

Renoncement aux soins et territoires : une analyse des facteurs individuels et contextuels du renoncement aux soins dentaires en Poitou-Charentes

Magalie VIGÉ

CRIEF, Université de Poitiers¹ & Agence Régionale de Santé (ARS) Nouvelle-Aquitaine
magalie.vige@univ-poitiers.fr

Résumé :

Le renoncement aux soins correspond à une situation dans laquelle un individu ne consomme pas de soins alors même qu'il a identifié un besoin de soins. Ce comportement touche particulièrement les personnes précaires. Les études menées actuellement sur le renoncement aux soins permettent de mieux comprendre les déterminants individuels des inégalités de recours aux soins mais ne permettent que rarement d'identifier et de comprendre les disparités territoriales. L'objectif de notre recherche est de comprendre si les différences géographiques observées sont le reflet des caractéristiques des individus (effets de composition) ou des caractéristiques des territoires eux-mêmes (effets de contexte). Au-delà de ces déterminants individuels et socioéconomiques, nous cherchons à identifier le rôle des caractéristiques des territoires, divisés selon le zonage en aires urbaines, sur le renoncement aux soins.

Nous analysons simultanément les déterminants individuels et socioéconomiques du renoncement aux soins et les facteurs de contexte. Le renoncement aux soins dentaires a été interrogé et les territoires ont été regroupés en 9 zones géographiques. Les résultats sont globalement cohérents avec ceux de la littérature. Nous montrons que les déterminants qui affectent le plus le renoncement aux soins sont des déterminants sociaux mesurés à une échelle individuelle ou territoriale, liés à la précarité des individus et aux temps d'attente avant un rendez-vous. À caractéristiques individuelles et territoriales données, les densités médicales ne jouent pas sur le renoncement aux soins dentaires.

Mots clés : Renoncement aux soins dentaires, analyse contextuelle, territoires

Remerciements :

Cette étude a été réalisée dans le cadre d'un doctorat CIFRE en sciences économiques, financé par l'Agence Régionale de Santé (ARS) Nouvelle-Aquitaine et l'Association Nationale pour la Recherche et la Technologie (ANRT). Pilote de la politique régionale de santé, l'ARS Aquitaine Limousin Poitou-Charentes a souhaité avoir des données locales sur le renoncement aux soins afin d'affiner sa politique en matière d'accès aux soins, notamment des plus démunis. Le territoire de l'ancienne Région Poitou-Charentes a été choisi avant la réforme territoriale de 2016.

L'auteure remercie Lydie Ancelot, Liliane Bonnal, Marc-Hubert Depret et Olivier Bouba-Olga, du CRIEF, ainsi que François Fraysse, Fabien Le Jeune, Sylvie Merlière, Magali Steuer et Atika Uhel de l'ARS Nouvelle-Aquitaine, pour leurs commentaires et suggestions lors de l'élaboration de l'étude, du traitement des résultats et de la rédaction de ce document.

¹ CRIEF, UFR Sciences Économiques, Bâtiment A1, 2, Rue Jean Carbonnier TSA 81100, 86073 Poitiers Cedex 9

1. Introduction

En France, il apparaît que les inégalités de recours aux soins ne sont pas seulement liées à des problématiques financières ou géographiques ; elles sont aussi la conséquence de déterminants sociaux et territoriaux complexes. La littérature économique récente évoque l'intérêt des travaux sur le renoncement aux soins, reconnu comme un indicateur pertinent des inégalités d'accès aux soins. Mieux qu'une analyse de la consommation réelle de soins, les travaux sur le renoncement aux soins permettent « d'identifier directement un problème d'équité d'accès aux soins » (Dourgnon et *al.*, 2012), grâce à un questionnement direct sur les besoins de soins non satisfaits des individus. La prise en compte des besoins de soins permet ensuite de mieux orienter les politiques publiques d'accès aux soins.

Les inégalités de recours aux soins et leurs facteurs sont aujourd'hui largement documentés. D'un côté, l'économie de la santé se concentre sur les déterminants des inégalités de recours aux soins, mesurés au niveau individuel. Les chercheurs mettent en évidence de nombreux facteurs économiques et socioculturels liés au renoncement aux soins. La littérature empirique montre que le genre féminin, un niveau d'éducation élevé et le soutien social accentuent le renoncement aux soins tandis qu'un revenu élevé et une bonne couverture maladie (Desprès et *al.*, 2011a ; Dourgnon, 2011), ainsi que l'avancée en âge et un bon état de santé (Allin et *al.*, 2010) engendrent moins de renoncement aux soins. D'un autre côté, la géographie de la santé étudie les déterminants des inégalités de recours aux soins mesurés au niveau territorial. Les auteurs montrent notamment l'impact de la démographie médicale ou de l'éloignement des services de santé sur l'accès aux soins. En s'appuyant seulement sur des données soit individuelles, soit agrégées, les études ne permettent pas d'identifier si les différences observées sont le reflet des caractéristiques des individus (effets de composition) ou des caractéristiques des territoires eux-mêmes (effets de contexte).

Face à ces constats, différents travaux couplant données individuelles et contextuelles sont apparus (Diez-roux, 2004). Ils montrent que la concentration de la pauvreté et la qualité de l'environnement conduisent à des situations d'inégalités collectives qui renforcent les inégalités individuelles (Acevedo-Garcia et Lochner, 2003). Dans la continuité de ces travaux qui combinent données individuelles et contextuelles, nous proposons une analyse territoriale du renoncement aux soins. Nous cherchons à identifier, à l'échelle d'une région, l'ensemble des facteurs associés au renoncement aux soins. Les caractéristiques du territoire sont alors vues comme des déterminants sociaux du renoncement aux soins. Pour cela, nous identifions les déterminants individuels associés au renoncement aux soins. Puis, nous mesurons l'effet des densités médicales et des caractéristiques sociodémographiques du territoire sur le renoncement aux soins, une fois éliminée l'influence des caractéristiques des individus.

La revue de littérature et les études empiriques existantes nous confirment l'intérêt de porter une analyse contextuelle du renoncement aux soins (partie 2). Nous présentons alors la méthode (partie 3) et les variables mobilisées (partie 4). Les principaux résultats seront présentés (partie 5) puis discutés (partie 6).

2. Une analyse territoriale du renoncement aux soins

2.1 L'importance du concept de renoncement aux soins

Le renoncement aux soins permet d'identifier « des consommations de soins que la personne aurait souhaité pouvoir s'offrir mais qu'elle n'a pas engagées » (Dourgnon et *al.*, 2012, p.5). Bien qu'il n'existe pas de définition consensuelle du renoncement aux soins, les auteurs s'accordent sur le fait que le renoncement fait référence à un besoin de soins non satisfait. Desprès et *al.* définissent le renoncement aux soins comme l'identification « des besoins de soins non satisfaits, qu'un état de santé aurait justifié » (Desprès et *al.*, 2011a, p.2) ou encore comme une situation dans laquelle les individus « ne sollicitent pas les services de soins et les professionnels de santé alors qu'ils éprouvent un trouble, constatent un désordre corporel ou psychique ou quand ils n'accèdent pas à la totalité du soin prescrit » (Desprès et *al.*, 2011b, p.3).

Le besoin de soins est ainsi placé au cœur des réflexions concernant le renoncement aux soins. Tout en apportant une nuance importante à la consommation de soins réelle, le concept de renoncement aux soins porte malgré tout le problème de l'identification du besoin de soins. Or, les études montrent que l'état de santé déclaré – et donc perçu – est différent selon les groupes sociaux (Shmueli, 2003 ; Devaux *et al.*, 2009) du fait d'une connaissance différente de son état de santé (compréhension des symptômes, endurance à la douleur, *etc.*), et d'attentes différentes en matière de soins. Détecter un besoin de soins fait donc appel à des représentations sociales et à des capacités intellectuelles. Les besoins de soins représentent à la fois la vision des individus de leur propre santé, leurs expériences de la maladie et de la douleur, et le jugement qu'ils portent à leurs problèmes de santé et à la nécessité de recourir aux soins selon ces problèmes (Desprès, 2012 ; Andersen, 1995).

Sans besoin identifié, les individus ne peuvent pas avoir envie de consulter un médecin. Warin (2011) indique qu'un individu qui n'est pas/plus en capacité d'exprimer ses besoins est dans une situation paradoxale. Cela signifie que ces individus ne sont pas la (bonne) cible des politiques publiques favorisant l'accès aux soins. Il est davantage question ici d'éducation à la santé (reconnaissance et compréhension de ses besoins, repères spatiaux et temporels dans le système de soins, *etc.*). Les politiques publiques à privilégier doivent alors être orientées sur la période en amont de l'utilisation des services de soins. Au contraire, si l'individu a conscience de son/ses besoin(s), il est en situation de renoncement aux soins.

