

Le rôle des tarifs dans le recours aux soins dentaires : l'exemple des *inlay core*

Noémie Jess¹, Rémi Lardellier², Renaud Legal³

Avec la collaboration de Claire Marbot

VERSION TRES PRELIMINAIRE : MERCI DE NE PAS CITER !

N'ayant pas encore suivi le circuit de validation, cet article ne saurait engager la DREES.

Résumé : *Les restes à charge importants auxquels font face les patients en cas de recours aux prothèses dentaires sont de nature à créer des obstacles financiers dans l'accès aux soins dentaires, notamment en cas de dépassements élevés. En complément des analyses sur le renoncement aux soins pour raisons financières, cette étude questionne l'existence de barrières financières dans l'accès aux soins dentaires. Pour cela, elle s'intéresse à l'effet propre des tarifs dans le recours à un soin dentaire particulier : l'inlay core. L'étude met à profit la dimension longitudinale de l'échantillon généraliste des bénéficiaires de l'assurance maladie pour mettre en oeuvre des modèles multiniveaux sur données de panel, qui offrent une réponse précieuse aux problèmes d'endogénéité. Les résultats suggèrent que les augmentations de tarifs sont de nature à pénaliser le recours aux soins prothétiques, a fortiori pour les plus défavorisés.*

Mots-clé : *Recours aux soins dentaires, élasticité-prix de la demande, modèles multi-niveaux, données de panel.*

¹ DREES, Bureau dépenses de santé et relations avec l'assurance maladie.

² Appartenait au bureau des dépenses de santé et des relations avec l'assurance maladie de la DREES.

³ DREES, Bureau dépenses de santé et relations avec l'assurance maladie.

Introduction

En France, tous les soins dentaires ne sont pas soumis aux mêmes règles d'encadrement des tarifs par l'assurance maladie obligatoire (AMO). Si les soins dentaires conservateurs et chirurgicaux font l'objet de tarifs conventionnels que doivent respecter les professionnels, en revanche ces derniers sont autorisés à pratiquer des dépassements sur certains actes à tarifs dits « de responsabilité » tels que les soins prothétiques (couronnes, bridges), voire des tarifs libres pour les implants dentaires notamment. En conséquence, en 2011, un peu plus de 52 % des honoraires des dentistes proviennent de ces dépassements (Comptes de la santé, 2011). Ceux-ci induisent des écarts importants entre les prix effectivement pratiqués par les dentistes d'une part, et les montants remboursés par l'assurance maladie obligatoire.

Les contrats d'assurance maladie complémentaire santé (AMC) peuvent prendre en charge le cas échéant ces dépassements d'honoraires. Mais, malgré des disparités importantes en termes de garanties dentaires offertes par les contrats d'assurance complémentaire, la grande majorité des individus couverts ont un reste à charge pour soins prothétiques très conséquent. Ainsi en 2008, 85 % (respectivement 97 %) des individus couverts par un contrat collectif (resp. individuel) font face à un reste à charge supérieur à 375 € en cas d'achat d'une prothèse céramo-métallique d'une valeur de 750 € (Garnero, 2011).

Ainsi, contrairement à des soins mieux pris en charge par l'AMO et l'AMC, les niveaux élevés de ces restes à charge sur les soins prothétiques laissent présager l'existence d'obstacles financiers dans l'accès à ces soins.

D'ailleurs, d'après l'enquête ESPS 2010, les soins dentaires représentent plus de la moitié des cas de renoncement aux soins pour raisons financières. Plus précisément, les trois cinquièmes des renoncements aux soins dentaires portent sur une couronne, un bridge ou un implant dentaire. Les soins prothétiques constituent donc la première cause de renoncement aux soins pour raisons financières en France.

Force est de constater que le recours aux soins dentaires est peu étudié en France, notamment sous l'angle des barrières financières, alors que le sujet revêt un enjeu important en termes d'équité d'accès de la population à ces soins, et en termes de santé publique.

Notre étude complète la littérature empirique existante sur l'accessibilité financière des soins dentaires. Plus précisément, à partir de l'échantillon généraliste des bénéficiaires (EGB) du Sniiram⁴ mobilisé pour les années 2006 à 2010, elle s'intéresse aux déterminants du recours à un soin prothétique spécifique : l'inlay core. Elle analyse l'effet des caractéristiques individuelles mais aussi de l'offre, notamment des tarifs, appréhendée à un niveau départemental sur la probabilité de recours à l'inlay core.

Pour ce faire, elle procède en deux temps. Dans un premier temps, la question de la formation des tarifs sur un département donné est brièvement analysée. Dans un deuxième temps, l'effet du niveau des tarifs sur le recours est estimé en contrôlant de l'effet des autres facteurs de variabilité, en mettant à profit la dimension longitudinale des données.

Faute de pouvoir remédier complètement aux problèmes d'endogénéité de notre variable de prix, l'objectif de cette étude n'est pas de procéder à une estimation fine de l'élasticité-prix de la demande de soins dentaires, mais de regarder si les prix élevés de certains départements n'ont pas un effet pénalisant sur le recours aux soins dentaires de la population, notamment des plus pauvres.

L'article se compose de 6 parties. La première consiste en une revue de littérature sur la formation des tarifs des dentistes et les déterminants du recours aux soins dentaires, notamment l'effet des tarifs. La deuxième présente les données et le champ de l'étude considéré. La troisième partie détaille les modèles économétriques mis en œuvre. Les quatrième et cinquième parties présentent respectivement les résultats de l'approche exploratoire et de l'approche modélisée. Enfin la dernière partie ouvre la discussion.

⁴ Système national d'information inter-régimes de l'assurance maladie.

Revue de littérature

Formation des tarifs des dentistes

Deux théories complémentaires permettent d'éclairer la question de la formation des tarifs des dentistes.

La première est celle du revenu cible. Dans un cadre de demande induite, les professionnels de santé peuvent mettre à profit leur avantage informationnel pour augmenter le nombre d'actes par patients. En cas de possibilité de dépassements, un professionnel de santé peut également atteindre son revenu cible en augmentant ses tarifs. La théorie du revenu cible prédit un lien positif entre tarifs et densité de dentistes.

La deuxième est liée à l'*increasing monopoly model*, développé par Sautterthwaite (1979) et Pauly et Sautterthwaite (1981). Pour ces auteurs, le service rendu par un médecin ou un dentiste est un service dit « de réputation », c'est-à-dire un produit qui se différencie de celui fourni par d'autres offreurs sur certaines caractéristiques (lieu, compétence notamment) et vers lequel le demandeur s'oriente en fonction des recommandations de pairs de confiance. Leur modèle démontre que si le nombre de médecins augmente, alors chaque patient possède *de facto* moins d'informations sur chaque médecin et la recherche d'informations devient plus ardue. Par la suite, le pouvoir de monopole des médecins vis-à-vis de leurs patients se renforce (*increasing monopoly*) et ce faisant, la sensibilité des patient aux tarifs des médecins baisse. En conclusion, une augmentation de l'offre de médecins c'est-à-dire une augmentation du temps nécessaire à la collecte d'informations sur l'offre, tend à augmenter les tarifs d'équilibre. Les prédictions théoriques de ces deux modèles (non exclusifs l'un de l'autre) convergent.

