

DOSSIERS solidarité et *santé*

Coût de l'ordonnance des médecins généralistes

Peut-on caractériser les pratiques de prescription ?

N° 44

Septembre 2013

Cette étude examine la possibilité de cibler les médecins en fonction du coût de leurs prescriptions, en comparant des ciblage avec et sans ajustement au risque, c'est-à-dire avec et sans prise en compte de l'état de santé de la patientèle. La sensibilité de l'indicateur à la méthode retenue d'ajustement au risque est analysée à partir de données sur les prescriptions des médecins. Les résultats indiquent que l'ajustement au risque permet de mieux expliquer les différences de prescription entre médecins. Toutefois, cet ajustement ne modifie pas sensiblement le ciblage des « gros prescripteurs ».



"Renaud LEGAL et Céline PILORGE, avec la collaboration de Claire MARBOT"

Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees)
Ministère de l'Économie et des Finances
Ministère des Affaires sociales et de la Santé
Ministère du Travail, de l'Emploi, de la Formation professionnelle et du Dialogue social



Les auteurs remercient pour leurs commentaires et leurs suggestions Willy Thao Khamsing, Blandine Juillard-Condat, David Bernstein et tous les participants des 33^e Journées des Économistes de la Santé Français. Nous remercions particulièrement les deux relecteurs anonymes dont les remarques ont contribué à améliorer le papier. Les éventuelles erreurs et imprécisions restantes sont exclusivement imputables aux auteurs. Les points de vue et opinions exprimés dans cette étude doivent être considérés comme propres aux auteurs et ne sauraient en aucun cas engager la Drees.

Sommaire

L'ajustement au risque : un enjeu central	8
Les limites du coût moyen d'un traitement	8
Des <i>case-mix</i> assez différents entre médecins	8
Estimation de 4 modèles avec un ajustement au risque plus ou moins fin.....	13
Une analyse du coût de prescription des médecins	13
Les 4 modèles	13
La finesse de l'ajustement au risque a une influence sur le profilage des médecins	17
Sensibilité de l'identification des médecins au niveau de finesse de diagnostic retenu	17
Sensibilité de l'effet aléatoire médecin au niveau de finesse de diagnostic retenu	18
Conclusion	21
Bibliographie	23
Annexe : Résultats de l'estimation des modèles multi-niveaux	25

En 2010, avec le 5^e rang mondial et le 2^e rang européen, la France apparaît comme l'un des pays ayant les plus fortes dépenses pharmaceutiques au monde (OCDE 2011), estimées à 34,7 milliards d'euros en 2011 (Comptes Nationaux de la Santé 2011). En 2011, l'Assurance Maladie a mené une comparaison de la consommation et des dépenses de médicaments pour les 8 principales classes de médicaments¹ dans 7 pays européens². Sur ces 8 classes, la France se situe en tête des dépenses par habitant, qui s'élèvent à 114 euros (contre 94 euros pour l'Espagne, 90 euros pour l'Italie, ou encore 70 euros pour l'Allemagne). Cette différence s'explique par deux éléments principaux. D'une part, la population française se caractérise par une consommation de médicaments supérieure à celle de ses voisins européens, avec un nombre de médicaments prescrits par consultation supérieur (Cnamts, 2005). Le mode de tarification des médecins peut influencer sur cette prescription : en effet, le paiement à l'acte³ peut inciter les médecins à prescrire davantage pour fidéliser les patients⁴, en particulier s'ils ressentent une attente de prescription de la part du patient (Cnamts, 2005 ; Rosman, 2008). D'autre part, la structure de consommation apparaît défavorable, la part des prescriptions dans le répertoire des génériques étant moins élevée, au profit de produits plus récents et onéreux (Cnamts, 2011).

Dans un contexte d'importantes tensions budgétaires, il existe donc un enjeu fort à contenir la dépense de médicaments en France. Pour ce faire, les pouvoirs publics disposent de différents leviers : baisse des prix des médicaments déterminés par le CEPS, baisse des taux de remboursement ou déremboursement total en fonction des propositions de la Commission de la transparence de la HAS. En complément de ces mesures, l'Assurance Maladie réalise aussi des actions explicites auprès des patients⁵ et des médecins afin d'influer sur leur prescription. Ces dernières passent notamment par des visites des Délégués de l'Assurance Maladie (DAM) auprès de certains médecins préalablement identifiés ou par la mise en œuvre du dispositif de paiement à la performance dans le cadre du dispositif de rémunération sur objectif de santé publique (ROSP). Ce dernier s'adresse aux médecins généralistes et vise, notamment, à les inciter à augmenter leurs prescriptions dans le répertoire des génériques.

Mieux comprendre les différences de pratiques de prescription est un enjeu pour apprécier l'efficacité de notre système de soins. Pour caractériser ces différences de prescription, il convient au préalable de construire un indicateur synthétique permettant de comparer les prescriptions des médecins. Dans l'état actuel des systèmes d'information, il peut être naturel de réaliser cette comparaison au moyen d'un indicateur fondé sur le critère purement financier du coût des ordonnances. Cet indicateur peut, en effet, être apprécié du gestionnaire car il présente l'avantage d'intégrer un effet volume et un effet de structure de la prescription, ainsi que d'englober l'ensemble des prescriptions des médecins, ce que ne permet pas en revanche un indicateur fondé sur des référentiels médicaux (*guidelines* – guides de bonne pratique médicale), qui ne couvrent pas l'ensemble des pathologies. L'objectif de cette étude est méthodologique. Il s'agit d'examiner de manière critique la sensibilité d'un tel indicateur à la méthode retenue d'ajustement au risque, c'est-à-dire à la manière de prendre en compte les spécificités du *case-mix*⁶ de chaque médecin.

En effet, la prise en compte du *case-mix*, aussi appelé ajustement au risque, apparaît primordiale pour isoler ce qui relève des pratiques de l'offreur de soins de ce qui relève des spécificités des patients. De nombreux systèmes de santé ont recours à ces techniques statistiques. Aux États-Unis, ces méthodes sont utilisées par les assureurs privés dans le but de cibler les professionnels de santé avec lesquels ils souhaitent contractualiser : c'est la contractualisation sélective. Au Royaume-Uni, des budgets de prescription ont été mis en œuvre dans le

¹ À savoir les antidiabétiques oraux, les antibiotiques oraux, les anti-asthmatiques, les hypocholestérolémiants (dont les statines), les produits de l'HTA, les antidépresseurs, les tranquillisants et les inhibiteurs de la pompe à protons

² France, Allemagne, Italie, Pays-Bas, Espagne, Suisse, Royaume-Uni.

³ Dans d'autres pays européens, le mode de tarification des médecins peut différer : paiement mixte à dominante de salariat en Espagne et en Suède, paiement mixte à dominante de capitation en Italie, au Royaume-Uni (complété par du salariat) et aux Pays-Bas (complété par du paiement à l'acte), paiement mixte à dominante de paiement à l'acte en Allemagne et en France.

⁴ En France, près de 90 % des consultations donnent lieu à une ordonnance comportant au moins un médicament (Lancry, 2007), contre 83,1 % en Espagne, 72,3 % en Allemagne et 43,2 % aux Pays-Bas (CNAMTS, 2005).

⁵ Au travers notamment du dispositif « tiers payant contre génériques ».

⁶ Le *case-mix* d'un médecin désigne l'éventail des cas, caractérisés notamment par leur niveau de gravité, que ce médecin est amené à traiter.

cadre du paiement à la capitation des médecins⁷. Ces techniques peuvent aussi aider les assureurs publics des systèmes centralisés à cibler les professionnels de santé vers lesquels il convient d'orienter prioritairement les actions de maîtrise médicalisée.

Quelques études françaises s'intéressent à l'effet propre des offreurs de soins dans la variabilité des pratiques. Elles concernent les hôpitaux⁸ (Dormont et Milcent, 2004 ; De Pourville *et al.*, 2007) ou, plus rarement, les médecins (Mousquès *et al.*, 2010) mais ne discutent pas de l'impact de la modélisation retenue – notamment, la manière de prendre en compte le *case-mix* – sur l'appréciation de l'effet propre des offreurs de soins, puisque tel n'est pas leur propos.

Notre étude traite donc d'un sujet qui n'a pas encore été abordé par les études françaises et s'intéresse à la question suivante : peut-on identifier les médecins à forts coûts de prescription par le biais d'un indicateur financier fondé sur le coût de leurs ordonnances ? Les médecins « *outliers* »⁹ peuvent être définis comme ceux dont le coût de prescription s'éloigne le plus du coût moyen constaté. La référence à la moyenne est bien sûr contestable puisqu'elle ne représente pas la norme, ni sur le plan médical ni d'un point de vue médico-économique. Néanmoins, la moyenne est régulièrement utilisée à des fins opérationnelles¹⁰, notamment pour donner de premières indications et peut être complétée dans un deuxième temps par une analyse plus ciblée. Nous mobilisons dans cette étude les données de l'Étude permanente de la prescription médicale (EPPM) réalisée par IMS Health pour les années 2005 à 2009.

Cette étude est organisée de la manière suivante. La première partie explique l'importance de la prise en compte du *case mix*, et donc les enjeux liés à l'ajustement au risque. La deuxième partie présente les quatre modèles utilisés pour ajuster au risque de manière plus ou moins fine. La troisième partie présente les résultats, soit la manière dont la finesse de l'ajustement au risque influe sur le profilage des médecins.

ENCADRE 1 – LES RESULTATS CONNUS DE LA LITTÉRATURE

En France comme à l'étranger, un certain nombre d'études se sont intéressées aux déterminants de l'hétérogénéité des pratiques des médecins (prescription médicamenteuse, prescription d'actes complémentaires, réorientation du patient au sein de la filière de soins)¹¹. Par ailleurs, à l'étranger, les politiques de paiement à la capitation avec l'instauration de budgets de prescription (au Royaume-Uni et en Espagne, par exemple) ou le ciblage des professionnels de santé avec lesquels les sociétés d'assurance souhaitent contractualiser (c'est le cas des *Health Maintenance Organisation* aux États-Unis) ont donné lieu à de nombreuses études cherchant à expertiser les différents ajusteurs de risque sur le marché. En revanche, les études relatives à l'analyse de l'influence de la méthode d'ajustement au risque retenue sur l'appréciation des pratiques de prescription des médecins (en termes de volumes ou de coûts), à travers la manière de prendre en compte le *case-mix* du médecin, sont peu nombreuses.

a/ Deux études françaises présentent des résultats intéressants sur les différences de prescription observées en fonction des caractéristiques démographiques des patients et des médecins (âge et sexe) et de l'activité des médecins (secteur de conventionnement, densité médicale).

