



ÉQUIPE DE RECHERCHE SUR L'UTILISATION
DES DONNÉES INDIVIDUELLES EN LIEN
AVEC LA THÉORIE ÉCONOMIQUE

Sous la co-tutelle de :
UPEC • UNIVERSITÉ PARIS-EST CRÉTEIL
UPEM • UNIVERSITÉ PARIS-EST MARNE-LA-VALLÉE

Series of ERUDITE Working Papers

N° 19-2019

Title

Les déterminants du recours au dépistage du cancer du col de l'utérus :
une analyse départementale

Authors

Anne-Marie KONOPKA, Thomas BARNAY, Nathalie BILLAUDEAU,
Christine SEVILLA-DEDIEU

Les déterminants du recours au dépistage du cancer du col de l'utérus : une analyse départementale¹

Anne-Marie Konopka^{1,2}, Thomas Barnay¹, Nathalie Billaudeau², Christine Sevilla-Dedieu²

¹ Érudite, Université Paris-Est Créteil (UPEC)

² Fondation d'entreprise MGEN pour la santé publique

Résumé

L'objectif de cette étude est d'analyser les déterminants des disparités géographiques de recours au dépistage du cancer du col en France. L'échantillon étudié est composé de femmes âgées de 25 à 65 ans, assurées à la Mutuelle Générale de l'Éducation Nationale (MGEN) au moins en régime obligatoire (RO) sur la période du 1^{er} janvier 2012 au 31 décembre 2014. Les modèles multiniveaux confirment l'existence d'inégalités territoriales de recours au dépistage. Par ailleurs, ils montrent que l'âge, le tarif de la consultation de gynécologie et un contexte socio-économique défavorisé sont associés à une diminution de la probabilité de se faire dépister, et que le fait d'être en couple, d'être couverte en régime complémentaire (RC) par la MGEN, d'avoir eu un suivi pour une contraception ou une grossesse, de s'être fait dépister pour le cancer du sein (mammographie) et la densité de professionnels de santé sont associés à une augmentation du recours au dépistage. Différents leviers d'action seront discutés au regard du rôle majeur joué par les professionnels de santé dans l'accès au dépistage.

Classification JEL : I14, I18, C21, C25

Mots clés : dépistage du cancer du col utérin, inégalités territoriales, modèles mixtes, hiérarchiques ou multiniveaux.

Abstract

The goal of this study is to analyze the drivers of geographic disparities in cervical cancer screening in France. The studied sample includes 25 to 65 years old women, covered at least by statutory health insurance at MGEN, a French non-for-profit health insurance institution ("mutuelle"), from 1st January 2012 to 31 December 2014. Multilevel models confirm territorial inequalities in cervical cancer screening. Moreover, they show that age, the price of gynecological visit and a deprived area are associated with a decrease of the likelihood of being screened, and that living in a couple, being covered by statutory and complementary health insurance, being followed for contraception or pregnancy, being screened for breast cancer and the density of health professionals are associated with an increase of cervical cancer screening uptake. Different policy levers will be discussed in relation to the major role played by health professionals in screening access.

Keywords : cervical cancer screening, territorial inequalities, mixed, hierarchical or multilevel models.

¹ Les auteurs remercient les participants à la 15ème Conférence annuelle Travail, Emploi et Politiques Publiques -TEPP- « Évaluation des Politiques Publiques », aux 40èmes Journées des Économistes de la Santé Français (JESF) et au Health Economists' Study Group (HESG) Summer 2019 meeting. Ces travaux ont été menés dans le cadre d'un dispositif Cifre, co-financé par l'Association Nationale de la Recherche et de la Technologie (ANRT) et la Fondation MGEN pour la santé publique.

Introduction

Le cancer du col de l'utérus est la 10^{ème} cause de décès chez les femmes en France. On dénombre 3000 nouveaux cas et 1100 décès chaque année (Santé publique France²). Depuis 1980, les taux d'incidence et de mortalité ont tendance à diminuer en raison du développement du dépistage individuel par frottis cervico-utérin (FCU) réalisé par un médecin généraliste, un gynécologue ou une sage-femme. En effet, le FCU permet de détecter les cellules précancéreuses et de les traiter avant le développement d'un cancer. Le cancer du col de l'utérus se développe à partir de lésions précancéreuses qui apparaissent dans pratiquement tous les cas (99% selon l'OMS) à la suite d'une infection génitale persistante à papillomavirus humain (HPV) de souche oncogène. Ces lésions précancéreuses peuvent évoluer entre différents stades (elles peuvent aussi bien progresser à un stade supérieur que régresser à un stade inférieur). En moyenne, un délai de 10 à 15 ans est observé pour que la maladie évolue du stade d'infection par HPV à haut risque oncogène au stade du cancer invasif, ce qui justifie pleinement le dépistage comme moyen de prévention. Cependant, depuis 2000, la tendance à la diminution des taux d'incidence et de mortalité se ralentit. En outre, le taux de survie moyen à 5 ans de 63% cache une forte hétérogénéité selon les différents stades évolutifs du cancer. Pour les cancers de stade I, il est compris entre 84 à 93% alors que pour les cancers de stade IV, il n'est que de 35%.

Par ailleurs, le taux de couverture du dépistage du cancer du col de l'utérus est en moyenne de l'ordre de 60% pour les femmes âgées de 25 à 65 ans sur la période 2015-2017 (Santé publique France¹). De nombreuses études ont analysé le rôle des facteurs individuels sur le recours au dépistage tels que les caractéristiques démographiques (Schoueri-Mychasiw et McDonald 2013, Ricardo-Rodrigues *et al.* 2015, Sicsic et Franc 2014) et économiques (Menvielle *et al.* 2014, Damiani *et al.* 2012, Ricardo-Rodrigues *et al.* 2015), et l'état de santé (Olesen *et al.* 2012, Bussière *et al.* 2015, Harder *et al.* 2018). Elles s'appuient sur des données d'enquêtes, mobilisent toutes des régressions logistiques et n'introduisent pas de variables caractérisant le lieu de résidence, ce qui ne permet pas d'identifier le rôle spécifique des caractéristiques territoriales telles que l'offre de soins.

Certaines études ont toutefois cherché à déterminer l'influence des caractéristiques territoriales telles que le milieu de résidence (rural ou urbain), l'offre de soins et le contexte socio-économique sur la probabilité de se faire dépister en contrôlant l'effet des caractéristiques individuelles. Néanmoins, celles-ci sont peu nombreuses et ne sont pas forcément représentatives de la population française. En particulier, les études de Grillo *et al.* (2012) et Vallée *et al.* (2010) estiment des modèles hiérarchiques mixtes mais se concentrent uniquement sur la région parisienne. Une autre étude française explore les interactions croisées entre caractéristiques communales (Accessibilité Potentielle Localisée³ et contexte socio-économique, APL et taille de la commune) à l'aide d'un modèle de poisson marginal sur des données d'enquête représentative de la population française (Araujo *et al.* 2017).

Cette étude a pour objet, à partir des données médico-administratives de la MGEN couvrant l'ensemble du territoire français, de montrer les écarts territoriaux de recours au dépistage du cancer du col de l'utérus et d'étudier leurs déterminants en utilisant des modèles tenant compte des phénomènes potentiels de corrélation spatiale. Ces modèles vont permettre de démêler les effets respectifs des caractéristiques territoriales et des caractéristiques individuelles sur la réalisation du FCU. Cette étude se situera également à un niveau géographique différent,

² <http://invs.santepubliquefrance.fr/fr./layout/set/print/Dossiers-thematiques/Maladies-chroniques-et-traumatismes/Cancers/Donnees-par-localisation/Cancer-du-col-de-l-uterus>

³ L'Accessibilité Potentielle Localisée ou APL mesure la disponibilité de l'offre de soins en tenant compte de l'activité des médecins et de la structure par âge de la population de chaque commune.

l'échelle départementale, qui correspond en partie à la définition des territoires de santé (16 régions sur 26 ont choisi le département ou le regroupement de départements comme territoire de santé, Coldefy et Lucas-Gabrielli 2012).

L'article présente le contexte institutionnel du dépistage en France (1), la revue de la littérature (2), la base de données médico-administratives (3), la méthode employée (4), les résultats de l'analyse (5), la discussion (6) et s'achève par une conclusion soulignant les leviers d'amélioration de ce dépistage en France.