Effet des tarifs sur le recours aux soins dentaires

En matière d'estimation de l'élasticité de la demande de soins dentaires aux tarifs des dentistes, il existe une littérature américaine assez vaste. Pour estimer l'élasticité de la demande au prix, une voie couramment utilisée consiste à mettre à profit les disparités en termes de niveaux de couverture d'assurance santé. Sur données de la

RAND par exemple, Newhouse et Phelps (1976) trouvent une élasticité-prix négative de la demande de soins dentaires de -0,13 lorsque le taux de reste à charge est de 20 % ou 25 %. Afin d'évaluer l'impact de l'introduction d'une prise en charge des soins dentaires, Manning et Phelps (1979) estiment des élasticités-prix de la demande sur une population d'individus non couverts pour les soins dentaires. Ils obtiennent une élasticité-prix de la demande de couronnes, de -0,61 pour les hommes et de -0,54 pour les femmes. S'intéressant à l'effet du niveau de couverture sur le recours aux soins dentaires, Mueller et Monheit (1988) exploitent les variations de taux de prise en charge au sein d'un échantillon de plus de 8 000 adultes. Les phénomènes de sélection adverse sont *a priori* inexistantes puisqu'il s'agit de couverture collective à choix restreint. Leurs résultats montrent que la probabilité de consommer des soins dentaires passe de 47 % pour les non couverts à près de 55 % pour les couverts, avec une augmentation progressive de la probabilité en fonction du degré de prise en charge.

Les déterminants socio-économiques du recours aux soins dentaires

Un premier groupe de travaux (Clerc-Umes *et al.* 2011, Ventelou *et al.* 2012) porte sur le recours aux soins dentaires des personnes âgées. Clerc-Umes *et al.* analysent l'effet de la densité de chirurgiens-dentistes sur le recours aux soins dentaires des personnes âgées. Les données utilisées sont celles de l'enquête HSM 2008. L'analyse porte sur plus 9000 individus d'au moins soixante ans. Les auteurs estiment un modèle logit multi-niveaux afin de tester à la fois l'effet des caractéristiques individuelles (âge, sexe, niveau de diplôme, niveau de vie, taille du ménage, milieu rural, santé perçue, handicaps quotidiens) et l'effet de variables contextuelles relatives au département de résidence, dont la densité de dentistes pour 100 000 habitants. Ainsi, les individus vivant dans un département à niveau de vie élevé ont une plus forte probabilité de recourir à des soins dentaires dans l'année. Un effet identique est retrouvé avec la variable individuelle de niveau de vie. L'étude comporte des résultats intéressants sur l'effet combiné du niveau de vie et de la densité départementale de dentistes. Niveau de vie individuel et densité de dentistes interagissent : lorsque la densité est faible, l'effet du niveau de vie sur le recours aux soins dentaires est marqué. Lorsque la densité de dentistes est importante, l'effet du niveau de vie individuel disparaît. Ainsi les inégalités spatiales dans l'offre de dentistes accentuent les inégalités économiques

d'accès aux soins dentaires. Des travaux ultérieurs non encore publiés⁵ ont par ailleurs montré que la hausse du recours induite par l'augmentation de la densité de dentistes affectait positivement l'état de santé bucco-dentaire déclaré.

Sur la seule région francilienne, Azogui-Lévy *et al.* (2008) s'intéressent aux inégalités sociales de santé à partir de l'enquête décennale santé de l'Insee. Les auteures montrent que l'effet de l'âge n'est pas le même selon le type d'actes dentaires. Pour les soins courants, l'âge est peu discriminant, en curatif comme en préventif. A l'inverse, l'âge joue un rôle important dans le recours aux soins prothétiques. Un point intéressant de cette étude est la confrontation entre les déclarations de problèmes dentaires et le recours effectifs à des soins. Il est montré que les patients à faible niveau d'éducation ou à faible niveau de vie déclarent plus souvent des problèmes dentaires (caries, déchaussements, abcès...) mais recourent moins aux soins dentaires que les patients des catégories supérieures. Par ailleurs, une modélisation multinomiale compare les déterminants du recours aux prothèses fixes (couronnes par exemple) et aux prothèses amovibles (dentiers par exemple). Les prothèses amovibles apparaissent alors comme étant plus souvent consommées par les individus les plus âgés ou au niveau scolaire le plus faible. De même la détention de la CMU-C induit un recours plus important aux prothèses amovibles par rapport à la détention d'une couverture traditionnelle mais l'effet est inversé et non significatif pour les prothèses fixes.

Enfin, une étude réalisée par la Drees (Calvet et Moisy, 2013) cible spécifiquement l'analyse du recours aux soins dentaires des enfants et adolescents. Un des objectifs de cette étude est de comparer le recours effectif des 5-15 ans aux nombreuses recommandations et dispositifs de prévention existant en matière de soins dentaires pour les jeunes. Les auteures utilisent l'enquête Handicap-Santé en ménage ordinaire (HSM) de 2008. Une modélisation du recours aux soins dentaires fait apparaître les effets de différentes variables sociodémographiques. Toutes choses égales par ailleurs, les filles recourent davantage. Le fait de ne pas souffrir de handicap, de ne pas être en ménage monoparental ou de ne pas résider dans un département ultra-marin augmentent aussi le recours. Enfin il existe un gradient de recours lié à la PCS de la mère. Enfin les motifs de recours sont préventifs pour les plus favorisés, et curatifs pour les moins favorisés.

⁵ Lupi-Pégurier L, Clerc I, Davin B, Paraponaris A, Ventelou B. Overuse of dental care due to the increased density of dental practitioners: supplier-induced demand or real improved oral health ? Oral communication, European Conference on Health Economics. Zurich. 2012, July.

Données et champ de l'étude

L'EGB : une base précieuse, limitée par une nomenclature imprécise

Nous nous appuyons sur les données de l'Échantillon Généraliste de Bénéficiaires (EGB) de l'assurance maladie. L'EGB est un panel au 1/97ème des assurés sociaux détaillant l'ensemble des remboursements versés par l'assurance maladie aux patients. Pour les cinq années étudiées, 2006 à 2010, l'échantillon étant à l'époque en construction, le champ de l'étude est restreint aux seuls assurés du régime général hors sections locales mutualistes (Fonctions Publiques et étudiants). Nous suivons donc les consommations individuelles de soins dentaires d'un peu moins de 600 000 individus sur cinq ans au maximum.

Une limite de l'EGB tient à sa nature de base administrative : ne sont présentes que les informations nécessaires à la liquidation des remboursements par les caisses d'assurance maladie. Dès lors, il n'est pas possible de disposer d'autres informations individuelles que l'âge, le sexe, la commune de résidence, le bénéfice ou non d'une exonération pour Affection de Longue Durée (ALD) ou le bénéfice ou non de la CMU-C (liste exhaustive). Dans le cadre d'une analyse économétrique du recours, cette limite conduit à utiliser des méthodes de panel pour tenir compte de l'hétérogénéité individuelle inobservée fixe dans le temps.