Béjean *et al.* (2007) s'intéressent aux différences des pratiques entre médecins, notamment en termes de coût de la prescription. Ils exploitent les données des CPAM d'Aquitaine et de Bourgogne pour l'année 2000, couplées avec des données de l'Insee pour les informations contextuelles. Les prescriptions de 4 660 médecins généralistes sont analysées. Les résultats montrent que les médecins généralistes femmes ont un coût de prescription moindre que celui de leurs homologues masculins. De même, les médecins du secteur 2 prescrivent pour moins cher que ceux du secteur 1. 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. Cependant, cette étude ne prend pas en compte la morbidité des patients, laquelle est susceptible d'être fortement corrélée avec les caractéristiques des médecins.

Amar *et al.* (2005) exploitent les données Thalès 2002 portant sur 922 médecins généralistes, afin de modéliser la probabilité pour le médecin de prescrire au moins un médicament au cours de la consultation ainsi que le nombre de médicaments prescrits grâce à un modèle *within*. Dans cette

⁷ Ces budgets de prescription sont fondés notamment sur l'âge et le sexe des patients. Pour plus d'informations, voir : http://www.dh.gov.uk/prod_consum_dh/groups/dh_digitalassets/documents/digitalasset/dh_124947.pdf.

⁸ La mise en place de la tarification à l'activité (T2A) ayant rendu prégnante la question de l'ajustement au risque dans l'appréciation de l'efficacité productive des hôpitaux.

⁹ Littéralement, « outlier » signifie « aberrant » : on utilise ce terme en statistique pour qualifier des observations qui se démarquent nettement de la moyenne.

¹⁰ dans la mise en place de la T2A, par exemple.

¹¹ Voir, par exemple, Grytten et Sorensen, 2002 ; Bensing *et al.*, 1993 ; Charles *et al.*, 2006 ; Sullivan *et al.*, 2005 ; Phelps *et al.*, 1994 ; Sullivan *et al.*, 2004 ; Bernstein *et al.*, 2008.

étude, la pathologie des patients est prise en compte¹². Les médecins femmes ont une probabilité plus faible de prescription que leurs confrères, toutes choses égales par ailleurs. Les médecins du secteur à honoraires libres (secteur 2) prescrivent moins fréquemment et en moins grande quantité que leurs confrères du secteur 1. En outre, les médecins généralistes prescrivent davantage de médicaments à leurs patients réguliers.

b/ D'autres études isolent, dans l'hétérogénéité des pratiques des médecins, ce qui est imputable aux médecins de ce qui est imputable aux patients.

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

Sur données espagnoles de 2005 relatives à près de 66 000 patients rattachés à 5 centres de santé, Aguado *et al.* (2008) modélisent grâce à un modèle mixte le logarithme du coût de la prescription en fonction de l'âge du patient, des codes diagnostics ACG¹³ et du centre d'exercice du médecin. Pour les patients adultes, la variabilité du coût de la prescription est expliquée à hauteur de 35 % par les diagnostics ACG (contre 22 % chez les enfants), loin devant l'effet de l'âge ou du centre d'exercice.

Sur données néozélandaises relatives à 143 médecins observés entre 1991 et 1992, Davis *et al.* (2000) s'intéressent aux déterminants de la probabilité des médecins de prescrire au moins un médicament au cours d'une consultation. Ils étudient l'influence sur cette probabilité des caractéristiques des patients (sexe, âge, origine), des médecins (âge, plein temps *versus* temps partiel...) ainsi que des groupes de diagnostics ICPC¹⁴. Les résultats indiquent que la non prise en compte du *case-mix* conduirait à imputer un effet de l'âge des patients sur la prescription supérieur à ce qu'il est vraiment.

c/ Ces résultats témoignent de l'importance de la prise en compte des caractéristiques médicales des patients qui, en sus des caractéristiques démographiques (âge et sexe), ont un fort pouvoir explicatif dans les différences de prescription entre médecins.

Mais la manière de prendre en compte le *case-mix* du médecin peut avoir une influence sur l'identification de médecins aux pratiques éloignées de la moyenne. C'est l'objet de la présente étude. A notre connaissance il n'existe pas d'autres travaux sur ce sujet précis, mais plusieurs études se sont interrogées sur l'impact, sur le profilage des médecins, de la manière de prendre en compte le *case mix*. Longtemps envisagé uniquement par le sexe et l'âge des patients¹⁵, le *case-mix* des médecins est de plus en plus finement mesuré, notamment par la prise en compte supplémentaire de l'état de santé des patients grâce à l'amélioration progressive des systèmes d'informations en santé. Par exemple, la méthode ACG place les patients dans des classes de risques en fonction de leur âge, de leur sexe et du diagnostic établi par le médecin, et permet ainsi d'ajuster finement du risque¹⁶.

Aux Etats-Unis, Fleishman & Cohen (2010) comparent le pouvoir prédictif de différents modèles de dépenses médicales des patients estimés sur les données du *Medical Expenditure Panel Survey*, pour la période 1996-1999. Le modèle de base comprend des informations relatives à l'âge, au sexe et à l'assurance. Le deuxième prend en compte des informations relatives au nombre de maladies chroniques. Le troisième intègre des informations relatives aux coûts des diagnostics (*via* les Diagnostic Cost Group¹⁷). Les auteurs concluent que les informations d'ordre médical améliorent considérablement le pouvoir de prédiction des modèles, au-delà des informations d'âge et de sexe.

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

¹² Données Thalès (2002) ; les médecins codent les diagnostics correspondants dans une liste (6 000 diagnostics déjà entrés au moins une fois par un confrère dans le passé) ou ajoutent un nouveau diagnostic en clair.

¹³ *Adjusted Clinical Groups* (développé à l'Université John Hopkins) : cette classification permet de classer les patients en différentes catégories de risque ou de maladies fondées sur les diagnostics passés et actuels, l'âge et le sexe de patients.

¹⁴ *International Classification of Primary Care* (classification internationale des soins primaires, associée à la classification internationale des maladies et développée par l'Organisation internationale des médecins généralistes) : il s'agit d'une classification bi-axiale, dont le premier axe est composé de 17 chapitres désignant chacun un appareil corporel et le second axe de sept composants (symptômes et plaintes, procédures diagnostiques et préventives, procédures thérapeutiques, résultats d'examen complémentaires, procédures administratives, références et autres motifs de contact, diagnostics et maladies).

¹⁵ Selon Goldfield *et al.*, 1996, ils ne traduisent pourtant au mieux que 20 % des différences de coûts médicaux.

¹⁶ D'autres ajusteurs au risque existent ; voir, par exemple, Winkelman & Mehmud (2007).

¹⁷ Les modèles DCG regroupent les 15 000 codes diagnostics de la 9^e édition de la classification internationale des maladies en 263 groupes de pathologies, classés selon les coûts.

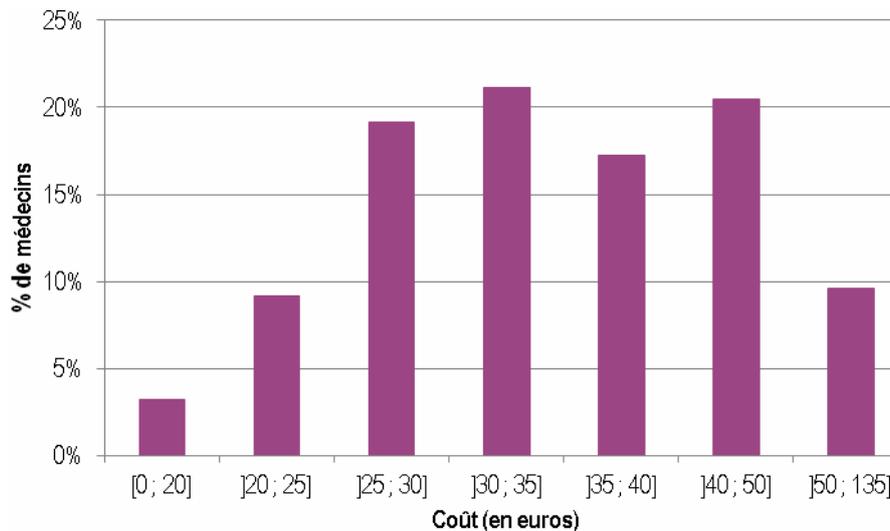
L'ajustement au risque : un enjeu central

Les limites du coût moyen d'un traitement

Une manière naïve de chercher à identifier les médecins dont le coût de prescription est sensiblement plus élevé que la moyenne serait de le faire à partir de la dispersion d'un indicateur fruste, défini comme la moyenne des coûts des traitements ponctuels dont ce médecin a été à l'origine. Le graphique 1 montre une dispersion importante de cet indicateur. Le coût moyen de l'ordonnance est ainsi distribué selon une loi log-normale. Cependant, une telle approche est évidemment complètement inadaptée pour apprécier le réel coût de prescription d'un médecin, puisque l'indicateur précédent ne tient absolument pas compte des éventuelles différences de *case-mix* entre médecins. Aussi, un médecin peut avoir un coût moyen de traitement ponctuel élevé du simple fait qu'il soigne des patients dont l'état de santé est moins bon, c'est-à-dire ayant des pathologies qui occasionnent des prescriptions plus onéreuses.

GRAPHIQUE 1

Distribution du coût moyen par médecin d'un traitement ponctuel



SOURCE : EPPM IMS-FRANCE, CALCULS DREES.
CHAMP : MÉDECINS GÉNÉRALISTES LIBÉRAUX, ANNÉES 2005 À 2009.