1. Contexte du dépistage en France

Quatorze pays européens proposent un programme national de dépistage organisé du cancer du col de l'utérus dont sept pays d'Europe du nord depuis les années 1960 : la Suède, la Finlande, l'Islande, le Danemark, les Pays-Bas, la Norvège et le Royaume-Uni. La généralisation précoce du dépistage organisé à l'ensemble du territoire dans ces pays peut expliquer la plus faible incidence pour ce cancer (de 4,3 en Finlande jusqu'à 10,6 pour 100 000 femmes au Danemark en 2012, Garnier et Brindel 2014). En effet, dans ces pays, une très grande majorité de femmes sont dépistées : de 69% au Danemark à 80% en Islande. En revanche, pour les pays ayant mis en place plus récemment un dépistage organisé (2005), on observe un plus faible taux de dépistage : de 13% en Estonie à 68% en Slovénie ainsi que des taux d'incidence plus élevés : de 10,5 en Slovénie à 26,1 pour 100 000 femmes en Lituanie en 2012. Sept pays européens, dont la France jusqu'en 2019, ont instauré un dépistage organisé mais uniquement pour certaines régions ou provinces. Hormis la Roumanie, ces pays ont des taux d'incidence ne dépassant pas les 10 pour 100 000 femmes. Les autres pays européens ne disposent d'aucun programme de dépistage organisé. Néanmoins, certains de ces pays bénéficient d'un dépistage spontané individuel très répandu tels que l'Allemagne (avec un taux d'incidence du cancer du col utérin de 8,4 pour 100 000 femmes), Malte (2,2 pour 100 000 femmes) et la Suisse (3,7 pour 100 000 femmes).

En France, le dépistage du cancer du col de l'utérus relève majoritairement d'un dépistage individuel réalisé chez un professionnel de santé (gynécologue, généraliste ou sage-femme) en cabinet, en centre de santé ou de planification familiale, ou à l'hôpital. À la suite de deux recommandations pour la pratique clinique de 2002 et 2004, la Haute Autorité de santé a préconisé aux femmes âgées de 25 à 65 ans la réalisation d'un FCU tous les 3 ans après 2 FCU normaux effectués à 1 an d'intervalle. Ces recommandations sont très similaires à celles des pays européens : le dépistage commence entre 20 et 30 ans et s'arrête entre 60 et 69 ans, l'intervalle étant majoritairement de 3 ans (Garnier A. et Brindel P. 2014). Les plans cancer successifs⁴ et la loi du 9 août 2004⁵ ont renforcé la nécessité d'améliorer le recours au dépistage en permettant à toutes les femmes un égal accès sur l'ensemble du territoire, afin de poursuivre la réduction de l'incidence du cancer du col de l'utérus. Ainsi, 13 départements français ont instauré localement un dépistage organisé⁶. Selon les départements, le programme régional de dépistage organisé consistait en l'envoi de courriers d'invitation et de relance, de campagnes d'information et de promotion du dépistage ainsi que de formations pour les professionnels de santé, notamment pour accroître le rôle du médecin généraliste. Cette expérimentation a permis d'augmenter le recours au FCU de 12 points de pourcentage sur la période 2010-2014 dans les 13 départements pilotes (Duport et Beltzer 2016).

⁴ Objectif 26 du plan cancer 2003, Mesures 14 et 16 du plan cancer 2009-2013, mise en place du dépistage organisé d'après le plan cancer 2014-2019.

⁵ Objectif 48 de la loi du 9 août 2004 relative à la politique de santé publique.

⁶ Depuis le début des années 1990 : Bas-Rhin, Haut-Rhin, Isère et Martinique ; depuis juin 2010 : Allier, Cantal, Haute-Loire, Puy-de-Dôme, Cher, Indre-et-Loire, La Réunion, Maine-et-Loire, Val-de-Marne.

Dans de nombreux pays européens proposant un dépistage organisé à l'échelle nationale, les professionnels de santé impliqués sont les médecins généralistes et les sages-femmes (Garnier A. et Brindel P. 2014). Au contraire, en France, le FCU est majoritairement réalisé chez un gynécologue (entre 70 et 90% selon la région, INCa 2013). Le généraliste occupe une place plus ou moins importante selon les régions (entre 5 et 15%)⁷, et les sages-femmes une place plutôt marginale (elles ont la possibilité de réaliser le FCU depuis 2009). Le généraliste est incité à prendre une place plus importante, notamment depuis les recommandations de la HAS (2010) et la création de la ROSP en 2012 : s'ils ne réalisent pas eux-mêmes le FCU, ils sont incités à vérifier auprès de leurs patientes et à les orienter en cas de besoins. Néanmoins, la part de généralistes réalisant le FCU diminue au fil des années (Poncet et al. 2016). Par ailleurs, depuis 2012, le gynécologue peut cumuler les tarifs de consultation (50% des consultations ont un tarif inférieur à 28€, 25% un tarif supérieur à 50€ dont 5% au-delà de 70€⁸) et d'acte de prélèvement (12,46€⁹) auxquels s'ajoute le prix de l'analyse du FCU en laboratoire (15,40€¹⁰). La Sécurité sociale rembourse ces soins et actes à hauteur de 70% de la base de remboursement (pour une consultation, celle-ci diffère selon le secteur de conventionnement : 23€ pour le secteur 2 et 30€ pour le secteur 1¹¹), le reste pouvant être pris en charge par une complémentaire santé. Dans les cas où le FCU est réalisé dans un centre de santé, un centre mutualiste ou un centre de planification familiale, le tiers payant s'applique. De même, les bénéficiaires de la CMU-C n'ont aucune avance de frais et sont couverts à 100%. Enfin, si le FCU est réalisé chez le généraliste ou la sage-femme, le tarif de la consultation est généralement de 23€ avec un taux de remboursement de 70% par l'Assurance maladie obligatoire.

L'arrêté de mai 2018 prévoit la généralisation du dépistage organisé à l'ensemble du territoire afin d'atteindre 80% de couverture du dépistage et ainsi réduire l'incidence et la mortalité du cancer du col de l'utérus de 30% à l'horizon de 10 ans. En effet, il a été observé, parallèlement à l'extension du dépistage organisé, une diminution des taux de mortalité pour ce cancer dans cinq pays nordiques : la Finlande, le Danemark, la Suède, l'Islande et la Norvège (Läärä et al. 1987)¹². Ainsi, la France rejoint les quatorze pays européens ayant mis en place un dépistage organisé couvrant tout le territoire national. Les centres régionaux de coordination des dépistages des cancers (CRCDC) sont chargés de mettre en œuvre le dépistage organisé sur le territoire avec l'appui des Agences Régionales de Santé. Depuis début 2019, toutes les femmes âgées de 25 à 65 ans inclus (n'ayant pas été dépistées les trois dernières années) recevront par courrier une invitation à consulter un professionnel de santé afin de se faire dépister pour le cancer du col de l'utérus. L'acte de dépistage est intégralement pris en charge par la Sécurité sociale sans avance de frais. Néanmoins, les remboursements de consultation restent inchangés.

2. Revue de la littérature : les déterminants de la réalisation du FCU

Les déterminants de la réalisation du FCU sont multiples. Ils peuvent être regroupés selon qu'ils relèvent des caractéristiques individuelles (âge, revenu, niveau d'éducation, état de santé, complémentaire santé) susceptibles d'avoir un effet sur la demande de dépistage, ou des caractéristiques territoriales, telles que l'offre de soins et les caractéristiques socio-économiques du lieu de résidence.

⁷ Cette part est plus importante dans les zones rurales et à faible densité de gynécologues. De plus, les femmes généralistes sont plus enclines à réaliser elles-mêmes le FCU dans leur cabinet.

⁸ Échantillon Généraliste de Bénéficiaires (EGB), 2014.

⁹ Acte CCAM JKHD001 au 01/01/2015 : <https://www.ameli.fr/accueil-de-la-ccam/trouver-un-acte/index.php>

¹⁰ Acte CCAM JKQX001 au 01/01/2015 : <https://www.ameli.fr/accueil-de-la-ccam/trouver-un-acte/index.php>

¹¹ <https://www.ameli.fr/assure/remboursements/rembourse/consultations/metropole>

¹² En particulier, cette étude a montré que la diminution des taux de mortalité était fonction de la population couverte par le dépistage organisé. Plus la population couverte est grande, plus la réduction des taux de mortalité est forte.