Sa richesse est de renseigner de la manière la plus fine sur l'ensemble des prestations consommées par les patients aussi bien en soins de ville qu'en soins hospitaliers de médecine, chirurgie et obstétrique (MCO), dans la limite évidemment des soins pris en charge par l'AMO. Dans le cas du dentaire, les soins d'implantologie sont donc absents de la base de données. Pour les soins pris en charge par l'assurance maladie obligatoire, il est possible d'analyser acte par acte le recours aux soins des patients, ce qui est fondamental dans le cadre de notre étude. En effet, pour estimer un effet du niveau des prix sur le recours à un soin, il est important que nous puissions isoler un acte homogène.

Néanmoins les actes dentaires tels qu'ils sont actuellement enregistrés dans l'EGB souffrent d'une limite importante. En effet, la nomenclature (NGAP) en vigueur pour les actes dentaires ne permet pas d'isoler précisément tous les actes. Elle repose sur l'association de lettres-clefs (SPR pour Soins Prothétiques par exemple) et d'un

coefficient permettant de calculer la base de remboursement de l'acte⁶. Or certains actes relevant de la même catégorie bénéficient également du même remboursement. Il est dès lors impossible de les dissocier, comme dans le cas des actes SC 12 qui peuvent aussi bien désigner un détartrage que le traitement d'une carie. Concernant les prothèses dentaires auxquelles nous nous intéressons, il est ainsi impossible d'étudier de manière fiable le recours à la prothèse la plus consommée – la couronne céramo-métallique – codée par une référence multiple (SPR 50).

Tableau 1 : Principales caractéristiques de l'échantillon d'étude

	2006	2007	2008	2009	2010
Nombre d'individus	434 721	436 856	447 935	458 427	471 393
part de femme	53,0	52,7	52,6	52,6	52,7
% de 0-15 ans	21,2	21,0	20,9	20,6	20,9
part de 16-25 ans	11,2	11,0	11,1	11,1	11,3
part de 26-35 ans	14,7	14,5	14,2	13,8	13,5
part de 36-45 ans	15,0	15,1	15,0	14,8	14,5
part de 46-55 ans	13,2	13,2	13,2	13,3	13,2
part de 56-65 ans	10,4	10,9	11,2	11,6	11,8
part de 66-75 ans	7,6	7,4	7,3	7,4	7,3
part de plus de 75 ans	6,8	7,0	7,1	7,4	7,5
Part de bénéficiaires de la Cmutc	8,7	8,6	8,3	8,2	8,4
Part d'ALD	14,4	14,8	15,0	15,6	16,1

Source : EGB ; calculs Drees.

Champ : bénéficiaires du régime général hors SLM, hors départements d'outre-mer.

Le choix de l'inlay core

L'*inlay-core*, également appelé « infrastructure coronaradiculaire à ancrage radiculaire » ou « pivot », est un moignon permettant ensuite, la plupart du temps, la pose d'une couronne sur une dent trop abimée. Pour notre étude, l'*inlay-core* offre

⁶ Ainsi par exemple SPR 57 désigne un soin prothétique dont la base de remboursement est $57 \times 2,15$ euros = 122,55 euros

trois avantages. Premièrement, il s'agit d'un acte à tarif de responsabilité : les dépassements sont possibles, ce qui peut créer de l'hétérogénéité entre les tarifs des dentistes, l'assurance maladie ayant pour base de remboursement 122,55 euros. Deuxièmement, l'*inlay-core* a son propre code NGAP (SPR 57), ce qui le rend identifiable sans ambiguïté, fait rare dans la NGAP. Troisièmement, s'agissant d'une prothèse invisible pour laquelle le tarif ne peut être influencé par un choix esthétique du matériau, l'*inlay-core* présente *a priori* une grande homogénéité en termes de qualité, ce qui n'est pas le cas d'autres prothèses, notamment des couronnes.

Analyse exploratoire des facteurs individuels de recours à l'inlay core

Tableau 2 : Taux annuel de recours à l'inlay core selon les caractéristiques individuelles

	2006	2007	2008	2009	2010
Ensemble	2,33	2,39	2,49	2,57	2,66
[0-15 ans]	0,04%	0,04%	0,04%	0,04%	0,03%
[16-25 ans]	1,01%	0,88%	0,93%	1,09%	1,05%
[26-35 ans]	2,96%	2,94%	3,05%	3,06%	3,10%
[36-45 ans]	3,94%	4,00%	4,12%	4,13%	4,40%
[46-55 ans]	3,74%	3,97%	4,05%	4,34%	4,38%
[56-65 ans]	3,47%	3,51%	3,72%	3,73%	4,04%
[66-75 ans]	3,14%	3,05%	3,22%	3,18%	3,50%
Plus de 75 ans	1,71%	1,79%	1,99%	2,16%	2,21%
Femme	2,49%	2,59%	2,66%	2,75%	2,80%
Homme	2,16%	2,17%	2,30%	2,37%	2,50%
Cmuc	2,14%	2,37%	2,36%	2,62%	2,79%
non Cmuc	2,35%	2,39%	2,50%	2,56%	2,65%
ALD	2,39%	2,43%	2,62%	2,73%	2,78%
non ALD	2,32%	2,38%	2,46%	2,54%	2,64%

Source : EGB ; calculs Drees.

Champ : bénéficiaires du régime général hors SLM, hors départements d'outre-mer.

Méthode d'analyse

Construction d'un indice départemental de prix

Pour toutes les personnes ayant présenté une pose d'*inlay-core* au remboursement de l'assurance maladie, l'EGB fournit : le montant global de la dépense (dépassements éventuels inclus), un identifiant anonyme du chirurgien-dentiste exécutant et le code départemental de résidence du patient. Notons qu'il n'est pas possible d'avoir accès à la localisation géographique du professionnel de santé, ni au niveau de la commune ni même au niveau départemental. Nous élaborons donc un indicateur départemental du niveau des prix de ce bien, sur la base du département de résidence des patients.

Pour cela, nous calculons le tarif moyen des *inlay core* chez un dentiste à partir de la moyenne des tarifs constatés dans l'EGB, quel que soit le département de résidence du patient.

Le tarif moyen auquel ont été confrontés les patients du département d est ensuite calculé comme moyenne simple des tarifs moyens des dentistes présents dans l'EGB et ayant soigné au moins un patient du département j . Cela revient à prendre en compte dans l'indice de prix du département d des dentistes situés à l'extérieur de ce département. Nous considérons qu'ils doivent être pris en compte dans l'offre disponible pour les patients du département j : en effet, certains patients y ayant recours, c'est le signe qu'ils sont accessibles pour une partie des patients du département j .