Des *case-mix* assez différents entre médecins

Nous apprécions l'hétérogénéité des *case-mix* entre médecins en termes de différences entre médecins de la structure des diagnostics établis. Pour cela, nous nous situons au premier niveau de détail de la CIM10, ce qui fournit 21 grands codes de diagnostics. Le *case-mix* d'un médecin s'apprécie alors à l'aide d'un vecteur à 21 composantes : chaque composante correspond à un grand code de diagnostic et représente la part des traitements ponctuels associés au diagnostic en question dans l'ensemble des traitements ponctuels (tous

diagnostics confondus) prescrits par le médecin pendant la période observée¹⁸. Afin d'exhiber des profils de *case-mix* assez différents, nous avons réalisé une classification ascendante hiérarchique (CAH)¹⁹ à la suite d'une analyse en composantes principales²⁰. 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 2 montre des profils de *case-mix* assez différents entre les trois groupes de médecins mis en évidence par la CAH. Le premier groupe se caractérise par une proportion plus importante de la prescription dans le cadre des maladies infectieuses et parasitaires et, surtout, des maladies de l'appareil respiratoire. Le deuxième groupe se distingue, quant à lui, par une part des diagnostics plus importantes pour les maladies de l'appareil circulatoire et, à l'inverse, plus faible pour les maladies infectieuses et parasitaires et les maladies respiratoires. Enfin, le troisième groupe est celui pour lequel les prescriptions pour les autres types de maladies, regroupées ici dans une modalité « autres », sont les plus fréquentes (51 % des prescriptions, contre 37 % pour le premier groupe et 41 % pour le deuxième)²¹. En revanche, les médecins de ce groupe prescrivent moins souvent pour les troubles mentaux et du comportement, les maladies de l'appareil circulatoire, les maladies de l'appareil digestif, les maladies du système ostéo-articulaire, des muscles et du tissu conjonctif. Il ressort ainsi que tous les médecins n'ont pas affaire aux mêmes patients, et plus précisément aux mêmes pathologies. Ces résultats confirment *a priori* la nécessité de contrôler finement du *case-mix*. Toutefois, pour que ces disparités en termes de structure influencent effectivement le coût moyen d'un traitement ponctuel à l'échelle d'un médecin, encore faut-il que, par ailleurs, existent des disparités de coûts des traitements ponctuels selon le diagnostic établi. Sur ce point, le graphique 3 montre sans surprise des écarts importants selon le diagnostic : par exemple, les troubles mentaux et du comportement occasionnent en moyenne un coût ponctuel de traitement de l'ordre de 60 € quand les maladies de l'appareil circulatoire occasionnent en moyenne un coût ponctuel de traitement d'environ 30 €.

Le graphique 4 met en avant, quant à lui, l'existence d'une variabilité des coûts de prescription, pour une même pathologie, selon le sexe et l'âge des patients. Bien que les différences de coûts de traitement selon le sexe et l'âge des patients ne soient pas forcément justifiées médicalement, le propos de cette étude n'est pas d'éclairer la variabilité de ces coûts de prescription entre patients à diagnostic donné mais de contrôler la variabilité des coûts entre médecins des caractéristiques des patients. Nous considérerons donc les variables de sexe et d'âge des patients dans nos modèles, comme le font d'ailleurs la très grande majorité des modèles d'ajustement au risque. Notons que cette manière de faire peut apparaître contestable à bien des égards, notamment sur le plan médical. Dans l'idéal, il faudrait, en effet, qu'un groupe d'experts statue pour chaque code diagnostic sur le bon traitement à âge et sexe donnés. Si cela peut exister pour certaines pathologies (*cf.* les *guidelines*), il serait évidemment très compliqué de conduire ce travail pour l'ensemble des pathologies²². C'est pourquoi, à des fins opérationnelles, même si ces méthodes sont largement imparfaites, les assureurs ou régulateurs du système de santé fondent souvent leur identification sur la moyenne et non une norme tirée de l'expertise médicale.

¹⁸ Rappelons (encadré 2) que nous ne disposons que d'une semaine d'observation par trimestre, aussi notre mesure du *case-mix* d'un médecin est une mesure largement imparfaite qui traduit seulement le *case-mix* pendant la période étudiée, et non le *case-mix* de sa patientèle à l'année.

¹⁹ Le but des méthodes de classification est de construire une partition, ou une suite de partitions emboîtées, telles que pour un niveau de précision donné, deux individus peuvent être confondus dans un même groupe, alors qu'à un niveau de précision plus élevé, ils seront distingués et appartiendront à deux sous-groupes différents. Les classes ainsi formées doivent être les plus homogènes possibles.

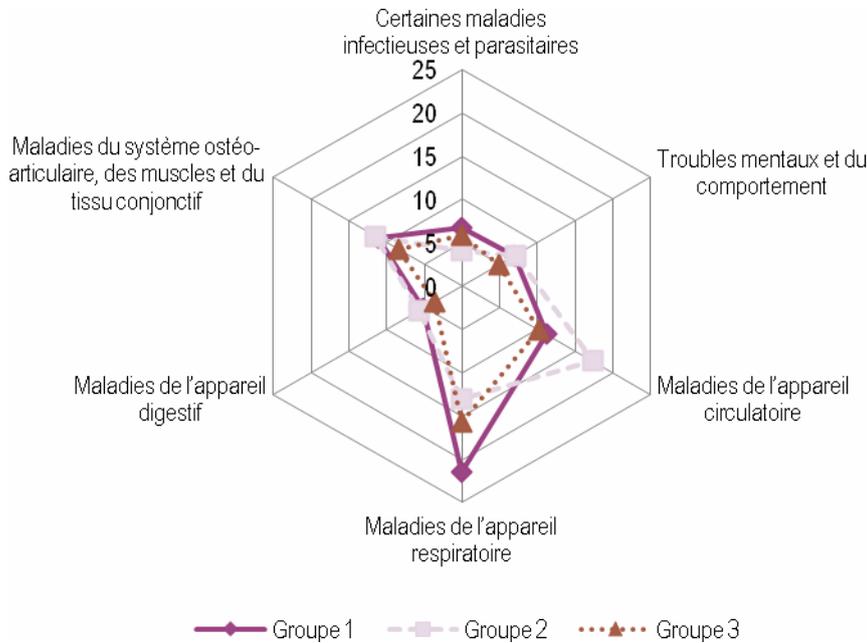
²⁰ L'analyse en composantes principales est une méthode de projection linéaire dont l'objectif est de représenter géométriquement les relations entre individus, d'une part, et variables, d'autre part, permettant dès lors d'étudier les structures de liaisons linéaires pour l'ensemble des variables – quantitatives – considérées. Il s'agit de réduire le nombre de variables tout en conservant un maximum d'informations. Pour cela, une projection du nuage de points est réalisée sur un sous-espace de dimension inférieure pour lequel les distances entre les points projetés et celles dans l'espace initial soient les plus proches possibles. Dans le cas présent, nous nous sommes uniquement intéressés à l'étude des ressemblances et « dissemblances » à l'échelle des diagnostics.

²¹ Ce résultat n'a pas été représenté graphiquement afin de rendre plus lisibles les résultats pour les autres diagnostics.

²² Sans compter que le progrès technique rendrait bon nombre de conclusions rapidement obsolètes.

GRAPHIQUE 2

Taux moyen de prescription pour chaque diagnostic de niveau 1, selon le groupe auquel appartiennent les médecins



SOURCE : EPPM IMS-FRANCE, CALCULS DREES.

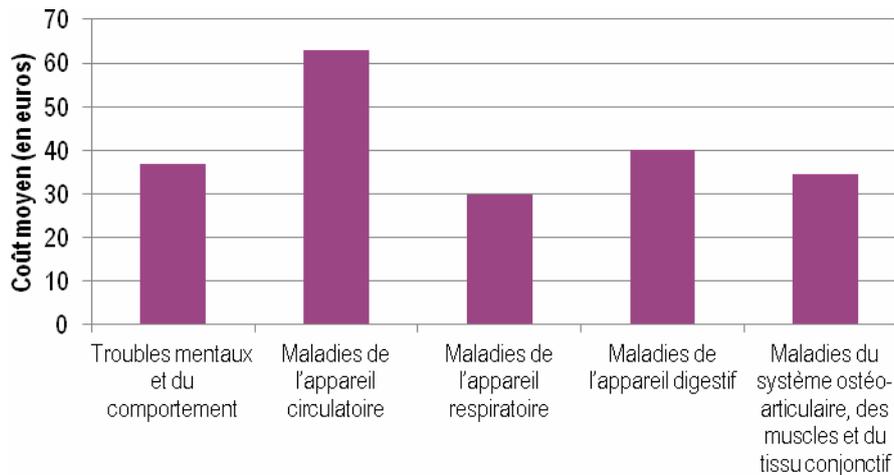
CHAMP : MÉDECINS GÉNÉRALISTES LIBÉRAUX, ANNÉES 2005 À 2009.

NOTE DE LECTURE : LA PRESCRIPTION DES MÉDECINS CONCERNE LES MALADIES DE L'APPAREIL RESPIRATOIRE À HAUTEUR DE 21 % DANS LE GROUPE 1, 13 % DANS LE GROUPE 2 ET 16 % DANS LE GROUPE 3.

REMARQUE : SEULS LES DIAGNOSTICS LES PLUS FRÉQUENTS SONT REPRÉSENTÉS SUR CE GRAPHIQUE ; ENTRE 40 ET 50 % DE LA PRESCRIPTION CONCERNE UNE QUINZAINE D'AUTRES DIAGNOSTICS DE NIVEAU 1.

GRAPHIQUE 3

Coût moyen des traitements ponctuels pour les 5 diagnostics de niveau 1 les plus fréquents



CIM 10 niveau 1

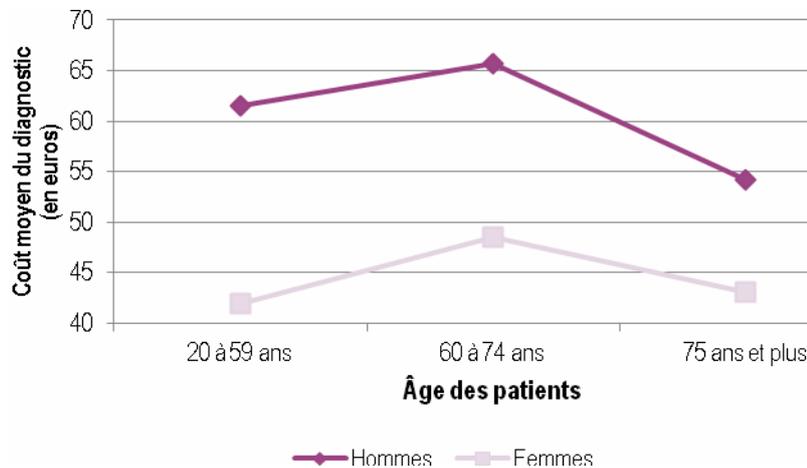
SOURCE : EPPM IMS-FRANCE, CALCULS DREES.