Les facteurs démographiques et socio-économiques jouent un rôle prépondérant. En effet, de très nombreuses études rapportent que les femmes de moins de 50 ans (Coughlin *et al.* 2008, Schoueri-Mychasiw et McDonald 2013, Ricardo-Rodrigues *et al.* 2015, Sicsic et Franc 2014), vivant en couple (Duport *et al.* 2008, Sicsic et Franc 2014), ayant des enfants (Grillo *et al.* 2012, Bussière *et al.* 2015, Olesen *et al.* 2012), la nationalité¹³ du pays d'étude (Kristensson *et al.* 2014, Ricardo-Rodrigues *et al.* 2015), disposant d'un revenu élevé (Lin 2008, Kelly *et al.* 2017, Jelastopulu *et al.* 2013) ou d'une meilleure situation sur le marché du travail (Araujo *et al.* 2017, Duport *et al.* 2008), et d'un haut niveau d'éducation (Jelastopulu *et al.* 2013, Damiani *et al.* 2012, Ricardo-Rodrigues *et al.* 2015, Bao *et al.* 2018) recourent davantage au dépistage du cancer du col de l'utérus. Sabates et Feinstein (2006) montrent également que la formation continue à l'âge adulte tend à augmenter la réalisation du FCU. De plus, à âge, état de santé, statut marital et niveau socio-économique comparables, le fait d'avoir une assurance santé aux États-Unis (Coughlin *et al.* 2008), en Turquie (Sözmen *et al.* 2016) et en Chine (Bao *et al.* 2018) et une complémentaire santé privée en Espagne (Ricardo-Rodrigues *et al.* 2015) et en France (hors CMU-C) (Vallée *et al.* 2010, Grillo *et al.* 2012, Sicsic et Franc 2014) augmentent le recours au dépistage.

Par ailleurs, les femmes déclarant un moins bon état de santé perçu réalisent moins de FCU (Damiani *et al.* 2012, Schoueri-Mychasiw et McDonald 2013, Hewitt *et al.* 2004). En particulier, les femmes ayant des limitations cognitives et de mobilité (Bussière *et al.* 2015) et des troubles psychologiques (Olesen *et al.* 2012, Harder *et al.* 2018) sont moins enclines à des comportements de prévention. Toutefois, si les problèmes de santé sont d'ordre gynécologique, une femme peut alors se voir proposer un dépistage au cours de son suivi (Eaker *et al.* 2001, Harder *et al.* 2018). Ainsi, les femmes ayant un accès régulier à un médecin (Schoueri-Mychasiw et McDonald 2013, Hewitt *et al.* 2004) ou ayant consulté au moins une fois dans l'année un médecin (généraliste ou spécialiste) se font plus souvent dépister (Burton-Jeangros *et al.* 2017, Kristensson *et al.* 2014, Sicsic et Franc 2014). Par ailleurs, la pratique régulière d'une activité sportive est associée à un meilleur recours au dépistage (Ricardo-Rodrigues *et al.* 2015, Lin 2008, Sözmen *et al.* 2016) contrairement à la consommation de tabac (Olesen *et al.* 2012, Harder *et al.* 2018). Cependant, d'anciennes fumeuses ayant décidé de changer de mode de vie peuvent réaliser davantage de FCU (Hewitt *et al.* 2004, Sicsic et Franc 2014). Enfin, les femmes en surpoids, potentiellement gênées par l'examen, recourent moins souvent au dépistage (Duport *et al.* 2008, Menvielle *et al.* 2014, Petkeviciene *et al.* 2018, Burton-Jeangros *et al.* 2017, Ricardo-Rodrigues *et al.* 2015).

Quelques études mettent également en évidence l'effet de facteurs contextuels sur la réalisation du FCU. Ainsi, les femmes vivant en milieu rural ont un moindre accès aux professionnels de santé et, par conséquent, au dépistage (Burton-Jeangros *et al.* 2017, Kangmennaang *et al.* 2018, Duport *et al.* 2008).

D'autres études ont analysé de manière plus explicite l'association entre l'accessibilité de l'offre de soins et la réalisation du FCU. Notamment, Grillo *et al.* (2012) et Vallée *et al.* (2010) montrent, à partir de modèles multiniveaux estimés sur les données de l'enquête Santé, Inégalités et Ruptures Sociales (SIRS) représentative de Paris et la petite couronne (départements 75, 92, 93 et 94), l'absence d'association significative entre la densité de généralistes et de gynécologues et la réalisation du FCU. Néanmoins, ce résultat ne signifie pas que l'offre de soins ne joue aucun rôle dans la participation au dépistage dans la mesure où il ne peut pas être généralisé à toute la France. Par ailleurs, ces auteurs montrent également qu'il existe des différences significatives de recours entre IRIS (Îlots Regroupés pour l'Information Statistique) qui diminuent fortement après introduction dans le modèle des caractéristiques

¹³ Au Danemark, les femmes de nationalité danoise et en Espagne, les femmes de nationalité espagnole.

territoriales (densité de professionnels de santé et contexte socio-économique). Araujo *et al.* (2017) étudient le rôle de l'offre de soins au niveau des communes à l'aide d'un modèle de poisson marginal¹⁴ à partir des données du Baromètre Santé 2010 qui est une enquête représentative de la population française. Ces auteurs montrent notamment que l'APL aux gynécologues est significativement associée à un recours plus élevé au dépistage. Ils montrent également que l'APL aux généralistes ne semble pas déterminant dans le recours au dépistage dès lors que l'APL aux gynécologues est élevée. Enfin, ils estiment un modèle multiniveau à 3 niveaux (femmes, communes et départements) et ne détectent aucune différence significative de recours au dépistage entre les départements.

Les travaux répertoriés s'appuient tous sur des données d'enquête. Or, il est possible que le recours au dépistage soit surestimé du fait d'un biais de désirabilité sociale (Johnson *et al.* 2005). En effet, les femmes ont tendance à déclarer se faire plus souvent dépister. De la même manière, davantage de dépistages sont déclarés car les femmes ont tendance à sous-estimer le temps écoulé entre le moment où elles ont réalisé leur FCU et le moment où elles sont interrogées pour l'enquête (Bowman *et al.* 1997, Caplan *et al.* 2003).

L'objectif principal de cette étude est de mettre en évidence les disparités territoriales de recours au dépistage du cancer du col de l'utérus et d'en analyser les déterminants individuels et contextuels à partir de données médico-administratives. Pour y répondre, des modèles multiniveaux seront estimés en prenant comme échelle géographique les départements. Ceux-ci permettront également dans un objectif secondaire de déterminer, à caractéristiques individuelles égales, le rôle des caractéristiques territoriales sur le recours à ce dépistage.

3. Données

3.1. Échantillon

La population d'étude est sélectionnée à partir de l'Échantillon Représentatif Annuel des Consommations Liquidées En Santé (ÉRACLES) de l'année 2014. Il s'agit d'un échantillon tiré de manière aléatoire chaque année et représentatif au 1/100^{ème} des assurés MGEN. La MGEN gère la partie sécurité sociale des personnels de plusieurs ministères (Éducation nationale, Enseignement supérieur et Recherche, Culture...). Elle propose également des contrats individuels et collectifs de complémentaire santé. L'échantillon d'étude contient les données socio-administratives de chaque individu ainsi que leurs données de remboursement de soins sur l'année passée. Dans cette étude, les données de remboursement sont disponibles pour trois années consécutives, du 1^{er} janvier 2012 au 31 décembre 2014. La population d'étude sélectionnée est composée de femmes âgées de 25 à 65 ans pour lesquelles il est recommandé de réaliser un frottis tous les 3 ans après 2 frottis consécutifs normaux à 1 an d'intervalle (HAS 2013). Afin de disposer de données exhaustives sur les trois années d'étude, toutes les femmes doivent au moins avoir été gérées en régime obligatoire¹⁵ d'assurance maladie pendant cette période et avoir vécu en France métropolitaine ou dans les Départements d'Outre-Mer (DOM) hors Mayotte.

¹⁴ Ce type de modèle, tout comme le multiniveau, prend en compte la possible corrélation spatiale entre les femmes vivant dans une même commune.