Tableau 1 : Distinction entre renoncement et non-recours aux soins

	Non-recours	Pas de non-recours
Renoncement	Population cible <i>(dans la pratique, il est difficile de savoir si un individu qui déclare renoncer est effectivement en situation de non-recours)</i>	Population paradoxale → <i>Situation de surconsommation de soins</i>
Pas de renoncement	Population paradoxale → <i>Situation dans laquelle les individus ne sont plus en mesure d'exprimer leurs besoins (question de l'autonomie individuelle, dans le sens où être autonome signifie être en mesure d'exprimer ses besoins)</i>	Hors analyse

Inspiré de Warin, 2011, « Renoncement à des soins et précarité », Renoncement aux soins : actes du colloque (Paris, 22 novembre 2011), Paris, p.83.

Étudier le renoncement aux soins revient donc à analyser deux situations (*cf.* Tableau 1) : i) les situations dans lesquelles les individus ressentent un besoin de soins avéré sur le plan médical, ii) les situations de potentielles surconsommations de soins dans lesquelles les individus ont le sentiment de renoncer aux soins, bien que leur état de santé ne nécessite pas de prise en charge du point de vue médical.

Ce risque de surconsommation a conduit les chercheurs à savoir si le renoncement aux soins était un bon indicateur des difficultés d'accès aux soins, ou bien s'il reflétait des attentes fortes en matière de soins sans véritable besoin médical. Les travaux montrent des corrélations négatives entre le renoncement aux soins déclaré et la consommation effective de soins, à âge, sexe, état de santé et statut socioéconomique donnés (Allin *et al.*, 2010 ; Dourgnon *et al.*, 2012). Une expérimentation dans le Gard a montré que plus de 90% des personnes qui déclaraient renoncer aux soins avaient réellement besoin de soins selon un médecin (Warin et Chauveaud, 2014).

Les études empiriques qui portent sur le renoncement aux soins se concentrent essentiellement sur les déterminants individuels du renoncement. Pourtant, Andersen (1968 ; 1995) met en évidence le rôle de l'environnement externe dans le recours aux soins. L'environnement externe englobe tous les facteurs liés à l'environnement dans lequel vit l'individu (facteurs physiques, environnements

économique et politique du territoire, etc.). Il précise que l'environnement a un double rôle sur le recours aux soins : il joue à la fois sur l'utilisation potentielle des services de soins et sur les caractéristiques des individus qui elles-mêmes influencent le recours. Ainsi, l'environnement de l'individu a un impact sur ses propres caractéristiques et indirectement sur son recours aux soins. Il apparaît alors dommageable de ne pas prendre en compte les contraintes imposées par l'environnement dans lequel vit l'individu (Courgeau, 2000). C'est ce que nous cherchons à analyser dans ce document et ce que nous présentons dans la partie suivante.

2.2 L'importance des effets de contexte sur les inégalités de recours aux soins

Les inégalités de recours aux soins sont liées à la fois aux inégalités sociales et territoriales de santé. Les inégalités territoriales en matière d'accès aux soins recouvrent deux aspects : un aspect offre de soins au travers de la densité médicale et de la distance géographique des soins, et un aspect demande lié à l'interdépendance des caractéristiques des territoires et des caractéristiques des individus.

L'accès géographique aux soins est régulièrement évoqué pour expliquer les inégalités territoriales de santé. Les travaux portent sur la démographie médicale et révèlent que certains territoires sont moins bien équipés en services de soins ou moins bien pourvus en professionnels de santé, ce qui pourrait avoir un impact sur le recours aux soins. Du fait de la seule utilisation de données agrégées, ces études ne permettent pas de bien comprendre les différences territoriales de recours aux soins. Elles font l'hypothèse trop stricte que les différences sont liées aux caractéristiques du territoire, sans tenir compte des caractéristiques des individus, alors même que la population des territoires n'est pas homogène.

En effet, la répartition de la population française, à mesure que celle-ci croît et se déplace, ne se fait pas de façon homogène sur le territoire. En France, la première cause de mobilité est l'emploi : de ce fait, la mobilité est essentiellement liée à l'âge et aux diplômes des individus. Globalement, l'avancée en âge accentue l'éloignement avec les grands pôles urbains, avec une tendance inverse pour les plus âgés qui souhaitent bénéficier d'un meilleur accès aux services. En outre, le diplôme et *a fortiori* le revenu augmentent la mobilité des personnes. En outre, le choix de la localisation du logement dépend des revenus des individus et du prix des loyers. Les personnes défavorisées se logeront là où les loyers sont modérés, c'est-à-dire en dehors des pôles urbains. En ajoutant à cela la volonté de se regrouper dans des quartiers qui leur ressemblent, les individus subissent une ségrégation socio-spatiale. Les territoires restent donc homogènes sur le plan socio-démographique (Aubert, 2014), ce qui peut être source d'inégalités territoriales dues à des effets de composition.

La prise en compte séparée des effets mesurés au niveau individuel et de ceux mesurés au niveau agrégé peut être à l'origine de deux écueils majeurs : l'erreur atomiste et l'erreur écologique (Courgeau, 2000). L'erreur atomiste vient d'une analyse exclusive des caractéristiques individuelles, sans aucune prise en compte des contextes locaux. À l'inverse, l'erreur écologique vient de la prise en compte de données territoriales agrégées sans prise en compte des comportements individuels. Dans ce document, nous appelons déterminants individuels l'ensemble des facteurs propres aux personnes mesurés à une échelle individuelle : sexe, âge, revenu, diplôme, état de santé, loisirs, relations sociales, etc. Les déterminants contextuels représentent ici tout ce qui est lié au territoire dans lequel l'individu vit : taux de chômage, proportion d'ouvriers, densités médicales, revenu médian, etc. Ces facteurs contextuels peuvent, directement ou indirectement, avoir un effet sur l'individu et ses comportements.

De plus en plus d'études tentent alors de combiner facteurs individuels et contextuels afin de prendre en compte tous les éléments du milieu social de l'individu (réseau social, milieux professionnel, résidentiel, etc.). Ces modèles sont capables d'identifier ce qui relève d'un effet de composition de ce qui correspond à un effet de contexte. Ces études se sont d'abord attachées à comprendre l'impact du territoire sur l'état de santé. Concernant l'accès aux soins, quelques travaux montrent des

différences de recours entre individus selon leur zone géographique de résidence (Trugeon et al., 2006 ; Chauvin et Parizot, 2007). Chauvin et Chaix (2005) montrent en outre que les personnes qui vivent dans des territoires favorisés ont moins de chance d'avoir un médecin généraliste habituel, sans que cela ne soit dû à la densité de médecins. Ils ajoutent que le recours aux soins spécialistes est favorisé dans les zones où le niveau socioéconomique et la densité de spécialistes sont élevés.

Concernant spécifiquement le renoncement aux soins, les études sont rares. Chauvin et al. (2012) montrent que le renoncement aux soins pour raisons financières est essentiellement lié à des caractéristiques individuelles. Leur modèle multiniveaux ajusté simultanément sur les données individuelles et contextuelles montre que les facteurs contextuels, et notamment le fait de vivre dans un quartier dit de Zones Urbaines Sensibles (ZUS), n'ont pas d'impact sur le renoncement aux soins.

3. Un modèle contextuel

L'utilisation de modèles multiniveaux n'est pas apparue nécessaire, ce qui indique une homogénéité des différences entre les territoires. Nous utilisons donc des modèles de type probit, tout aussi efficace dans notre cas. Ces modèles, dans lesquels le contexte est suggéré par des variables communes agrégées, nous permettent d'analyser la probabilité de renoncer aux soins en fonction des caractéristiques des individus et de celles des territoires. Nous définissons l'existence d'une variable latente $Renoncement_i^*$, telle que la variable binaire associée, $Renoncement_i$, prend la valeur 1 si l'individu i renonce aux soins et la valeur 0 sinon :

$$Renoncement_i = \begin{cases} 1 & \text{si } Renoncement_i^* \geq 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad \text{Avec } Renoncement_i^* = X_i\beta + A_{R_i}\delta_{R_i} + \mu_i$$

X_i est un ensemble de caractéristiques individuelles, β le vecteur des paramètres, A_{R_i} l'ensemble des variables au niveau agrégé, δ_{R_i} le paramètre du niveau agrégé et μ_i une erreur de mesure aléatoire supposée suivre une loi normale centrée réduite.

La probabilité de renoncer aux soins est donc le résultat de facteurs individuels et de déterminants contextuels. Afin d'identifier précisément les effets contextuels, nous nous appuyons sur la méthodologie développée par Chauvin et al. (2012) et cherchons à estimer l'effet des seuls déterminants individuels sur la probabilité de renoncer aux soins, l'effet des seuls déterminants contextuels, puis l'effet des facteurs individuels et contextuels simultanément.