CHAMP : MÉDECINS GÉNÉRALISTES LIBÉRAUX, ANNÉES 2005 À 2009.

NOTE DE LECTURE : LE COÛT DE LA PRESCRIPTION À L'ISSUE D'UNE SÉANCE ASSOCIÉE À UN DIAGNOSTIC DE MALADIE DE L'APPAREIL CIRCULATOIRE S'ÉLÈVE À 30 EUROS EN MOYENNE SUR LA PÉRIODE 2005-2009, CONTRE 40 EUROS POUR UNE MALADIE DE L'APPAREIL RESPIRATOIRE.

GRAPHIQUE 4

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



SOURCE : EPPM IMS-FRANCE, CALCULS DREES.

CHAMP : MÉDECINS GÉNÉRALISTES LIBÉRAUX, ANNÉES 2005 À 2009.

NOTE DE LECTURE : LE COÛT DE LA PRESCRIPTION À L'ISSUE D'UNE SÉANCE ASSOCIÉE À UN DIAGNOSTIC DE MALADIE DE L'APPAREIL CIRCULATOIRE S'ÉLÈVE À 48 € CHEZ LES FEMMES DE 60 À 74 ANS CONTRE 65 € CHEZ LES HOMMES DU MÊME ÂGE.

Au final, cette analyse exploratoire de l'hétérogénéité de la structure des diagnostics établis entre médecins, de l'hétérogénéité de leurs coûts moyens selon la nature du diagnostic établi, l'âge et le sexe du patient, permet de rendre compte de la nécessité d'ajuster des *case-mix* des médecins pour appréhender correctement l'identification des médecins à forts coûts de prescription et pour établir statistiquement ce qui relève du médecin, d'une part, et des spécificités de son *case-mix*, d'autre part.

ENCADRÉ 2 - LES DONNEES EXPLOITEES

L'Étude permanente de la prescription médicale (EPPM) d'IMS-Health

Notre étude s'appuie sur les données de l'Étude permanente de la prescription médicale (EPPM) d'IMS Health. L'EPPM est réalisée trimestriellement, pendant une semaine, auprès de 800 médecins environ, dont 400 généralistes, selon le principe d'un panel tournant : chaque trimestre, 15 % des médecins sortent du panel, laissant la place à de nouveaux enquêtés. Au cours de l'enquête sont recueillies des informations relatives aux caractéristiques des médecins (sexe, âge, secteur de conventionnement...), des patients (sexe, âge, CSP), aux ordonnances rédigées par les médecins (médicament prescrit, posologie, durée du traitement, nombre de boîtes...) ainsi qu'au diagnostic établi par le médecin²³. L'ensemble des consultations et donc des patients de la semaine d'enquête sont considérés. Cette enquête se limite au champ des consultations ayant occasionné une prescription.

La variable de diagnostic est recodée par les équipes d'IMS selon la Classification internationale des maladies (CIM 10). Cette classification est une norme internationale définie par l'OMS pour présenter l'information sur les diagnostics cliniques. 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 mobilisables présentent l'avantage de proposer un échantillon de taille importante, elles ne renseignent pas sur le code diagnostic qui a motivé la prescription.

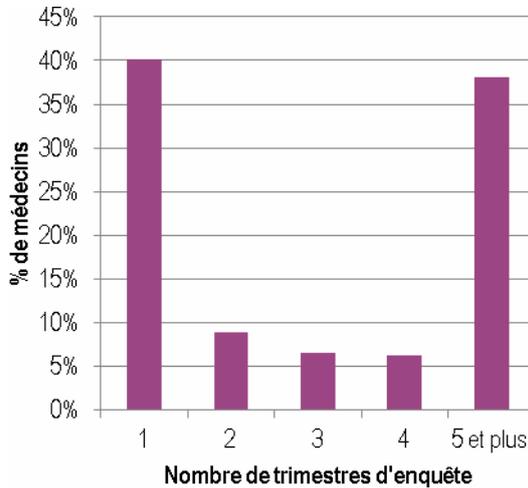
Enfin, notons que les données de l'EPPM n'ont pas de raisons d'être représentatives, puisque l'enrôlement se fait sur la base du volontariat²⁴. Par ailleurs, les identifiants de médecins étant anonymisés par IMS, il n'est pas possible d'apprécier *ex post* le caractère représentatif des données en les croisant avec les fichiers de l'Assurance Maladie (afin de voir, par exemple, comment se situent les médecins enrôlés par rapport aux autres médecins, notamment vis-à-vis des caractéristiques de leurs patients). Néanmoins, l'objet de cette étude n'est pas d'estimer au niveau national la part de l'hétérogénéité totale du coût des ordonnances due à la variabilité des pratiques des médecins, mais de discuter de la possibilité d'identifier les médecins à partir d'un indicateur fondé sur le coût des ordonnances : la non représentativité des données de l'EPPM n'est donc pas un obstacle pour notre étude.

²³ Chaque semaine d'enquête, IMS récolte les informations de prescriptions et de diagnostics des médecins sous la forme d'un questionnaire papier ; ces informations sont ensuite codifiées informatiquement par IMS.

²⁴ Les médecins participants acceptent d'accorder du temps à ce genre d'enquête en l'échange d'une rémunération.

GRAPHIQUE 5

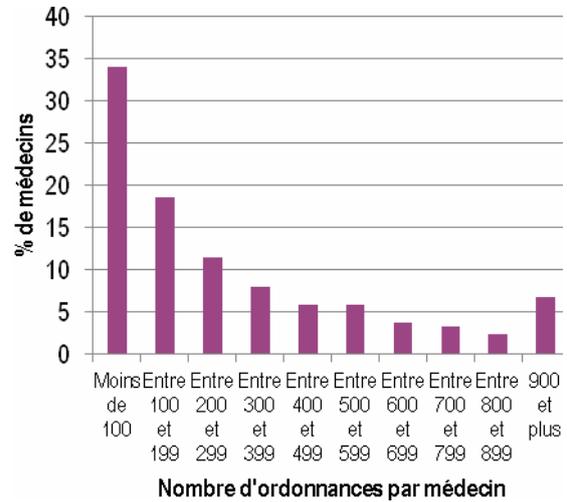
a/ Nombre de trimestres par médecin dans notre échantillon



SOURCE : EPPM IMS-FRANCE, CALCULS DREES.
CHAMP : MÉDECINS GÉNÉRALISTES LIBÉRAUX, ANNÉES 2005 À 2009.

NOTE DE LECTURE : POUR 38 % DES MÉDECINS, NOUS DISPOSONS DE MOINS D'AU MOINS 5 TRIMESTRES D'ENQUÊTE.

b/ Nombre d'ordonnances par médecin dans notre échantillon



SOURCE : EPPM IMS-FRANCE, CALCULS DREES.

CHAMP : MÉDECINS GÉNÉRALISTES LIBÉRAUX, ANNÉES 2005 À 2009.

NOTE DE LECTURE : POUR 34 % DES MÉDECINS, NOUS DISPOSONS DE MOINS DE 100 ORDONNANCES.

L'échantillon d'étude

Afin d'augmenter les effectifs pour les estimations et assurer ainsi une meilleure robustesse des résultats, nous avons regroupé (*poolé*) les années 2005 à 2009, fournissant ainsi 20 trimestres. Au final, nous disposons d'informations sur la prescription de 1 821 médecins généralistes²⁵. La base de données ainsi construite comporte 565 108 ordonnances, soit 241 ordonnances par médecin en moyenne²⁶. La variable de diagnostic compte 5 niveaux de détails. Dans cette étude, nous avons considéré 2 niveaux au maximum. Le 1^{er} niveau compte 21 grands groupes de diagnostics (*par exemple, les maladies de l'appareil circulatoire*), le 2^e niveau en compte plus de 200 (*par exemple, les maladies hypertensives*).

L'EPPM est construit de telle façon que nous disposons d'une semaine d'enquête par trimestre. Les médecins sont interrogés pendant un ou plusieurs trimestres (voir graphique 5a), si bien nous disposons d'un nombre d'ordonnances variable par médecin. Pour 35 % d'entre eux, moins de 100 ordonnances sont recensées (graphique 5b). Ce chiffre tient aux censures à gauche (avant le 1^{er} trimestre 2005) et à droite (au-delà de 2010) induites par le panel tournant. Nous disposons toutefois de plus de 200 ordonnances pour 50 % des médecins de notre échantillon. Un nombre d'ordonnances par médecin supérieur permettrait d'affiner les résultats mais pour cette étude qui ne cherche pas à cibler individuellement les médecins, le nombre d'ordonnances par médecin dont nous disposons nous paraît suffisant pour tirer des conclusions.

²⁵ L'échantillon comporte 74 % d'hommes et 26 % de femmes. Parmi les médecins enquêtés, 16 % ont moins de 45 ans, 48 % ont entre 45 et 54 ans et 36 % ont 55 ans et plus.

²⁶ Précisons également qu'un travail d'imputation de codes CIP et de prix a été réalisé (lorsque c'était possible) en amont de l'analyse pour le champ des prescriptions en Dénomination commune internationale (DCI).

Estimation de 4 modèles avec un ajustement au risque plus ou moins fin

Une analyse du coût de prescription des médecins

Pour analyser la variabilité de la prescription des médecins (caractérisée par le type et le nombre de médicaments prescrits) à diagnostic donné, plusieurs variables d'analyse sont utilisées dans la littérature : la probabilité de prescription (Amar *et al.*, 2005 et Mousquès *et al.*, 2010 sur le sous-champ des antibiotiques), le volume de prescription, ou encore le coût de prescription (Béjean *et al.*, 2007 ; Aguado *et al.*, 2008). Dans cette étude nous nous intéressons à cette dernière variable en nous limitant, du fait des caractéristiques de nos données, aux consultations ayant donné lieu à prescription.