¹⁵ Ainsi, les femmes incluses sont gérées soit uniquement en régime obligatoire, soit à la fois en régime obligatoire et en régime complémentaire. La gestion du régime obligatoire est nécessaire puisque le repérage des actes remboursés se fait sur les données de remboursement de la sécurité sociale. C'est pourquoi les femmes qui n'ont qu'une complémentaire santé à la MGEN sont exclues de l'échantillon.

3.2. Variables

La variable à expliquer est le fait de réaliser un FCU au cours de la période d'étude (2012-2014). Il s'agit d'une variable binaire, repérée par la Classification Commune des Actes Médicaux (CCAM) à partir des actes de prélèvement et d'analyse.

Les variables explicatives individuelles¹⁶ contiennent des informations socio-administratives enregistrées au 31 décembre 2014 telles que l'âge (en classes : 25-34 ans, 35-39 ans, 40-44 ans, 45-49 ans, 50-54 ans, 55-59 ans, 60-65 ans), le fait d'être en couple (1=oui si en concubinage, pacsée ou mariée, 0=sinon), le revenu mensuel individuel (en classes : moins de 1500€, entre 1500-2299€, entre 2300-2799€, plus de 2800€ et manquant), le fait de bénéficier du dispositif d'Affection Longue Durée (ALD) (1=oui, 0=non) comme *proxy* d'un état de santé très altéré et le régime d'assurance santé (1=RO uniquement, 2=RO et RC) pour tenir compte partiellement de l'hétérogénéité de la complémentaire santé¹⁷.

Les données de remboursement sur la période du 1^{er} janvier 2012 au 31 décembre 2014 permettent de déterminer les consommations de soins de chaque femme. Par exemple, on peut déterminer si, sur la période, une femme a eu une grossesse ou une contraception¹⁸. En effet, si une femme a eu une grossesse, il est vraisemblable que durant le suivi, elle ait consulté un gynécologue ou une sage-femme qui lui aurait proposé le dépistage en début de grossesse. De même, une femme suivie dans le cadre d'une contraception rencontre plus fréquemment son gynécologue et pourrait ainsi recourir au dépistage. Enfin, ces données répertorient également des recours au dépistage d'un autre cancer féminin, via par exemple la réalisation d'une mammographie en dépistage individuel ou organisé au cours de la même période.

On dispose également du département de résidence de chaque femme qui constitue l'unité géographique pour relever des caractéristiques territoriales. Le département apparaît pertinent à plusieurs titres. Tout d'abord, les territoires de santé, qui déterminent la mise en place des politiques de santé et l'organisation de l'offre de soins, sont définies en grande partie à l'échelle départementale. Ensuite, ce choix a été guidé de façon pragmatique par la disponibilité des données. Enfin, l'analyse statistique requiert de regrouper suffisamment de femmes par unité géographique pour obtenir des estimateurs précis et des résultats significatifs.

Les caractéristiques départementales comprennent la densité de professionnels de santé (gynécologues médicaux et obstétriciens, sages-femmes et généralistes), calculée pour 100 000 habitants à partir des effectifs, tous modes d'exercice confondus, donnés par la Direction de la Recherche, des Études, de l'Évaluation et des Statistiques (DREES) en 2014¹⁹. Elle est codée en quartiles, puis regroupée en 3 catégories (Q1, Q2-Q3 et Q4).

Par ailleurs, afin de tenir compte de la problématique des dépassements d'honoraires des gynécologues, le tarif moyen de la consultation gynécologique de chaque département a été calculé²⁰ et ajouté. Il est codé en quatre classes selon le pourcentage de la base de remboursement de la sécurité sociale (BRSS) :

- 100 à 130% de la base de remboursement
- 130 à 175% de la base de remboursement
- 175 à 200% de la base de remboursement

¹⁶ La modalité de référence est en italique.

¹⁷ Néanmoins, cette variable ne permet pas de mesurer de façon complète l'effet de la couverture complémentaire. En effet, on sait uniquement si une femme possède une mutuelle à la MGEN ou non. Si une femme ne possède pas de mutuelle à la MGEN, on ne sait pas si celle-ci a une complémentaire ailleurs, et de quel type.

¹⁸ Dont les contraceptifs hormonaux (hors contraception d'urgence), intra-utérins et intra vaginaux.

¹⁹ Ces effectifs sont disponibles sur le site suivant : <http://www.data.drees.sante.gouv.fr>

²⁰ Les montants déboursés par chaque femme pour une consultation chez le gynécologue ont été agrégés par département.

- Plus de 200% de la base de remboursement

De plus, une indicatrice permettant de contrôler le fait que treize départements expérimentent un dépistage organisé du cancer du col a été construite et ajoutée.

Enfin, deux variables caractérisant le niveau socio-économique du département de résidence ont été mobilisées en 2014 : la proportion de bénéficiaires de la CMU-C, afin de tenir compte d'une population plus éloignée du système de santé²¹ et la proportion de cadres (toutes deux issues de la DREES). En effet, une étude a montré que les femmes résidant sur un territoire défavorisé réalisaient moins de dépistage du cancer du col de l'utérus (Barré et al. 2017). Comme précédemment, ces variables départementales sont codées en quartiles puis regroupées en 3 catégories (Q1, Q2-Q3 et Q4).

4. Méthode économétrique

On suppose que les caractéristiques individuelles et territoriales ont un effet sur le recours au dépistage. Étant donné que les femmes peuvent être regroupées par départements, un modèle hiérarchique ou multiniveau semble approprié. En effet, dans ce cas, l'hypothèse d'indépendance des observations d'un simple modèle logistique n'est pas respectée. Deux femmes vivant dans le même département peuvent partager des caractéristiques similaires : elles ont notamment accès à la même offre de soins. Ainsi, la non-prise en compte de cette corrélation entraîne une sous-estimation des écarts-types et donc une surestimation de la significativité des coefficients des paramètres du modèle. Plus cette corrélation est élevée, plus le biais sera important. Par conséquent, un modèle multiniveau permet d'obtenir des écarts-types corrigés de ce biais. Il permet également de déterminer l'effet de chaque variable territoriale sur le recours au dépistage, à caractéristiques individuelles fixes.

De façon générale, un modèle multiniveau peut se présenter ainsi sous la forme d'une variable latente (Guo et Zhao 2000 ; Rabe-Hesketh et Skrondal 2012, chap. 10) :

$$y_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si } y_{ij}^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$$y_{ij}^* = \beta_0 + \beta_1 X_{ij} + \beta_2 Z_j + u_j + \varepsilon_{ij} \text{ avec } \varepsilon_{ij} \sim \text{Logistique}(0, \frac{\pi^2}{3}) \quad (1)$$

Dans ce type de modèle, on cherche à estimer la probabilité pour une femme i vivant dans un département j de recourir au dépistage du cancer du col de l'utérus (y_{ij}). Une femme se fera dépister dès lors que son utilité à se faire dépister est positive (modélisée par la variable latente y_{ij}^*). Cette utilité dépend de plusieurs paramètres. Le paramètre β_0 est la moyenne du taux de recours au dépistage, X_{ij} décrit les caractéristiques individuelles des femmes (par exemple, l'âge d'une femme i vivant dans un département j), Z_j désigne les caractéristiques territoriales du département j (par exemple, la densité de professionnels de santé dans le département j), u_j est un terme d'hétérogénéité départementale inobservée (ce terme regroupe toutes les caractéristiques inobservées que partagent les femmes d'un département j), et ε_{ij} est un terme d'hétérogénéité individuelle inobservée suivant une loi logistique, de moyenne nulle et de variance $\frac{\pi^2}{3}$.