Par ailleurs, la moyenne simple est ici préférée à la moyenne pondérée par le nombre de poses d'*inlay core*. Cette dernière méthode conduirait en effet à donner plus de poids aux dentistes faisant plus de poses d'*inlay core*, ce que nous ne voulons pas (le nombre de poses d'un dentiste et le tarif qu'il pratique peuvent en effet être corrélés).

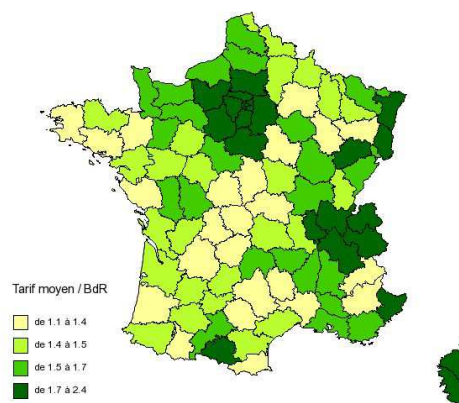
Finalement, compte tenu du caractère échantillonné de nos données, sur l'ensemble de la période, un peu plus des deux tiers (22 025) des chirurgiens-dentistes participent à la construction des indices de prix départementaux.

Exploiter les disparités départementales de prix

La carte 1 ci-dessous présente les tarifs moyens départementaux des *inlay-core*. Trois grandes zones présentent des tarifs maximaux : l'Île-de-France et ses départements limitrophes, l'Alsace-Moselle et le nord-est de la région Rhône-Alpes. Dans ces départements, les tarifs sont en moyenne 1,9 fois supérieurs à la base de remboursement de l'assurance maladie. Pour l'Alsace-Moselle, l'explication tient sans doute aux spécificités du régime local d'assurance maladie : les soins prothétiques sont pris en charge à hauteur de 90 % du tarif de responsabilité ce qui permet une meilleure prise en charge par les complémentaires des dépassements, à prime donnée. Pour l'Île-de-France et ses départements limitrophes et l'Est de la région Rhône-Alpes, l'explication tient sans doute aux niveaux de vie au sein de ces départements. Les tarifs des *inlay-core* dépendraient donc du niveau de vie des patients, ce que l'on peut sans doute interpréter comme une mise en œuvre de la règle du « tact et de la mesure ».

Carte 1 – Tarif départemental moyen des inlay core en 2010

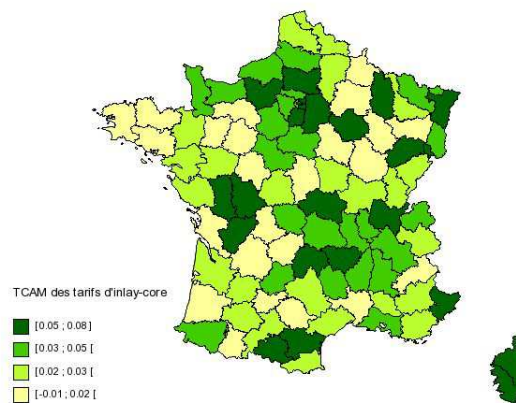
En % de la base de remboursement de la sécurité sociale (122,55 euros)



Sources : EGB Cnamts, Adeli Drees, RDL DGFiP.

Note de lecture : Les quatre catégories correspondent aux quartiles du tarif moyen rapporté à la base de remboursement (Q1 à Q4, du plus clair au plus sombre).

Carte 2 - Évolution du prix des inlay-core par région (taux annuel de 2006 à 2010)



Source : EGB 2006 à 2010, traitements Drees.

Champ : régime général hors SLM ; Inlay-core SPR 57 ; département de résidence du patient.

Note de lecture : Les quatre catégories correspondent aux quartiles de taux de croissance annuel médian (TCAM) entre 2006 et 2010 des tarifs d'inlay core (Q1 à Q4, du plus clair au plus sombre).

Modélisation des disparités départementales des tarifs d'inlay core

Avant de nous intéresser à l'effet du prix sur le recours aux soins à proprement parler, nous souhaitons investiguer la question de la formation des tarifs des *inlay core*, et ce de manière à cerner au mieux les sources d'endogénéité susceptibles de biaiser l'estimation de l'effet propre du prix sur le recours aux soins.

Notons que plusieurs facteurs sont susceptibles d'expliquer le niveau des prix à l'échelle départementale : le niveau de la densité (dont on ne sait *a priori* quel sera le sens de son effet sur les prix), le pouvoir d'achat de la population, l'intensité de la demande...

En première approche, nous nous concentrons sur l'influence de deux facteurs susceptibles de jouer un rôle prépondérant dans la formation des tarifs : la densité de

dentistes et le niveau de vie de la population. En première approche, nous menons cette analyse à un niveau départemental.

Nous analysons l'effet de la densité de dentistes et du niveau de vie de la demande potentielle sur le niveau départemental des prix à partir du modèle suivant :

$$Prix_{d,t} = \alpha + \sum_{k=1,\dots,4} \sum_{l=1,\dots,4} \beta_{k,l} \mathbb{I}_{(NDV)_{d,t}=Q_k} \cdot \mathbb{I}_{(densité)_{d,t}=Q_l} + X'_d \cdot \beta_d + \mathbb{I}_t + \varepsilon_{d,t}$$

(modèle 1)

$Prix_{d,t}$ désigne le prix moyen de l'*inlay-core* du département d l'année t .

Comme régresseurs, nous introduisons les effets croisés entre le quartile de densité et le quartile de niveaux de vie du département d à la date t . Si le choix est fait ici de croiser ces deux variables, c'est notamment pour voir si conformément à l'intuition, l'effet du niveau de vie disparaît quand le niveau de concurrence (approché par le niveau de la densité) est suffisamment fort.

Nous testons aussi l'effet d'autres caractéristiques du département d : X_d . Ces caractéristiques sont : la proportion d'actifs de plus de 15 ans, d'agriculteurs, d'actifs cadres ou de professions intellectuelles supérieures, la population départementale (en milliers d'habitants) et la part des 35-54 ans au sein de cette population. Ces variables permettent d'approcher grossièrement le caractère rural du département, le niveau d'éducation de la population et la taille de la demande potentielle du département en matière d'*inlay-core*. Ces variables sont issues des données du recensement Insee 2009 et sont donc disponibles pour cette seule année (mais considérées comme une approximation pour les autres années).

Deux modèles de recours individuel aux inlay core

Nous commençons par estimer un modèle sur l'année 2010 uniquement. La mise en regard des résultats avec ceux du modèle de panel *infra* permettra de mieux cerner l'importance des problèmes d'endogénéité. En coupe, la dimension emboîtée des données individuelles dont nous disposons (patients dans des départements) peut être mise à profit pour spécifier des effets départementaux aléatoires. Au final, le modèle logistique multi-niveaux en coupe que nous estimons pour l'année 2010 s'écrit de la façon suivante :

$$y_{ij}^* = X'_{ij} \cdot \beta + C'_j \cdot \gamma + \lambda \cdot \log(P_j) + \tilde{u}_j + e_{ij} \quad \text{(modèle 2)}$$

Où y_{ij} désigne la variable latente associée à la variable binaire x_{ij} qui prend la valeur 1 si l'individu i du département j s'est fait poser un inlay core dans l'année, et 0 sinon. X_i désigne un ensemble de caractéristiques individuelles : âge, sexe, fait d'être ou non à la Cmu, fait d'être ou non en ALD.