Cet indicateur présente l'avantage de synthétiser les effets volume (nombre de médicaments prescrits) et les effets de structure (type de médicaments prescrits). Ainsi, si pour un même diagnostic, un médecin prescrit dans le répertoire des génériques tandis qu'un autre prescrit un médicament innovant, et donc plus coûteux, le coût de la prescription s'en trouvera affecté. De la même manière, cette variable permet également d'identifier la sur-prescription entendue au sens statistique.

Du point de vue de son interprétation, cet indicateur est susceptible de permettre une identification des médecins dont le coût de prescription est sensiblement plus élevé que la moyenne. En revanche, il n'offre que la vision de la prescription du médecin et ne saurait traduire la dépense finale de médicaments pour le patient et l'Assurance Maladie puisque celle-ci relève également du pharmacien, en mesure de substituer un médicament générique dès lors que le médicament princeps appartient au répertoire des génériques.

Les 4 modèles

L'objectif de l'article est d'évaluer l'impact de l'ajustement au risque sur l'appréciation que l'on peut porter sur le coût de prescription d'un médecin. Pour y parvenir, notre stratégie consiste à estimer quatre modèles différents.

Dans le cadre de ces quatre modèles, on se situe dans des cas de figure différents, correspondant à des niveaux d'information croissants en ce qui concerne le diagnostic établi par le médecin. Ces modèles sont ainsi d'un raffinement croissant en ce qui concerne la prise en compte de l'ajustement au risque. Chacun d'eux vise à expliquer le coût de prescription d'un médecin. Celui-ci est calculé soit en considérant l'ordonnance complète soit des sous-ensembles de celle-ci comprenant les prescriptions liées à un « traitement ponctuel », correspondant à un diagnostic plus ou moins détaillé (*cf* encadré 3).

La variable de diagnostic, codée selon la classification internationale des maladies (CIM 10), représente la valeur ajoutée de l'EPPM par rapport aux autres sources de données potentiellement mobilisables sur ces questions. La CIM 10 comprend cinq niveaux de détails²⁷ : nous choisissons de n'en considérer que deux dans cette étude de façon à disposer d'informations relativement fines tout en offrant un nombre d'observations suffisamment conséquent par niveau de diagnostic. Il va de soi que la prise en compte du deuxième niveau de la CIM 10, par

²⁷ Par exemple, le niveau 1 correspond aux maladies de l'appareil circulatoire (I00-I99), le niveau 2 aux maladies hypertensives (I10-I15), le niveau 3 aux cardiopathies hypertensives (I11), le niveau 4 aux cardiopathies hypertensives avec insuffisance cardiaque.

rapport au premier niveau, permet de mieux expliquer la variabilité des coûts de prescription. Il n'est, toutefois, pas possible techniquement d'intégrer le diagnostic de niveau 2 dans une interaction avec l'âge et le sexe (le nombre d'observations ainsi créées pour chaque classe de patients serait trop faible), c'est la raison pour laquelle le diagnostic de niveau 2 n'est introduit qu'aux niveaux de la variable d'intérêt et d'indicateurs simples.

Le premier modèle est le plus simple ; il analyse le coût de l'ordonnance et comporte uniquement des variables de sexe, d'âge et de catégorie socioprofessionnelle des patients, ainsi qu'une variable renseignant le lieu de la consultation (au cabinet du médecin ou à domicile). L'âge des patients est considéré à travers quatre classes d'âge : les moins de 20 ans, les 20-59 ans, les 60-74 ans ainsi que les 75 ans et plus. Le deuxième modèle, plus fin, se situe dans le cas où l'on dispose d'une information relative au diagnostic établi par le médecin ; il s'agit ici d'un diagnostic peu détaillé, correspondant au premier niveau de la classification internationale des maladies (CIM, 10^e édition). Ce modèle se situe au niveau du traitement ponctuel de niveau 1 et fait intervenir des variables supplémentaires indicatrices de ce niveau de diagnostic. Le troisième modèle représente une variante du précédent modèle puisqu'il suppose le même niveau d'information et fait intervenir les mêmes variables à l'exception près que le diagnostic, le sexe et l'âge des patients sont introduits sous la forme d'une interaction. Enfin, le quatrième et dernier modèle fait intervenir, comme le troisième modèle, le diagnostic de niveau 1, le sexe et l'âge des patients sous la forme d'une interaction ; son raffinement tient au niveau d'information sur le diagnostic qu'il suppose : le deuxième niveau de la CIM 10. La variable d'intérêt est, ainsi, le coût du traitement agrégé au niveau du code diagnostic de niveau 2 et les indicateurs correspondant à ce niveau de diagnostic sont ajoutées (les indicateurs utilisées pour les interactions demeurant au niveau 1 par souci de parcimonie).

TABLEAU 1

Les 4 modèles estimés

Modèle	Informations relatives au diagnostic établi par le médecin	Effets croisés	Écriture
1	Aucune	Aucun	$\log(\text{coût})_{ij} = \beta_0 + \beta_s \cdot \text{sexe}_i + \beta_a \cdot \text{âge}_i + \beta_{CSP} \cdot CSP_i + \beta_{lieu} \cdot lieu_consult + \alpha_t + \tilde{u}_j + \varepsilon_{ij}$
2	Codes diagnostic de niveau 1	Aucun	$\log(\text{coût})_{ijk} = \beta_0 + \beta_s \cdot \text{sexe}_i + \beta_a \cdot \text{âge}_i + \beta_{CSP} \cdot CSP_i + \beta_{lieu} \cdot lieu_consult + \beta_k \cdot 1_{(diag_{i1} = k)} + \alpha_t + \tilde{u}_j + \varepsilon_{ijk}$
3	Codes diagnostic de niveau 1	Sexe, âge, CIM 10 niveau 1	$\log(\text{coût})_{ijk} = \beta_0 + \beta_{CSP} \cdot CSP_i + \beta_{lieu} \cdot lieu_consult + \beta_{s,a,k} \cdot \text{sexe}_i \times \text{âge}_i \times 1_{(diag_{i1} = k)} + \alpha_t + \tilde{u}_j + \varepsilon_{ijk}$
4 Modèle final	Codes diagnostic de niveaux 1 et 2	Sexe, âge, CIM 10 niveau 1	$\log(\text{coût})_{ijkl} = \beta_0 + \beta_{CSP} \cdot CSP_i + \beta_{lieu} \cdot lieu_consult + \beta_{s,a,k} \cdot \text{sexe}_i \times \text{âge}_i \times 1_{(diag_{i1} = k)} + \beta_l \cdot 1_{(diag_{i2} = l)} + \alpha_t + \tilde{u}_j + \varepsilon_{ijkl}$

Note : $diag_{i1}$ correspond à un code diagnostic de niveau 1, noté k ($k = \{A00-B99 ; C00-D48 ; \dots ; Z00-Z99\}$) et $diag_{i2}$ à un code diagnostic de niveau 2, noté l ($l = \{A00-A09 ; A15-A19 ; A20-A28 ; \dots ; Z80-Z99\}$).

Notre objectif en comparant ces 4 modèles est d'étudier comment l'effet aléatoire médecin se modifie – qu'il s'agisse de la distribution de cet effet dans la population ou de sa valeur pour un individu donné – en fonction de la manière de prendre en compte le diagnostic.

Il s'agit ainsi d'expliquer la variabilité des coûts de prescription à diagnostic donné entre médecins, et non entre patients. Pour cette raison, les caractéristiques des patients sont introduites au sein des variables explicatives en tant que variables de contrôle, destinées à permettre de raisonner à profil de patient donné. Nous tenons donc compte de l'existence de différences de coûts de prescription selon le sexe, l'âge des patients et la CSP, que cela soit justifié médicalement ou non.

ENCADRÉ 3 – MODÉLISATION

Niveau d'analyse

La question se pose 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 pendant toute la durée du traitement. Toutefois, compte tenu du protocole d'enquête et, en particulier, du fait que les médecins sont interrogés une semaine par trimestre seulement, les données de l'EPPM ne permettent pas cette vision : le niveau d'analyse le plus large permis par nos données pour un patient donné est l'ordonnance.

Différents niveaux d'analyse sont envisageables, qui correspondent aux différents niveaux d'information sur le diagnostic auquel le gestionnaire est susceptible d'accéder. Nous nous situons successivement dans ces différents cas de figure (pas d'accès à un code diagnostic, accès à une information de niveau 1, accès à une information de niveau 2). Lorsque aucune information de diagnostic n'est connue, le coût de l'ordonnance est le niveau d'analyse le plus naturel. Lorsque des informations de diagnostic sont disponibles et, donc, mobilisées, il est possible de maintenir l'analyse au niveau du coût de l'ordonnance tout en tenant compte de la présence de plusieurs diagnostics sur une même ordonnance : plusieurs indicatrices de diagnostic vaudraient alors 1. Toutefois, cette option présenterait de nombreux inconvénients sur le plan méthodologique²⁸. C'est pourquoi, dans la suite de l'étude, lorsque les modèles comportent des informations de diagnostic parmi les variables explicatives, nous considérons comme variable d'intérêt non pas le coût total de l'ordonnance, mais le coût total des lignes de prescriptions de l'ordonnance en rapport avec un diagnostic donné²⁹. Dans la suite, nous appellerons cette grandeur « coût d'un traitement ponctuel (de niveau 1 ou 2) », pour signifier d'une part qu'elle est liée à un diagnostic donné (de niveau 1 ou 2), d'autre part qu'elle concerne une unique ordonnance et ne couvre donc pas l'ensemble des coûts du traitement.

Une conséquence pratique est que nous estimons des modèles comportant des unités statistiques qui diffèrent par leur degré d'agrégation (coût de l'ordonnance, coût d'un traitement ponctuel défini avec des degrés de précision du diagnostic de niveau 1 ou 2) et dont le nombre d'observations est donc variable (voir tableau 3, en annexe).

Modélisation économétrique

On présente ici le quatrième modèle : les trois autres modèles diffèrent uniquement par la prise en compte moins fine du code diagnostic (un seul niveau k dans les modèles 2 et 3, aucun niveau dans le modèle 1).