Il existe deux types de modélisation pour tenir compte de l'hétérogénéité au niveau départemental. Il est possible tout d'abord d'estimer un modèle à effets fixes : il s'agit d'ajouter des indicatrices pour chaque département ($\mathbb{1}_{k=j}$ qui vaut 1 lorsqu'il s'agit du département j , 0 sinon) (2). Cette méthode présente l'inconvénient de ne pas pouvoir déterminer l'effet de

²¹ ESPS 2012 : 32,6% des bénéficiaires de la CMU-C ont renoncé à des soins (« optique, dentaire, consultation de médecin, autres soins, ou examens » pour raisons financières contre 23,7% des bénéficiaires d'une complémentaire santé privée.

chaque caractéristique départementale sur le recours au dépistage. En effet, les coefficients δ_j associés à ces indicatrices départementales mesurent l'effet global du département sans pouvoir décomposer cette hétérogénéité départementale entre observée et inobservée ($\delta_j = \beta_2 Z_j + u_j$). Ainsi pour des problèmes de colinéarité, il est impossible d'ajouter des variables au niveau départemental en plus de ces indicatrices. D'autre part, les estimateurs peuvent être moins précis si les effectifs de femmes par département sont faibles. De plus, l'estimation de ce type de modèle ne peut se faire par maximum de vraisemblance pour une variable dépendante binaire du fait du problème des paramètres incidents. La solution consiste à estimer un modèle logit conditionnel (Chamberlain 1980), mais il faut pouvoir observer des femmes qui recourent au dépistage et d'autres qui n'y recourent pas dans chaque département. Le modèle (1) se réécrit ainsi :

$$y_{ij}^* = \beta_1 X_{ij} + \sum_{k=1}^J \mathbb{1}_{k=j} \delta_k + \varepsilon_{ij} \text{ avec } \varepsilon_{ij} \sim \text{Logistique}(0, \frac{\pi^2}{3}) \quad (2)$$

Il est également possible d'estimer un modèle à effets aléatoires. Celui-ci permet au contraire de mesurer l'effet de chaque variable départementale sur le recours au dépistage indépendamment de l'hétérogénéité départementale inobservée. Les estimateurs de cette méthode sont plus précis qu'avec des effets fixes. Néanmoins, les modèles à effets aléatoires font l'hypothèse que l'hétérogénéité départementale inobservée (u_j) n'est pas corrélée aux variables explicatives. En cas de non-respect de cette hypothèse, les estimateurs sont biaisés. De plus, avec ce modèle on fait une hypothèse supplémentaire (3) : le terme u_j est distribué selon une loi normale²², de moyenne nulle et de variance σ_u^2 .

$$y_{ij}^* = \beta_0 + \beta_1 X_{ij} + \beta_2 Z_j + u_j + \varepsilon_{ij} \text{ avec } u_j \sim N(0, \sigma_u^2) \text{ et } \varepsilon_{ij} \sim \text{Logistique}(0, \frac{\pi^2}{3}) \quad (3)$$

Le choix entre ces deux modèles dépend de l'objectif de l'étude et d'un arbitrage entre précision des estimateurs et biais selon que les hypothèses sont respectées ou non. Un test de Hausman est souvent réalisé pour déterminer le modèle préférable. L'hypothèse nulle de ce test est l'absence de corrélation entre les variables individuelles et l'effet département (hétérogénéité départementale inobservée : u_j). En cas de rejet de cette hypothèse, le modèle à effets fixes est préférable car convergent. Dans le cas contraire, le modèle à effets aléatoires sera choisi car plus précis.

5. Résultats

5.1. Statistiques descriptives

La proportion de femmes ayant réalisé au moins un frottis dans les trois dernières années est de 63,7% (voir tableau 3). Elle est de 61% en population générale sur l'Échantillon Généraliste des Bénéficiaires sur la période 2010-2013 (Barré et al. 2017). Par ailleurs, 20% des femmes réalisent plus d'un FCU sur les trois années. Néanmoins, il n'est pas possible de distinguer les frottis de dépistage des frottis de contrôle dans la base de données car il n'existait pas à cette période de codes CCAM différents.

²² Néanmoins, l'hypothèse de normalité peut être relâchée.

Tableau 1

Effectifs et proportions de femmes ayant réalisé un FCU au cours de 2012-2014

FCU	N	%
Aucun	3178	36,34
Un	3811	43,58
Deux	1538	17,59
Trois	217	2,48
Total	8744	100

Population : Femmes de 25 à 65 ans, gérées au moins en RO, France entière

(France métropolitaine + DOM – hors Mayotte)

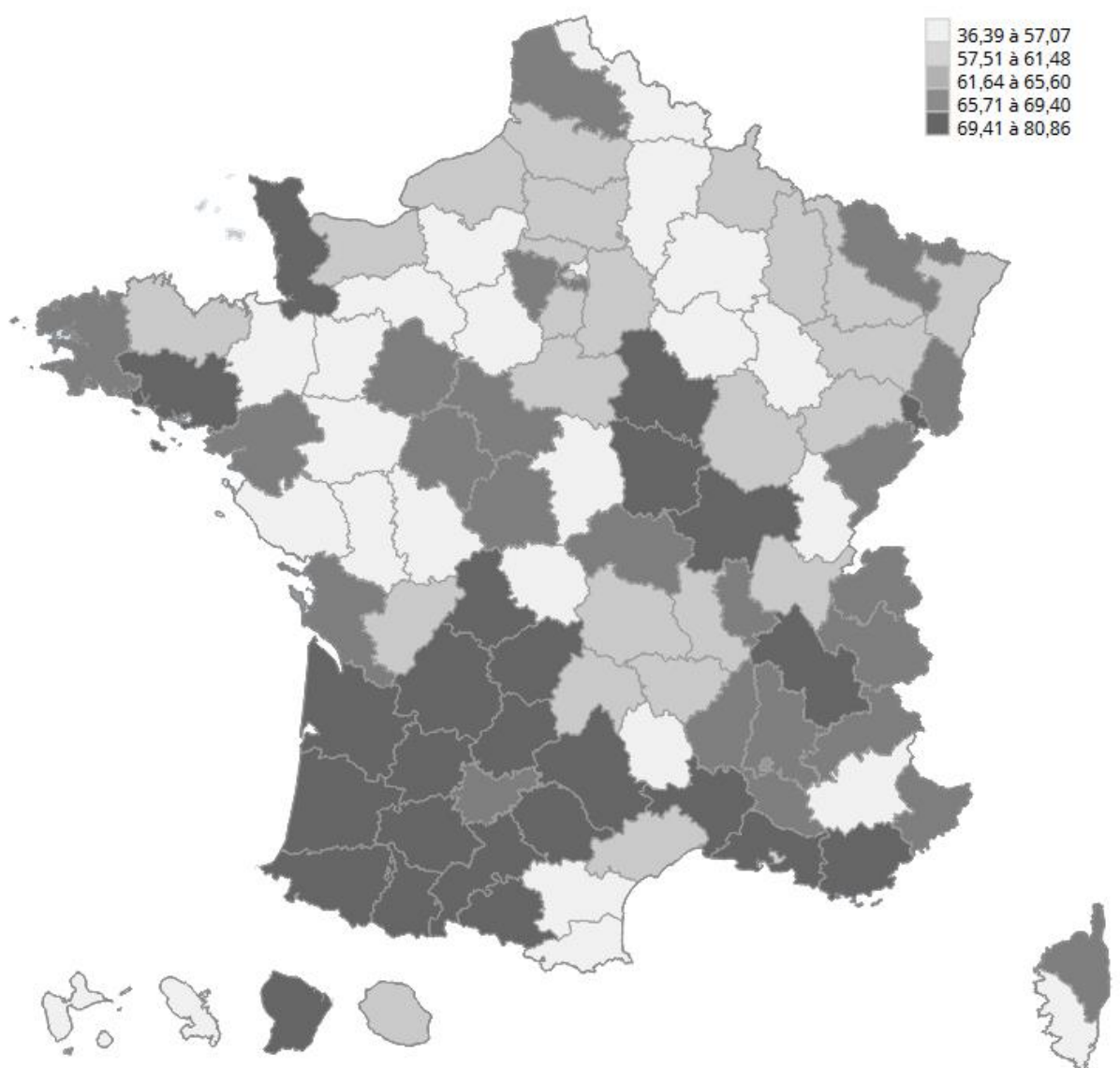
Source : ÉRACLES 2014, MGEN

Nous constatons une fracture entre le Nord et le Sud de la France (voir figure I) avec des taux de dépistage allant du simple (36,4% dans la Creuse) à plus du double (80,9% dans le Territoire de Belfort). En particulier, la région du Sud-Ouest est caractérisée par un fort recours au dépistage du cancer du col utérin. Par ailleurs, nous pouvons noter une forte hétérogénéité dans les DOM : la Guadeloupe et la Martinique font partie des départements dans lesquels la proportion de femmes dépistées est la plus faible alors que la Guyane affiche une forte

participation au dépistage, la Réunion se situant, quant à elle, dans la moyenne pour la période 2012-2014.

