 12 Mds d'euros ont été remboursés en 2009 au titre des médicaments prescrits délivrés en officine (Cnamts, 2010). Pour contenir la dépense de médicament, les pouvoirs publics disposent de différents leviers : baisse des prix des médicaments par le CEPS, baisse des taux de remboursement ou déremboursement total décidée par 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>1</sup> et auprès des médecins, au travers notamment des visites des délégués de l'Assurance Maladie et de la mise en œuvre du Contrat d'Amélioration des Pratiques Individuelles en 2009. Ce contrat<sup>2</sup> qui s'adresse aux médecins généralistes vise entre autres à les inciter à augmenter leurs prescriptions dans le répertoire des génériques. Au final, ces dernières actions permettent d'influer sur la prescription des médecins.

Dans un contexte de ressources limitées, il existe un enjeu fort à cibler les professionnels sur lesquels il est optimal de concentrer les actions. Ce ciblage présuppose la mise en œuvre de technique de *profiling*. En santé, le *profiling* vise à apprécier l'effet propre des offreurs de soins en mesurant et comparant la qualité des soins, l'utilisation des services de santé et leurs coûts, une fois contrôlé du *case-mix* des offreurs de soins. La prise en compte du *case-mix*, aussi appelé ajustement au risque, apparaît primordial 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. Ces techniques peuvent servir aussi aux assureurs publics des systèmes centralisés à cibler les professionnels de santé vers lesquels il convient d'orienter prioritairement les actions de maîtrise médicalisée (visites DAM et souscription du CAPI en France).

En France, les rares études s'intéressant à l'effet propre de l'offreur de soins concernent plutôt les hôpitaux. En effet, la mise en place de la tarification à l'activité a rendu prégnante la question de l'ajustement au risque dans l'appréciation de l'efficacité productive des hôpitaux. Ainsi, les travaux de Dormont et Milcent (2004) s'intéressent explicitement à l'hétérogénéité inobservée due aux hôpitaux dans l'explication des coûts de l'infarctus du myocarde sans complication. Les auteurs mettent en œuvre un modèle à erreurs composées sur les données de coûts issues du PMSI relatives à 7314 séjours réalisés durant la période 1994-1997. Leurs résultats montrent que 54,2 % de la variance des coûts des séjours peut-être expliquée par l'hétérogénéité observable des patients. De Pouvourville *et alii* (2007) étudient l'effet propre de la gravité des patients dans le surcoût des hôpitaux de référence.

---

<sup>1</sup> Au travers notamment du dispositif « tiers payant contre génériques ».

<sup>2</sup> Instauré par la Cnamts en 2009, initialement, le CAPI était basé sur le volontariat. 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. Inscrite dans la lignée du CAPI, cette convention prévoit d'octroyer un supplément de rémunération aux médecins qui rempliraient pour partie ou en intégralité les 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...). En 2011, 15 800 médecins en sont signataires.

Comme le montre la revue de littérature ci-dessous, les références françaises sur l'effet propre des médecins dans la variabilité des pratiques de prescription sont plutôt maigres. En outre parmi les études existantes, rares sont celles qui font explicitement le distinguo entre ce qui relève des médecins d'une part et des patients d'autre part. Par ailleurs, à notre connaissance, l'impact de la modélisation retenue sur l'appréciation de l'effet propre des médecins dans la variabilité des coûts, notamment la manière de prendre en compte le *case-mix*, n'est pas discutée dans les études françaises disponibles.

Notre étude se propose de pallier ce manque. Elle s'intéresse aux questions suivantes : quel est le rôle propre des médecins dans l'hétérogénéité du coût des ordonnances ? Dépend-t-il des caractéristiques observables du médecin à notre disposition ? Est-il sensible à la méthode d'ajustement au risque retenue, autrement dit à la manière de prendre en compte les différences de *case-mix* entre médecins ? Pour répondre à ces questions, nous estimons des modèles multi niveaux sur les données poolées pour les années 2005 à 2009 de l'Enquête Permanente de la Prescription Médicale (EPPM) réalisée par IMS Health.

Cette étude est organisée de la manière suivante. La première partie est consacrée à une revue de la littérature sur la variabilité des pratiques des médecins et l'effet des caractéristiques des patients et des médecins sur celle-ci. La deuxième partie présente les données exploitées. La troisième partie présente une analyse exploratoire de la variabilité des pratiques de prescription. Les quatrième et cinquième parties explicitent la modélisation 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

Le nombre restreint d'études relatives à l'analyse de la variabilité des pratiques de prescription médicamenteuse nous a incités à élargir le champ de la revue de littérature aux pratiques des médecins en général. Rentrent ainsi dans le champ de cette revue de littérature les pratiques en termes d'actes complémentaires réalisés par le médecin lui-même<sup>3</sup>, de prescription d'actes ou d'examen complémentaires effectués par d'autres professionnels de santé<sup>4</sup> ou encore la réorientation du patient au sein de la filière soins (consultation chez un spécialiste, hospitalisation). Par ailleurs, nous avons élargi la revue de littérature aux études étrangères. Nous présentons les études portant sur les pratiques hors prescription de médicaments dans un premier temps puis les études relatives aux pratiques de prescription médicamenteuse dans un second temps.

### 2.1. Études sur les pratiques en général

Sur données norvégiennes, Grytten et Sorensen (2002) s'intéressent à la variabilité des dépenses liées à trois types d'actes : les analyses médicales, les consultations de plus de 20 minutes et les procédures spécifiques. Leurs résultats montrent que toutes choses égales par ailleurs, notamment à diagnostic donné, les caractéristiques sociodémographiques du patient expliquent seulement 1 % de la variabilité des dépenses liées à ces actes spécifiques. En revanche, la moitié environ de la variabilité des dépenses tient à l'effet propre des médecins<sup>5</sup>.

---

<sup>3</sup> examens cliniques, ablation ou pose d'un fil de suture, vaccination...

<sup>4</sup> analyses biologiques, soins paramédicaux, examens endoscopiques...

<sup>5</sup> 47 à 61 % pour les tests cliniques, de 59 à 66 % pour les consultations durant plus de 20 minutes et de 49 à 61 % de la variabilité des dépenses pour les procédures spécifiques

A partir de données hollandaises de 1987-1988 sur les pratiques de 161 médecins généralistes, Bensing et *alii* (1993) analysent le lien entre le sexe des médecins et celui de leurs patients et testent l'hypothèse d'un recrutement sexué des patients. Leurs résultats montrent que les médecins femmes ont tendance à recevoir en consultation davantage de femmes que leurs homologues masculins. Ce recrutement biaisé a des effets en termes de *case-mix* puisque certaines maladies sont très sexuées<sup>6</sup>.

Charles et *alii* (2006) s'intéressent au lien entre l'âge des médecins et leurs *case-mix*. Sur données australiennes portant sur 5013 médecins et relatives à la période 1998-2003, l'étude montre un effet important : comparativement à leurs confrères plus jeunes, les médecins plus âgés réalisent davantage de visites dans les maisons de retraite, traitent davantage de maladies chroniques, ont une probabilité plus forte de traiter des problèmes circulatoires, neurologiques et psychologiques. Ces résultats confortent l'hypothèse que les médecins recrutent des patients d'âges voisins du leur.

Davis et *alii* (2000) mettent en œuvre des modèles multi niveaux sur un échantillon de 143 médecins néozélandais suivis de septembre 1991 à août 1992 pour analyser l'influence propre des caractéristiques des patients et des médecins sur la probabilité que la consultation se termine par une ordonnance. Leurs résultats montrent que le diagnostic établi par le médecin apparaît comme le principal déterminant de cette probabilité, ce qui montre l'importance de contrôler du diagnostic. L'âge, le sexe et l'origine ethnique des patients, ainsi que l'expérience des médecins ont des effets moins prononcés sur les pratiques des médecins.

A partir d'une source portant sur 211 médecins généralistes anglais et écossais observés sur l'année 1997, Sullivan et *alii* (2005) modélisent le fait d'adresser ou non le patient à un spécialiste à l'issue de la consultation. Grâce à une modèle logit multi-niveaux faisant intervenir l'âge, le sexe et des indicateurs de morbidité du patient, les auteurs estiment que 31% de la variance est expliquée par les caractéristiques patients, les 69 % de la variance inexpliquée étant imputables à hauteur de 3,5% aux pratiques des médecins et 65,5% aux caractéristiques inobservées des patients.

Phelps et *alii* (1994) testent l'impact de l'ajustement au risque des médecins à partir de différentes spécifications du diagnostic. Plus précisément, les auteurs utilisent deux classifications des pathologies différentes : la nomenclature CCI<sup>7</sup> et la nomenclature ACG<sup>8</sup>. Leur étude s'appuie sur des données issues d'assureurs américains et relatives aux pratiques de quelque 500 médecins observés sur la période 1987-1989. Des modèles de panels avec effets fixes médecins sont mis en œuvre pour expliquer le logarithme des dépenses annuelles. Leur étude confirme le pouvoir hautement explicatif des informations de diagnostic (50% de la variabilité totale) par rapport à celles d'âge et de sexe des patients (10%). Enfin, l'étude souligne à quel point l'appréciation que l'on peut porter sur un médecin est sensible à la manière d'ajuster de son *case-mix*.

---

<sup>6</sup> Par exemple, les problèmes gynécologiques sont exclusivement féminins. Les troubles endocrinologiques ou métaboliques sont plus fréquents chez les femmes. *A contrario*, les problèmes musculo-squelettiques ou respiratoires sont plus fréquents chez les hommes.

<sup>7</sup> *Clinical Complexity Index*

<sup>8</sup> *Adjusted Clinical Groups* (John Hopkins) : cette classification permet de classer les patients en différentes catégories de risque ou de maladies basées sur les diagnostics passés et actuels, l'âge et le sexe de patients.

A partir de données sur 60 médecins généralistes anglais et écossais issues de la *Fourth National Morbidity Survey* (1991-1992), Sullivan et *alii* (2004) montrent à l'issue d'une modélisation logistique multi-niveaux que le fait de réaliser une visite à domicile plutôt qu'une consultation en cabinet est expliquée par les pratiques des médecins généralistes à hauteur de 2,5 % si on ajuste uniquement par le sexe et l'âge des patients et à hauteur de 1,6 % si on ajuste en outre du code diagnostic<sup>9</sup>. Au final, leur étude souligne également la sensibilité de la part de la variabilité inter médecins à la nature des variables de contrôle.

En France, les travaux portant sur la variabilité des pratiques des médecins hors du champ de la prescription médicamenteuse sont moins nombreux. Dans le cadre des travaux préparatoires ayant précédé la mise en place du CAPI, Bernstein *et alii* (2008) se sont intéressés à la variabilité des pratiques des médecins sur la douzaine d'indicateurs que comporte le contrat. Mobilisant les données du SNIIRAM pour l'année 2007, leur analyse porte sur l'exhaustivité des médecins généralistes français. Grâce à des modèles logit multiniveaux, estimés au niveau des patients pour les indicateurs du dépistage du cancer du sein et de l'hémoglobine glyquée chez les personnes diabétiques, les auteurs montrent que les caractéristiques observables et inobservables du médecin restent des déterminants importants de la qualité de la prise en charge du patient, après prise en compte de variables individuelles sur les patients.

## 2.2. Études sur les pratiques de prescription de médicaments

Certaines études soulignent l'influence des caractéristiques des patients ou des médecins sur les pratiques de prescription de médicaments. Sur données britanniques relevées en 1990-1991 et 1993-1994 portant sur près de 351 médecins généralistes, Wilson *et alii* (1999) montrent à partir d'un modèle linéaire multivarié que le fait que le patient soit issu d'un milieu défavorisé, que le médecin exerce seul ou ne suive pas de formation continue influencent positivement le volume de prescription d'antibiotiques. Sur données espagnoles comptant plus de 4 millions de patients en 2002, Fernandez-Liz et *alii* (2007) s'intéressent à l'hétérogénéité du coût de l'ordonnance et du nombre de prescriptions. Leurs résultats montrent que la quantité prescrite comme le coût de la prescription augmentent avec l'âge du patient ; par ailleurs les femmes ont un « risque de prescription » plus élevé.