Dans notre analyse, nous travaillons à partir du zonage en aires urbaines (ZAU) développé par l'INSEE et la DATAR, intéressant à plusieurs égards. Identifiant les zones d'influence des villes, il prend en compte des critères d'attraction (nombre d'emplois) et le déplacement entre le domicile et le lieu de travail. Le ZAU de 2010 partage le territoire en quatre grands types d'espaces : grandes aires urbaines, autres aires urbaines, autres communes multipolarisées et communes isolées hors influence des pôles. De précédents travaux sur les aires urbaines ont montré que les densités en professionnels de santé pouvaient être différentes selon les zones (Rican et al., 1999) et que le lieu de travail pouvait conditionner le choix du lieu de recours aux soins (Mikol, 2012). Par ailleurs, le zonage en aires urbaines est le découpage le plus fin que nous pouvons réaliser au vu de nos effectifs par communes. Pour ces raisons, nous avons retenu le zonage en aires urbaines pour notre analyse.

Une même aire urbaine regroupe plusieurs individus, et notre hypothèse est que cet environnement commun a des effets sur leurs comportements. L'hypothèse d'indépendance entre les individus n'est donc pas respectée. Pour prendre en compte l'interdépendance entre les individus d'une même zone, nous utilisons l'option *cluster* qui permet aux résidus de varier au sein d'en même territoire.

Enfin, les comportements des individus ne sont pas les mêmes en matière d'état de santé et d'accès aux soins, ou encore de loisirs, selon l'âge, et les diplômes ne sont pas répartis de la même manière selon les générations. Puisque la littérature nous montre que le renoncement aux soins dépend de l'âge (Dourgnon et al., 2012), et malgré le contrôle de nos modèles sur l'âge, nous estimons 2 modèles distincts selon l'âge (moins de 60 ans, 60 ans et plus).

4. L'analyse territoriale du renoncement aux soins

4.1 Les déterminants mesurés à une échelle individuelle

Les données individuelles mobilisées dans cet article proviennent d'une base de données unique déployée en 2015 en Poitou-Charentes auprès de 10 700 individus. Nous avons interrogé les individus sur le renoncement aux soins dans son ensemble, et pas seulement « pour raisons financières », sans que cela n'ait d'impact sur les caractéristiques des personnes qui déclarent renoncer (Legal et Vicard, 2015), en nous inspirant de la méthodologie de l'Enquête Santé Protection Sociale (ESPS) de 2012. Différents types de soins ont été questionnés : nous présentons ici les résultats concernant le renoncement aux soins dentaires.

Nous avons recueilli 2 554 réponses, dont certaines ont été supprimées car elles ne respectaient pas les critères d'inclusion (personnes de moins de 18 ans et/ou résidant en dehors du Poitou-Charentes). Du fait du caractère auto-administré du questionnaire, certaines réponses étaient imparfaites. Nous avons supprimé celles où la variable d'intérêt, le genre et le territoire de résidence n'étaient pas complétés. Les données manquantes des autres variables ont été traitées à l'aide d'indicatrices. Nous travaillons sur un échantillon de 2 413 individus.

Les variables individuelles ont été choisies grâce à une sélection pas à pas descendante afin de ne retenir que les variables significativement associées au renoncement aux soins (à 20%). Tous les modèles sont ajustés sur le sexe, l'âge, le niveau de revenu, le diplôme, la couverture maladie et l'état de santé des individus. Notons que du fait de l'endogénéité de l'état de santé (Dourgnon et *al.*, 2012), nous ne retenons pas cette variable dans nos modèles.

4.1.1 Les caractéristiques individuelles

Le sexe et l'âge sont introduits dans l'analyse. Au regard de la littérature (Dourgnon, 2011), on s'attend à une corrélation positive entre le genre féminin et le renoncement aux soins. L'âge est introduit en année. Plus les individus vieillissent, plus ils ont besoin de soins, ce qui accroît le risque de renoncer (Dourgnon, 2011) : on s'attend donc à un effet positif de l'âge sur la probabilité de renoncer aux soins. Cependant, afin de nous laisser la possibilité d'identifier des non linéarités, nous introduisons le carré de cette variable.

Tableau 2 : Statistiques descriptives des caractéristiques individuelles

	Total	Moins de 60 ans	60 ans et plus
Échantillon total	100%	56,07%	43,93%
Âge moyen (en années)	56,3	45,4	70,3
Homme	42,89%	38,06%	49,06%

Lecture : 43% des répondants sont des hommes.

Notre échantillon est composé à 56% de personnes de moins de 60 ans. Les individus sont âgés de 26 à 95 ans ; l'âge moyen est de 56 ans, avec une médiane à 57 ans. Le renoncement aux soins a tendance à être moins fréquent chez les personnes de 60 ans ou plus. Par ailleurs, les hommes renoncent moins aux soins que les femmes (respectivement 23% contre 20,8%).

4.1.2 Les conditions socio-économiques

Nous étudions le revenu, le niveau d'éducation et le statut d'occupation. L'effet de ces variables est ambigu dans la littérature. Alors qu'il est intuitif de penser que les personnes les plus aisées et les plus diplômées déclarent moins de renoncement aux soins, du fait de meilleures conditions d'accès, certains travaux montrent que les personnes précaires renoncent moins aux soins du fait notamment d'une moindre capacité à détecter et à exprimer ses besoins de soins (Parizot, 1998 ; Desprès, 2012 ; Jusot, 2013).

Tableau 3 : Statistiques descriptives des conditions socio-économiques

	Total	Moins de 60 ans	60 ans et plus
Revenu			
< 930€	10,36%	13,23%	6,70%
Entre 930 et 1 200€	10,03%	9,76%	10,38%
Entre 1 200 et 1 600€	24,33%	32,96%	13,30%
Entre 1 600 et 2 000€	8,12%	10,35%	5,28%
> 2 000€	28,60%	19,22%	40,57%
Non réponse	18,57%	14,49%	23,77%
Diplôme			
Aucun	7,21%	4,29%	10,94%
Niveau collègue	37,80%	31,63%	45,66%
Niveau bac	19,27%	21,66%	16,23%
Niveau bac +2/3	21,18%	27,05%	13,68%
Niveau supérieur à bac +3	12,52%	14,34%	10,19%
Non réponse	2,03%	1,03%	3,30%
Statut d'occupation			
En emploi	45,75%	77,90%	4,72%
Chômage	4,97%	8,20%	0,85%
Retraite	40,20%	4,58%	85,66%
Autre inactif	4,14%	6,50%	1,13%
Non réponse	4,93%	2,81%	7,64%

Lecture : 27% des individus de moins de 60 ans ont un diplôme de niveau bac +2/3.

Notre échantillon est composé d'une majorité de personnes ayant au moins été scolarisée au collègue (37,8%). 40,2% des personnes sont à la retraite, ce qui s'explique par l'âge moyen de notre échantillon ; 45,7% des individus ont un emploi. Le revenu est inégalement réparti, les plus de 60 ans ayant en moyenne un revenu supérieur aux autres. Les personnes qui renoncent aux soins ont une situation socioéconomique plus défavorisée que la population ne renonçant pas aux soins pour les trois variables retenues : les personnes les moins diplômées, ayant les revenus les plus faibles et les chômeurs renoncent plus aux soins que les autres.

4.1.3 Le réseau social

Le capital social permet la diffusion d'informations au sein d'un même groupe social et donc une diffusion des normes de santé propres au groupe, en ce qui concerne notamment les comportements à risque et la méfiance vis-à-vis du système de soins (Rode, 2010). Nous testons l'influence de l'isolement social au travers de deux variables : être en couple et avoir des contacts réguliers avec son entourage (hors conjoint et enfants). En outre, la littérature montrant le rôle de l'enfance sur l'état de santé et les comportements liés à la santé une fois adulte (Bricard et al., 2010 ; Jusot et al., 2009), nous introduisons la catégorie socioprofessionnelle (CSP) du parent principal lorsque l'individu avait 12 ans. N'ayant pas l'information, nous n'introduisons pas la CSP des individus dans l'analyse. Nous faisons l'hypothèse que le réseau social est négativement corrélé au renoncement aux soins.

Tableau 4 : Statistiques descriptives des variables de réseau social

	Total	Moins de 60 ans	60 ans et plus
Couple			
Oui	72,15%	74,21%	69,53%
Non	27,85%	25,79%	30,47%
Contact			
Oui	92,91%	94,75%	90,57%
Non	5,01%	3,70%	6,70%
Non réponse	2,07%	1,55%	2,74%
CSP des parents			
Agriculteurs exploitants	18,48%	13,23%	25,19%
Artisans – Commerçants – Chefs d'entreprise	13,53%	12,71%	13,02%

Cadres et professions intellectuelles supérieures	10,24%	11,01%	9,25%
Professions intermédiaires	8,08%	7,91%	8,30%
Employés	22,05%	26,76%	16,04%
Ouvriers	23,25%	23,50%	22,92%
Non réponse	5,06%	4,88%	5,28%

Lecture : 72% des personnes de notre échantillon se déclarent en couple.

Les personnes célibataires et les personnes qui n'ont personne avec qui discuter renoncent plus aux soins. Les individus de moins de 60 ans dont le parent principal était agriculteur ou cadre lorsqu'ils avaient 12 ans ont tendance à moins renoncer aux soins que les autres. Pour les personnes de 60 ans ou plus, s'ajoutent à ceux là les parents ayant eu une profession intermédiaire.