Figure I

Proportion de femmes dépistées par département (2012-2014), standardisée sur l'âge (%)



Population : Femmes de 25 à 65 ans, gérées au moins en RO, France entière

Source des données : ÉRACLES 2014, MGEN

Source de la carte : IGN – INSEE 2018

Parallèlement à ces disparités de recours, une inégale répartition des professionnels de santé impliqués dans le dépistage est également observée (voir annexe 1). La densité de généralistes (tous modes d'exercice confondus) est plus importante dans le Sud de la France, et varie sur le territoire entre 208,5 dans l'Eure et 465,7 pour 100 000 habitants à Paris. La densité de gynécologues est en moyenne beaucoup plus faible et diffère également selon les territoires : entre 10,5 en Haute-Loire et 80,3 pour 100 000 femmes de plus de 15 ans à Paris. De même, la densité de sages-femmes est comprise entre 35,3 dans la Creuse et 190,2 pour 100 000 femmes de plus de 15 ans en Guyane. Il semble que la substitution entre les professionnels de santé ne soit pas envisageable dans tous les départements. En effet, les départements de l'Indre, du Cher, de Mayenne, de Bretagne, de Haute-Loire, de la Drôme, de l'Ain et de Sarthe cumulent des

faibles densités de généralistes, de gynécologues et de sages-femmes. Par ailleurs, les femmes de Lozère, de Vienne, de Côte-d'Or et d'Eure-et-Loir peuvent faire face à des barrières financières puisque ces départements ont de fortes proportions de gynécologues en secteur 2.

Les femmes de l'échantillon Eraclès sont 68% à être en couple et 11% à être enregistrées en ALD ; sur la période d'observation, 10% ont eu une grossesse, 22% ont utilisé un moyen de contraception et 52% ont réalisé au moins une mammographie (voir tableau 4). Comparativement à l'EGB²³, les femmes de notre échantillon sont plus âgées, moins enregistrées en ALD, et ont un meilleur suivi médical (grossesse, contraception et mammographie). L'EGB ne fournit pas d'information sur le revenu individuel des femmes. Néanmoins, en comparant les secteurs public et privé, on constate des différences en termes de rémunération et de niveau de formation. En effet, les fonctionnaires de la FPE (Fonction Publique de l'Etat) ont une rémunération nette moyenne de 2505€²⁴ par mois contre 2250€ pour les salariés du secteur privé (DGAFP 2018). De plus, 72% des agents de la FPE ont un diplôme du supérieur contre 36% des salariés du secteur privé.

Les femmes âgées de 40 à 44 ans, en couple, ayant un revenu mensuel individuel compris entre 2300 et 2799€, n'étant pas en ALD, étant couvertes à la MGEN en RO et RC, ayant eu un suivi de grossesse et de contraception et ayant réalisé une mammographie sont celles pour lesquelles on observe le plus fort recours au dépistage. De plus, on constate que le recours au dépistage du cancer du col diminue fortement entre 50 et 55 ans (voir figure II). Cela s'explique par un moindre suivi gynécologique des femmes à partir de cet âge (INCa 2007). Quelles que soient les caractéristiques des femmes, celles de notre échantillon réalisent davantage de FCU qu'en population générale (EGB).

²³ Échantillon généraliste de bénéficiaires. Il s'agit d'un échantillon, représentatif en termes d'âge et de sexe, au 1/97ème de la population française couverte par les régimes d'assurance maladie obligatoires et comprenant les consommations de soins de ville et en établissement de santé pour le champ de la médecine-chirurgie-obstétrique de plus de 600 000 bénéficiaires.

²⁴ Les enseignants ont une rémunération nette mensuelle moyenne de 2555€ (2752€ pour les cadres et 2337 pour les professions intermédiaires).

Tableau 2

Statistiques descriptives au niveau individuel (%)

	% de femmes dans l'échantillon		% de femmes ayant réalisé au moins un FCU		% de femmes n'ayant pas réalisé de FCU	
	Eracles 2012-2014	EGB 2010-2013	Eracles 2012-2014	EGB 2010-2013	Eracles 2012-2014	EGB 2010-2013
Variables individuelles	(N = 8 744)	(N = 125 520)	(N = 5 566)	(N = 76 790)	(N = 3 178)	(N = 48 729)
Sociodémographiques						
Âge			<i>(p = 0,000)</i>			
25-34 ans	12,92***	26,99	67,08***	64,98	32,92***	35,02
35-39 ans	13,48**	14,42	70,40***	66,30	29,60***	33,70
40-44 ans	14,78	14,25	71,21***	65,46	28,79***	34,54
45-49 ans	13,74	13,82	66,94***	63,56	33,06***	36,44
50-54 ans	12,60	13,02	65,52***	56,57	34,48***	43,43
55-59 ans	13,24*	12,56	54,84***	49,92	45,16***	50,08
60-65 ans	19,24***	4,94	53,33***	47,21	46,67***	52,79
Couple			<i>(p = 0,000)</i>			
Non	31,79		55,97		44,03	
Oui	68,21		67,24		32,76	
Revenu mensuel			<i>(p = 0,000)</i>			
Moins de 1500€	9,08		60,83		39,17	
1500-2299€	21,43		64,51		35,49	
2300-2799€	24,81		65,98		34,02	
2800€ et plus	25,54		64,94		35,06	
Manquant	19,14		59,32		40,68	
Santé et protection sociale						
ALD			<i>(p = 0,000)</i>			
Non	88,96***	82,63	64,47***	62,38	35,53***	37,62
Oui	11,04***	17,37	57,10***	55,45	42,90***	44,55
Assurance santé			<i>(p = 0,000)</i>			
RO et RC	78,00		65,04		34,96	
RO uniquement	22,00		58,73		41,27	
Suivi médical						
Grossesse			<i>(p = 0,000)</i>			
Non	89,97***	86,95	62,13***	59,04	37,87***	40,96
Oui	10,03***	13,05	77,31***	75,35	22,69***	24,65
Contraception			<i>(p = 0,000)</i>			
Non	78,06***	80,35	59,51***	57,44	40,49***	42,56
Oui	21,94***	19,65	78,42***	76,46	21,58***	23,54
Prévention						
Mammographie			<i>(p = 0,000)</i>			
Non	47,66***	53,89	53,68***	49,71	46,32***	50,29
Oui	52,34***	46,11	72,73***	74,59	27,27***	25,41

Lecture : L'échantillon Eracles comporte 12,92% de femmes âgées de moins de 35 ans. 67,08% d'entre-elles ont réalisé un FCU au cours de la période étudiée (2012-2014) et 32,92% d'entre-elles n'ont réalisé aucun FCU. La p-value pour l'âge est de 0,000 indiquant que le recours est significativement différent selon les classes d'âge.

*Seuils de significativité : *** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,10. Les étoiles de significativité indiquent une différence significative entre les deux échantillons.*

Population : Femmes de 25 à 65 ans, gérées au moins en RO, France entière

Source : ÉRACLES 2014, EGB 2010-2013

Par ailleurs, la proportion de femmes dépistées est plus élevée parmi les femmes vivant dans un département à forte densité de professionnels de santé et à forte proportion de cadres (voir tableau 5). Au contraire, la proportion de femmes dépistées est plus faible dans les départements à forte proportion de bénéficiaires de la CMU-C.

Tableau 3

Statistiques descriptives au niveau départemental (%)

	% de femmes de l'échantillon	% de femmes ayant réalisé au moins un FCU (2012-2014)	% de femmes n'ayant pas réalisé de FCU (2012-2014)
Variables contextuelles	(N = 8 744)	(N = 5 566)	(N = 3 178)
Offre de soins			
Densité de professionnels de santé		<i>(p = 0,000)</i>	
Q1	25,57	59,70	40,30
Q2-Q3	49,89	64,33	35,67
Q4	24,54	66,40	33,60
Accessibilité financière			
Tarif consultation gynécologique		<i>(p = 0,640)</i>	
100-130% base remboursement	7,06	64,51	35,49
130-175% base remboursement	63,17	63,40	36,60
175-200% base remboursement	11,69	62,72	37,28
>200% base remboursement	18,08	64,83	35,17
Dépistage organisé		<i>(p = 0,919)</i>	
Non	85,67	63,68	36,32
Oui	14,33	63,53	36,47
Niveau socio-économique			
Proportion de cadres		<i>(p = 0,002)</i>	
Q1	25,74	61,13	38,87
Q2-Q3	50,89	63,71	36,29
Q4	23,36	66,32	33,68
Part de bénéficiaires CMU-C		<i>(p = 0,008)</i>	
Q1	26,17	64,99	35,01
Q2-Q3	50,53	64,28	35,72
Q4	23,31	60,79	39,21

Lecture : L'échantillon comporte 25,57% de femmes vivant dans un département à faible densité de professionnels de santé. 59,70% d'entre-elles ont réalisé un FCU au cours de la période étudiée (2012-2014) et 40,30% d'entre-elles n'ont réalisé aucun FCU.