Ces études sont intéressantes, toutefois elles n'éclairent que partiellement la question de la variabilité des pratiques entre médecins. En effet, sur ce point elles présentent le défaut majeur de ne pas contrôler finement du *case mix* du médecin, notamment au travers de l'utilisation d'informations sur le diagnostic.

Sur données espagnoles de 2005 relatives à près de 66 000 patients rattachés à 5 centres de santé, Aguado et *alii* (2008) modélisent grâce à un modèle mixte le logarithme du coût de la prescription en fonction de l'âge du patient et de son carré spécifiés sous forme d'effets fixes ainsi que des codes diagnostics ACG et du centre d'exercice du médecin mis sous forme d'effets aléatoires. Pour les patients adultes, la variabilité du coût de la prescription est expliquée à hauteur de 35% par les diagnostics ACG, à hauteur de 1,8% par le centre au sein duquel le médecin exerce et à hauteur de 10,5% par l'âge des patients. Chez les enfants, l'influence du *case mix* sur le coût de prescription est moins prononcée (22,4%) ; *a contrario*, le lieu d'exercice du médecin joue un rôle plus important (11%).

---

<sup>9</sup> Même si, ainsi que les auteurs le précisent eux-mêmes, la baisse observée n'est pas forcément significative du fait d'un chevauchement des intervalles de confiance.

Sur données néozélandaises relatives à 143 médecins observés entre 1991 et 1992, Davis & Gribben (1995) 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, catégorie d'âge, origine européenne), des médecins (plus de 40 ans, exercice à plein temps...) ainsi que des groupes de diagnostics ICPC<sup>10</sup> (respiratoire, musculosquelettique, peau, cardiovasculaire, général). Les auteurs estiment différents modèles multiniveaux dans lesquels plus ou moins de variables figurent (modèle vide, variables patients uniquement...). L'analyse du modèle le plus complet fait ressortir que le diagnostic établi par le médecin est très fortement prédictif de la prescription. Ni l'âge, ni le temps de travail des médecins n'apparaissent significatifs. En revanche, les médecins qui n'exercent pas « en groupe » ont tendance à prescrire plus souvent. En outre, la comparaison des différents modèles montre 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 n'est vraiment.

En France, Amar *et alii* (2005) exploitent les données Thalès 2002, comprenant 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 un modèle within. Leurs résultats font apparaître un effet positif de certains diagnostics et de l'existence d'une pathologie chronique sur la probabilité de prescription. Le sexe et l'âge des patients apparaissent comme des déterminants de la prescription médicamenteuse, de même que l'âge et le secteur de conventionnement des médecins. En outre, les médecins généralistes prescrivent davantage de médicaments à leurs patients réguliers. En revanche, la part de la variance due à l'effet propre des médecins n'est pas évaluée.

Béjean *et alii* (2007) s'intéressent aux différences des pratiques en termes de coût de la prescription. Ils exploitent les données des CPAM d'Aquitaine et de Bourgogne pour l'année 2000. La prescription de 4660 médecins généralistes est ainsi analysée. Les résultats montrent un effet significatif du sexe, de l'âge et du secteur de conventionnement du médecin. Les médecins généralistes femmes ont ainsi tendance à prescrire pour un coût moindre que leurs homologues masculins. De même, les médecins du secteur 2 prescrivent pour moins cher que ceux du secteur 1. A contrario, les médecins âgés prescrivent pour plus cher que leurs jeunes confrères. Les variables contextuelles de densité médicale, de proportion de moins de 16 ans, de 70 ans ou plus ont un effet positif sur le coût de la prescription. Le taux de chômage a un effet négatif.

Mousquès *et alii* (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 auteurs estiment différents modèles logistiques multiniveaux comportant plus ou moins de variables explicatives (modèle vide, modèle caractéristiques patients uniquement, caractéristiques patients et médecins...). Les résultats font apparaître un effet propre des caractéristiques médecins : toutes choses égales par ailleurs, l'appartenance à un réseau de soins, le suivi d'une formation continue, la proximité de la fin des études et la pratique dans une zone à forte densité de médecins généralistes sont associés à une plus faible prescription d'antibiotiques. Au final, les auteurs montrent que les caractéristiques des patients expliquent la majorité de la variabilité des pratiques de prescription d'antibiothérapie (70%), mais qu'une large fraction de l'hétérogénéité due au médecin demeure (30%).

---

<sup>10</sup> *International Classification of Primary Care*

A l'issue de cette rapide revue de littérature, nous pouvons faire plusieurs constats. L'influence des caractéristiques des patients et des médecins est souvent soulignée. En revanche, la part de la variance due à l'effet propre des médecins est rarement chiffrée, en particulier dans le cadre de la prescription médicamenteuse, exceptées deux études (Aguado *et alii*, 2008 ; Mousquès *et alii*, 2010). A notre connaissance, aucune analyse de la variabilité des coûts de prescription n'a même été réalisée en France, toutes pathologies confondues. Par ailleurs, aucune étude économétrique française publiée récemment n'exploite les données de l'enquête permanente de la prescription médicale (EPPM) d'IMS Health<sup>11</sup>. Notre étude complète donc utilement les connaissances sur la question de la variabilité des pratiques de prescription des médecins généralistes français.

### 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 : secteur 1 / secteur 2...), des patients (sexe, âge, CSP), aux ordonnances rédigées par les médecins (médicament prescrit, posologie, durée du traitement, nombre de boîtes...) ainsi qu'au diagnostic établi par le médecin. La variable de diagnostic est codée 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. Cette information représente 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.

#### 3.2 L'échantillon d'étude

Afin d'augmenter les effectifs pour les estimations et assurer ainsi une meilleure robustesse des résultats, nous avons *poolé* les années 2005 à 2009, soit 20 trimestres. Au final, nous disposons d'informations sur la prescription de 1821 médecins généralistes, qui représentent 3,4 % de l'ensemble des généralistes libéraux au niveau national. La base de données ainsi construite comporte 565 108 ordonnances, soit 241 ordonnances par médecin en moyenne<sup>12</sup>. La variable de diagnostic compte 5 niveaux de détails. Dans cette étude, nous avons considéré 2 niveaux au maximum. Le 1<sup>er</sup> niveau compte 21 grands groupes de diagnostics (*ex* : maladies de l'appareil circulatoire), le 2<sup>ème</sup> niveau en compte plus de 200 (*ex* : maladies hypertensives).

---

<sup>11</sup> Le Fur *et alii* (1998) utilisent les données de l'EPPM 1994 (2000 médecins, généralistes et spécialistes) afin de dresser une analyse descriptive des déterminants du coût d'une ordonnance en fonction de déterminants médecins (spécialité, sexe et âge, région d'exercice...) et patients (sexe, âge, CSP). Les auteurs mettent également l'accent sur la dispersion du coût d'une ordonnance en fonction des classes thérapeutiques des médicaments prescrits. Cette étude ne comprend en revanche aucune analyse économétrique, ni aucune mesure de la variabilité de la prescription des médecins.

<sup>12</sup> Précisons également qu'un travail d'imputation de codes CIP et de prix a été réalisé (quand c'était possible) en amont de l'analyse pour le champ des prescriptions en dénomination commune internationale (DCI).

La répartition des médecins de l'échantillon selon le sexe est représentative de la répartition nationale (tableau 1). La répartition selon l'âge, en revanche, l'est moins : les 45-54 ans sont en effet davantage représentés, montrant ainsi un effet de sélection au moment de l'enrôlement des médecins dans le dispositif de collecte. Le mode de sélection des médecins participant à l'enquête est relativement opaque et il apparaît difficile d'évaluer la représentativité des données de l'échantillon au niveau national. La seule variable géographique disponible correspond aux zones d'études et d'aménagement du territoire (ZEAT)<sup>13</sup> et ne donne pas d'information précise sur la région ou le département dans lesquels exercent les médecins. En outre, nous ne disposons pas du numéro d'identification national des médecins, ce qui nous interdit d'aller extraire des données d'activité exhaustives des médecins de notre échantillon dans les fichiers de l'Assurance Maladie pour nous assurer de la représentativité de ces derniers en terme d'activité sur l'année. Nous avons toutefois pu constater que les médicaments les plus fréquemment prescrits par les médecins de l'échantillon correspondent à ceux recensés par l'assurance maladie au niveau national<sup>14</sup>.

**Tableau 1 : Représentativité des médecins généralistes de l'échantillon**

|   | Données de l'EPPM | Données Eco-Santé<br>(2009) |
|---|-------------------|-----------------------------|
| <b>Effectif des médecins généralistes</b> | 1821              | 53 652                      |
| <b>Répartition selon le sexe</b>          |                   |                             |
| Hommes                                    | 74 %              | 73 %                        |
| Femmes                                    | 26 %              | 27 %                        |
| <b>Répartition selon l'âge</b>            |                   |                             |
| Moins de 45 ans                           | 16 %              | 21 %                        |
| 45-54 ans                                 | 48 %              | 38 %                        |
| 55 ans et plus                            | 36 %              | 41 %                        |

*Champ* : médecins généralistes libéraux, années 2005 à 2009

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

*Note de lecture* : les médecins généralistes de l'EPPM représentent 3,4 % des médecins généralistes au niveau national (1821/53 652).

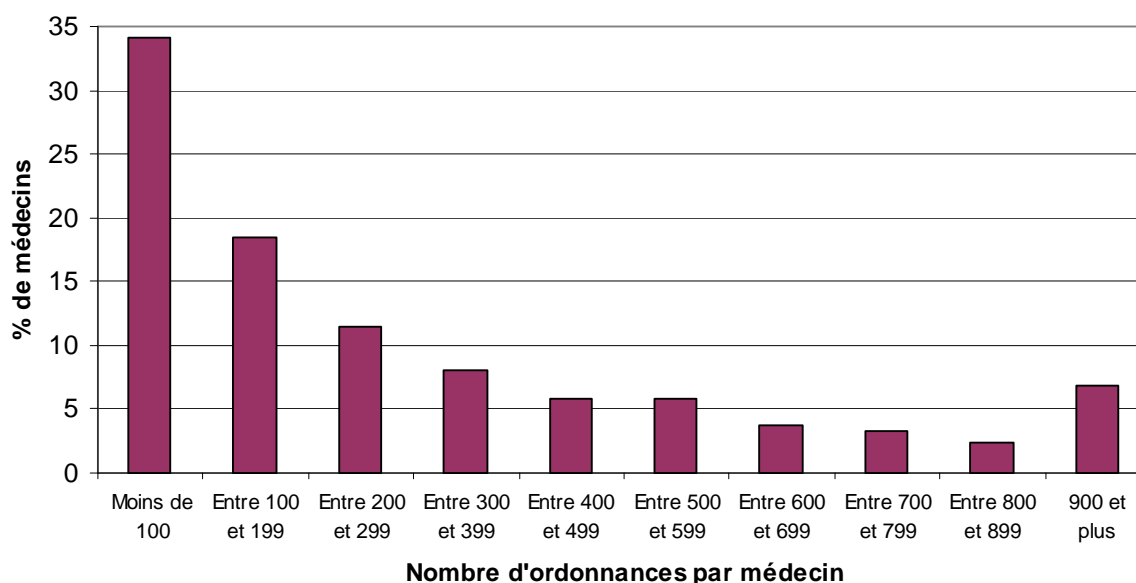
Un autre point à souligner est que la construction de l'EPPM – une semaine d'enquête par trimestre – implique que nous ne disposons pas toujours d'un nombre d'ordonnances très important pour les médecins. Pour 35 % d'entre eux, moins de 100 ordonnances sont recensées (graphique 1). Ce chiffre tient à 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.