On modélise sous forme linéaire le logarithme du coût de prescription, ce qui revient à faire l'hypothèse que le coût C_{ijkl} d'un traitement ponctuel associé à un diagnostic l (appartenant à une classe de diagnostics k), et prescrit à un patient i par un médecin j est défini par la forme multiplicative suivante :

$$C_{ijkl} = e^{Z_{ikl}\beta} \cdot e^{\tilde{u}_j} \cdot e^{\alpha_t} \cdot e^{\varepsilon_{ijkl}}$$

où Z_{ikl} est un vecteur incluant les variables de catégorie socioprofessionnelle, de diagnostic de niveau 1, diagnostic de niveau 2, sexe et âge du patient. Autrement dit, nous supposons que le coût d'un traitement ponctuel est le produit de quatre facteurs : un facteur patient-diagnostic, un facteur médecin, un effet fixe temporel et un facteur d'erreur. L'effet fixe trimestriel α_t permet de prendre en compte la saisonnalité des prescriptions : en effet, nous disposons des prescriptions des médecins seulement pour un ou plusieurs trimestres de l'année. Nous faisons intervenir dans chacun des modèles un effet aléatoire médecin \tilde{u}_j et un terme d'erreur ε_{ijkl} . Nous faisons les hypothèses paramétriques

suivantes : $\varepsilon_{ijkl} \rightarrow N(0, \sigma_t^2)$, $\tilde{u}_j \rightarrow N(0, \sigma_u^2)$ et $\varepsilon_{ijkl} \perp \tilde{u}_j$.

²⁸ 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 multiplicité des surcoûts, hypothèse qui ne nous semble pas plausible. De plus, le modèle ne serait pas estimable avec un code diagnostic de niveau 2, comprenant 234 modalités, du fait du trop grand nombre de combinaisons si plusieurs indicatrices peuvent être égales à 1.

²⁹ Ce niveau d'analyse revient à faire l'hypothèse que les coûts de traitements ponctuels communs à une même ordonnance sont indépendants entre eux.

Le facteur patient-diagnostic est lié aux caractéristiques du patient et au diagnostic, il correspond à la moyenne (géométrique, du fait de la modélisation en logarithme) du coût pour un patient à sexe, âge, CSP et lieu de consultation (au cabinet du médecin ou à domicile) donnés.

Le facteur médecin est défini comme l'exponentielle d'un terme aléatoire médecin \tilde{u}_j , normalement distribué. Nous faisons l'hypothèse que ce facteur est le même pour tous les diagnostics, ce qui va de pair avec la perspective opérationnelle dans laquelle se place cette étude³⁰. Notons que l'effet propre du médecin sur le coût ponctuel de traitement transite uniquement par ce facteur aléatoire. Nous raisonnons sur un effet médecin global et n'introduisons pas de variables relatives aux caractéristiques des médecins, car l'objet de l'étude n'est pas d'estimer l'influence de ces caractéristiques sur le coût de prescription.

Enfin le facteur d'erreur est défini comme l'exponentielle d'un terme d'erreur ε_{ijkl} qui est normalement distribué.

Compte tenu de la nature emboîtée des données (les observations sont groupées en fonction de leur rattachement à un médecin prescripteur), nous recourons à un modèle multi-niveaux. De cette façon nous tenons compte de la corrélation entre les termes d'erreurs des observations liées aux patients ayant consulté le même médecin (Rice & Jones, 1997 ; Duncan *et al.*, 1998). Concernant les patients, les données de l'EPPM n'offrent pas la possibilité de les suivre dans le temps puisqu'aucun identifiant patient n'est renseigné. Nous faisons donc l'hypothèse que chaque ordonnance consignée dans l'EPPM correspond à un patient unique, ce qui revient à supposer qu'il n'existe pas d'autocorrélation au niveau des patients. Cette hypothèse nous semble crédible puisque un médecin est enquêté au maximum une semaine au cours d'un trimestre : la probabilité qu'il consulte le même patient plus d'une fois apparaît donc faible.

³⁰ Un gestionnaire pourrait difficilement affiner de façon très importante ce type de modèle, si ce dernier devait être utilisé à des fins opérationnelles.

La finesse de l'ajustement au risque a une influence sur le profilage des médecins³¹

L'estimation de ces quatre modèles permet de souligner les différences de pouvoir explicatif selon la variable d'intérêt considérée et le niveau d'informations retenu. L'estimation du coût de l'ordonnance (modèle 1) à partir de variables relatives à l'âge, au sexe et à la catégorie socioprofessionnelle (PCS) des patients uniquement permet d'expliquer 15 % de l'hétérogénéité de prescription des médecins. À un niveau d'analyse plus fin, à savoir le coût d'un traitement « ponctuel », ces mêmes variables auxquelles s'ajoutent les indicatrices de diagnostic au 1^{er} niveau de la CIM-10, permettent d'expliquer respectivement 14 %³² (modèle 2) et 16 % (modèle 3) de cette hétérogénéité. Lorsque le coût d'un traitement « ponctuel » est considéré à un niveau encore plus fin, à savoir au 2^{ème} niveau de la CIM-10, les variables relatives aux patients et à leur pathologie (diagnostic de niveau 2) permettent d'expliquer 24 % de l'hétérogénéité du coût de prescription des médecins. Ainsi, d'après nos résultats, disposer d'un niveau de diagnostic plus fin lorsqu'on analyse le coût d'un traitement « ponctuel » augmente significativement le pouvoir explicatif du modèle.

L'introduction d'un effet temporel trimestriel dans chacun des modèles permet de prendre en compte la saisonnalité de l'activité des médecins. En effet, nous disposons d'informations sur les consultations des médecins qui peuvent ne concerner qu'une semaine d'activité, selon qu'il s'agit d'une période hivernale ou estivale la nature des pathologies peut changer de manière importante. Que l'on raisonne à diagnostic donné (modèles 2 à 4) ou non (modèle 1), le coût de prescription est plus élevé au premier semestre qu'au second. C'est en été que l'effet saisonnier est le plus faible, ce qui signifie qu'à cette saison les prescriptions sont, à diagnostic donné, moins coûteuses.

Concernant l'effet propre de la variable de PCS du patient, les résultats de l'estimation du modèle final indiquent que les ouvriers, chômeurs et autres inactifs connaissent toutes choses observables égales par ailleurs, un coût de la prescription plus faible que les employés, tandis que les agriculteurs, artisans, cadres supérieurs, cadres et retraités connaissent un coût plus élevé³³.

Sensibilité de l'identification des médecins au niveau de finesse de diagnostic retenu

Pour chaque modèle réalisé, nous avons estimé la valeur de l'effet aléatoire de chaque médecin³⁴. Ensuite, nous avons classé les médecins en déciles selon la valeur prise par leur effet propre. Le graphique 6 présente la valeur moyenne du facteur multiplicatif médecin par décile et selon le modèle mis en œuvre. Selon le modèle 1, les prescriptions d'un médecin du premier décile coûtent 40 % moins cher que celles du médecin moyen, et celles d'un médecin du dernier décile 80 % plus cher. Selon les modèles 2, 3 et 4, les valeurs de l'effet médecin

³¹ Les résultats des différentes modélisations multi-niveaux sont présentés en annexe (voir tableau 3).

³² Le passage de l'analyse du niveau « coût de l'ordonnance » (modèle 1) au niveau « coût de traitement ponctuel » (modèles 2,3,4) conduit à situer l'analyse au niveau diagnostic plutôt qu'ordonnance, si bien que les R2 des modèles 1 d'une part et des modèles 2,3 et 4 d'autre part, ne sont pas directement comparables.

³³ Ce résultat est toutefois susceptible d'être biaisé par la potentielle endogénéité de cette variable. En effet, le code diagnostic de niveau 2 est une mesure imparfaite de la morbidité. De ce fait, il n'est pas exclu que, même en contrôlant de la morbidité par cette variable, demeure une hétérogénéité inobservée des coûts de prescription entre catégories socioprofessionnelles liée à des morbidités différentes et que l'on attribuerait par erreur à l'effet propre de la PCS.

³⁴ Pour chaque médecin, dans chacun des quatre modèles, nous calculons son effet propre en utilisant la formule suivante (issue de Davezies, 2011) :

$$\hat{u}_j = \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} \left[\log(\text{coût})_{ijkl} - \widehat{\log(\text{coût})}_{ijkl} \right] \text{ où } n_j \text{ représente le nombre de patients du médecin } j.$$

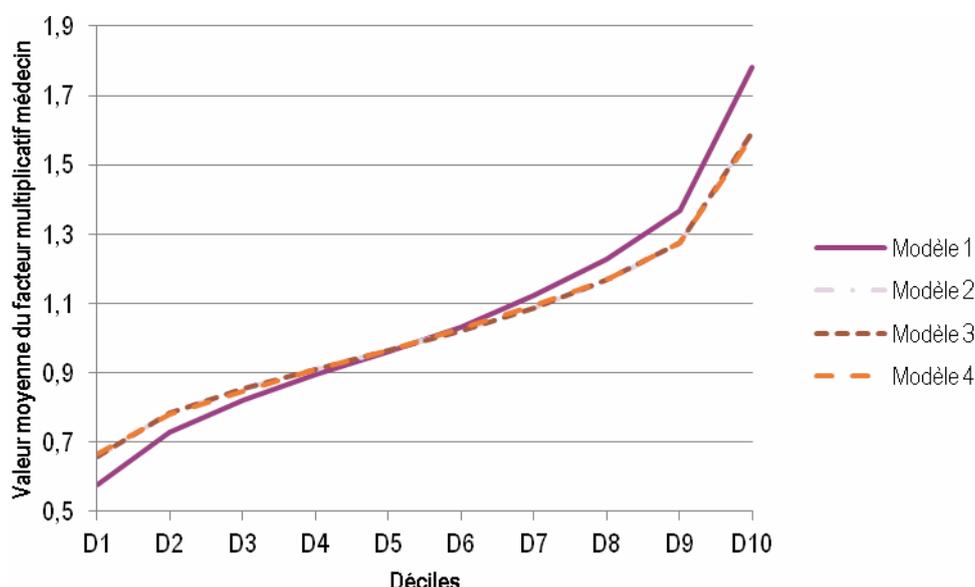
pour chaque décile sont très proches : les prescriptions d'un médecin du premier décile coûtent 33 % moins cher que celles du médecin moyen et celles d'un médecin du dernier décile 60 % plus cher.

L'ajout d'informations sur le code diagnostic diminue donc la dispersion des effets médecins de manière modérée. En revanche, disposer d'un code diagnostic plus détaillé ne modifie quasiment pas cette dispersion (voir la valeur de la variance des effets aléatoires médecin selon le modèle dans le tableau 3 en annexe).