4.1.4 La précarité

Nous retenons 5 variables binaires liées à la précarité des individus : être propriétaire, être parti en vacances et être allé au spectacle les 12 mois précédant l'enquête, avoir régulièrement des difficultés financières, rencontrer régulièrement un travailleur social. Nous attendons un effet négatif des 3 premières et à un impact positif des deux autres sur le renoncement aux soins.

Tableau 5 : Statistiques descriptives des variables de précarité

	Total	Moins de 60 ans	60 ans et plus
Être propriétaire			
Oui	78,57%	72,58%	86,23%
Non	19,48%	25,42%	11,89%
Non réponse	1,95%	2,00%	1,89%
Rencontrer des difficultés financières			
Oui	7326,2%	333,92%	17,55%
Non	69,58%	63,12%	77,83%
Non réponse	3,69%	2,96%	4,62%
Être suivi par un travailleur social			
Oui	3,11%	4,36%	1,51%
Non	82,80%	86,47%	78,11%
Non réponse	14,09%	9,16%	20,38%
Partir en vacances			
Oui	65,48%	71,32%	58,02%
Non	33,32%	28,09%	40,00%
Non réponse	1,20%	0,59%	1,98%
Aller au spectacle			
Oui	53,46%	53,95%	52,83%
Non	45,09%	45,08%	45,09%
Non réponse	1,45%	0,96%	2,08%

Lecture : 33,3% des personnes de notre échantillon ne sont pas parties en vacances en 2015.

Les propriétaires renoncent moins aux soins. Les personnes rencontrant régulièrement des difficultés financières renoncent plus aux soins, ce qui est également le cas des personnes suivies par un travailleur social. Les personnes qui ne sont pas parties en vacances et qui ne sont pas allées au spectacle renoncent plus aux soins que les autres.

4.1.5 Les variables liées au système de santé

Nous étudions d'abord le rôle du médecin traitant, qui a « tendance à intensifier les contacts entre les patients et leur médecin généraliste » (Or et al., 2009). Nous intégrons une variable binaire distinguant les personnes ayant un médecin traitant ou un médecin généraliste habituel de celles n'en ayant pas.

Nous abordons les questions de prévention par la vaccination. Même s'il peut exister un biais de mémoire, nous créons une variable binaire qui distingue les individus ayant eu un rappel du vaccin Diphtérie-Tétanos-Polio (DTP) depuis l'âge de 15 ans de ceux n'en ayant pas eu.

La littérature montre que la complémentaire santé joue un rôle très important dans le renoncement aux soins (Warin et al., 2008 ; Dourgnon, 2011). Nous distinguons les personnes ayant une complémentaire santé (privée ou CMU-C) des personnes n'ayant pas de complémentaire. Nous n'avons pas pu faire la distinction entre complémentaire privée et CMU-C par faute de bénéficiaires de la CMU-C suffisants dans notre échantillon.

Enfin, nous nous intéressons aux délais d'attente avant un rendez-vous, ceux-ci étant peu analysés dans la littérature. Alors que des études (Hurst et Silicani, 2003 ; Le Fur et al., 2006) semblent identifier les délais d'attente comme la conséquence d'une offre de soins inférieure à la demande, certains chercheurs expliquent qu'une forte densité pourrait mener à des délais d'attente plus importants à cause de demande induite ou révélée (Le Fur et al., 2006). Ainsi, on peut imaginer qu'en cas de forte densité, où l'offre serait supérieure à la demande, un médecin augmente le nombre de consultations nécessaires pour un patient dans le but de maintenir son revenu (Le Fur et al., 2006). Par ailleurs, lorsque la densité est élevée, le coût d'accès en matière de distance et de temps d'attente diminue, ce qui peut entraîner un recours d'une partie de la population qui n'aurait pas pu accéder aux soins autrement, et donc une hausse de la demande et des délais d'attente. Pour identifier le lien entre délai et renoncement aux soins, nous incluons le délai d'attente avant le rendez-vous chez le dernier spécialiste consulté, tout en contrôlant par les densités médicales. La variable prend 4 valeurs : rendez-vous obtenu en moins d'1 semaine, en 1 semaine à 1 mois, en 1 à 6 mois, en plus de 6 mois.

Nous attendons des effets négatifs des variables individuelles liées au système de santé sur le renoncement aux soins.

Tableau 6 : Statistiques descriptives des variables liées au système de soins

	Total	Moins de 60 ans	60 ans et plus
Avoir une complémentaire santé			
Oui	73,31%	79,75%	65,09%
Non	13,72%	12,49%	15,28%
Non réponse	12,97%	7,76%	19,62%
Avoir un médecin traitant			
Oui	98,59%	98,30%	98,96%
Non	1,41%	1,70%	1,04%
Vaccination			
Oui	82,84%	81,89%	84,06%
Non	7,42%	6,21%	8,96%
Non réponse	9,74%	11,90%	6,98%
Délai avant un rendez-vous chez un spécialiste			
Moins d'une semaine	5,10%	4,88%	5,38%
Entre 1 semaine à 1 mois	27,52%	24,83%	30,94%
Entre 1 mois et 6 mois	44,22%	43,39%	45,28%
Plus de 6 mois	4,68%	4,58%	4,81%
Non réponse	18,48%	22,32%	13,58%

Lecture : 5,4% des personnes de 60 ans ou plus indiquent avoir attendu moins d'une semaine pour obtenir le rendez-vous avec le dernier spécialiste qu'elles ont consulté.

Sans surprise, les personnes n'ayant pas de couverture maladie complémentaire et celles n'ayant pas de médecin traitant renoncent plus aux soins que les autres. Les personnes n'étant pas à jour de la vaccination de DTP renoncent également plus aux soins. En outre, plus le délai d'attente est long, plus le renoncement aux soins est important.

4.1.6 Le territoire de résidence

Les données utilisées ont été recueillies au niveau de la commune, puis agrégées selon le zonage des aires urbaines. Notre enquête couvre 817 communes réparties en 9 aires urbaines. Au vu de nos effectifs, le zonage que nous avons retenu est le suivant : communes isolées hors influence des pôles,

autres communes multipolarisées, communes multipolarisées des grands pôles, aire urbaine d'Angoulême, aire urbaine de La Rochelle, aire urbaine de Niort, aire urbaine Poitiers, autres aires urbaines pour lesquelles nous n'avons pas assez d'effectifs pour en faire un groupe chacune (Cognac, Rochefort, Saintes, Royan, Châtelleraut), petites et moyennes aires (correspondance avec le ZAU de l'INSEE : moyens pôles, couronnes des moyens pôles, petites pôles, couronnes des petites pôles).

Tableau 7 : Statistiques descriptives des variables de territoire

	Total	Moins de 60 ans	60 ans et plus
Département			
Charente (16)	17,12%	17,44%	16,70%
Charente-Maritime (17)	34,36%	32,00%	37,36%
Deux-Sèvres (79)	22,50%	23,65%	21,04%
Vienne (86)	26,03%	26,90%	24,91%
Aires urbaines			
Aire urbaine d'Angoulême	8,99%	9,90%	7,83%
Aire urbaine de La Rochelle	10,73%	10,72%	10,75%
Aire urbaine de Niort	48,06%	8,80%	7,08%
Aire urbaine de Poitiers	14,30%	16,11%	11,98%
Petites et moyennes aires	8,91%	7,98%	10,09%
Autres aires urbaines	15,46%	15,12%	17,17%
Communes multipolarisées des grands pôles	7,05%	7,10%	6,98%
Autres communes multipolarisées	15,13%	15,52%	14,62%
Communes isolées hors influence des pôles	11,40%	9,76%	13,49%

Lecture : 14,3% des individus de notre échantillon résident dans l'aire urbaine de Poitiers.

Notons que la proportion de personnes résidant en Charente-Maritime est plus importante chez les personnes de 60 ans ou plus que dans l'échantillon global. Les personnes de moins de 60 ans sont plus nombreuses dans les aires urbaines d'Angoulême, de Niort et de Poitiers. Elles sont moins nombreuses dans les autres aires urbaines, dans les petites et moyennes aires et dans les communes isolées. Dans les communes multipolarisées, il n'existe pas de différence de représentation selon l'âge. Concernant le renoncement aux soins, des différences selon les départements ou aires urbaines sont observables. La Charente-Maritime et les communes multipolarisées des grands pôles enregistrent globalement les taux de renoncement aux soins dentaires les plus élevés. Au contraire, l'aire urbaine de Niort a, la plupart du temps, les taux les plus faibles.

4.2 Les déterminants contextuels

Les facteurs contextuels que nous étudions ne sont pas des facteurs environnementaux à strictement parler (eau, bruit, pollution, etc.). Il s'agit de l'offre de soins et de caractéristiques socio-démographiques du territoire. Nos données sont toutes agrégées au niveau de l'aire urbaine.