<sup>13</sup> Région parisienne (Île-de-France), Bassin parisien (Bourgogne, Centre, Champagne-Ardenne, Basse et Haute Normandie, Picardie), Nord (Nord Pas-de-Calais), Est (Alsace, Franche-Comté, Lorraine), Ouest (Bretagne, Pays de la Loire, Poitou-Charentes), Sud-Ouest (Aquitaine, Limousin, Midi-Pyrénées), Centre-Est (Auvergne, Rhône-Alpes), Méditerranée (Languedoc-Roussillon, Provence-Alpes-Côte d'Azur, Corse).

<sup>14</sup> [http://www.ameli.fr/fileadmin/user\\_upload/documents/Medic\\_Assurance\\_Maladie\\_2006.pdf](http://www.ameli.fr/fileadmin/user_upload/documents/Medic_Assurance_Maladie_2006.pdf)



**Graphique 1 :** Ventilation des médecins de l'échantillon d'étude selon le nombre d'ordonnances par médecin à notre disposition



*Champ :* médecins généralistes libéraux, années 2005 à 2009

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

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

### 3.3 Niveau d'analyse retenu et variable d'intérêt modélisée

Les travaux existants ont souvent eu recours à la modélisation d'une variable dichotomique (probabilité de prescription à l'issue de la consultation par exemple) ou d'une variable quantitative relative au volume de prescription (nombre de médicaments prescrits par exemple). Nous préférons pour notre part raisonner en terme de coûts, dans l'optique de monétiser les écarts de dépenses de médicaments induites par les médecins plus fortement ou plus faiblement prescripteurs que la moyenne. Aussi, notre étude s'intéresse à la variabilité des pratiques de prescription des médecins généralistes et aborde cette question en s'intéressant à l'hétérogénéité des coûts des ordonnances.

Se pose alors la question de la variable d'intérêt retenue et donc corrélativement 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. 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. En réalité, le plus gros niveau d'analyse permis par l'EPPM est l'ordonnance pour un patient donné. Initialement, c'est donc le coût total de l'ordonnance d'un patient  $i$  ayant consulté un médecin  $j$  lors d'une consultation  $c$  que nous avons modélisé. Toutefois une ordonnance donnée comporte bien souvent plusieurs lignes de prescription, lesquelles n'ont pas forcément été motivées par le même diagnostic. Modéliser le coût total d'une ordonnance oblige donc *de facto* à prendre en compte la possibilité de multi-diagnostics, ce qui induit des complications techniques assez importantes en termes de spécification du modèle

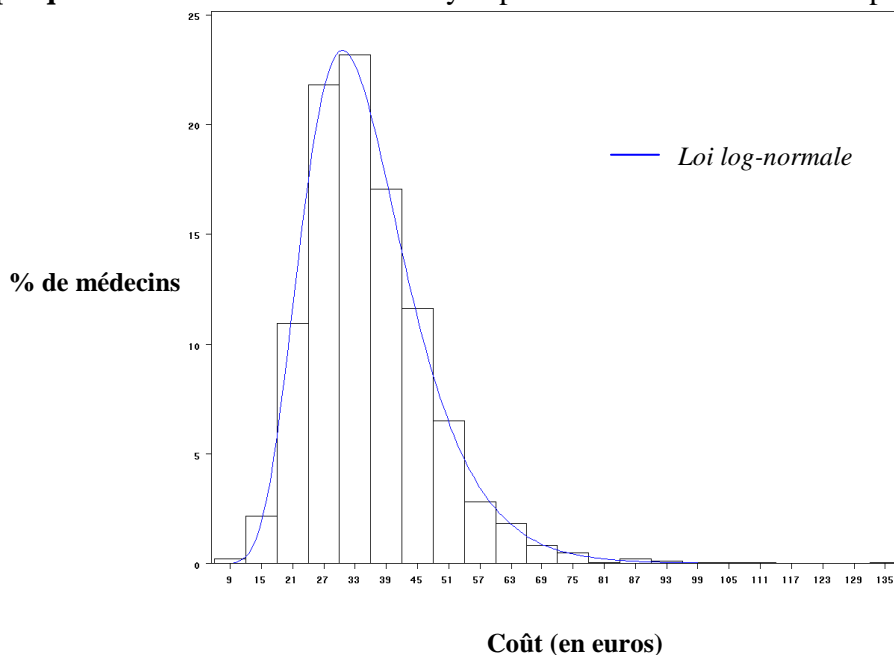
économétrique<sup>15</sup>. C'est pourquoi nous avons finalement choisi un niveau d'analyse plus fin et retenu comme variable d'intérêt le coût total des lignes de prescriptions d'une ordonnance donnée en rapport avec un diagnostic donné (associées à un patient  $i$  et un médecin  $j$ ). Dans la suite, 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.

## 4. Approche exploratoire de la variabilité des pratiques

### 4.1 Les limites de l'indicateur naïf de la variabilité des pratiques

Une manière naïve d'appréhender la variabilité des pratiques serait de la définir à partir de la dispersion d'un indicateur fruste de cherté des prescriptions d'un médecin défini comme la moyenne des coûts des traitements ponctuels dont ce médecin a été à l'origine. Ce graphique 2 montre une dispersion importante de cet indicateur : certains médecins ont un coût moyen de traitement ponctuel de 23 euros (1<sup>er</sup> décile), quand pour d'autres ce coût moyen est de 73 euros (dernier décile). Cependant une telle approche est évidemment complètement inadaptée pour apprécier l'hétérogénéité des pratiques entre médecins, 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.

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



*Champ* : médecins généralistes libéraux, années 2005 à 2009

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

*Note de lecture* : le coût d'un diagnostic est inférieur à 24 € pour les 10 % des médecins qui prescrivent le moins cher en moyenne et supérieur à 72 € pour ceux qui prescrivent le plus cher en moyenne.

<sup>15</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-diagnostics. En effet, avec ce type de modèle, les multi-diagnostics conduisent à une multiplicativité des surcoûts.

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

Nous apprécions l'hétérogénéité des *case-mix* entre médecins en termes de variabilité entre médecins de la structure des diagnostics établis. Pour cela, nous nous situons au premier niveau de détail de la CIM10, ce qui fournit 21 grands codes de diagnostic. 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 associé au diagnostic en question dans l'ensemble des traitements ponctuels (tous diagnostics confondus) prescrits par le médecin pendant la période observée<sup>16</sup>. Afin d'exhiber des profils de *case-mix* assez différents, nous avons réalisé une classification ascendante hiérarchique (CAH)<sup>17</sup> à la suite d'une analyse en composantes principales<sup>18</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, le graphique 3 ci-dessous montrent des profils de *case-mix* assez différents entre les trois groupes de médecins mis en évidence par la CAH. 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, le graphique 4 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€.

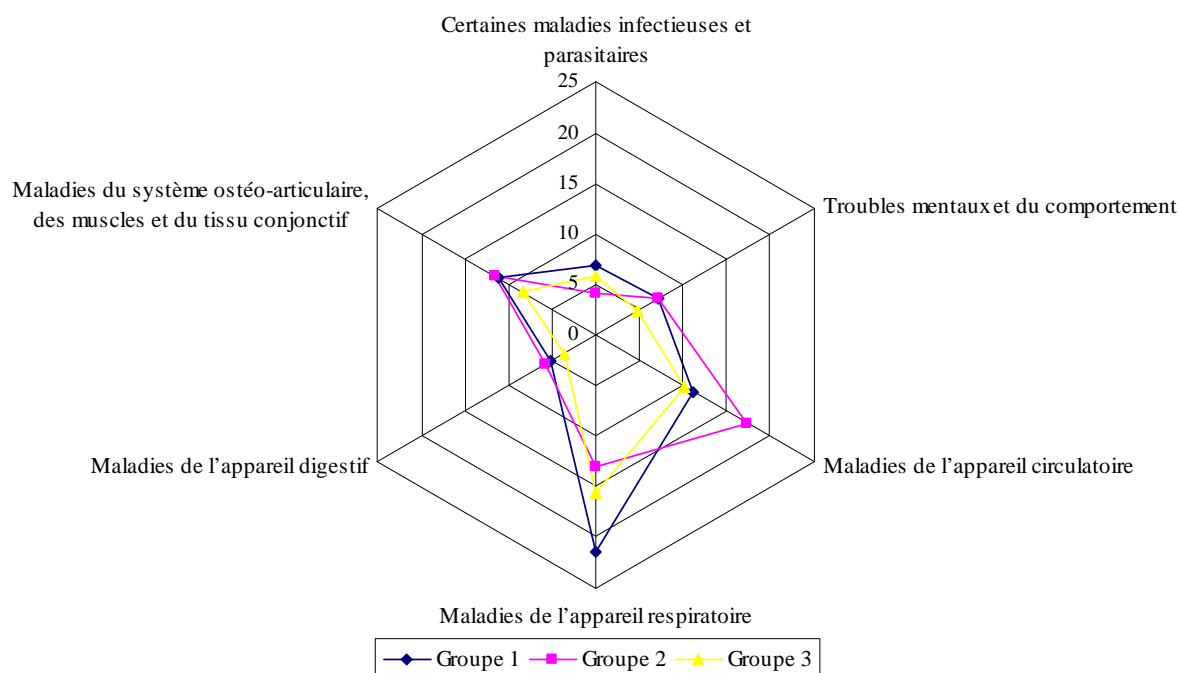
---

<sup>16</sup> Rappelons que nous 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>17</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 le plus homogènes possibles.

<sup>18</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  $p$  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.

### Graphique 3 : Taux moyen de prescription pour chaque diagnostic de niveau 1, selon le groupe auquel appartient les médecins



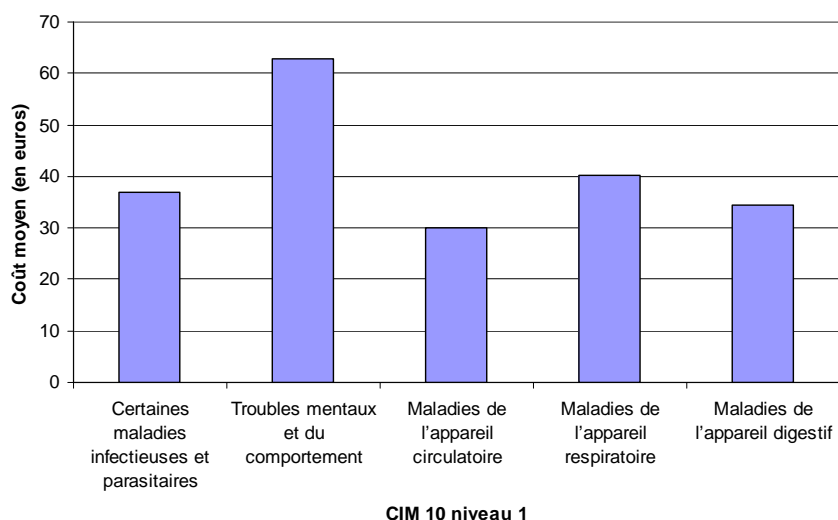
Champ : médecins généralistes libéraux, années 2005 à 2009

Source : EPPM IMS-France, calculs DREES.

Note de lecture : la prescription des médecins concernant 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 ce graphique ; entre 40 et 50 % de la prescription concerne une quinzaine d'autres diagnostics de niveau 1.

### Graphique 4 : Coût moyens des traitements ponctuels pour les 5 diagnostics de niveau 1 les plus fréquents



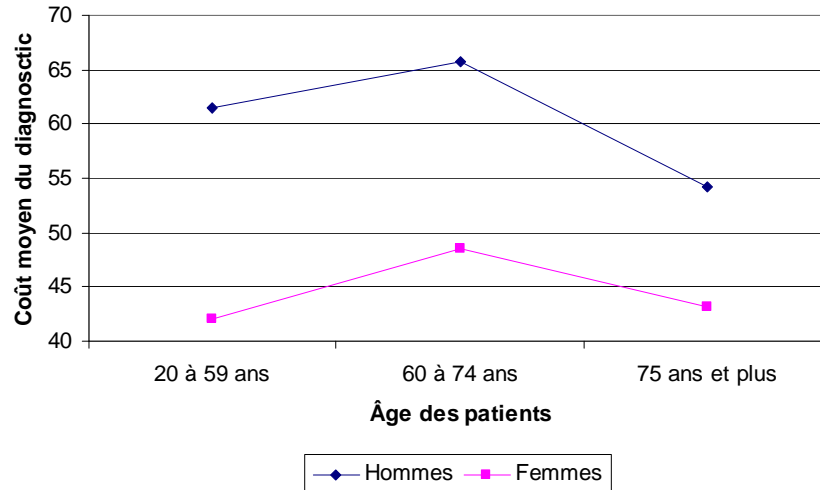
Champ : médecins généralistes libéraux, années 2005 à 2009

Source : EPPM IMS-France, calculs DREES.