Population : Femmes de 25 à 65 ans, gérées au moins en RO, France entière

Source : ÉRACLES 2014

5.2. Modèle multiniveau

Le test d'Hausman, préconisé pour choisir entre le modèle à effets fixes ou aléatoires (Greene 2012, Givord et Guillerm 2016), indique l'absence de corrélation entre les variables individuelles et l'effet département ($p > 0,05$), ce qui suggère que le modèle à effets aléatoires est plus précis. Néanmoins, les résultats du modèle à effets fixes sont disponibles et montrent très peu de différences entre les deux types de modélisation au niveau des variables individuelles (voir annexe 2).

L'estimation d'un modèle multiniveau aléatoire vide (sans variables explicatives) montre des différences significatives entre départements concernant le recours au dépistage du cancer du col utérin ($\sigma_u^2 = 0,025$; $p < 0,01$), ce qui justifie le recours à un tel modèle.

Le fait d'être en couple favorise la réalisation du FCU (OR : 1,42 ; $p < 0,01$, voir tableau 6). De plus, nous observons une diminution de la probabilité de réalisation du FCU à partir de 45 ans (OR : de 0,54 à 0,23 ; $p < 0,01$). Par ailleurs, les femmes assurées en régime complémentaire à la MGEN ont une probabilité plus grande de se faire dépister (OR : 1,45 ; $p < 0,05$). De même, les femmes ayant réalisé une mammographie ont une plus grande propension au dépistage (OR : 5,38 ; $p < 0,01$). Le suivi pour contraception et pour grossesse multiplie respectivement par 2,1 et 1,8 les chances de se faire dépister ($p < 0,01$). Les femmes ayant un contact régulier avec un gynécologue ont par conséquent de meilleures chances de réaliser un FCU.

Tableau 4
Résultats du modèle multiniveau aléatoire

Variables individuelles	OR	Écart-Type Robuste
Sociodémographiques		
Âge (réf. : 25-34 ans)		
35-39 ans	1,12	0,118
40-44 ans	0,81**	0,088
45-49 ans	0,54***	0,072
50-54 ans	0,42***	0,052
55-59 ans	0,28***	0,032
60-65 ans	0,23***	0,025
Couple (réf. : Non)	1,42***	0,075
Revenu mensuel (réf. : Moins de 1500€)		
1500-2299€	1,09	0,118
2300-2799€	1,11	0,117
2800€ et plus	1,13	0,120
Manquant	1,10	0,143
Santé et protection sociale		
ALD (réf. : Non)	0,92	0,078
Assurance santé : RO et RC (réf. : RO seul)	1,45***	0,111
Suivi médical		
Contraception (réf. : Non)	2,10***	0,145
Grossesse (réf. : Non)	1,79***	0,172
Prévention		
Mammographie (réf. : Non)	5,38***	0,354
Variables contextuelles		
Offre de soins		
Densité de professionnels de santé (réf. : Q1)		
Q2-Q3	1,24***	0,077
Q4	1,48***	0,115
Accessibilité financière		
Tarif consultation gynécologique (réf. : 100-130%)		
130-175% BRSS	0,91	0,073
175-200% BRSS	0,90	0,099
>200% BRSS	0,76**	0,097
Dépistage organisé (réf. : Non)	0,96	0,062
Contexte socio-économique		
Proportion de cadres (réf. : Q1)		
Q2-Q3	1,02	0,059
Q4	1,34**	0,151
Part de bénéficiaires CMU-C (réf. : Q1)		
Q2-Q3	0,99	0,051
Q4	0,87**	0,064
Constante	0,60***	0,112
σ_u^2	5,87E-27	1,79E-25
Informations sur l'échantillon		N
Nombre total de femmes dans l'échantillon		8744
Nombre de départements		100
Nombre minimum de femmes par département		11
Nombre moyen de femmes par département		87,44
Nombre maximum de femmes par département		346
Notes : Les écarts-types sont robustes (clusterisés par département)		
Seuils de significativité : *** $p < 0,01$ ** $p < 0,05$ * $p < 0,10$		
Population : Femmes de 25 à 65 ans, gérées au moins en RO, France entière		
Source : ÉRACLES 2014, MGEN		

Quant aux variables contextuelles, on trouve une association positive entre la densité de professionnels de santé et le recours au dépistage (OR : 1,24-1,48 ; $p < 0,01$). De plus, un prix moyen de la consultation de gynécologie supérieur à 200% de la BRSS (OR : 0,76) et une forte

proportion de bénéficiaires de la CMU-C (OR : 0,87) tendent à réduire la propension à réaliser un FCU, avec toutefois une moindre significativité ($p < 0,05$). Enfin, une forte proportion de cadres est associée à une augmentation de la probabilité de se faire dépister (OR : 1,34 ; $p < 0,05$). Ainsi, malgré la non-significativité du revenu, il semble exister des inégalités socio-économiques d'accès au dépistage.

Par ailleurs, on constate qu'après la seule introduction des variables individuelles, la variance au niveau départemental (σ_u^2) est significative ($\sigma_u^2 = 0,026$; $p < 0,01$) et, qu'après l'ajout des variables départementales, elle devient non significative ($p > 0,05$), suggérant que toutes les variations au niveau départemental ont été expliquées par l'ajout des variables contextuelles.

6. Discussion

Le modèle multiniveau montre des écarts significatifs de recours au dépistage entre départements. De plus, cette étude identifie les facteurs individuels associés au recours au dépistage : la vie en couple, la couverture par la MGEN en RO et RC, le suivi pour une contraception et une grossesse, et la mammographie favorisent la réalisation d'un FCU alors qu'au contraire l'âge augmente le risque de non-recours. Par ailleurs, celle-ci met en évidence, à caractéristiques individuelles égales, le rôle des caractéristiques du territoire dans l'accès à la prévention du cancer du col utérin : le tarif moyen de la consultation de gynécologie et la proportion de bénéficiaires de la CMU-C tendent à diminuer la probabilité de dépistage alors que la densité de professionnels de santé et la proportion de cadres tendent au contraire à l'augmenter. Un modèle à trois niveaux (niveau 1 : individus, niveau 2 : départements, niveau 3 : régions) avec l'ajout d'un terme aléatoire au niveau régional a également été estimé mais n'a pas été retenu car il n'existait pas de différences significatives de recours entre régions.