4.2.1 Densités de dentistes

Les données viennent de la DREES et datent de décembre 2013. Dans notre papier, nous avons sélectionné les densités des dentistes libéraux, mesurées à partir de l'indicateur d'Accessibilité Potentielle Localisée (APL), qui prend en compte la distance entre le patient et le praticien, et le temps de travail des dentistes (Barlet et al., 2012).

Tableau 8 : Statistiques descriptives des densités de dentistes

	Moyenne	Médiane	Écart-type	Min	Max
Densité dentistes	41,0	42,4	13,9	13,9	91,7

Lecture : La densité de dentistes est en moyenne de 41 dentistes pour 1 000 habitants en Poitou-Charentes.

Les densités de dentistes sont significativement corrélées aux territoires que nous avons choisis. Les communes isolées, les communes multipolarisées des grands pôles, les autres communes multipolarisées et l'aire urbaine d'Angoulême ont une densité moyenne de dentistes inférieure à la densité régionale. Cette corrélation est à prendre en considération lors de l'interprétation de nos résultats.

Tableau 9 : Densités de dentistes par territoires

Territoires	Densité moyenne de dentistes
Tous les territoires	41,0
Communes isolées	27,7
Autres communes multipolarisées	32,4
Communes multipolarisées des grands pôles	33,5
Angoulême	39,7
La Rochelle	58,4
Niort	41,1
Poitiers	42,6
Autres aires urbaines	50,6
Aires moyennes et petites	40,0

Lecture : La densité moyenne de dentistes est de 58 pour 1 000 habitants dans l'aire urbaine de La Rochelle.

4.2.2 Les caractéristiques du territoire

Nos données sont issues du recensement de la population de l'INSEE de 2012. La médiane du revenu disponible par unité de consommation est insérée par quartiles. Les autres variables sont binaires : nous utilisons la distribution par centile au niveau des aires urbaines, selon la méthodologie de Chauvin et al. (2012). Nous leur attribuons alors la valeur 1 si la proportion est supérieure au 75^{ème} centile, et 0 sinon. Nous procédons ainsi pour la proportion de bénéficiaires de la CMU-C, d'individus de moins de 20, d'individus des 60 ans ou plus, de chômeurs, de familles monoparentales, de personnes sans diplôme, d'ouvriers, d'employés, d'agriculteurs et de cadres.

Toutes ces variables peuvent jouer des rôles différents sur la probabilité de renoncer aux soins. Il est donc difficile de se prononcer sur l'effet de ces caractéristiques sur le renoncement aux soins. C'est la raison pour laquelle il est indispensable de les coupler aux variables individuelles. Par exemple, un taux élevé de bénéficiaires de la CMU-C peut refléter un territoire pauvre qui sera davantage sensible au renoncement aux soins. Si ce taux élevé reflète une meilleure conscience de ses droits et une plus grande facilité financière à accéder aux soins, alors la probabilité de renoncer aux soins peut diminuer dans ses territoires.

Tableau 10 : Statistiques descriptives des caractéristiques du territoire

	Total	Moins de 60 ans	60 ans et plus
Revenu médian du territoire			
1er quartile	25,03%	23,80%	26,60%
2ème quartile	29,05%	28,97%	29,15%
3ème quartile	32,70%	34,00%	31,04%
4ème quartile	13,22%	13,23%	13,21%
Caractéristiques sociodémographiques			
Proportion élevée de bénéficiaires de la CMU-C			
Oui	17,86%	18,26%	17,36%
Non	82,14%	81,74%	82,64%
Proportion élevée de moins de 20 ans			
Oui	26,65%	29,12%	23,49%
Non	73,35%	70,88%	76,51%
Proportion élevée de plus de 60 ans			
Oui	28,26%	24,24 %	33,40%
Non	71,74%	75,76%	66,60%
Proportion élevée de chômeurs			

Oui	25,90%	25,20%	26,79%
Non	74,10%	74,80%	73,21%
Proportion élevée de familles monoparentales			
Oui	24,62%	24,83%	24,34%
Non	75,38%	75,17%	75,66%
Proportion élevée de personnes sans diplôme			
Oui	26,32%	23,13%	30,38%
Non	73,68%	76,87%	69,62%
Proportion élevée d'agriculteurs			
Oui	31,54%	30,30%	33,11%
Non	68,46%	69,70%	66,89%
Proportion élevée de cadres			
Oui	23,46%	25,72%	20,57 %
Non	76,54%	74,28%	79,43%
Proportion élevée d'ouvriers			
Oui	24,91%	25,94%	23,58%
Non	75,09%	74,06%	76,42%
Proportion élevée d'employés			
Oui	20,97%	21,51%	20,28%
Non	79,03%	78,49%	79,72%

Lecture : 26% des individus de moins de 60 ans résident dans un territoire dont la proportion de cadres est supérieure à 75%.

Les habitants de Charente-Maritime renoncent plus aux soins que les autres, les habitants des Deux-Sèvres et de la Vienne renonçant quant à eux moins aux soins qu'en moyenne en Poitou-Charentes. Par ailleurs, les habitants des grandes aires urbaines ont tendance à moins renoncer aux soins que dans les habitants des communes multipolarisées ou isolées. Enfin, les personnes vivant dans des territoires où il existe une part élevée de bénéficiaires de la CMU-C, de personnes de moins de 20 ans, de familles monoparentales, de personnes sans diplôme, de cadres, d'ouvriers renoncent globalement moins aux soins que les autres. Au contraire, les personnes vivant dans des territoires où les proportions de personnes de plus de 60 ans, de chômeurs, d'agriculteurs et d'employés sont élevées renoncent globalement plus aux soins que les autres.

5. Les déterminants du renoncement aux soins dentaires en Poitou-Charentes

Nous présentons ici les résultats de nos modèles contextuels par groupe de variables (cf. Tableau 11). Notons que 22% des individus ont renoncé à au moins un soin dentaire en 2015 en Poitou-Charentes, sans que nous ne soyons en mesure d'indiquer quels types de soins dentaires sont concernés. Chez les personnes de moins de 60 ans, ce taux est de 25,6%. Ce taux plus élevé chez les plus jeunes est sans doute le reflet de besoins plus importants qui se traduit par un risque plus important de renoncer à au moins un soin.

5.1 Le poids des variables individuelles

Les déterminants individuels qui jouent sur le renoncement aux soins sont les mêmes avec ou sans l'introduction des facteurs contextuels. Un effet genre, qui apparaît seulement chez les moins de 60 ans, montre que les hommes ont tendance à renoncer davantage aux soins que les femmes, ce qui va à l'encontre de la littérature. L'âge, quant à lui, ne joue que chez les plus de 60 ans. La relation est significativement négative, mais non linéaire : la probabilité de renoncer aux soins dentaires diminue avec l'âge jusqu'à 70 ans en moyenne, puis augmente ensuite. Ces deux effets peuvent refléter dans un premier temps une baisse des besoins à mesure de l'avancée en âge, puis une hausse des besoins en appareillage notamment.

Nous montrons que le revenu permet de diminuer la probabilité de renoncer aux soins dentaires. Nos résultats opposent les plus riches au reste de la population, avec un effet de seuil plus marqué chez les personnes de 60 ans ou plus (2 000€ mensuels contre 1 600€ pour les moins de 60 ans). Ceci est

cohérent avec les résultats de la littérature sur le renoncement aux soins. Dourgnon et al. (2012) nous indiquent dans ce cas qu'il existe sans doute un effet de seuil pour les soins dentaires, mal remboursés par les couvertures complémentaires. Ainsi, « un très bas niveau de revenu par unité de consommation n'est pas associé à un niveau de renoncement différent des catégories de revenus qui lui sont juste supérieures » (Dourgnon et al., 2012, p.10).

Chez les personnes de moins de 60 ans, les personnes au chômage ont une probabilité de renoncer aux soins dentaires plus élevées de 10 points que les personnes en emploi, tandis que le diplôme n'a pas d'effet (son effet est potentiellement capturé par les variables revenu et emploi). Au contraire, chez les moins de 60 ans, alors que le statut d'occupation n'a pas d'effet – les personnes étant quasiment toutes à la retraite, il apparaît que les personnes ayant un diplôme de niveau lycée ont une probabilité de renoncer aux soins plus élevée que les personnes sans diplôme. Ce résultat, cohérent avec la littérature, signifie que le renoncement reflète une moins bonne perception de ses besoins lorsque les individus sont peu ou pas diplômés (Dourgnon et al., 2012). Il est intéressant de noter que l'effet diplôme disparaît lorsque nous introduisons les facteurs contextuels.

Concernant les caractéristiques sociales des individus, nous remarquons qu'avoir des difficultés financières augmente la probabilité de renoncer aux soins dentaires, tandis qu'être allé au spectacle en 2015 la fait diminuer. Être propriétaire joue dans des sens opposés selon l'âge : cela diminue la probabilité de renoncer aux soins chez les moins de 60 ans, et favorise plus de renoncement aux soins chez les plus âgés. Rencontrer régulièrement un travailleur social favorise plus de renoncement aux soins seulement chez les plus de 60 ans, tandis qu'être parti en vacances entraîne une probabilité moins importante de renoncer chez les moins de 60 ans seulement. Contrairement à nos attentes, la catégorie socioprofessionnelle des parents ne joue pas.