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

Le graphique 5 met quant à lui en avant l'existence d'une variabilité des coûts de prescription, pour une même pathologie, selon le sexe et l'âge des patients. Ce résultat nous a incités, par la suite, à considérer une interaction dans le modèle entre les informations relatives au diagnostic établi par le médecin (CIM 10 de niveau 1), le sexe et l'âge des patients.

**Graphique 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

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

*Note de lecture :* le coût de la prescription à l'issue d'une séance où une maladie de l'appareil circulatoire aurait été diagnostiquée 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 sexe du patient, permet de rendre compte de la nécessité d'ajuster des *case-mix* des médecins pour appréhender correctement l'hétérogénéité des pratiques en termes de 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 définie par la forme multiplicative suivante :

$$C_{i,j,k,l} = \kappa_{ijkl} \cdot \psi_j \cdot \bar{C}_{i,k,l}$$

avec  $\bar{C}_{i,k,l}$  ( $CSP_i$ ,  $sexe_i$ ,  $âge_i$ ,  $diagnostic_{i,k}$ ,  $diagnostic_{i,l}$ , *lieu de la consultation*),  $\psi_j = e^{u_j}$  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  $\bar{C}_{i,k,l}$ , un facteur médecin  $\psi_j$  et facteur d'erreur  $\kappa_{ijkl}$ .

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

entre le diagnostic, l'âge et le sexe des patients (*cf.* graphique 5 précédent), nous introduisons ces trois variables sous la forme d'une interaction.

Le facteur médecin est défini comme l'exponentielle d'un terme aléatoire médecin  $u_j$  normalement distribué. Notons que l'effet propre du médecin sur le coût ponctuel de traitement transite uniquement par ce facteur aléatoire. Ainsi nous prenons le parti de ne pas introduire dans le modèle de variables relatives aux caractéristiques des médecins, contrairement à la plupart des études suscitées. En effet, nous considérons que sur le plan normatif, il n'existe aucune raison d'accepter que les prescriptions des médecins dépendent de caractéristiques des médecins, telles que le sexe ou l'âge par exemple.

Enfin le facteur d'erreur  $\kappa_{ijkl}$  est défini comme l'exponentiel 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 *alii*, 1998). Au final, le modèle économétrique estimé est le suivant :

$$\log(\text{coût})_{ijkl} = \beta_0 + \beta_{CSP} \cdot CSP_i + \beta_{s,a,k} \cdot \text{sexe}_i \times \text{age}_i \times 1_{(\text{diag}_i=k)} + \beta_l \cdot 1_{(\text{diag}_i=l)} + \alpha_t + u_j + e_{ijkl}$$

$\log(\text{coût})_{ijkl}$  désigne le logarithme du coût du traitement « ponctuel » prescrit au patient  $i$  pour le diagnostic  $l$  ( $\{l \in k\}$ ) établi par le médecin  $j$ . 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. Nous introduisons les informations de sexe, d'âge et de diagnostic sous la forme d'un terme d'interaction<sup>19</sup>. 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. Nous retenons un à deux niveaux de la classification internationale des maladies<sup>20</sup> (*cf.* tableau 5).  $\alpha_t$  est un effet fixe temporel ;  $u_j$  est l'effet aléatoire médecin et  $e_{ijkl}$  le terme d'erreur. Nous faisons les hypothèses paramétriques suivantes :  $e_{ijkl} \rightarrow N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ,  $u_j \rightarrow N(0, \sigma_u^2)$  et  $e_{ijkl} \perp u_j$ .

A partir de ce modèle, nous étudions l'effet propre des médecins dans la variance totale des coûts et analysons les déterminants de cet effet propre en termes de niveau et de dispersion :

$$u_j = X_j' \cdot \gamma + \nu_j \quad (\text{niveau})$$

$$\log(u_j^2) = X_j' \cdot \delta + \eta_j \quad (\text{dispersion})$$

où  $X_j'$  désigne le vecteur de variables explicatives sur le médecin disponibles dans l'EPPM (sexe, âge, secteur de conventionnement, région d'exercice, densité de la zone d'exercice, mode d'exercice, importance de la clientèle).

<sup>19</sup> L'analyse exploratoire précédente ayant montré que le coût que le coût ponctuel de traitement associé à un diagnostic donné dépendait fortement du sexe et de l'âge des patients.

<sup>20</sup> Au total, la CIM 10 se décompose en 5. Le niveau adopté ici semble optimal puisqu'il permet de disposer d'informations relativement fines tout en offrant un échantillon de données suffisamment conséquent.

L'analyse en niveau permet de savoir si certains types de médecins ne seraient pas en moyenne des prescripteurs significativement plus (ou moins) onéreux que leurs confrères. L'analyse en dispersion permet de regarder si la variabilité des pratiques ne serait pas plus étendue pour certains types de médecins.

Dans la suite, nous estimons aussi trois autres modèles, intégrant ou non une information de diagnostic et à un niveau plus ou moins fin (CIM 10 niveau 1 *versus* CIM 10 niveau 2), afin d'évaluer l'impact de la méthode d'ajustement au risque sur l'appréciation de l'effet propre des médecins (tableau 2).

**Tableau 2** : Les 4 modèles estimés

| Modèle                          | Informations relatives au diagnostic établi par le médecin | Effets croisés             | Écriture  |
|---------------------------------|--|----------------------------|---|
| <b>1</b>                        | Aucune   | Aucun                      | $\log(\text{coût})_{ij} = \beta_0 + \beta_s \cdot \text{sexe}_i + \beta_a \cdot \text{age}_i + \beta_{CSP} \cdot \text{CSP}_i + \beta_{\text{lieu}} \cdot \text{lieu consul} + \alpha_t + u_j + e_{ij}$   |
| <b>2</b>                        | Code diagnostics de niveau 1                               | Aucun                      | $\log(\text{coût})_{ijkl} = \beta_0 + \beta_s \cdot \text{sexe}_i + \beta_a \cdot \text{age}_i + \beta_{csp} \cdot \text{CSP}_i + \beta_{\text{lieu}} \cdot \text{lieu consul} + \beta_k \cdot 1(\text{diag}_{i=k}) + \alpha_t + u_j + e_{ijkl}$                          |
| <b>3</b>                        | Code diagnostics de niveau 1                               | Sexe, âge, CIM 10 niveau 1 | $\log(\text{coût})_{ijk} = \beta_0 + \beta_{CSP} \cdot \text{CSP}_i + \beta_{\text{lieu}} \cdot \text{lieu consul} + \beta_{a,s,k} \cdot \text{sexe}_i \times \text{age}_i \times 1(\text{diag}_{i=k}) + \alpha_t + u_j + e_{ijkl}$                                       |
| <b>4</b><br><b>Modèle final</b> | Codes diagnostics de niveau 1 et 2                         | Sexe, âge, CIM 10 niveau 1 | $\log(\text{coût})_{ijkl} = \beta_0 + \beta_{CSP} \cdot \text{CSP}_i + \beta_{\text{lieu}} \cdot \text{lieu consul} + \beta_{s,a,k} \cdot \text{sexe}_i \times \text{age}_i \times 1(\text{diag}_{i=k}) + \beta_l \cdot 1(\text{diag}_{i=l}) + \alpha_t + u_j + e_{ijkl}$ |

## 6. Résultats<sup>21</sup>

### 6.1 Part de l'hétérogénéité des coûts de prescription due à la variabilité des pratiques

L'estimation du modèle principal (modèle 4) montre que les variables sur les patients (âge, sexe, CSP) combinées aux codes de diagnostic de niveau 1 et 2 permettent d'expliquer 33 % de l'hétérogénéité de prescription des médecins<sup>22</sup>. Pour ce modèle, les 67 % de variabilité de prescription restant inexpliqués se décomposent en 4% imputables aux médecins (variance *inter* médecins) et 63 % dus à l'hétérogénéité inobservée de sa patientèle (variance *intra* médecins). Ainsi, d'après le modèle final, seuls 4% de l'hétérogénéité totale des coûts tient à la variabilité des pratiques, autrement dit à l'hétérogénéité entre médecins de l'effet propre du médecin.

Même si les variables modélisées sont très différentes, ce dernier résultat se rapproche de ceux mis en avant par Sullivan et *alii* (2004) et Sullivan et *alii* (2005). L'étude montre d'une part que les médecins n'interviennent qu'à hauteur de 1,6% dans le fait de réaliser ou non une consultation à domicile et, d'autre part, que la variabilité dans le fait de recommander ou non un patient à un spécialiste est imputable à hauteur de 3,5% aux généralistes<sup>23</sup>.

### 6.2 Les caractéristiques observables des médecins expliquent-elles la variabilité des pratiques ?

De nombreuses références dans la littérature trouvent un lien entre les caractéristiques des médecins et la variabilité des pratiques, en particulier un effet du sexe, de l'âge ou encore du secteur de conventionnement. Ainsi Mousquès *et alii* (2010) trouvent que les médecins généralistes ayant entre 35 et 44 ans prescrivent moins d'antibiotiques que leurs confrères plus âgés. Davis & Gribben (1995) trouvent aussi un léger effet de l'âge sur la prescription : les plus de 40 ans ont une probabilité plus forte de prescrire des médicaments que les médecins de moins de 40 ans. Ils en concluent que les médecins les plus jeunes, et donc les plus récemment formés, sont plus sensibles aux bonnes pratiques (Davis *et alii*, 2002). Béjean *et alii* (2007) trouvent que les médecins généralistes femmes ont un coût de prescription moindre par rapport à leurs homologues masculins. Amar *et alii* (2005) et Béjean *et alii* (2007) trouvent que les médecins du secteur à honoraires libres (secteur 2) ont une plus forte probabilité de prescrire des médicaments, mais un coût plus faible que leurs confrères du secteur 1.

L'analyse en niveau des effets médecins issus du modèle final ne fait ressortir aucun effet de l'âge ou du sexe du médecin sur le coût ponctuel de traitement. Ainsi, d'après nos résultats, les médecins âgés ne sont pas des prescripteurs plus onéreux que leurs confrères, toutes choses égales par ailleurs. Idem pour les médecins femmes relativement à leurs homologues

---

<sup>21</sup> Les résultats des différentes modélisations multi-niveaux sont présentés en annexe (cf. tableau 6).

<sup>22</sup> En ce qui concerne l'effet propre de la variable CSP du patient, toutes choses égales par ailleurs, à noter que les résultats de l'estimation du modèle final indique 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 fort. Ce résultat peut traduire deux choses : un réel impact de la CSP toutes choses égales par ailleurs, ou un problème d'endogénéité de cette variables (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 CSP.

<sup>23</sup> En revanche, Mousquès *et alii* (2010) font apparaître que la variabilité des pratiques de prescription d'antibiotiques dans le cadre de la rhinopharyngite aiguë dépend des médecins à hauteur de 30 %.



masculins (cf. tableau 7 en annexes). Ces résultats contrastent avec ceux obtenus dans la littérature. Il n'est pas exclu qu'ils tiennent à un manque de puissance lié à la taille restreinte des échantillons exploités.

Quant à l'analyse des effets médecins en dispersion, nos résultats indiquent que les pratiques des femmes ne sont pas plus hétérogènes que celles des hommes ; celles des médecins âgés pas plus hétérogènes que les pratiques des jeunes. Les pratiques des médecins conventionnés du secteur 2 ne ressortent également pas plus hétérogènes que celles des médecins conventionnés du secteur 1.