C_j désigne les caractéristiques départementales de contrôle : la densité de dentistes, le niveau de vie moyen de la population, ces grandeurs étant prises en logarithme. P_j est l'indicateur départemental des prix précédemment construit. Il est également rentré en log dans l'équation, ce qui permet d'interpréter le coefficient associé comme l'élasticité-prix de la probabilité de recours. α_j désigne l'effet aléatoire départemental et ε_{ij} le terme d'erreur résiduel.

Notons que dans ce cas, l'estimation sans biais de λ qui mesure l'effet du niveau départemental des prix sur le recours individuel suppose que le terme d'erreur ε_{ij} soit orthogonal à P_j : $E(\varepsilon_{ij}|P_j) = 0$. En pratique, cette hypothèse a de grandes chances d'être violée/de ne pas être vérifiée. En effet, en sus des variables de contrôle départementales C_j dont nous disposons, il existe très vraisemblablement des caractéristiques du département j , comme le niveau socio-culturel de la population ou un haut niveau de demande que nous n'observons pas (et qui se retrouvent donc dans l'effet aléatoire ε_{ij}) mais que les dentistes observent et qui seraient responsables à la fois d'un haut niveau des prix P_j et d'une plus forte propension à consommer des individus de ce département. Dans ce cas, l'hypothèse d'orthogonalité des effets aléatoires ε_{ij} est violée/n'est plus respectée : $E(\varepsilon_{ij}|P_j) \neq 0$, et par suite l'estimation d' λ est biaisée.

La spécification d'effets départementaux sous forme d'effets fixes plutôt que d'effets aléatoires permet de s'affranchir de l'hypothèse d'orthogonalité sur laquelle reposent les modèles à effets aléatoires, les effets fixes pouvant être corrélés aux autres régresseurs. Mais l'introduction d'effets fixes interdit l'estimation des effets des variables départementales fixes dans le temps (celles-ci sont précisément captées par les effets fixes).

Toutefois, en s'appuyant sur la dimension longitudinale des données de l'EGB, il est possible simultanément de contrôler de l'hétérogénéité inobservée départementale fixe dans le temps en spécifiant des effets fixes départementaux β_j , et d'estimer l'effet des caractéristiques départementales variables dans le temps, dont le niveau des prix

$\log(P_j)$. Dans ce cas, l'estimation de l'effet du prix $\log(P_j)$ sur le recours individuel aux *inlay core* y_{ijt} met à profit les augmentations contrastées de prix entre départements sur la période d'étude pour estimer le coefficient associé λ .

Pour autant, l'introduction d'effets fixes départementaux, si elle permet de contrôler de l'hétérogénéité départementale *inobservée fixe* dans le temps, ne permet pas de contrôler de l'hétérogénéité départementale *variable* dans le temps. Or la densité ou le niveau de vie de la population sont deux caractéristiques départementales susceptibles de varier dans le temps et potentiellement corrélées à la fois au niveau des prix et au recours aux soins. Ne pas en tenir compte serait de nature à imputer à l'effet des prix, ce qui relève en réalité d'un effet propre de la densité ou du niveau de vie de la population. C'est pourquoi, nous ajustons notre modèle sur les changements de densité et de niveaux de vie départementaux.

Au-delà de l'intérêt précédent, la dimension longitudinale des données présente aussi classiquement l'avantage de permettre de contrôler finement de l'hétérogénéité individuelle *inobservée*, en autorisant la spécification d'un effet aléatoire u_i . Ce faisant, cela permet de contrôler finement des différences possibles de structures de population entre les départements j , dans l'estimation de l'effet du prix sur le recours aux soins. L'estimation repose alors sur l'hypothèse d'indépendance entre les effets aléatoires u_i et les observables, notamment le prix P_j . Comme le prix pratiqué par un dentiste est fixé au niveau de la clientèle du dentiste, il est raisonnable de penser que le dentiste prend en compte un niveau de vie agrégé, si bien qu'*a priori*, les *inobservables* individuels et en particulier le niveau de vie individuel n'influencent pas le tarif P_j . inclus dans l'équation (départemental), une fois qu'on contrôle du niveau de vie moyen dans le département.

Finalement, le modèle logistique multi-niveaux sur données de panel que nous estimons s'écrit de la façon suivante :

$$y_{ijt}^* = X'_{it} \cdot \beta + C'_{jt} \cdot \gamma + \lambda \cdot [\log(P)]_{jt} + u_i + \Pi_j + \Pi_t + \varepsilon_{ijt} \quad (\text{modèle 3})$$

Où l'on modélise le recours de l'individu i ($i = 1, \dots, 569675$), résidant dans le département j ($d = 1, \dots, 95$), l'année t ($t = 2006, \dots, 2010$), sur un ensemble de caractéristiques individuelles X'_{it} (âge, sexe, CMUC, ALD) et départementales C'_{jt} (densité de dentistes, niveau de vie moyen), ainsi qu'un effet aléatoire individuel u_i , des effets fixes départementaux Π_j et des effets temporels Π_t .

Contrairement au modèle 2, ce modèle met à profit la variabilité temporelle pour l'estimation de l'effet du prix sur le recours aux *inlay core*.

Il se pourrait que les tarifs s'adaptent globalement aux caractéristiques de la demande, si bien qu'on n'observerait pas en moyenne d'effet d'une augmentation des prix (modèle 3) ou d'un niveau important des prix (modèle 2) sur le recours au niveau départemental, alors même que l'accès aux plus pauvres serait pénalisé. Pour cette raison, les estimations des modèles 2 et 3 seront conduites d'abord en population générale, puis dans un second temps sur les 10% d'individus les plus pauvres (au sens du revenu communal médian).

Résultats

Sur la formation des tarifs

Une analyse brute des corrélations (*cf.* tableau 1) suggère que la densité et le niveau de vie de la population sont des déterminants importants du niveau des tarifs des dentistes, notamment le niveau de vie.

Tableau 3 : Coefficients de corrélation de Pearson entre tarif, densité et niveau de vie moyens au niveau départemental

	tarif	densité	niveau de vie
tarif	1	0,238	0,656
densité	0,238	1	0,598
niveau de vie	0,656	0,598	1

Cela est confirmé par la valeur du R^2 du modèle 1 dans lequel seuls les effets croisant densité et niveau de vie figurent parmi les variables explicatives : les disparités de densités et de niveau de vie expliquent à elles seules 40% des disparités de tarifs entre départements ($R^2=0,4037$). L'introduction estimation du modèle 1 complet, dans lequel nous contrôlons également de la proportion d'actifs de plus de 15 ans, d'agriculteurs, d'actifs cadres ou de professions intellectuelles supérieures, de la population départementale (en milliers d'habitants) et de la part des 35-54 ans au sein de cette population conduit à un R^2 de 0,7076.