Concernant le système de santé, avoir un médecin traitant ou un médecin généraliste habituel permet de diminuer fortement la probabilité de renoncer aux soins dentaires chez les moins de 60 ans. Cela peut signifier que le médecin traitant joue son rôle de conseiller dans le parcours de soins, malgré le fait qu'en France un rendez-vous chez un dentiste peut être pris sans rendez-vous préalable chez un généraliste. L'effet du médecin traitant disparaît chez les plus de 60 ans. Alors qu'elle protège les plus âgés, la couverture complémentaire n'a pas d'effet chez les plus jeunes. Le revenu et les autres variables s'y afférant couvrent peut-être son effet. Nous préférons être prudents et préciser que cette variable était plutôt mal renseignée et que nous n'avons pas pu distinguer complémentaire privée et CMU-C.

Les délais d'attente entre la prise du rendez-vous et le rendez-vous ont un impact très important chez les moins de 60 ans, la probabilité de renoncer aux soins dentaires étant supérieure de 20 points lorsque le délai d'attente chez un spécialiste est de plus de 6 mois par rapport à une attente de moins d'une semaine. Cela vient confirmer nos hypothèses sur le sujet. L'effet des délais d'attente disparaît chez les personnes de 60 ans ou plus, ce qui reflète peut-être une plus grande adaptabilité aux horaires, notamment du fait de la retraite.

Tableau 11 : Estimations de la probabilité de renoncer aux soins dentaires selon l'âge

	Moins de 60 ans			60 ans ou plus		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Sexe						
Femme	ref.		ref.	ref.		ref.
Homme	0,040***		0,037*	-0,014		-0,018
Âge						
Âge	-0,012		-0,014	-0,014**		-0,022***
(Âge) ²	0		0	0,000***		0,000***
Revenu						
< 930€	ref.		ref.	ref.		ref.
930 - 1 200€	-0,016		-0,008	-0,033		-0,033
1 200 - 1 600€	-0,061**		-0,049	-0,031		-0,026
1 600 - 2 000€	-0,145***		-0,142***	-0,033		-0,034
> 2 000€	-0,133***		-0,125***	-0,093***		-0,093***

Niveau d'éducation						
Sans diplôme	ref.		ref.	ref.		ref.
Niveau collège	-0,033		-0,035	0,010		-0,003
Niveau lycée	-0,003		-0,005	0,080		0,059
Bac à Bac +2/3	0,041		0,038	0,026		0,005
> Sup Bac +3	0,039		0,044	0,040		0,047
Non Réponse				-0,035		-0,030
Statut d'occupation						
En emploi	ref.		ref.	ref.		ref.
Chômage	0,108***		0,103***	-0,095		-0,082
Retraite	-0,030		-0,036	0,06		0,061
Autre	0,009		0,007	0,028		0,032
Être en couple						
Oui	0,004		0,004	-0,031		-0,036
Non	ref.		ref.	ref.		ref.
Avoir des contacts réguliers avec son entourage						
Oui	-0,003		0,003	-0,044		-0,04
Non	ref.		ref.	ref.		ref.
Non réponse	0,138		0,15			
CSP des parents						
Agriculteurs	ref.		ref.	ref.		ref.
Commerçants	0,109		0,111	0,005		0,009
Cadres	0,046		0,047	-0,012		-0,021
Professions intermédiaires	0,074		0,077	-0,06		-0,066
Employés	0,03		0,042	0,011		0,007
Ouvriers	0,032		0,036	0,027		0,029
Non réponse	-0,003		-0,005			
Être propriétaire						
Oui	-0,068*		-0,074**	0,052***		0,063***
Non	ref.		ref.	ref.		ref.
Non réponse				0,048		0,048
Avoir des difficultés financières						
Oui	0,174***		0,173***	0,292***		0,289***
Non	ref.		ref.	ref.		ref.
Non réponse	0,013		0,01	0,04		0,038
Rencontrer régulièrement un travailleur social						
Oui	0,005		-0,007	0,074***		0,079***
Non	ref.		ref.	ref.		ref.
Non réponse	-0,029		-0,03			
Être parti en vacances						
Oui	-0,124***		-0,119***	-0,047		-0,047
Non	ref.		ref.	ref.		ref.
Non réponse	-0,13		-0,141			
Être allé au spectacle						
Oui	-0,054**		-0,053**	-0,066**		-0,063**
Non	ref.		ref.	ref.		ref.
Non réponse	-0,035		-0,03	-0,05		-0,067
Avoir une couverture maladie complémentaire						
Oui	-0,029		-0,033	-0,018		-0,022
Non	ref.		ref.	ref.		ref.
Non réponse				-0,088***		-0,088***
Avoir un médecin traitant						
Oui	-0,317***		-0,310	0,002		0,008
Non	ref.		ref.	ref.		ref.
Avoir eu un rappel de DTP						
Oui	0,010		0,005	-0,105		-0,103
Non	ref.		ref.	ref.		ref.
Non réponse				-0,044		-0,04
Délai d'attente avec un rendez-vous chez un spécialiste						
Moins d'une semaine	ref.		ref.	ref.		ref.
Une semaine à un mois	0,158***		0,161***	-0,050		-0,040
Un à 6 mois	0,161***		0,159***	-0,022		-0,017
Plus de 6 mois	0,198***		0,207**	0,040		0,056
Types de territoire						

Communes rurales isolées		ref.	ref.		ref.	ref.
Autres communes multipolarisées		-0,004*	0,031		-0,035	-0,027
Communes multipolarisées des grands pôles		0,041***	0,132***		-0,03	-0,043
Angoulême		0,140***	0,009		-0,085	-0,032
La Rochelle		0,003	-0,095		-0,1	-0,01
Niort		-0,172***	-0,147*		0,008	0,122
Poitiers		-0,175***	0,04		0,027	0,169
Autres aires urbaines		0,017	0,073		0,011	0,046
Petites et moyennes aires		0,122***	-0,003		-0,022	0,007
Revenu médian du territoire						
1er quartile		ref.	ref.		ref.	ref.
2ème quartile		0,002	-0,037		-0,08	-0,101***
3ème quartile		-0,034	0,041		-0,062	-0,08
4ème quartile		0,059	0,002		-0,144**	-0,142***
Caractéristiques des territoires						
Densité de dentistes		0,000***	-0,004		0,002	0,002
Proportion élevée de bénéficiaires de la CMU-C		0,107	-0,172**		-0,071	-0,025
Proportion élevée de moins de 20 ans		-0,199***	-0,001		-0,166	-0,147*
Proportion élevée de plus de 60 ans		-0,002	-0,003		-0,015	-0,003
Proportion élevée de chômeurs		0,006	0,069**		0,000	-0,062
Proportion élevée de familles monoparentales		0,093***	0,204***		0,105	0,074
Proportion élevée de personnes sans diplôme		0,291***	0,067		-0,072***	-0,083***
Proportion élevée d'agriculteurs		0,092**	-0,048		-0,014	-0,034
Proportion élevée de cadres		-0,026	0,087		0,196	0,114
Proportion élevée d'ouvriers		0,174***	-0,004		0,005	-0,006
Proportion élevée d'employés		-0,014	-0,100*		-0,113*	-0,107**

Légende :

(1) : Estimation des seuls facteurs individuels

(2) : Estimation des seuls facteurs contextuels

(3) : Estimation des facteurs individuels et contextuels

Pour chaque colonne, le chiffre représente le paramètre estimé et l'étoile représente la significativité (* significatif à 10%, ** significatif à 5%, *** significatif à au moins 1%)

5.2 L'importance des caractéristiques sociales du territoire et l'absence de l'effet de la densité de dentistes

Concernant les personnes de moins de 60 ans, lorsque les facteurs contextuels sont introduits seuls (sans déterminants individuels), la proportion de jeunes, de familles monoparentales, de personnes sans diplôme, d'agriculteurs et d'ouvriers du territoire ressortent de l'analyse. Ces effets disparaissent en partie lorsque l'on introduit simultanément les déterminants individuels et les facteurs contextuels.

Lorsque l'on s'intéresse seulement aux facteurs contextuels, tous les territoires influencent positivement ou négativement le renoncement aux soins, excepté l'aire urbaine de La Rochelle et les autres aires urbaines. Dans les communes multipolarisées des grands pôles et dans l'aire urbaine d'Angoulême, le renoncement aux soins est plus fort que dans les communes isolées. La plupart des effets de ces territoires disparaît lorsque l'on introduit simultanément les déterminants individuels et les facteurs contextuels : cela signifie que les différences observées dans le modèle avec les seuls effets contextuels sont en réalité capturées par des variables individuelles. Restent les effets de l'aire urbaine de Niort, où la probabilité de renoncer aux soins diminue par rapport à des communes rurales isolées, et des communes multipolarisées des grands pôles où la probabilité de renoncer aux soins augmente.