### 6.3 Sensibilité de l'estimation de la part de l'hétérogénéité des coûts de prescription due à la variabilité des pratiques à la méthode d'ajustement au risque retenue

L'estimation de quatre modèles différents permet de mettre en avant la sensibilité de l'estimation de l'effet propre d'un médecin donné à la méthode d'ajustement au risque retenue, notamment à la manière de contrôler des diagnostics.

L'estimation du modèle principal (modèle 4) montre que les variables sur les patients (âge, sexe, CSP) combinées aux codes de diagnostic de niveau 1 et 2 permettent d'expliquer 33 % de l'hétérogénéité de prescription des médecins contre respectivement 18%, 19% et 21% pour les modèles 1, 2 et 3. Ainsi, d'après nos résultats, disposer du diagnostic de niveau 1 par rapport aux seules caractéristiques sociodémographiques des patients (âge, sexe, CSP) n'augmente pas significativement le pouvoir explicatif du modèle. En revanche, celui-ci croît sensiblement lorsqu'on descend d'un niveau dans le codage du diagnostic.

En revanche, la variance *inter* médecins qui traduit la variabilité des pratiques est relativement semblable pour les modèles 2, 3 et 4, autrement dit quel que soit le niveau de diagnostic retenu.

**Tableau 3 :** Décomposition de la variabilité des coûts de traitement ponctuel selon le modèle retenu

| Modèle | Variance expliquée (R <sup>2</sup> ) | Variance inexpliquée <sup>24</sup> (en %) |                                |
|--------|--------------------------------------|---|--------------------------------|
|        |                                      | Variance <i>inter</i> médecins            | Variance <i>intra</i> médecins |
| 1      | 19%                                  | 4,2%                                      | 76,8%                          |
| 2      | 18%                                  | 3,5%                                      | 78,5%                          |
| 3      | 21%                                  | 3,5%                                      | 75,5%                          |
| 4      | 33%                                  | 3,9%                                      | 63,1%                          |

*Champ :* médecins généralistes libéraux, années 2005 à 2009

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

<sup>24</sup> La décomposition de l'hétérogénéité inobservée en variance *inter* et *intra* médecins est réalisée grâce aux formules suivantes :  $\rho_{inter} = \frac{\sigma_{med}^2}{\sigma_{med}^2 + \sigma_{pat}^2}$  et  $\rho_{intra} = 1 - \rho_{inter}$

Variance *inter* =  $\rho_{inter}$  × variance inexpliquée

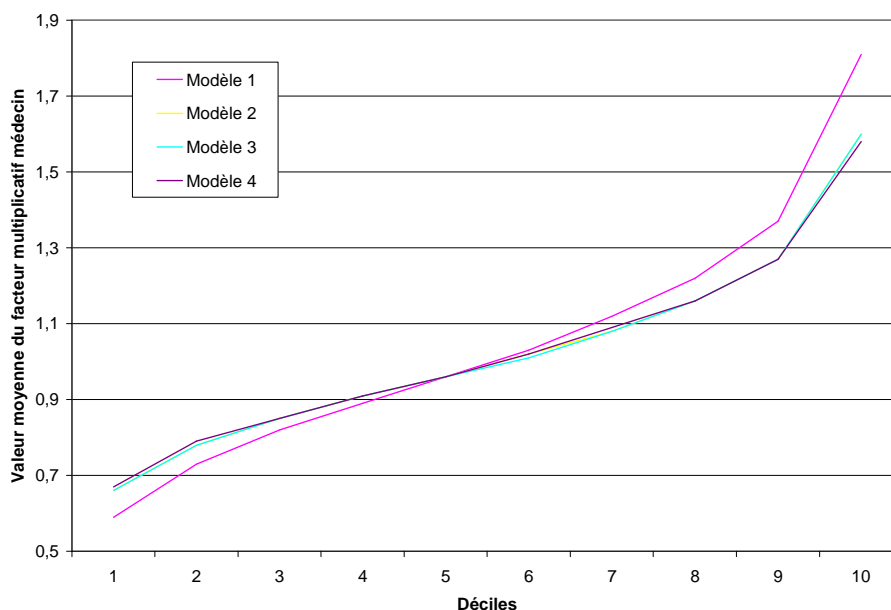
Variance *intra* =  $\rho_{intra}$  × variance inexpliquée

avec variance inexpliquée = 1-R<sup>2</sup> et  $R^2 = \frac{\text{variance modèle vide} - \sigma_{\epsilon}^2}{\text{variance modèle vide}}$

## 6.4 Sensibilité de la distribution des effets médecins à la méthode d'ajustement au risque retenue

Pour chaque modèle réalisé, nous avons estimé pour chaque médecin la valeur de son effet aléatoire<sup>25</sup>. Ensuite, nous avons classé les médecins en déciles selon la valeur prise par leur effet propre. Le graphique 6 ci-dessous présente la valeur moyenne du facteur multiplicatif médecin par décile et selon le modèle mis en œuvre. 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. Dans le modèle 1 en revanche, les effets médecins des déciles extrêmes diffèrent : un médecin du premier décile prescrit cette fois pour 40 % moins cher que le médecin moyen, tandis qu'un médecin du dernier décile prescrit pour 80 % plus cher que le médecin moyen. Autrement dit, sans contrôle du diagnostic, les médecins dont les prescriptions sont onéreuses ressortent comme prescrivant d'autant plus cher, et inversement pour les médecins dont les prescriptions sont moins chères. Une bonne spécification du modèle permet donc d'évaluer plus justement les médecins « *outliers* ». En revanche, assez curieusement, nous n'observons pas de différences entre les modèles 2, 3 et le modèle 4.

**Graphique 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

*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 15 % inférieure à celles réalisées par le médecin moyen, contre une valeur supérieure de 16 % pour un médecin du huitième décile.

<sup>25</sup> Pour chaque médecin, dans chacun des quatre modèles, nous calculons son effet propre en utilisant la formule suivante :  $\hat{u}_j = \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} \left[ \log(\text{coût})_{ijkl} - \log(\text{coût})_{ijkl} \right]$  où  $n_j$  représente le nombre de patients du médecin  $j$ .

*Source* : Davezies, 2011

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

Le tableau 4 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 10 déciles peut s'en trouver assez sensiblement modifié. Entre le modèle 1, très fruste, et le modèle 4, qui est le plus complet, seuls 21,6 % des médecins n'ont pas changé de décile<sup>26</sup>, 28,6 % des médecins ont changé d'un décile, 19,5 % de deux déciles et 30,3 % d'au moins trois déciles. Les changements de déciles s'observent moins entre les modèles 2 ou 3, qui contiennent une information de diagnostic de niveau 1, et le modèle 4, qui fait intervenir en plus une variable de diagnostic de niveau 2. En effet, aucun changement n'est identifié pour la moitié des médecins, 40 % d'entre eux connaissant quand à eux un changement d'un décile. Néanmoins, une évolution d'un décile seulement peut être uniquement due à un effet de bord, et donc ne pas être significative. Environ 10 % 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 ou seulement une information de diagnostic de niveau 1 (modèle 2/modèle 4 ou modèle 3/modèle 4).

**Tableau 4 :** Part en % de médecins changeant de déciles selon les modèles utilisés et l'ampleur du changement

| Ampleur du changement | Modèle 1<br>/ Modèle 4 | Modèle 2<br>/Modèle 4 | Modèle 3<br>/Modèle 4 |
|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
| Pas de changement     | 21,6 %                 | 48,3 %                | 51,1 %                |
| 1 décile              | 28,6 %                 | 40,7 %                | 39,7 %                |
| 2 déciles             | 19,5 %                 | 9,2 %                 | 8 %                   |
| 3 déciles             | 14,1 %                 | 1,7 %                 | 1 %                   |
| 4 déciles             | 8,3 %                  | 0,05 %                | 0,2 %                 |
| 5 déciles             | 4,3 %                  | 0,05 %                |                       |
| 6 déciles             | 2,5 %                  |                       |                       |
| 7 déciles             | 0,7 %                  |                       |                       |
| 8 déciles             | 0,2 %                  |                       |                       |
| 9 déciles             | 0,2 %                  |                       |                       |

*Champ :* médecins généralistes libéraux, années 2005 à 2009

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

*Note de lecture :* 51.1% 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, 39,7% des médecins ont vu leur classement changé 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 prendre des mesures à tort auprès de certains médecins et, inversement, de ne prendre aucune mesure auprès de médecins pour lesquels ce serait pourtant justifié. Cet aspect est primordial dans une optique de ciblage des professionnels de santé en vue de la mise en œuvre de politiques.

<sup>26</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.

## 7. Discussion

Conformément aux résultats de la littérature, les résultats obtenus dans cette étude 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 qu'on peut porter sur un médecin en termes de prescription, dans des proportions parfois non négligeables.

En termes de limites, la sensibilité des résultats obtenus selon le niveau de détail retenu pour le code diagnostic nous amène à supposer que les résultats seraient évidemment différents si nous prenions en compte une variable de diagnostic encore plus fine<sup>27</sup>. Notons par ailleurs qu'une autre manière d'ajuster au risque du médecin aurait été de considérer la nomenclature ACG.

Au final, ces résultats, et leurs comparaisons avec ceux des études précédentes, nous amènent à penser qu'il existe deux grandes manières de profiler les 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 *alii* (2010) faisant écho aux recommandations de l'Assurance Maladie concernant l'usage des antibiotiques. 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. 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 indispensable. Malheureusement, les systèmes d'information ne permettent pas toujours sa mise en œuvre, les informations de diagnostics y étant rarement consignées (*ex.* : SNIIRAM).

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 raisons pour que moyenne statistique rime systématiquement avec *best practice*. Autrement dit, observer une variabilité des pratiques de prescription des médecins en France, en termes de coût de traitement, ne signifie pas pour autant que ces pratiques soient les mieux adaptées. 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. Les médecins hollandais suivent davantage une logique dite de « restriction », à savoir limiter le plus possible la prescription de médicaments, tandis que les médecins français privilégient une logique de « réparation ».

Au final, il paraît plus judicieux d'ériger comme standards des recommandations issues de l'expertise médicale. C'est d'ailleurs la voie prise par l'assurance maladie au travers de ses indicateurs de performance d'abord proposés par le biais du CAPI en 2009 et figurant maintenant dans la convention de « paiement à la performance contre bonne pratique » signée avec les médecins en juillet 2011.

---

<sup>27</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.

## RÉFÉRENCES

---

- 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*, 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.
- Béjean S., Peyron C., Urbinelli R. (2007). Variations in activity and practice patterns: a French study for GPs, *The European Journal of Health Economics*, 8:225-236.
- 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, 219-229.
- Bernstein., Bousquet, Blotière, Legal, Silvera (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.
- 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.
- CNAMTS (2011). *Consommation et dépenses de médicaments en France et en Europe : évolutions 2006-2009*. Paris : Cnamts.
- 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, Document de travail INSEE.
- Davis P., Gribben B. (2005). Rational prescribing and interpractitioner variation. A multilevel approach. *Int.J Technol.Assess.Health Care*, 11 (3) : 428-442.
- 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. *Soc Sci.Med*, 50 (3) : 407-418.
- De Pouvourville, Hallais , Czernichow, Le Vaillant, Froment (2007) : « Gravité des patients et surcoûts dans les hôpitaux de référence », *Journal d'Économie Médicale*, mai 2007, Vol. 25, Numéro 3, p. 177-187.
- Dormont B, Milcent C. (2004). « Tarification des hôpitaux : la prise en compte des hétérogénéités », *Annales d'Économie et de Statistique*, n°74, 47-82.
- Duncan C., Jones K., Moon G. (1998). Context, Composition and heterogeneity: using multilevel models in health research, *Social Science & Medicine*, Vol. 46, No. 1, pp. 97-117.
- Fernandez-Liz E., Modamio P., Catalan A., Lastra C.F., Rodriguez T., Marino E.L. (2007). Identifying how age and gender influence prescription drug use in a primary health care environment in Catalonia, Spain, *British Journal of Clinical Pharmacology*, 65:3, 407-417.
- Grytten J., Sorensen R. (2002). Practice variation and physician-specific effects, *Journal of Health Economics*, No. 22, 403-418.
- 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.
- Le Fur P., Le Pape A., Sermet C. (1998). La prescription pharmaceutique des médecins libéraux en 1994, *Questions d'économie de la Santé* (CREDES), No. 6.