Dans le détail, il semble bien que, conformément à l'intuition, niveau de concurrence et niveau de vie de la population interagissent. Plus précisément, de l'analyse des coefficients relatifs aux effets croisés, il est possible de tirer deux enseignements. Premièrement, à niveau de vie de la population donné, plus la concurrence augmente

plus les tarifs baissent. Deuxièmement, quand le niveau de la concurrence est faible (premier quartile Q1), plus le niveau de vie de la population est élevé, plus les tarifs des dentistes le sont aussi. Tout ce passe comme si dans cas, les dentistes s'adaptent à la capacité à payer des patients.

Sur le rôle du prix dans le recours individuel

Les résultats détaillés des estimations sont présentés dans le tableau 5 *infra*. Nous résumons dans le tableau 4 suivant les principaux résultats, relatifs à l'élasticité-prix du recours, c'est-à-dire aux valeurs estimées de λ selon le type de modèle mis en œuvre, et l'échantillon de population sur lequel l'estimation est conduite.

Le premier constat à faire sur ces estimations est que le coefficient estimé n'est significatif dans aucune des estimations mises en œuvre. Les effectifs étant très importants, cela ne peut tenir à un effet « taille d'échantillon » qui viendrait poser des problèmes de puissance statistique. Notre interprétation est que c'est plutôt la stratégie d'estimation qui est à mettre en cause : les variations *inter* départementales (modèle 2) ou temporelles (modèle 3) seraient d'ampleur trop faibles pour mettre en œuvre des effets significatifs, même si le prix a très probablement un effet significatif.

Cette limite évoquée, nous nous autorisons néanmoins à commenter les valeurs estimées. Deux résultats ressortent. Le premier : l'estimation de l'élasticité à partir du modèle en coupe conduit systématiquement à une valeur plus élevée que lorsque l'estimation est conduite à partir du modèle de panel. Le modèle en coupe peut même conduire à une élasticité-prix de la demande d'inlay core positive, ce qui montre l'importance à disposer de données de panel lorsqu'on étudie ce genre de question. Le deuxième : quel que soit le modèle mis en œuvre (coupe ou panel), la valeur estimée est toujours plus petite quand l'estimation est conduite chez les 10% les plus pauvres, même si la valeur reste non significative.

Tableau 4 : Valeur estimée de l'élasticité-prix λ selon le modèle mis en œuvre et l'échantillon retenu

	Population générale	10% les plus pauvres
Modèle 2 (modèle en coupe sur l'année 2008 avec effets aléatoires départementaux)	$\hat{\lambda} = 0.3668$ ($\sigma = 0.21$) <i>Significatif au seuil de 10%</i>	$\hat{\lambda} = -0.6688$ ($\sigma = 0.801$) <i>Non significatif</i>
Modèle 3 (modèle de Panel sur la période 2006-2010)	$\hat{\lambda} = -0.05191$ ($\sigma = 0.2215$) <i>Non significatif</i>	$\hat{\lambda} = -1.984$ ($\sigma = 1.326$) <i>Non significatif</i>

L'effet des autres variables sur le recours individuel

L'effet des variables ne diffèrent pas d'une estimation à l'autre, nous commentons les coefficients obtenus par l'estimation du modèle en coupe sur l'ensemble de la population.

Les variables contextuelles (ici départementales) :

Les résultats indiquent qu'une densité plus importante dans le département augmente le recours à l'*inlay-core* : l'élasticité de la probabilité de recours à la densité de dentistes est de 0.5.

Les variables individuelles :

Les effets estimés sur les variables individuelles sont cohérents avec des résultats obtenus dans d'autres études. L'âge joue un rôle important dans la probabilité de recourir à un *inlay-core*. L'effet positif estimé renvoie à la dégradation de l'état de santé bucco-dentaire avec l'âge. Néanmoins le recours à cette prothèse décroît au-delà de 55 ans, ce qui se traduit par l'effet légèrement négatif associé à la variable « âge au carré ». Nous trouvons un effet positif du fait d'être une femme sur le recours à l'*inlay-core*, conformément aux résultats de la littérature empirique. Enfin, les individus en affection longue durée ont un moindre recours aux inlay core, toutes choses égales par ailleurs. Ce résultat est à rapproché de celui de Moisy et Calvet qui

ont montré que le fait de souffrir d'un handicap limite le recours aux soins dentaires des enfants toutes choses égales par ailleurs.

Tableau 5 : Résultats de l'estimation des différents modèles de recours

		Modèle 2				Modèle 3			
		Population générale		10% les plus pauvres^		Population générale		10% les plus pauvres^	
Niveau	Variable	Coefficient estimé	p value	Coefficient estimé	p value	Coefficient estimé	p value	Coefficient estimé	p value
TEMPS	Constante	-6,8624 **	0,0368	-5,0869 n.s.	0,6839	-0,6743 ***	<,0001	-1,1559 n.s.	0,1701
	2006	Sans objet							
	2007								
	2008								
	2009								
	2010								
INDIVIDU	Femme	réf. .	.	réf. .	.	réf. .	.	réf. .	.
	Homme	-0,05646 ***	0,0085	-0,3535 **	0,0254	-0,1135 ***	<,0001	-0,4565 ***	0,0012
	Oui	-0,2475 ***	<,0001	-0,1664 n.s.	0,3986	-0,4476 ***	<,0001	-0,5154 ***	0,0037
	Non	réf. .	.	réf. .	.	réf. .	.	réf. .	.
	Log(Revenu communal médian)	0,4454 ***	<,0001	0,4741 n.s.	0,4961	0,7015 ***	<,0001	1,1158 *	0,0538
	Age	0,1614 ***	<,0001	0,1637 ***	<,0001	0,2936 ***	<,0001	0,2855 ***	<,0001
	Age ²	-0,0015 ***	<,0001	-0,00152 ***	<,0001	-0,0027 ***	<,0001	-0,00261 ***	<,0001
	Sigma2_i	Sans objet							
DEPARTEMENT	log (Indice de Prix)	0,3667 *	0,0882	-0,6727 n.s.	0,4034	- 0,05191 n.s.	0,8147	-1,984 n.s.	0,1346
	log (Niveau de vie moyen dans le département)	-0,8512 **	0,0465	-0,6366 n.s.	0,6431	-2,1996 ***	<,0001	-1,3033 n.s.	0,4451
	Log(Densité de dentistes)	0,4979 ***	<,0001	0,8162 **	0,0444	0,4699 n.s.	0,4117	-0,2181 n.s.	0,9475
	Sigma2_j	0,03725 ***	<,0001	0,087 n.s.	0,24	Sans objet			
	Effets fixes départementa	non							
		oui							

	UX		
--	----	--	--

Discussion

Les taux élevés de dépassements sur les soins prothétiques, notamment au regard des niveaux de remboursements offerts par les contrats complémentaires font que les soins prothétiques constituent aujourd'hui en France la première cause de renoncement aux soins pour raisons financières.