Outre les effets des aires urbaines, un effet contextuel reste et 3 apparaissent suite à l'introduction de l'ensemble des facteurs. Une proportion élevée de bénéficiaires de la CMU-C est corrélée avec un moindre renoncement aux soins. Ce résultat peut d'abord sembler contre-intuitif. En effet, un territoire qui accueille un nombre plus conséquent de bénéficiaires de la CMU-C est sûrement relativement plus pauvre. Pourtant, il est cohérent avec la littérature dans la mesure où il montre que la CMU-C protège du renoncement aux soins. Pour autant, être bénéficiaire de la CMU-C n'est pas automatique. Les bénéficiaires doivent faire une demande annuellement pour que leur complémentaire soit renouvelée.

Selon le Fonds CMU, le non-recours à la CMU-C est d'environ 20% en France en 2012. Habiter un territoire largement couvert par la CMU-C peut vouloir dire que le « message passe » entre les individus, notamment par le capital social qui véhicule les normes collectives. De la même façon, une proportion élevée d'employés est corrélée avec un moindre renoncement aux soins. Cela peut vouloir dire que les employés sont généralement moins conscients de leurs symptômes et renoncent donc moins aux soins que les cadres : ainsi, vivre dans un tel territoire diminue la déclaration de renoncement aux soins. Enfin, vivre dans un territoire où les taux de chômage et de familles monoparentales sont importants augmente la probabilité de renoncer aux soins dentaires. Au niveau individuel, ce résultat est cohérent avec la littérature qui montre que les chômeurs et les parents monoparentaux renoncent plus aux soins que les autres.

Bien qu'elle soit fortement corrélée aux territoires, la densité de dentistes joue un rôle significativement positif sur le renoncement aux soins. Cette conclusion est assez étrange, et peut difficilement s'expliquer avec les seules données que nous avons. Cet effet disparaît lorsque l'on introduit simultanément les facteurs individuels et contextuels. Or les délais d'attente sont toujours très fortement significatifs. L'effet offre de soins n'est donc pas celui auquel on aurait pu s'attendre : il ne s'agit pas d'un problème de positionnement territorial de l'offre mais d'une question organisationnelle. Les dentistes semblent manquer essentiellement là où les délais d'attente sont longs.

Concernant les personnes de 60 ans ou plus, très peu de facteurs contextuels semblent jouer un rôle. Aucun territoire et peu de caractéristiques sociodémographiques ressortent de l'analyse. Ainsi, les aires urbaines n'ont pas d'effet sur le renoncement aux soins dentaires. Cinq facteurs jouent : des revenus médians moyens et élevés, et des proportions importantes de moins de 20 ans, de non diplômés et d'employés sur un territoire favorisent un moindre renoncement aux soins dentaires chez les plus de 60 ans. Selon nous, ces résultats ont des significations différentes. L'effet du revenu médian élevé est indéniablement lié au niveau de vie du territoire. Sur un territoire où le niveau de vie est élevé, les personnes de 60 ans ou plus ont tendance à moins renoncer aux soins dentaires qu'ailleurs. Au contraire, la corrélation négative entre le renoncement et les proportions importantes de jeunes, de non diplômés et d'employés font état d'environnements plus précaires où une moins bonne connaissance du système de soins et une moins bonne détection des symptômes engendrent des besoins et des attentes moins importants. Enfin, la densité de dentistes n'a pas d'effet sur le renoncement aux soins, que l'on introduise les facteurs contextuels seuls ou simultanément avec les déterminants individuels.

6. Discussion – conclusion

L'objectif de ce document était d'identifier les déterminants du renoncement aux soins en Poitou-Charentes. Réalisée pour la première fois dans la région, cette étude a permis de mettre en évidence un taux important de renoncement. En Poitou-Charentes, 22% des individus ont renoncé à au moins un soin dentaire en 2015. L'utilisation d'une base de données locale nous a permis de réaliser une analyse contextuelle localisée. Nous montrons ainsi que les déterminants qui affectent le plus le renoncement aux soins sont des déterminants sociaux mesurés à une échelle individuelle ou territoriale.

D'un point de vue méthodologique, il est recommandé de travailler à partir d'un territoire qui prend en compte les pratiques spatiales des individus et de ne pas nécessairement étudier l'échelle la plus fine possible (Chauvin et Vallée, 2014). Notre analyse contextuelle à partir du zonage en aires urbaines permet de prendre en compte les pratiques spatiales des individus, le zonage étant notamment défini selon les déplacements domicile-travail. En outre, parce que nous faisons l'hypothèse que les caractéristiques des territoires ont un impact sur les comportements des individus, l'inclusion de l'option *cluster* dans nos modèles permet de lever l'hypothèse d'indépendance des individus au sein d'un même territoire.

Pour autant, notre analyse comporte quelques limites. D'abord, les analyses contextuelles posent encore des difficultés méthodologiques. La nôtre, malgré la prise en compte des effets par territoires, ne prend pas en compte la continuité entre les territoires et fait comme si les individus n'étaient pas affectés par ce qui se passait ailleurs. En outre, Vallée et *al.* (2014) reprochent aux études contextuelles de considérer les unités spatiales identiques pour tous les individus et ainsi d'effacer les différences sociales qui existent entre les individus dans leur appropriation de leur territoire. Chauvin et Vallée (2014) recommande à cet effet de prendre en compte les expériences vécues et le rapport des individus au territoire, ce que nous n'avons pas fait dans cette étude par faute de données. Enfin, certaines données ont été mal recueillies. La couverture maladie complémentaire est indéniablement mal renseignée (seulement 50 personnes indiquent bénéficier de la CMU-C) et la catégorie socioprofessionnelle des individus n'a pas été recueillie.

Nous remarquons malgré tout que l'analyse contextuelle permet d'obtenir des résultats plus précis qu'une analyse seulement basée sur des données mesurées à l'échelle du territoire. Le risque d'erreur écologique était très important. En effet, avec ou sans les déterminants contextuels, les facteurs individuels qui ont un impact sur le renoncement aux soins sont quasiment les mêmes. Ainsi, des études sur le renoncement aux soins peuvent *a priori* être réalisées sans nécessairement prendre pas en compte les facteurs de contexte. En revanche, les facteurs contextuels sont moins nombreux une fois ajustés sur les déterminants individuels : c'est notamment l'effet des densités médicales qui disparaît. En effet, alors que l'utilisation de modèles multiniveaux n'est pas apparue nécessaire, ce qui indique une homogénéité des différences entre les territoires, il existe malgré tout des inégalités territoriales avant ajustement sur les caractéristiques des individus. Après ajustement, nos analyses mettent en avant quelques déterminants contextuels. En revanche, les densités médicales ne semblent pas être un facteur de renoncement, ce qui est cohérent avec la littérature empirique.

Les déterminants individuels qui affectent le renoncement aux soins en Poitou-Charentes sont globalement cohérents avec ceux de la littérature même si quelques différences ont été identifiées. Nous souhaitons mettre l'accent sur les délais d'attente. Ceux-ci jouent d'ailleurs un rôle très important dans le renoncement aux soins dentaires chez les personnes de moins de 60 ans. Attendre plus d'une semaine pour un rendez-vous chez un spécialiste favorise plus de renoncement aux soins. Ce résultat est très intéressant, notamment quand on le met en lien avec l'absence d'effet de la densité médicale. Ce n'est donc pas tant le positionnement géographique des praticiens qui impacte le renoncement aux soins dentaires que la saturation de l'offre. Ceci peut s'expliquer par deux raisons, selon les territoires. Les territoires à faible densité peuvent voir leurs délais d'attente augmenter du fait d'un manque de professionnels de santé pouvant satisfaire la demande ; les territoires à forte densité peuvent voir leurs délais augmenter du fait d'une possible demande révélée. Les individus, ayant plus facilement accès à une offre médicale, seraient tentés de plus recourir aux soins, alors qu'ils ne l'auraient pas fait sur un territoire moins bien doté. Ceci est plutôt positif quant à l'amélioration de l'accès aux soins. Des solutions d'ordre organisationnel pourraient être trouvées là où les délais sont trop importants.