Mousquès J., Renaud T., Scemama O. (2010). Is the "practice style" hypothesis relevant for general practitioners? An analysis of antibiotics prescription for acute rhinopharyngitis. *Soc Sci.Med*, 70 (8) : 1176-1184.

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.

Reduron V. (2010). Médicaments remboursables délivrés en officine : principales évolutions en 2009, Cnamts, *Points de repère*, No. 34.

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.

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.

Rice N., Jones A. (1997). Multilevel models and health economics, *Health Economics*, Vol. 6, 6: 561-575.

Wilson R. P. H., Hatcher J., Barton S., Walley T. (1999). The association of some practice characteristics with antibiotics prescribing, *Pharmacoepidemiology and drug safety*, 8: 15-21.

## ANNEXES

**Tableau 5 : Classification internationale des maladies, 10<sup>ème</sup> édition (CIM 10) – Chapitres (niveau 1) et sous-chapitres (niveau 2)**

| Chapitres de la classification internationale des maladies, 10 <sup>ème</sup> édition (CIM 10) <sup>28</sup>                         | Sous-chapitres de la CIM 10 <sup>29</sup> | Libellés des sous chapitres de la CIM 10   | Nombre de diagnostics établis dans l'EPPM 2005-2009 |
|--|---|--|---|
| <b>Chapitre I</b><br><b>Certaines maladies infectieuses et parasitaires (A00-B99)</b>  | A00-A09                                   | Maladies intestinales infectieuses   | 60872   |
|  | A15-A19                                   | Tuberculose  | 386   |
|  | A20-A28                                   | Certaines anthropozoonoses bactériennes  | 43  |
|  | A30-A49                                   | Autres maladies bactériennes   | 2096  |
|  | A50-A64                                   | Infections dont le mode de transmission est essentiellement sexuel                   | 1168  |
|  | A65-A69                                   | Autres maladies à spirochètes  | 161   |
|  | A70-A74                                   | Autres maladies à Chlamydia  | 65  |
|  | A75-A79                                   | Rickettsioses  | 6   |
|  | A80-A89                                   | Infections virales du système nerveux central  | 20  |
|  | A90-A99                                   | Fièvres virales transmises par des arthropodes et fièvres virales hémorragiques      | 2   |
|  | B00-B09                                   | Infections virales caractérisées par des lésions cutanéomuqueuses                    | 14558   |
|  | B15-B19                                   | Hépatite virale  | 616   |
|  | B20-B24                                   | Maladies dues au virus de l'immunodéficience humaine [VIH]                           | 45  |
|  | B25-B34                                   | Autres maladies virales  | 3947  |
|  | B35-B49                                   | Mycoses  | 26540   |
|  | B50-B64                                   | Maladies dues à des protozoaires   | 59  |
|  | B65-B83                                   | Helminthiases  | 730   |
|  | B85-B89                                   | Pédiculose, acariase et autres infestations  | 685   |
|  | B90-B94                                   | Séquelles de maladies infectieuses et parasitaires                                   | 151   |
|  | B95-B97                                   | Agents d'infections bactériennes, virales et autres                                  | 2   |
| B99  | Autres maladies infectieuses              | 981  |   |
| <b>Chapitre II</b><br><b>Tumeurs (C00-D48)</b>   | C00-C97                                   | Tumeurs malignes   | 7560  |
|  | D00-D09                                   | Tumeurs in situ  | 115   |
|  | D10-D36                                   | Tumeurs bénignes   | 2547  |
|  | D37-D48                                   | Tumeurs à évolution imprévisible ou inconnue   | 1067  |
| <b>Chapitre III</b><br><b>Maladies du sang et des organes hématopoïétiques et certains troubles du système immunitaire (D50-D89)</b> | D50-D53                                   | Anémies nutritionnelles  | 1166  |
|  | D55-D59                                   | Anémies hémolytiques   | 118   |
|  | D60-D64                                   | Aplasies médullaires et autres anémies   | 2189  |
|  | D65-D69                                   | Anomalies de la coagulation, purpura et autres affections hémorragiques              | 261   |
|  | D70-D77                                   | Autres maladies du sang et des organes hématopoïétiques                              | 181   |
|  | D80-D89                                   | Certaines anomalies du système immunitaire   | 160   |
| <b>Chapitre IV</b><br><b>Maladies endocriniennes, nutritionnelles et métaboliques (E00-E90)</b>                                      | E00-E07                                   | Affections de la glande thyroïde   | 20802   |
|  | E10-E14                                   | Diabète sucré  | 52880   |
|  | E15-E16                                   | Autres anomalies de la régulation du glucose et de la sécrétion pancréatique interne | 35  |
|  | E20-E35                                   | Maladies des autres glandes endocrines   | 1290  |
|  | E40-E46                                   | Malnutrition   | 177   |
|  | E50-E64                                   | Autres carences nutritionnelles  | 1753  |
|  | E65-E68                                   | Obésité et autres excès d'apport   | 1253  |
|  | E70-E90                                   | Anomalies du métabolisme   | 63215   |

<sup>28</sup> Correspond aux diagnostics de niveau 1 dans l'étude.

<sup>29</sup> Correspond aux diagnostics de niveau 2 dans l'étude.

|  |  |  |        |
|--|--|--|--------|
| <b>Chapitre V</b><br><b>Troubles mentaux et du comportement (F00-F99)</b>                | F00-F09  | Troubles mentaux organiques, y compris les troubles symptomatiques   | 4002   |
|  | F10-F19  | Troubles mentaux et du comportement liés à l'utilisation de substances psycho-actives                          | 5863   |
|  | F20-F29  | Schizophrénie, trouble schizotypique et troubles délirants   | 12882  |
|  | F30-F39  | Troubles de l'humeur [affectifs]   | 81686  |
|  | F40-F48  | Troubles névrotiques, troubles liés à des facteurs de stress et troubles somatoformes                          | 51541  |
|  | F50-F59  | Syndromes comportementaux associés à des perturbations physiologiques et à des facteurs physiques              | 3213   |
|  | F60-F69  | Troubles de la personnalité et du comportement chez l'adulte   | 2420   |
|  | F70-F79  | Retard mental  | 168    |
|  | F80-F89  | Troubles du développement psychologique  | 208    |
|  | F90-F98  | Troubles du comportement et troubles émotionnels apparaissant habituellement durant l'enfance et l'adolescence | 294    |
|  | F99  | Trouble mental, sans précision   | 431    |
| <b>Chapitre VI</b><br><b>Maladies du système nerveux (G00-G99)</b>                       | G00-G09  | Maladies inflammatoires du système nerveux central   | 52     |
|  | G10-G13  | Affections dégénératives systémiques affectant principalement le système nerveux central                       | 167    |
|  | G20-G26  | Syndromes extrapyramidaux et troubles de la motricité  | 6071   |
|  | G30-G32  | Autres affections dégénératives du système nerveux   | 5835   |
|  | G35-G37  | Maladies démyélinisantes du système nerveux central  | 1305   |
|  | G40-G47  | Affections épisodiques et paroxystiques  | 48206  |
|  | G50-G59  | Affections des nerfs et des racines et plexus nerveux  | 4452   |
|  | G60-G64  | Polynévrites et autres affections du système nerveux périphérique  | 1591   |
|  | G70-G73  | Affections musculaires et neuro-musculaires  | 296    |
|  | G80-G83  | Paralysies cérébrales et autres syndromes paralytiques   | 1073   |
|  | G90-G99  | Autres affections du système nerveux   | 553    |
| <b>Chapitre VII</b><br><b>Maladies de l'œil et de ses annexes (H00-H59)</b>              | H00-H06  | Affections de la paupière, de l'appareil lacrymal et de l'orbite   | 9778   |
|  | H10-H13  | Affections de la conjonctive   | 17194  |
|  | H15-H22  | Affections de la sclérotique, de la cornée, de l'iris et du corps ciliaire                                     | 2629   |
|  | H25-H28  | Affections du cristallin   | 2818   |
|  | H30-H36  | Affections de la choroïde et de la rétine  | 1429   |
|  | H40-H42  | Glaucome   | 11192  |
|  | H43-H45  | Affections du corps vitré et du globe oculaire   | 178    |
|  | H46-H48  | Affections du nerf et des voies optiques   | 48     |
|  | H49-H52  | Affections des muscles oculaires, des mouvements binoculaires, de l'accommodation et de la réfraction          | 1134   |
|  | H53-H54  | Troubles de la vision et cécité  | 852    |
|  | H55-H59  | Autres affections de l'œil et de ses annexes   | 2832   |
| <b>Chapitre VIII</b><br><b>Maladies de l'oreille et de l'apophyse mastoïde (H60-H95)</b> | H60-H62  | Maladies de l'oreille externe  | 6646   |
|  | H65-H75  | Maladies de l'oreille moyenne et de l'apophyse mastoïde  | 36600  |
|  | H80-H83  | Maladies de l'oreille interne  | 2259   |
|  | H90-H95  | Autres affections de l'oreille   | 7265   |
| <b>Chapitre IX</b><br><b>Maladies de l'appareil circulatoire (I00-I99)</b>               | I00-I02  | Rhumatisme articulaire aigu  | 12     |
|  | I05-I09  | Cardiopathies rhumatismales chroniques   | 182    |
|  | I10-I15  | Maladies hypertensives   | 177188 |
|  | I20-I25  | Cardiopathies ischémiques  | 48653  |
|  | I26-I28  | Affections cardiopulmonaires et maladies de la circulation pulmonaire  | 807    |
|  | I30-I52  | Autres formes de cardiopathies   | 49061  |
|  | I60-I69  | Maladies cérébrovasculaires  | 7163   |
|  | I70-I79  | Maladies des artères, artérioles et capillaires  | 13483  |
|  | I80-I89  | Maladies des veines, des vaisseaux et des ganglions lymphatiques, non classées ailleurs                        | 36286  |
| I95-I99  | Troubles autres et non précisés de l'appareil circulatoire | 5388   |        |