Le propos de notre étude était de questionner l'existence de barrières financières dans l'accès à ces soins en s'intéressant au recours en complément de l'approche par le renoncement, notamment en analysant si les hausses de dépassements assez dynamiques sur la période 2006-2010 n'ont pas pénalisé l'accès aux soins de la population, ou du moins de sa frange la plus pauvre.

Dans cette analyse qui constitue une première tentative, nous avons mis à profit les disparités départementales de prix des inlay core pour estimer l'effet des tarifs sur le recours à ces soins. La difficulté de ce genre d'exercice est d'isoler l'effet propre du prix dans le recours aux soins, sachant que les différences de prix entre départements ne sont pas exogènes, et ont toutes les chances de traduire des disparités dans la capacité à payer de la population, le niveau de la demande (notamment en cas de disparités d'état de santé)...

Ne disposant pas de cas d'expérience naturelle, notre méthode met à profit la dimension longitudinale de l'échantillon généraliste des bénéficiaires pour contrôler au mieux de l'hétérogénéité inobservée, que ce soit l'hétérogénéité individuelle ou l'hétérogénéité contextuelle (ici départementale). L'estimation successive d'un modèle en coupe puis d'un modèle en panel a bien montré l'importance à disposer de données de panel pour contrôler en partie des problèmes d'endogénéité.

La faiblesse des variations sur lesquelles repose l'estimation de l'élasticité-prix, notamment dans le modèle de panel, expliquent très certainement pourquoi nos résultats d'élasticité-prix de la demande ne sont pas significatifs. Raisonner à un niveau géographique plus fin que le niveau départemental, outre le fait que cela permettrait de mieux approcher l'offre réellement accessible par les individus, pourrait permettre de disposer de plus de variabilité temporelle.

Ce travail ne s'intéresse qu'au recours aux inlay core. Un autre prolongement pourrait être d'analyser également le recours à des actes potentiellement substitués de l'inlay core : l'obturation dentaire codée SC 33 dans la NGAP et l'*inlay-core* à clavette codé SPR 67 qui permet une meilleure fixation de la couronne.

En tout état de cause, même si elles sont non significatives, les élasticités négatives et plus négatives encore pour les plus pauvres que nous avons obtenues vont dans le sens de l'existence de barrières financières dans l'accès aux soins dentaires.

Bibliographie

Arnould M.-L. et Vidal G. (2008) : « Typologie des contrats les plus souscrits auprès des complémentaires santé en 2006 », *Études et résultats*, n°663.

Azogui-Lévy S., Grémy I. et Vincelet C. (2008) : « État bucco-dentaire et recours aux soins préventifs et curatifs de la population francilienne adulte », ORS Île-de-France.

Bouvet M., Koubi M. et Le Garrec M.-A. (2012) : « Comptes nationaux de la santé », *Rapport annuel Drees*.

Calvet, L. et Moisy, M. (à paraître) : « Inégalités sociales de recours aux soins dentaires chez les enfants et les adolescents », *Études et résultats*.

Chaix B., Boëlle P.-Y., Guilbert P. et Chauvin P. (2005) : « Area-level determinants of specialty care utilization in France: a multilevel analysis », *Public health*, n°119, pages 97 à 104.

Davezies L. (2011) : « Modèles à effets fixes, à effets aléatoires, modèles mixtes ou multiniveaux : propriétés et mises en œuvre des modélisations de l'hétérogénéité dans le cas de données groupées », Insee, *Série des documents de travail de la Dese*, G 2011 / 03.

Garnero M. et Rattier M.-O. (2009) : « Les contrats les plus souscrits auprès des complémentaires santé en 2007 », *Études et résultats*, n°698.

Lupi-Pegurier L., Clerc-Urmes I., Abu-Zaineh M., Paraponaris A., et Ventelou B. (2011) : « Density of dental practitioners and access to dental care for the elderly : A multilevel analysis with a view on socio-economic inequality », *Health policy*, vol. 7-1.

Manning W. G. et Phelps C. E. (1979) : « The Demand for Dental Care », *The Bell Journal of Economics*, Vol. 10, n°2.

Ministère de la Santé (2012) : « Indicateur n°1-5 : Indicateur de renoncement aux soins au cours des 12 derniers mois pour des raisons financières », *Projet de loi de financement de la Sécurité sociale*, Annexe 1, Programmes de qualité et d'efficience Maladie.

Mueller C. D. et Monheit A. C. (1988) : « Insurance Coverage and the Demand for Dental Care: Results for Non-aged White adults », *Journal of Health Economics*, 7: 59-72.

Nabet C. et Vergnes J.-N. (2012) : « Quelle relation entre santé bucco-dentaire et santé générale ? » au sein du dossier « Promouvoir la santé bucco-dentaire », *La santé de l'homme*, n°417.

Païta M., Ricordeau P., de Roquefeuil L., Studer A., Vallier N., Weill A. (2007) : « Les affections de longue durée des bénéficiaires de la CMU complémentaire », *Points de repère*, n°8.

Pauly M. V. et Satterthwaite M. A. (1981) : « The Pricing of Primary Care Physicians' Services: a Test of the Role of Consumer Information », *The Bell Journal of Economics*, Vol. 12, n°2.

Pickles A., Rabe-Hesketh S. et Skrondal A. (2004) : « GLLAMM Manual », University of California, Berkeley Division of Biostatistics, *Working Paper Series*, Paper 160.

Sicard D. (2011) : « Les médecins au premier janvier 2011 », *Document de travail Drees*, série statistiques, n°157.

Sicard D. (2012 et éditions précédentes) : « Les professions de santé au premier janvier », *Document de travail Drees*, série statistiques, n°168.

Urcam Nord-Pas-de-Calais (2004) : « Les infrastructures corono-radiculaires métalliques coulées : opportunité et qualité de réalisation par les chirurgiens-dentistes dans le NPDC », *Évaluation Urcam*, février 2004.

Annexe 1 –Les actes dentaires et leur prise en charge financière par l'assurance maladie

Les actes dentaires remboursables par l'assurance maladie obligatoire sont actuellement décrits dans la Nomenclature Générale des Actes Professionnels (NGAP) établie par l'Union Nationale des Caisses d'Assurance Maladie (Uncam). Dans un avenir proche, il est prévu que les actes dentaires intègrent la Classification Commune des Actes Médicaux, dite CCAM dentaire. Trois catégories d'actes dentaires, pratiqués par les chirurgiens-dentistes ou les médecins stomatologistes, peuvent être établies au vu de la prise en charge financière dont ils bénéficient.

Les actes à tarif opposable sont principalement des consultations (code C) et des soins dentaires (codes SC et DC). Ces actes peuvent faire l'objet de dépassements lorsque le praticien y est autorisé par son statut ou si le patient a des exigences particulières; dans tous les cas, ces actes sont pris en charge à hauteur de 70 % du tarif conventionnel. Les soins dentaires comprennent des soins conservateurs (détartrage, traitement d'une carie...) et chirurgicaux (extraction de dents).