En conclusion, nous recommandons l'utilisation plus systématique de cet indicateur de renoncement aux soins. Un accroissement du renoncement aux soins risque en effet d'entraîner une dégradation de l'état de santé des individus (Dourgnon et *al.*, 2012) et une hausse des dépenses de soins du fait des retards de soins. Il est donc important de surveiller le taux de renoncement ainsi que ses causes. Cet indicateur est en effet le seul outil, aujourd'hui, à pouvoir fournir des informations fines et concrètes sur les inégalités de recours aux soins et notamment sur les besoins non satisfaits. Comme nous l'avons vu, grâce à une analyse contextuelle, notre étude révèle que le renoncement aux soins est avant tout lié à des facteurs sociaux, mesurés à une échelle individuelle ou territoriale, qu'à une problématique de démographie médicale en tant que telle. Du fait du contexte économique actuel, les inégalités socioéconomiques individuelles risquent d'augmenter dans les années à venir. Ces inégalités peuvent être prévenues dans des optiques à plus ou moins long terme et à différentes échelles. L'éducation à la santé semble être une des pistes les plus intéressantes pour des actions locales. Les attitudes, les valeurs et la connaissance que les individus ont de leur santé et des

services de soins peuvent être modifiées à moyen terme (Andersen, 1995) et des leviers d'actions sont disponibles à une échelle locale. Les actions doivent d'abord être orientées vers les populations précaires et permettre une meilleure prise en charge de leur santé par les individus eux-mêmes, une meilleure compréhension de leurs symptômes et de leurs besoins, et une meilleure connaissance du système de soins. L'objectif est de rendre l'accès aux soins plus précoce et plus rapide, et l'accès aux droits automatique (CMU-C et ACS notamment). Dans ce sens, toutes les politiques publiques d'accès aux soins mises en place sur un même territoire doivent être coordonnées dans l'optique de réduire les inégalités sociales de recours aux soins, au travers d'une approche d'accompagnement et d'empowerment des individus.

Au regard des conclusions, des recherches plus approfondies pourront être réalisées pour compléter nos résultats. Nous avons déjà testé d'autres configurations de modèles (en intégrant les densités médicales par quartiles, avec ou sans les territoires). Ces différentes configurations ne mettent pas non plus en avant des effets des densités et ne modifient en rien nos conclusions. Il serait en outre intéressant d'affiner les territoires étudiés au niveau des bassins de vie. Par manque d'effectifs à un niveau aussi fin, nous n'avons pas pu le faire dans cette analyse.

7. Bibliographie

- Acevedo-Garcia D., Lochner K.A. (2003). "Residential Segregation and Health", in *Neighborhoods and Health*, ed. I. Kawachi and L.F. Berkman (New York: Oxford University Press).
- Allin S. Grignon M., Le Grand J. (2010). « Subjective unmet need and utilisation of health services in Canada: what are the equity implications? », *Social Sciences and Medicine*, 70, pp. 465-472.
- Andersen R. M. (1995). "Revisiting the behavioral model and access to medical care: does it matter?", *Journal of Health and Social Behavior*, Vol. 36, pp. 1-10.
- Andersen R. M. (1968). "Behavioral model of families' use of health services". *Research series*, n°25. Chicago, IL: Center for Health administration studies, University of Chicago.
- Aubert F. (2014). "L'évolution des territoires en France : dynamiques spatiales et différenciation sociale », In *Santé en action*, n°428, pp. 8-10.
- Barlet M., Coldefy M., Collin C., Lucas-Gabrielli V. (2012). « L'accessibilité potentielle localisée (APL) : une nouvelle mesure de l'accessibilité aux soins appliquée aux médecins généralistes libéraux en France », IRDES, *Document de travail*, n°51.
- Bricard D., Jusot F., Tubeuf S. (2010), "Les modes de vie : un canal de transmission des inégalités de santé ? », IRDES, *Questions d'économie de la santé*, n°154, mai.
- Courgeau D. (2000). « Réflexions sur la causalité en sciences sociales ». In: *Recherches et Prévisions*, n°60, Chômage et famille. pp. 49-60.
- Chauvin P., Vallée J. (2014). « Inégalités de santé : dimensions individuelles et contextuelles », *Les cahiers de l'IAU IdF*, n°170-171, pp. 46-49, septembre.
- Chauvin P., Renahy É., Parizot I., Vallée J. (2012). « Le renoncement aux soins pour raisons financières dans l'agglomération parisienne : déterminants sociaux et évolution entre 2005 et 2010 », DREES, *Série étude et recherche*, Document de travail, n°120, mars.
- Chauvin P., Parizot I. (2007). *Vulnérabilités sociales, santé et recours aux soins dans les quartiers défavorisés franciliens*, Paris, Éditions de la Div, coll. « Études et recherches ».
- Chauvin P., Chaix, B. (2005). « Influence du contexte de résidence sur les comportements de recours aux soins. L'apport des méthodes d'analyse multiniveaux et spatiales », IRDES, *Question d'économie de la santé*, n°104, décembre.

- Desprès C. (2012). « Le renoncement aux soins pour raisons financières : analyse socio-anthropologique », DREES, *Série étude et recherche*, Document de travail, n°119, mars.
- Desprès C., Dourgnon P., Fantin R., Jusot F. (2011). « Le renoncement aux soins pour raisons financières : une approche économétrique », IRDES, *Questions d'économie de la santé*, n°170, novembre.
- Desprès C., Dourgnon P., Fantin R., Jusot F. (2011). « Le renoncement aux soins : une approche socio-anthropologique », IRDES, *Questions d'économie de la santé*, n°169, octobre.
- Devaux M., Jusot F., Sermet C., Tubeuf S. (2009). « Hétérogénéité sociale de déclaration de l'état de santé et mesure des inégalités de santé ». *Revue Française des Affaires Sociales* ; 1, pp.29-47.
- Diez-Roux A. V. (2004). « Estimating neighborhood health effects: the challenge of causal inference in a complex world », *Social science & medicine*, Oxford, Elsevier, vol. 58, n° 10, pp. 1953-1960.
- Dourgnon P., Jusot F., Fantin R. (2012). « Payer peut nuire à votre santé : une étude de l'impact du renoncement financier aux soins sur l'état de santé », IRDES, *Document de travail*, n°47, avril.
- Dourgnon P. (2011), « Le renoncement aux soins pour raisons financières, une approche économique », dans : *Renoncement aux soins : Actes du colloque*, DREES, Collection Études et Statistiques, pp. 9-19.
- Hurst J., Siciliani L. (2003). "Tackling Excessive Waiting Times for Elective Surgery : A Comparison of Policies in 12 OECD Countries", *OECD Health Working Papers*.
- Jusot F. (2013). « Les inégalités de recours aux soins : bilan et évolution », *Revue d'Épidémiologie et de Santé Publique*, vol 61S, suppl. 3, 2013/08, S163-S169.
- Jusot F., Tubeuf S., Trannoy A., (2009), "Tel père, tel fils : l'influence de l'origine sociale et familiale sur la santé des descendants en Europe", *Retraite et Société*, 58, 2 : 63-85.
- Le Fur P., Leroux I., Lucas-Gabrielli V. (2006). « Étude des délais d'attente dans différentes spécialités », *Santé, soins et protection sociale en 2004*, Rapport n°531.
- Legal R., Vicard A. (2015). « Renoncement aux soins pour raisons financières », DREES, *Dossiers Solidarité Santé*, n°66, juillet.
- Mikol F. (2012), « Apport des outils DREES-INSEE pour l'analyse de l'accès aux soins de ville », dans : *Accès aux soins : quels outils pour les territoires*, *Actes du colloque*, Collection Études et Statistiques, DREES, pp. 57-62.
- Or Z., Jusot F., Yilmaz E. (2009). « Inégalités de recours aux soins en Europe : Quel rôle attribuable aux systèmes de santé ? », *Revue économique*, 2009/2 Vol. 60, p. 521-543.
- Parizot I. (1998). « Trajectoires sociales et modes de relation aux structures sanitaires ». In Lebas J., Chauvin P. (dir.), *Précarité et santé*, pp.33-43.
- Rican S., Simon M., Salem G. (1999). « Les médecins généralistes libéraux dans les aires urbaines, des densités plus élevées dans le sud et les centre-villes », Drees, *Études et résultats*, n°9, mars.
- Rode A. (2010). *Le « non-recours » aux soins des populations précaires. Constructions et réceptions des normes*, Thèse de Science politique, Université Pierre Mendès-France, Grenoble II.
- Shmueli A. (2003). "Socio-Economic and Demographic Variation in Health and in its Measures: The Issue of Reporting Heterogeneity", *Social Science and Medicine*, 57, pp. 125-134.
- Trugeon A., Fontaine D., Lemery B., (2006). *Inégalités socio-sanitaires en France : de la région au canton*. FNORS, Masson.
- Vallée J., Le Roux G., Chaix B., Kestens Y., Chauvin P. (2014). "The 'constant size neighbourhood trap' in accessibility and health studies", *Urban Studies February*, 52: 338-357.

- Warin P., Chauveaud C. (2014). *Le baromètre du renoncement aux soins dans le Gard*. Rapport d'étude commandée par la CPAM du Gard, 104 p.
- Warin P. (2011). « Renoncement à des soins et précarité », dans : *Renoncement aux soins : Actes du colloque*, Collection Études et Statistiques, DREES, pp. 9-19.
- Warin P. (dir.), Chauveaud C., Gutton S., Labbe E., Moulin J.-J., Rode A., Sass C. (2008). *Le non-recours aux soins des actifs précaires*, Rapport scientifique final, 34 p.