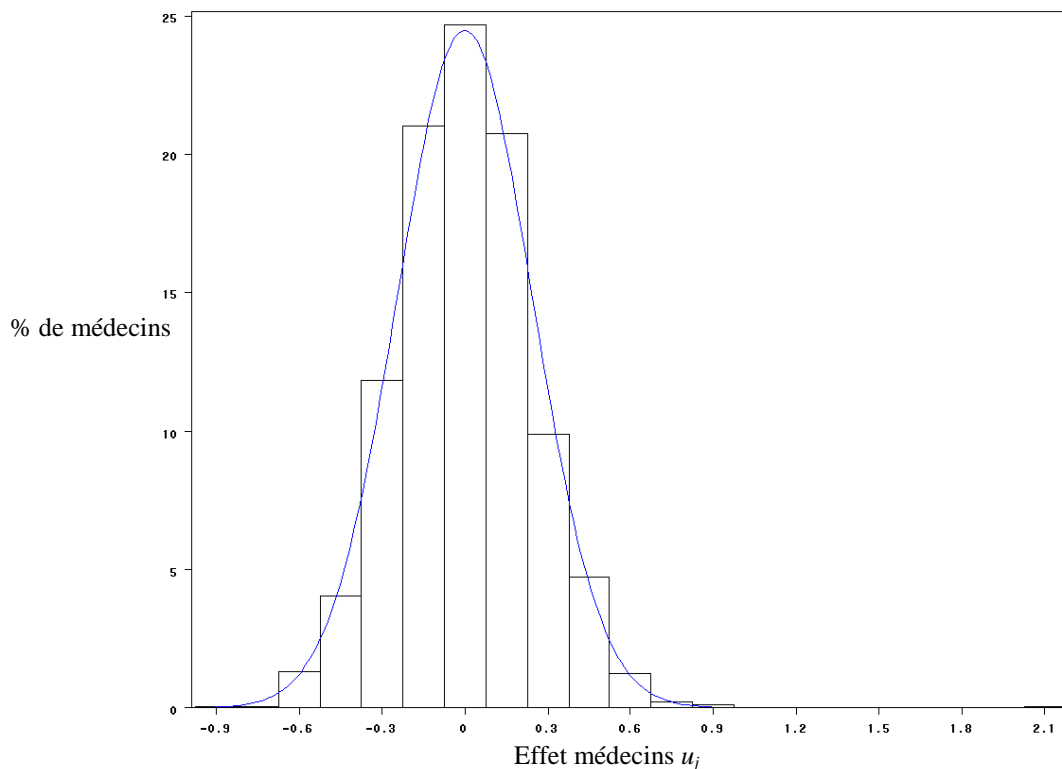


|  |   |  |        |
|--|---|--|--------|
| <b>Chapitre X</b><br><b>Maladies de l'appareil respiratoire (J00-J99)</b>  | J00-J06   | Affections aiguës des voies respiratoires supérieures  | 216007 |
|  | J10-J18   | Grippe et pneumopathie   | 27233  |
|  | J20-J22   | Autres affections aiguës des voies respiratoires inférieures   | 27122  |
|  | J30-J39   | Autres maladies des voies respiratoires supérieures  | 64805  |
|  | J40-J47   | Maladies chroniques des voies respiratoires inférieures  | 95011  |
|  | J60-J70   | Maladies du poumon dues à des agents externes  | 121    |
|  | J80-J84   | Autres maladies respiratoires touchant principalement le tissu interstitiel                              | 176    |
|  | J85-J86   | Maladies suppurées et nécrotiques des voies respiratoires inférieures                                    | 3      |
|  | J90-J94   | Autres affections de la plèvre   | 35     |
|  | J95-J99   | Autres maladies de l'appareil respiratoire   | 5034   |
| <b>Chapitre XI</b><br><b>Maladies de l'appareil digestif (K00-K93)</b>   | K00-K14   | Maladies de la cavité bucale, des glandes salivaires et des maxillaires                                  | 8621   |
|  | K20-K31   | Maladies de l'œsophage, de l'estomac et du duodénum  | 35349  |
|  | K35-K38   | Maladies de l'appendice  | 69     |
|  | K40-K46   | Hernies  | 2808   |
|  | K50-K52   | Entérites et colites non infectieuses  | 3675   |
|  | K55-K63   | Autres maladies de l'intestin  | 35093  |
|  | K65-K67   | Maladies du péritoine  | 8      |
|  | K70-K77   | Maladies du foie   | 1570   |
|  | K80-K87   | Maladies de la vésicule biliaire, des voies biliaires et du pancréas                                     | 1467   |
|  | K90-K93   | Autres maladies de l'appareil digestif   | 2202   |
| <b>Chapitre XII</b><br><b>Maladies de la peau et du tissu cellulaire sous-cutané (L00-L99)</b>                     | L00-L08   | Infections de la peau et du tissu cellulaire sous-cutané   | 9601   |
|  | L10-L14   | Dermatoses bulleuses   | 115    |
|  | L20-L30   | Dermatoses et eczémas  | 31269  |
|  | L40-L45   | Lésions papulo-squameuses  | 6927   |
|  | L50-L54   | Urticatoire et érythème  | 3331   |
|  | L55-L59   | Affections de la peau et du tissu cellulaire sous-cutané liées à une irradiation                         | 1868   |
|  | L60-L75   | Maladies des phanères et des annexes de la peau  | 29026  |
|  | L80-L99   | Autres affections de la peau et du tissu cellulaire sous-cutané  | 4689   |
| <b>Chapitre XIII</b><br><b>Maladies du système ostéo-articulaire, des muscles et du tissu conjonctif (M00-M99)</b> | M00-M25   | Arthropathies  | 80952  |
|  | M30-M36   | Affections disséminées du tissu conjonctif   | 3123   |
|  | M40-M54   | Dorsopathies   | 93185  |
|  | M60-M79   | Affections des tissus mous   | 34085  |
|  | M80-M94   | Ostéopathies et chondropathies   | 22447  |
|  | M95-M99   | Autres maladies du système ostéo-articulaire, des muscles et du tissu conjonctif                         | 84     |
| <b>Chapitre XIV</b><br><b>Maladies de l'appareil génito-urinaire (N00-N99)</b>                                     | N00-N08   | Glomérulopathies   | 64     |
|  | N10-N16   | Maladies rénales tubulo-interstitielles  | 698    |
|  | N17-N19   | Insuffisance rénale  | 710    |
|  | N20-N23   | Lithiases urinaires  | 1510   |
|  | N25-N29   | Autres affections du rein et de l'uretère  | 39     |
|  | N30-N39   | Autres maladies de l'appareil urinaire   | 12680  |
|  | N40-N51   | Maladies des organes génitaux de l'homme   | 11315  |
|  | N60-N64   | Affections du sein   | 1718   |
|  | N70-N77   | Affections inflammatoires des organes pelviens de la femme   | 5412   |
|  | N80-N98   | Affections non inflammatoires de l'appareil génital de la femme  | 26201  |
| N99  | Autres affections de l'appareil génito-urinaire | 6  |        |
| <b>Chapitre XV</b><br><b>Grossesse, accouchement et puerpéralité (O00-O99)</b>                                     | O00-O08   | Grossesse se terminant par un avortement   | 212    |
|  | O10-O16   | Œdème, protéinurie et hypertension au cours de la grossesse, de l'accouchement et de la puerpéralité     | 144    |
|  | O20-O29   | Autres affections maternelles liées principalement à la grossesse  | 2110   |
|  | O30-O48   | Soins maternels liés au fœtus et à la cavité amniotique, et problèmes possibles posés par l'accouchement | 184    |
|  | O60-O75   | Complications du travail et de l'accouchement  | 21     |

|   |   |   |       |
|---|---|---|-------|
|   | O80-O84   | Accouchement  | 70    |
|   | O85-O92   | Complications principalement liées à la puerpéralité  | 273   |
|   | O95-O99   | Autres problèmes obstétricaux, non classés ailleurs   | 4027  |
| <b>Chapitre XVI</b><br><b>Certaines affections dont l'origine se situe dans la période périnatale (P00-P96)</b>                               | P00-P04   | Fœtus et nouveau-né affectés par des troubles maternels et par des complications de la grossesse, du travail et de l'accouchement | 3     |
|   | P05-P08   | Anomalies liées à la durée de la gestation et à la croissance du fœtus  | 17    |
|   | P10-P15   | Traumatismes obstétricaux   | 0     |
|   | P20-P29   | Affections respiratoires et cardio-vasculaires spécifiques de la période périnatale   | 0     |
|   | P35-P39   | Infections spécifiques de la période périnatale   | 31    |
|   | P50-P61   | Affections hémorragiques et hématologiques du fœtus et du nouveau-né  | 8     |
|   | P70-P74   | Anomalies endocriniennes et métaboliques transitoires spécifiques du fœtus et du nouveau-né                                       | 0     |
|   | P75-P78   | Affections de l'appareil digestif du fœtus et du nouveau-né   | 0     |
|   | P80-P83   | Affections intéressant les téguments et la régulation thermique du fœtus et du nouveau-né   | 1     |
|   | P90-P96   | Autres affections dont l'origine se situe dans la période périnatale  | 24    |
| <b>Chapitre XVII</b><br><b>Malformations congénitales et anomalies chromosomiques (Q00-Q99)</b>   | Q00-Q07   | Malformations congénitales du système nerveux   | 37    |
|   | Q10-Q18   | Malformations congénitales de l'œil, de l'oreille, de la face et du cou   | 62    |
|   | Q20-Q28   | Malformations congénitales de l'appareil circulatoire   | 64    |
|   | Q30-Q34   | Fente labiale et fente palatine   | 13    |
|   | Q35-Q37   | Autres malformations congénitales de l'appareil digestif  | 2     |
|   | Q38-Q45   | Malformations congénitales des organes génitaux   | 127   |
|   | Q50-Q56   | Malformations congénitales des organes génitaux   | 24    |
|   | Q60-Q64   | Malformations congénitales de l'appareil urinaire   | 19    |
|   | Q65-Q79   | Malformations congénitales du système ostéo-articulaire et des muscles  | 92    |
|   | Q80-Q89   | Autres malformations congénitales   | 342   |
| Q90-Q99   | Anomalies chromosomiques, non classées ailleurs | 26  |       |
| <b>Chapitre XVIII</b><br><b>Symptômes, signes et résultats anormaux d'examens cliniques et de laboratoire, non classés ailleurs (R00-R99)</b> | R00-R09   | Symptômes et signes relatifs aux appareils circulatoire et respiratoire   | 26793 |
|   | R10-R19   | Symptômes et signes relatifs à l'appareil digestif et à l'abdomen   | 26567 |
|   | R20-R23   | Symptômes et signes relatifs à la peau et au tissu cellulaire sous-cutané   | 2102  |
|   | R25-R29   | Symptômes et signes relatifs aux systèmes nerveux et ostéo-musculaire   | 4639  |
|   | R30-R39   | Symptômes et signes relatifs à l'appareil urinaire  | 2719  |
|   | R40-R46   | Symptômes et signes relatifs à la connaissance, la perception, l'humeur et le comportement  | 10469 |
|   | R47-R49   | Symptômes et signes relatifs au langage et à la voix  | 609   |
|   | R50-R69   | Symptômes et signes généraux  | 81808 |
|   | R70-R79   | Résultats anormaux de l'examen du sang, sans diagnostic   | 343   |
|   | R80-R82   | Résultats anormaux de l'examen des urines, sans diagnostic  | 36    |
|   | R83-R89   | Résultats anormaux de l'examen d'autres liquides, substances et tissus, sans diagnostic   | 124   |
|   | R90-R94   | Résultats anormaux d'imagerie diagnostique et d'épreuves fonctionnelles, sans diagnostic  | 41    |
|   | R95-R99   | Causes de mortalité mal définies et inconnues   | 0     |
| <b>Chapitre XIX</b><br><b>Lésions traumatiques, empoisonnements et certaines autres conséquences de causes externes (S00-T98)</b>             | S00-S09   | Lésions traumatiques de la tête   | 1606  |
|   | S10-S19   | Lésions traumatiques du cou   | 431   |
|   | S20-S29   | Lésions traumatiques du thorax  | 1121  |
|   | S30-S39   | Lésions traumatiques de l'abdomen, des lombes, du rachis lombaire et du bassin  | 491   |
|   | S40-S49   | Lésions traumatiques de l'épaule et du bras   | 971   |
|   | S50-S59   | Lésions traumatiques du coude et de l'avant-bras  | 366   |
|   | S60-S69   | Lésions traumatiques du poignet et de la main   | 2553  |