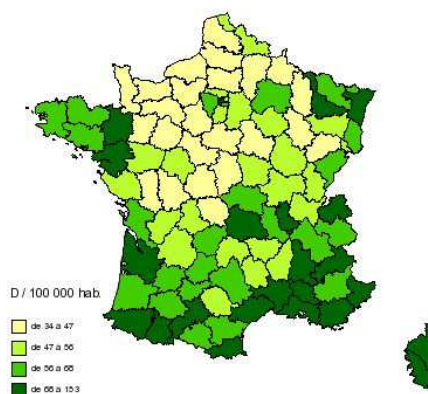
Les actes remboursables à tarif libre sont constitués des prothèses et de l'orthodontie. Les prothèses dentaires (SPR) sont, dans leur majorité, prises en charge par l'assurance maladie obligatoire. Cette prise en charge s'élève à 70 % du tarif de responsabilité (TR de 107,5 € pour une couronne par exemple). Pour autant, contrairement aux consultations et soins dentaires, leurs tarifs sont libres et leur consommation entraîne la plupart du temps un dépassement du tarif de responsabilité, laissant ainsi à la charge du patient non seulement un ticket modérateur mais également un dépassement de tarif. Les prothèses prises en charge sont les couronnes à base métallique, les *inlay-core* avec ou sans clavette, les bridge et les appareils (dentiers). Il convient également d'inclure dans cette catégorie les soins d'orthodontie débutés avant le seizième anniversaire du patient avec l'accord de la Cpam, pris en charge à 70 % (TR < 120 €) ou 100 % (TR > 120 €) du tarif de responsabilité.

Enfin, les actes hors du panier de soins sont tous les autres actes dentaires, notamment les implants et les prothèses provisoires. Si ces actes ne sont jamais pris en charge par l'AMO, certains contrats complémentaires haut de gamme les incluent dans leurs garanties.

Annexe 2 – les disparités départementales de densité et de niveaux de vie

Pour contrôler les disparités d'âge et de sexe des populations départementales, les données de l'EGB présentées ci-après sont pondérées suivant la structure selon l'âge et le sexe de la population nationale au premier janvier 2011 (estimations de population Insee).

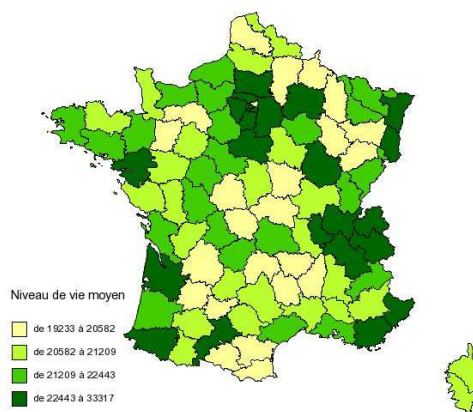
Carte 3 - Densité départementale de chirurgiens-dentistes en 2010 (pour 100 000 habitants)



Sources : EGB Cnamts, Adeli Drees, RDL DGFip.

Note de lecture : pour chaque carte, les quatre catégories correspondent aux quartiles de la variable représentée (Q1 à Q4, du plus clair au plus sombre).

Carte 4 - Niveau de vie moyen départemental en 2010



Sources : EGB Cnamts, Adeli Drees, RDL DGFiP.

Note de lecture : pour chaque carte, les quatre catégories correspondent aux quartiles de la variable représentée (Q1 à Q4, du plus clair au plus sombre).

Annexe 3– Récurrence du recours aux *inlay-core*

Tableau 6 : Récurrence du recours aux inlay-core

Parmi les individus présents 5 ans dans l'échantillon et ayant recouru au moins une fois, combien ont recouru :		
1 année	81,1%	33 274
2 années	15,7%	6 449
3 années	2,7%	1 124
4 années	0,4%	160
Les 5 années	0,0%	16
total	100%	41 023

Source : EGB ; calculs Drees.

Champ : bénéficiaires du régime général hors SLM, hors départements d'outre-mer.

41023 individus présents dans l'EGB en continu sur la période 2006-2010 et ayant consommé au moins une année un inlay core.

Annexe 4 – Effectifs des classes pour la variable croisée « Densité X Niveau de vie » (Modélisation des tarifs)

Tableau 7 : Effectifs des classes pour la variable croisée « Densité X Niveau de vie » (Modélisation des tarifs)

Quartile de densité	Quartile de niveau de vie				Total
	Q1	Q2	Q3	Q4	
Q1	48 10%	32 7%	31 7%	15 3%	126 27%
Q2	38 8%	35 7%	29 6%	21 4%	123 26%
Q3	20 4%	33 7%	31 7%	33 7%	117 25%
Q4	10 2%	22 5%	26 5%	51 11%	109 23%
Total	116 24%	122 26%	117 25%	120 25%	475 100%

Source : Adeli, RDL ; calculs Drees.

Champ : départements métropolitains entre 2006 et 2010.

Note de lecture : 10 % des départements étudiés sur cette période sont dans le premier quartile de densité de dentistes ainsi que dans le premier quartile de niveau de vie moyen.

Annexe 5 – Coefficients estimés et intervalles de confiance pour la modélisation des tarifs

Tableau 8 : Coefficients estimés et intervalles de confiance pour la modélisation des tarifs

Paramètre	Coefficient estimé	IC 95 %: borne inférieure	IC 95 % : borne supérieure
Constante	-127,63	-199,21	-56,05
Année 2006	-28,45	-33,33	-23,57
Année 2007	-19,91	-24,78	-15,04
Année 2008	-9,18	-14,03	-4,32
Année 2009	-7,61	-12,46	-2,76
Année 2010	Réf.	Réf.	Réf.
Densité Q1 x NDV Q1	12,38	3,76	21,00
Densité Q1 x NDV Q2	10,46	1,54	19,39
Densité Q1 x NDV Q3	13,39	4,64	22,14
Densité Q1 x NDV Q4	24,22	13,95	34,49
Densité Q2 x NDV Q1	12,75	3,91	21,58
Densité Q2 x NDV Q2	0,18	-8,51	8,88
Densité Q2 x NDV Q3	7,23	-2,01	16,46
Densité Q2 x NDV Q4	22,34	13,39	31,30
Densité Q3 x NDV Q1	8,72	-1,62	19,05
Densité Q3 x NDV Q2	3,80	-5,38	12,97
Densité Q3 x NDV Q3	-5,33	-13,85	3,19
Densité Q3 x NDV Q4	17,99	10,30	25,68
Densité Q4 x NDV Q1	0,56	-12,04	13,17
Densité Q4 x NDV Q2	3,89	-5,69	13,46
Densité Q4 x NDV Q3	-9,61	-18,39	-0,83
Densité Q4 x NDV Q4	Réf.	Réf.	Réf.
% agriculteurs	-2,89	-4,95	-0,83
% cadres et PIS	3,99	3,29	4,69
Population en milliers	0,01	0,00	0,01
% de 35-54 ans	10,36	7,87	12,85

Source : EGB, estimations Drees.

Champ : tarifs constatés pour la pose d'un inlay-core simple entre 2006 et 2010 en France métropolitaine.