Si les valeurs moyennes par décile ne sont pas sensiblement modifiées, il est possible que pour un médecin donné, l'ajout de ces variables modifie sensiblement la valeur de son effet propre. La partie suivante s'emploie à analyser ces modifications au niveau individuel.

GRAPHIQUE 6

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



SOURCE : EPPM IMS-FRANCE, CALCULS DREES.

CHAMP : MÉDECINS GÉNÉRALISTES LIBÉRAUX, ANNÉES 2005 À 2009.

NOTE DE LECTURE : D'APRÈS LE MODÈLE 4, UN MÉDECIN APPARTENANT AU TROISIÈME DÉCILE RÉALISE DES PRESCRIPTIONS DONT LA VALEUR EST EN MOYENNE 15 % INFÉRIEURE À CELLES RÉALISÉES PAR LE MÉDECIN MOYEN, CONTRE UNE VALEUR SUPÉRIEURE DE 16 % POUR UN MÉDECIN DU HUITIÈME DÉCILE.

Sensibilité de l'effet aléatoire médecin au niveau de finesse de diagnostic retenu

Le graphique 6 a permis de montrer que, sans contrôle du diagnostic, les écarts de coûts de prescription entre médecins apparaissent plus élevés, impliquant ainsi qu'une bonne spécification du modèle permet d'évaluer plus justement les médecins « *outliers* », dont la pratique de prescription se distingue fortement de la moyenne. Pour estimer de manière précise l'impact du niveau d'analyse retenu sur l'estimation de l'effet propre de chaque médecin, nous nous situons au niveau individuel, adapté aux méthodes de profilage.

Le tableau 2 permet d'apprécier la sensibilité de la distribution de l'effet aléatoire médecin à la méthode d'ajustement au risque choisie. Lorsque l'on change de modèle mis en œuvre, le classement implicite des médecins au sein des déciles peut se trouver assez sensiblement modifié. Entre le modèle 1, très fruste, et le

modèle 4, qui est le plus complet, 22 % des médecins n'ont pas changé de décile³⁵, 28 % des médecins ont changé d'un décile, 20 % de deux déciles et 30 % d'au moins trois déciles. Les changements de déciles sont moins fréquents entre les modèles 2 et 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 un peu plus de la moitié des médecins, tandis que 39 % d'entre eux connaissent un changement d'un décile. On notera qu'une évolution d'un décile seulement peut être due à un effet de bord et ne pas être significative. De ce fait, on peut considérer qu'un changement de classement n'est significatif que lorsque l'évolution est d'au moins deux déciles. Lorsqu'on compare les modèles avec information de diagnostic de niveau 1 et 2, ce serait le cas d'environ 8 % à 9 % des médecins (contre 50% lorsqu'on compare le modèle sans information sur le diagnostic avec le modèle avec code diagnostic de niveau 2).

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

TABLEAU 2

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

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

SOURCE : EPPM IMS-FRANCE, CALCULS DREES.

CHAMP : MÉDECINS GÉNÉRALISTES LIBÉRAUX, ANNÉES 2005 À 2009.

NOTE DE LECTURE : 54 % DES MÉDECINS DE L'ÉCHANTILLON N'ONT PAS VU LEUR CLASSEMENT (EN TERMES DE DÉCILE D'APPARTENANCE) CHANGER SELON QUE LE MODÈLE UTILISÉ ÉTAIT LE MODÈLE 3 OU LE MODÈLE 4. EN REVANCHE, 39 % DES MÉDECINS ONT VU LEUR CLASSEMENT CHANGER DE +/- UN DÉCILE EN UTILISANT LE MODÈLE 4 PLUTÔT QUE LE MODÈLE 3 POUR ESTIMER L'EFFET PROPRE DU MÉDECIN.

Cette analyse de sensibilité suggère donc que l'introduction d'un code diagnostic permet un gain appréciable de précision du ciblage (la moitié des médecins changent de 2 déciles ou davantage entre le modèle 1 sans code diagnostic et le modèle 4 avec code diagnostic de niveau 2) mais que la précision du code diagnostic est moins cruciale (seuls 8 à 9% des médecins changent de deux déciles ou plus).

Dans une perspective opérationnelle, l'enjeu du profilage des médecins est souvent d'identifier les médecins qui prescrivent beaucoup. Pour cette raison, classer un médecin dans un certain décile alors qu'il serait classé différemment en ajustant du risque pose un problème s'il s'agit d'un médecin appartenant aux déciles les plus élevés. Nous reproduisons donc l'analyse précédente mais en nous concentrant sur les médecins appartenant au dernier décile, que nous nommerons par la suite « gros prescripteurs ».

Dans cette analyse complémentaire, nous identifions à partir du modèle 4, qui permet d'expliquer le mieux les différences de coût de prescription entre médecins, les médecins « gros prescripteurs », qui sont classés dans le décile 10. Il apparaît que quand on ne tient pas compte du case-mix (modèle 1), 82 % de ces médecins « gros

³⁵ 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.

prescripteurs » figurent quand même dans le dernier décile, la quasi-totalité des autres médecins « gros prescripteurs » étant classés quant à eux dans le décile 9. 18 % des médecins du dernier décile (modèle 1) ne sont donc pas classés parmi les « gros prescripteurs » quand on tient compte du case-mix (modèle 4). Ils sont cependant classés dans les déciles 9 (pour l'essentiel), et 8 pour les quelques autres.

Ainsi, une mesure opérationnelle de ciblage des médecins du dernier décile sur la seule base des coûts de prescription conduirait grosso modo à bien cibler quatre cinquièmes des médecins « gros prescripteurs » identifiés en tenant compte du case mix. Un cinquième des médecins ciblés le seraient « à tort », mais cela est à relativiser dans la mesure où ils apparaissent néanmoins, après prise en compte du case mix, parmi les médecins aux prescriptions élevées (déciles 9 voire 8).

Même si ces résultats sur les « gros prescripteurs » sont à considérer avec précaution compte tenu de la taille de l'échantillon (1821 médecins au total), ils semblent suffisamment nets pour en déduire que l'absence d'ajustement au risque ne semble pas être un obstacle au ciblage des médecins qui prescrivent le plus.

Conclusion

Cette étude permet finalement, en comparant 4 modélisations, de dégager plusieurs enseignements.

- Tout d'abord, conformément aux résultats de la littérature, il est important de disposer du diagnostic du médecin pour expliquer ses pratiques de prescription. Selon nos résultats, un code diagnostic suffisamment fin serait nécessaire pour améliorer le pouvoir explicatif du modèle.
- En ce qui concerne le classement des médecins selon leur niveau de prescription, nos résultats suggèrent que la prise en compte du diagnostic importe (la moitié des médecins ne sont pas classés dans un décile identique ou voisin entre les modèles sans codes diagnostic et avec codes diagnostic de niveau 2) mais que, en revanche, le degré de finesse de celui-ci est secondaire (seuls 8 à 9% des médecins ne sont pas classés dans un décile identique ou voisin entre les modèles avec codes diagnostic de niveaux 1 et 2 respectivement).
- En revanche, lorsqu'il s'agit d'identifier les médecins « gros prescripteurs », l'ajustement du risque apporte peu : parmi les médecins classés dans le dernier décile par le modèle qui ajuste de l'âge, du sexe et de la catégorie socioprofessionnelle mais pas du diagnostic, 82 % sont également classés dans le dernier décile par le modèle qui ajuste également du code diagnostic le plus fin et 17 % y sont placés dans le 9^{ème} décile. L'intérêt de l'ajustement au risque apparaît donc moindre dans une perspective de ciblage des seuls « gros prescripteurs ».

Avant de tirer les implications des résultats de ces travaux, il est important d'en souligner les limites.

On notera que dans nos données issues de l'EPPM, seules les consultations ayant occasionné une prescription sont considérées. Cette restriction est susceptible de biaiser les résultats : en effet, les médecins qui ont pour habitude de ne pas prescrire automatiquement à chaque consultation³⁶ ont un coût moyen de prescription par consultation à *case-mix* donné plus faible que ce qui est estimé ici.

Une autre limite vient du fait que l'étude procède implicitement comme si l'information de diagnostic était exogène. En effet, nous raisonnons comme s'il s'agissait d'une caractéristique de la prescription sans lien avec la pratique de prescription du médecin que l'on cherche à caractériser. Or, cette information est fournie par le médecin et il existe une marge d'appréciation, qui peut par exemple se concrétiser par des pratiques de « surcodage »³⁷ que nos données ne permettent pas d'appréhender. Cet effet est susceptible de biaiser nos résultats dans le sens où les médecins qui « surcodent » seront moins susceptibles d'être identifiés comme « gros prescripteurs ».

Enfin, si habitude est prise de comparer la performance du professionnel de santé à la moyenne observée chez les confrères dans des situations semblables (Kerleau, 1998), la question est de savoir ce qu'on entend par bonne pratique. En effet, il n'y a pas de raison 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 renseigne pas pour autant sur les bonnes pratiques à mettre en œuvre, le coût moyen de prescription observé n'étant pas nécessairement optimal d'un point de vue médical. Pour en juger, une comparaison internationale est instructive. 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 », qui consiste à limiter le plus possible la prescription de médicaments dans le cadre de pathologies bénignes, tandis que les médecins français privilégient la prescription médicamenteuse (médicaments dits de confort).

³⁶ Ce qui reviendrait à leur attribuer un coût de prescription nul pour une telle consultation.

³⁷ Au sens où en cas d'incertitude médicale, certains médecins auront tendance à « sur-diagnostiquer » tandis que d'autres auront tendance à « sous-diagnostiquer ».

L'indicateur de coût de la prescription n'est donc pas parfait car il est fondé sur une comparaison à la moyenne qui ne peut valoir de norme, quand bien même l'échantillon exploité compterait plus de médecins ou plus d'ordonnances par médecin.

Quelle interprétation tirer de ces résultats ?