|  |  |   |       |
|--|--|---|-------|
|  | S70-S79  | Lésions traumatiques de la hanche et de la cuisse   | 287   |
|  | S80-S89  | Lésions traumatiques du genou et de la jambe  | 2842  |
|  | S90-S99  | Lésions traumatiques de la cheville et du pied  | 4567  |
|  | T00-T07  | Lésions traumatiques de plusieurs parties du corps  | 79    |
|  | T08-T14  | Lésions traumatiques de sièges non précisés du tronc, membre ou autre région du corps                             | 8692  |
|  | T15-T19  | Effets dus à un corps étranger ayant pénétré dans un orifice naturel  | 1630  |
|  | T20-T32  | Brûlures et corrosions  | 974   |
|  | T33-T35  | Gelures   | 0     |
|  | T36-T50  | Intoxications par des médicaments et des substances biologiques   | 13    |
|  | T51-T65  | Effets toxiques de substances d'origine essentiellement non médicinale  | 2805  |
|  | T66-T78  | Effets de causes externes, autres et non précisés   | 14340 |
|  | T79  | Certaines complications précoces des traumatismes   | 984   |
|  | T80-T88  | Complications de soins chirurgicaux et médicaux, non classées ailleurs  | 1506  |
|  | T90-T98  | Séquelles de lésions traumatiques, d'empoisonnements et d'autres conséquences de causes externes                  | 385   |
| <b>Chapitre XX</b><br><b>Causes externes de morbidité et de mortalité (V01-Y98)</b>                                      | V01-V99  | Accidents de transport  | 0     |
|  | W00-X59  | Autres causes externes de lésion traumatique accidentelle   | 0     |
|  | X60-X84  | Lésions auto-infligées  | 0     |
|  | X85-Y09  | Agressions  | 0     |
|  | Y10-Y34  | Événements dont l'intention n'est pas déterminée  | 0     |
|  | Y35-Y36  | Intervention de la force publique et faits de guerre  | 0     |
|  | Y40-Y84  | Complications de soins médicaux et chirurgicaux   | 567   |
|  | Y85-Y89  | Séquelles de causes externes de morbidité et de mortalité   | 0     |
| Y90-Y98  | Facteurs supplémentaires se rapportant aux causes de morbidité et de mortalité classées ailleurs | 0   |       |
| <b>Chapitre XXI</b><br><b>Facteurs influant sur l'état de santé et motifs de recours aux services de santé (Z00-Z99)</b> | Z00-Z13  | Sujets en contact avec les services de santé pour des examens divers  | 52037 |
|  | Z20-Z29  | Sujets pouvant courir un risque lié à des maladies transmissibles   | 41934 |
|  | Z30-Z39  | Sujets ayant recours aux services de santé pour des motifs liés à la reproduction                                 | 42934 |
|  | Z40-Z54  | Sujets ayant recours aux services de santé pour des actes médicaux et des soins spécifiques                       | 9633  |
|  | Z55-Z65  | Sujets dont la santé peut être menacée par des conditions socio-économiques et psycho-sociales                    | 193   |
|  | Z70-Z76  | Sujets ayant recours aux services de santé pour d'autres motifs   | 25757 |
|  | Z80-Z99  | Sujets dont la santé peut être menacée en raison d'antécédents personnels et familiaux et de certaines affections | 6398  |

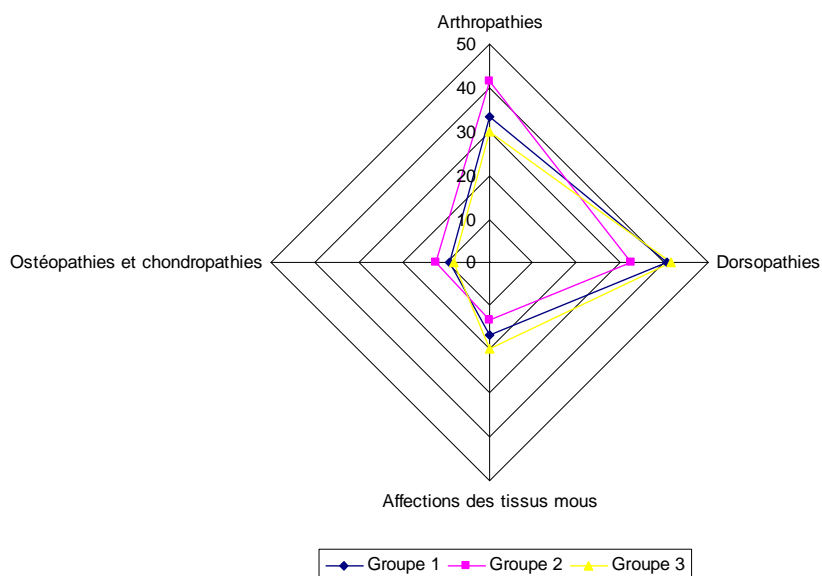
**Graphique 7 :** Distribution des effets aléatoires médecins  $u_j$  pour le modèle 4



### **Des différences de case-mix amplifiées quand on utilise un code diagnostic plus fin**

Si on regarde plus attentivement le cas des maladies du système ostéo-articulaire, des muscles et du tissu conjonctif par exemple, nous constatons que les pathologies identifiées par les médecins le sont dans des proportions également différentes selon le groupe auquel ils appartiennent. Tandis que les médecins du groupe 2 diagnostiquent des arthropathies dans 42% des cas, ceux du groupe 3 n'y ont affaire que dans 30 % des cas. Inversement, les médecins du groupe 2 diagnostiquent des dorsopathies dans 32 % des cas, contre plus de 40 % pour les médecins des deux autres groupes. Or, le coût moyen des lignes d'ordonnances pour chacun de ces diagnostics de niveau 2 étant variable, comme en témoigne le graphique 8 (54 € en moyenne pour une arthropathie contre 30 € en moyenne pour une dorsopathie par exemple), cela laisse présager d'une variabilité des coûts de prescription entre les médecins. Dans le cas présent, il s'agirait d'une hétérogénéité imputable aux patients, et plus précisément à leur pathologie (variabilité intra-médecins). Celle-ci peut également être due à une différence de morbidité des patients (patients qui, pour un même diagnostic, présentent un caractère plus ou moins sévère de la maladie) : toutefois, nous ne disposons pas d'une telle information.

**Graphique 8 :** Taux moyen de prescription pour chaque diagnostic au sein de la classe des maladies du système ostéo-articulaire, des muscles et du tissu conjonctif, selon le groupe d'appartenance des médecins



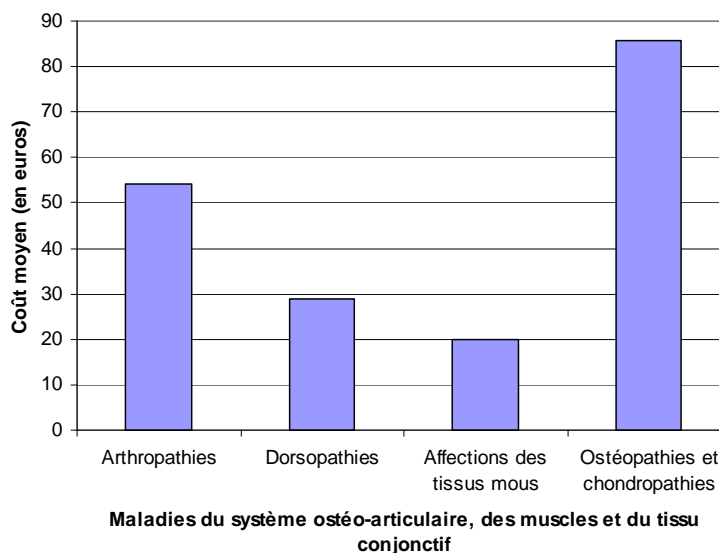
*Champ :* médecins généralistes libéraux, années 2005 à 2009

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

*Note de lecture :* la prescription des médecins au sein des maladies de l'appareil respiratoire concernent les affections aiguës des voies respiratoires supérieures à hauteur de 50% environ.

*Remarque :* seuls les diagnostics les plus fréquents sont représentés sur ce graphique.

**Graphique 9 :** Coût moyen des lignes d'ordonnances en rapport avec les maladies du système ostéo-articulaire, des muscles et du tissu conjonctif



*Champ :* médecins généralistes libéraux, années 2005 à 2009

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

**Tableau 6 : Résultats de l'estimation des modèles multi-niveaux 1 à 4**

*Variable expliquée* : logarithme du coût d'un traitement ponctuel

| <b>Variabiles</b>  | <b>Modèle 1</b> | <b>Modèle 2</b> | <b>Modèle 3</b>   | <b>Modèle 4</b>   |
|--|-----------------|-----------------|---|---|
| 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)  |                 |                 |   |   |
| 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 A mettre en dernière position                           | -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   |                 | 21 modalités    | Interaction avec les variables d'âge et   |   |

|   |   |   |            |  |
|---|---|---|------------|--|
| 1 (chapitres de la CIM 10)                              |   | Nous ne présentons pas les résultats de ces estimations pour des raisons pratiques. | de sexe.   |  |
| Diagnostic de niveau 2 (sous-chapitres de la CIM 10)    |   |   |            | 192 modalités<br>Nous ne présentons pas les résultats de ces estimations pour des raisons pratiques. |
| <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>Variance de l'effet médecin et du terme d'erreur</b> |   |   |            |  |
| Var( $u_j$ )  | 0,07636   | 0,05217   | 0,05178    | 0,055  |
| Var( $e_{ijkl}$ )                                       | 1,286   | 1,1025  | 1,0719     | 0,8915   |
|   |   |   |            |  |
| 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 %

Champ : Prescription médicamenteuse des médecins généralistes libéraux entre 2005 et 2009.

Source : EPPM IMS-France, calculs DREES.

**Tableau 7** : Facteurs déterminants du logarithme de l'effet propre des médecins, en niveau et en dispersion

| Variables explicatives                               | Variable expliquée |                     |
|--|--------------------|---------------------|
|  | $u_j$              | $\text{Log}(u_j^2)$ |
|  | Coefficients       |                     |
| Constante  | 0,06 (ns)          | -3,84 (ns)          |
| <b>Sexe et âge</b>                                   |                    |                     |
| Femme x âge  | 0 (ns)             | -0,03 (ns)          |
| Homme x âge  | 0 (ns)             | -0,03 (ns)          |
| Femme x âge <sup>2</sup>                             | 0 (ns)             | 0 (ns)              |
| Homme x âge <sup>2</sup>                             | 0 (ns)             | 0 (ns)              |
| <b>Région (ZEAT)</b>                                 |                    |                     |
| Sud-Ouest  | -0,17 ***          | -0,29 (ns)          |
| Nord   | -0,20 ***          | -0,23 (ns)          |
| Ouest  | -0,07 **           | -0,53 (ns)          |
| Est  | -0,23 ***          | -0,01 (ns)          |
| Centre   | 0 (ns)             | 0,14 (ns)           |
| Centre Est   | 0 (ns)             | 0,3 (ns)            |
| Sud-Est  | -0,09 **           | -0,04 (ns)          |
| <i>Région Parisienne</i>                             | <i>Référence</i>   | <i>Référence</i>    |
| <b>Densité de la zone d'exercice</b>                 |                    |                     |
| Moins de 5000 habitants                              | 0,06 (ns)          | 0,35 (ns)           |
| 5000 à 20 000 habitants                              | 0,06 (ns)          | 0,56 (ns)           |
| 20 000 à 100 000 habitants                           | 0,07 *             | 0,38 (ns)           |
| Plus de 100 000 habitants                            | 0,03 (ns)          | 0,43 (ns)           |
| <i>Agglomération parisienne</i>                      | <i>Référence</i>   | <i>Référence</i>    |
| <b>Conventionnement</b>                              |                    |                     |
| Secteur 2  | 0 (ns)             | 0,38 *              |
| Secteur 1  | <i>Référence</i>   | <i>Référence</i>    |
| <b>Mode d'exercice</b>                               |                    |                     |
| Groupe pluridisciplinaire avec activité hospitalière | 0,02 (ns)          | 0 (ns)              |
| Seul avec activité hospitalière                      | 0 (ns)             | -0,13 (ns)          |
| Groupe mono disciplinaire                            | 0,03 **            | -0,08 (ns)          |
| Groupe mono disciplinaire avec activité hospitalière | 0,03 *             | -0,18 (ns)          |
| Groupe pluridisciplinaire                            | 0,04 (ns)          | 0,10 (ns)           |
| Seul   | <i>Référence</i>   | <i>Référence</i>    |
| <b>Importance de la clientèle</b>                    |                    |                     |
| Importante ( $\geq 131$ actes)                       | 0,03 (ns)          | 0,07 (ns)           |
| Moyenne (81 à 130 actes)                             | 0,05 ***           | 0,2 (ns)            |
| Petite ( $\leq 80$ actes dans la semaine)            | <i>Référence</i>   | <i>Référence</i>    |
| <b>R<sup>2</sup></b>                                 | 0,15               | 0,02                |

Champ : médecins généralistes libéraux, années 2005 à 2009

Source : EPPM IMS-France, calculs DREES.