Tout d'abord, cette étude souligne les difficultés techniques d'ajustement au risque : si ce type d'indicateur devait être exploité à des fins opérationnelles, la question de l'insuffisance de précision du code diagnostic se poserait, alors même que ce niveau d'information apparaît difficile à obtenir dans l'état actuel des systèmes d'information. Toutefois, le profilage des médecins dans un but opérationnel se concentre sur les médecins qui prescrivent le plus, et nos résultats suggèrent que les médecins désignés comme gros prescripteurs sont à peu de choses près les mêmes que l'on contrôle par le diagnostic ou non – dans ce dernier cas, on contrôle tout de même par l'âge, le sexe et la PCS.

Si en revanche il s'agit de classer l'ensemble des médecins, disposer d'un code diagnostic modifie l'appréciation que l'on peut porter sur un médecin en termes de coût de la prescription, dans des proportions parfois non négligeables. Lorsque l'on se situe dans ce cas de figure, ces résultats, et leurs comparaisons avec ceux des études précédentes, nous amènent à penser qu'il existe deux grandes manières de cibler l'ensemble des médecins.

Une première méthode consiste à s'appuyer sur des indicateurs très précis (pathologies précises) issus de recommandations (*guidelines*) et limités à certains types de patients. C'est le point de vue adopté dans l'article de Mousquès *et al.* (2010) faisant écho aux recommandations de l'Assurance Maladie concernant l'usage des antibiotiques. 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 inutile³⁸.

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 nécessaire. Toutefois, l'intégration de codes diagnostics n'étant pas toujours possible dans les systèmes d'informations actuels, il est envisageable de développer des approches alternatives qui se substitueraient aux codes diagnostics et permettraient ainsi le ciblage des médecins. Dans certains pays, comme le Royaume-Uni par exemple, le NHS a choisi une voie indirecte pour déterminer un budget de prescription en fonction du risque : des montants théoriques de prescription sont définis par territoire, au niveau des Primary Care Trust (PCT), et ces montants sont ajustés au risque à partir des caractéristiques de la population (démographie, prévalence du diabète, de l'hypertension...) de façon à calibrer les budgets alloués à chaque PCT.

Du côté français, des travaux en cours de l'Assurance maladie permettent d'identifier pour chaque patient les pathologies chroniques dont il souffre ainsi que les soins ponctuels qu'il reçoit à partir des informations disponibles dans les données. A partir d'un algorithme précis et propre à chaque pathologie faisant intervenir des variables d'hospitalisation (issues du programme de médicalisation des systèmes d'information - PMSI), de diagnostics d'affection de longue durée (ALD) et de consommation médicamenteuse, il est ainsi possible d'en déduire une pathologie. Il s'agit d'une voie prometteuse pour mieux apprécier la distribution des maladies pour une population donnée (zones géographiques, classes d'âge...).³⁹

³⁸ Plus précisément, l'ajustement au risque sera inutile chaque fois que la recommandation officielle concerne un ensemble large de patients. C'est le cas par exemple du suivi de l'hémoglobine glyquée chez les patients diabétiques : la recommandation de la HAS s'appliquant à tous les patients diabétiques, évaluer les pratiques d'un médecin sur cette dimension précise nécessite seulement de pouvoir circonscrire ses patients diabétiques au sein de sa patientèle.

³⁹ Cependant, le caractère totalement endogène du diagnostic par rapport aux prescriptions limite les possibilités d'utilisation au niveau médecin.

Bibliographie

- 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 D., Bousquet F., Blotière P.-O., Legal R., Silvera L. 2008. « La variabilité des pratiques en médecine générale : une analyse sur données de l'Assurance Maladie », *Document de travail* présenté aux 30^e journées des JESF, Université Paris Dauphine, décembre 2008.
- Calderón-Larrañaga A., Gimeno-Feliu L.A., Macipe-Costa R., Poblador-Plou B., Bordonaba-Bosque D., Prados-Torres A. 2010. "Primary Care Utilisation Patterns Among an Urban Immigrant Population in the Spanish National Health System". *BMC public health* 11 (2011): 432.
- 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. 2005. « Quel est le rapport des Français et des Européens à l'ordonnance et aux médicaments ? Un dispositif d'étude mis en place par l'Assurance Maladie », IPSOS Santé pour la CNAMTS, février 2005.
- CNAMTS. 2011. « Consommation et dépenses de médicaments en France et en Europe : évolutions 2006-2009 ». Paris : CNAMTS.
- Davis P., Gribben B., Scott A., Lay-Yee R. 2000. "The "Supply Hypothesis" and Medical Practice Variation in Primary Care: Testing Economic and Clinical Models of Inter-practitioner Variation". *Social Science and Medicine*, 50 (3) : 407-418.
- De Pourville G., Hallais C., Czernichow P., Le Vaillant M., Froment L. 2007. « Gravité des patients et surcoûts dans les hôpitaux de référence », *Journal d'Économie Médicale*, mai 2007, Vol. 25, Numéro 3, 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.
- Drees. 2011. « Comptes nationaux de la santé 2010 », *Collection Études et Statistiques*, DREES, novembre 2011.
- Fleishman J.A., Cohen J.W. 2010. "Using Information on Clinical Conditions to Predict High Cost Patients". *Health Services Research* 45, no 2 : 532-552.
- Goldfield N, Berman H, Collins A, et al. 1996. "Methods of Compensating Managed Care Physicians and Hospitals". In: Goldfield N, Boland P, eds. *Physician Profiling and Risk Adjustment*. Gaithersburg, Md.: Aspen, 1996: 120.
- Grytten J., Sorensen R. 2002. "Practice Variation and Physician-specific Effects", *Journal of Health Economics*, No. 22, 403-418.
- Hanley G. Morgan S., Reid R.J. 2010. "Explaining Prescription Drug Use and Expenditures Using the Adjusted Clinical Groups Case-mix System in the Population of British Columbia, Canada". *Medical care* 48, n° 5: 402-408.

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.

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

Mousquès J., Renaud T., Scemama O. 2010. "Is the "Practice Style" Hypothesis Relevant for General Practitioners? An Analysis of Antibiotics Prescription for Acute Rhinopharyngitis". *Social Science and Medicine*, 70 (8) : 1176-1184.

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.

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

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

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

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.

Winkelman R., Mehmud S. 2007. "A Comparative Analysis of Claims-based Tools for Health Risk Assessment", (Society of Actuaries, April 20, 2007).

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

TABLEAU 3

Résultats de l'estimation des modèles multi-niveaux 1 à 4

Variable expliquée : logarithme du coût d'un traitement ponctuel

Variables	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4		
Constante	3,22 ***	3,60 ***	3,71 ***	3,75 ***		
<i>Sexe des patients</i>						
Homme (référence)	Référence	Référence	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.		
Femme	-0,07 ***	-0,12 ***				
<i>Âge des patients</i>						
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 ***				
<i>Catégorie socioprofessionnelle des patients</i>						
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 ***		
<i>Lieu de la consultation</i>						
Au cabinet du médecin	Référence					
Au domicile du patient	-0,05 ***	-0,04 ***	-0,05 ***	-0,11 ***		
<i>Diagnostic</i>						
Diagnostic de niveau 1 (chapitres de la CIM 10)		21 modalités Nous ne présentons pas les résultats de	Interaction avec les variables d'âge et de sexe.			

Variables	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
		ces estimations pour des raisons pratiques.		
Diagnostic de niveau 2 (sous-chapitres de la CIM 10)				192 modalités Nous ne présentons pas les résultats de ces estimations pour des raisons pratiques.
Effet temporel				
2005, 1 ^{er} trimestre	Référence	Référence	Référence	Référence
2005, 2 ^{ème} trimestre	0,03 ***	0,02 ***	0,02 ***	0,03 ***
2005, 3 ^{ème} trimestre	-0,05 ***	-0,05 ***	-0,04 ***	-0,04 ***
2005, 4 ^{ème} trimestre	-0,05 ***	-0,03 ***	-0,03 ***	-0,02 ***
2006, 1 ^{er} trimestre	-0,03 **	-0,01 *	-0,01 *	-0,02 ***
2006, 2 ^{ème} trimestre	-0,01 (ns)	0,01 *	0,02 *	0,02 ***
2006, 3 ^{ème} trimestre	-0,05 ***	-0,02 ***	-0,02 ***	-0,01 *
2006, 4 ^{ème} trimestre	-0,07 ***	-0,02 ***	-0,03 ***	-0,01 (ns)
2007, 1 ^{er} trimestre	0,01 (ns)	0,03 ***	0,03 ***	0,03 ***
2007, 2 ^{ème} trimestre	0 (ns)	0,03 ***	0,03 ***	0,03 ***
2007, 3 ^{ème} trimestre	-0,04 ***	0 (ns)	0 (ns)	0,01 (ns)
2007, 4 ^{ème} trimestre	-0,07 ***	-0,01 (ns)	-0,01 (ns)	0 (ns)
2008, 1 ^{er} trimestre	-0,04 ***	0 (ns)	0 (ns)	0 (ns)
2008, 2 ^{ème} trimestre	-0,01 (ns)	0,03 ***	0,03 ***	0,03 ***
2008, 3 ^{ème} trimestre	-0,04 ***	0 (ns)	0 (ns)	0 (ns)
2008, 4 ^{ème} trimestre	-0,08 ***	0,01 (ns)	0 (ns)	0,02 ***
2009, 1 ^{er} trimestre	-0,03 ***	0,05 ***	0,04 ***	0,05 ***
2009, 2 ^{ème} trimestre	-0,01 (ns)	0,05 ***	0,05 ***	0,05 ***
2009, 3 ^{ème} trimestre	-0,08 ***	0,01 (ns)	0,01 (ns)	0,03 ***
2009, 4 ^{ème} trimestre	-0,05 ***	0,03 ***	0,03 ***	0,05 ***
R ²	15 %	14 %	16 %	24 %
Variance de l'effet médecin et du terme d'erreur				
Var(U_j)	0,07636	0,05217	0,05178	0,055
Var(e_{ijk})	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 %

NOTE : CES MODÈLES SONT AJUSTÉS SUR LA PÉRIODE À L'AIDE DE DUMMIES DE CHACUN DES TRIMESTRES DE LA PÉRIODE.
 CHAMP : PRESCRIPTION MÉDICAMENTEUSE DES MÉDECINS GÉNÉRALISTES LIBÉRAUX ENTRE 2005 ET 2009.

DOSSIERS SOLIDARITÉ ET SANTÉ

Directeur de la publication : Franck von Lenep

ISSN : 1958-587X