L'effet de la vie en couple sur la réalisation du FCU est corroboré par la littérature (Grillo *et al.* 2012, Vallée *et al.* 2010). Dans la mesure où le suivi de grossesse et de contraception sont contrôlés, ce résultat pourrait indiquer que les femmes vivant en couple ont une préférence pour la santé plus élevée (Burton-Jeangros *et al.* 2017). La diminution de la réalisation du FCU à partir de 50 ans, due à la baisse des suivis gynécologiques, est également conforme aux études (Duport *et al.* 2008). Contrairement à deux études françaises où le revenu mensuel est corrélé au recours au dépistage après ajustement sur d'autres variables socio-économiques telles que le diplôme et la PCS (Duport *et al.* 2008, Kelly *et al.* 2017), cette étude ne montre pas d'effet du revenu. La spécificité de la population MGEN peut expliquer ce résultat du fait d'un niveau socio-économique plus élevé mais aussi plus homogène qu'en population générale²⁵. D'autre part, le revenu individuel mesure de façon imparfaite la disponibilité financière. En effet, on ne dispose pas du revenu total du ménage. Par conséquent, on ne peut pas mesurer le niveau de vie du ménage. Par ailleurs, les femmes assurées en régime complémentaire à la MGEN ont une probabilité plus grande de se faire dépister. Cependant, ne connaissant pas l'organisme gérant la partie complémentaire des femmes assurées à la MGEN uniquement en RO, on ne peut pas en déduire avec certitude une meilleure couverture assurantielle qui nous permettrait de tester un effet de demande induite ou de solvabilisation d'une demande latente. D'autre part, cette étude met en évidence la complémentarité entre les dépistages du cancer du col utérin et du cancer du sein. On peut effectivement supposer qu'une femme ayant réalisé une mammographie a soit une plus grande disposition à la prévention (dépistage individuel) soit y a été sensibilisée (dépistage organisé). Certaines études montrent également un recours au dépistage plus important lorsque les femmes ont utilisé des contraceptifs oraux (Vogt *et al.* 2014, Eaker *et al.*

²⁵ En effet, la population MGEN est en grande partie constituée d'enseignants et de personnels du ministère de l'Éducation Nationale. Or, comme indiqué en notes de bas de page n°22 : les enseignants ont une rémunération nette mensuelle moyenne de 2555€ alors que celle des salariés du secteur privé est de 2250€ (DGAFP 2018). De plus, les agents des ministères ont un niveau de formation plus élevé (78% des femmes fonctionnaires de la FPE ont un diplôme du supérieur contre 38% des salariées du secteur privé).

2001). En effet, dans ce cas, la fréquence de consultations chez le professionnel de santé et notamment chez le gynécologue est plus importante. Ainsi, le gynécologue occupe un rôle central dans le recours au dépistage du cancer du col utérin (Chan Chee *et al.* 2005, Araujo *et al.* 2017). En effet, c'est majoritairement le recours au gynécologue qui conditionne la réalisation du FCU²⁶.

Contrairement aux deux seules études françaises, la densité de professionnels de santé est ici associée positivement à la réalisation du FCU. En effet, celles-ci ne montrent pas d'association significative, mais concernent un périmètre restreint à la région parisienne (Grillo *et al.* 2012, Vallée *et al.* 2010). Par conséquent, elles ne peuvent pas rendre compte de la répartition et de l'accessibilité des professionnels de santé sur le territoire. Notre étude montre également qu'un contexte socio-économique défavorisé réduit le recours au dépistage conformément à la littérature sur données françaises (Vallée *et al.* 2010, Araujo *et al.* 2017). Au Japon, une étude révèle une situation bien différente dans laquelle le recours au dépistage est meilleur dans les communes rurales et défavorisées socioéconomiquement (Fukuda *et al.* 2005). En effet, de nombreux programmes impliquant divers acteurs (municipalités, compagnies d'assurance, entreprises et coopératives agricoles) et encourageant le dépistage de cancers coexistent depuis 1983, instauration de la loi de santé pour les personnes âgées.

Nos résultats ne soulignent pas d'association significative entre le dépistage organisé local et le recours au dépistage. Ils ne peuvent cependant pas conduire à une évaluation négative de ce programme dans la mesure où notre étude n'intègre pas de dynamique temporelle. Ainsi, nous mesurons uniquement l'absence de différence significative de recours au dépistage entre des départements à dépistage individuel et des départements pourvus d'un dépistage organisé. Or, il est possible que la raison de la mise en place du dépistage organisé dans certains départements soit une faible couverture du dépistage individuel dans ces zones (l'absence de différence pourrait ainsi provenir d'un effet de rattrapage). Il faudrait donc pouvoir observer le recours avant mise en place de ce dispositif. Ainsi, il reste envisageable de penser que ce dispositif peut permettre d'augmenter la proportion de femmes dépistées et de réduire les disparités socio-économiques de recours comme observé pour le dépistage organisé du cancer du sein (Buchmueller et Goldzahl, 2018).

Cette étude repose sur l'utilisation de données médico-administratives qui permet d'éviter les biais de déclaration et de mémoire. En effet, les consommations de soins remboursés sont exhaustives. De plus, la cotisation étant précomptée sur le bulletin de salaire, le revenu mensuel individuel, fourni par l'employeur, figure dans les bases de données médico-administratives.

Cette étude présente toutefois des faiblesses. Premièrement, certaines informations ne sont pas disponibles du fait de la nature des données (niveau d'éducation, état de santé, comportements de santé à risque). On peut penser cependant que l'éducation et les comportements de santé à risque peuvent être approximés par le revenu (par exemple, la prévalence de consommation quotidienne de tabac est plus faible parmi les plus diplômés et ceux dont le revenu par unité de consommation est élevé, Pasquereau *et al.* 2018). En revanche, le manque d'informations sur l'état de santé peut induire un biais. L'introduction d'une variable ALD distingue les femmes souffrant d'une maladie longue et coûteuse et donc caractérisées par un état de santé très dégradé des autres qui rassemblent des femmes dont l'état de santé est très hétérogène. Par ailleurs, les femmes ayant subi une hystérectomie en particulier n'ont plus à réaliser de FCU. Il

²⁶ Des modèles en deux étapes ont été envisagés et estimés (1^{ère} étape : probabilité de consulter un gynécologue et 2^{ème} étape : probabilité de se faire dépister conditionnellement à une consultation de gynécologue). En effet, on peut supposer un biais de sélection si on observe uniquement les FCU réalisés par un gynécologue. Or, dans notre échantillon, en moyenne 15% des femmes réalisaient leur FCU chez un professionnel de santé autre que le gynécologue (en l'occurrence chez un généraliste). Par conséquent, l'hypothèse sous-jacente d'un modèle en deux étapes n'était pas respectée et c'est pourquoi ce modèle n'a pas été retenu.

est ainsi possible que la proportion de femmes dépistées soit sous-estimée. Néanmoins, la prévalence de ces femmes est faible (de l'ordre de 0,2%²⁷ en moyenne, en France). En outre, les modèles intègrent une mesure de l'offre de soins (densité de professionnels de santé), mais il manque des variables caractérisant son organisation telles que les horaires d'ouverture des cabinets et les délais d'attente. En effet, la densité médicale mesure la disponibilité théorique de l'offre de soins et non la disponibilité réelle qui peut être limitée par des phénomènes de liste d'attente en particulier. Ainsi, des horaires d'ouverture étroits peuvent accroître les délais d'attente en cas de forte demande et repousser le recours. Des délais d'attente longs peuvent même décourager les femmes à se faire dépister (Sabates et Feinstein 2006). De même, certaines caractéristiques individuelles inobservables peuvent représenter des obstacles au recours au dépistage. En particulier, la peur anticipée de douleurs et d'inconfort à l'examen peut réduire la propension des femmes à se faire dépister, le sentiment d'inconfort pouvant être plus prégnant lorsque le praticien est un homme (Walsh 2006). De plus, certaines femmes peuvent préférer ne pas réaliser d'examens par crainte qu'un diagnostic de tumeur soit posé (Studts *et al.* 2013). Au contraire, les femmes se percevant comme étant à risque de développer un cancer vont recourir davantage au dépistage (Hewitt *et al.* 2004). De même, les femmes ressentant une obligation morale à se faire dépister (celles voulant être rassurées par l'absence de cancer, pensant que les examens préventifs sont importants, affirmant se faire examiner et dépister pour le cancer du col utérin à la suite d'une invitation) réaliseront davantage de FCU (Tacken *et al.* 2007).

Deuxièmement, les variables de consommation de soins (réalisation du FCU et de la mammographie, suivi de contraception et de grossesse, consultations d'un professionnel de santé) sont recueillies sur trois années mais l'analyse est réalisée sur coupe transversale. Par conséquent, nous ne pouvons pas déduire formellement de relation de causalité. Il est toutefois possible d'établir des relations de causalité si les deux hypothèses du modèle multiniveau à effets aléatoires sont vérifiées : l'absence de corrélation d'une part, entre l'hétérogénéité individuelle inobservée et les variables explicatives, et d'autre part, entre l'hétérogénéité départementale inobservée et les variables explicatives. Le test de Hausman montre que la seconde hypothèse est partiellement respectée du fait de l'absence de corrélation entre l'hétérogénéité départementale inobservée et les variables explicatives individuelles. Néanmoins, on ne peut pas vérifier que les densités médicales ne sont pas corrélées aux délais d'attente, hypothèse vraisemblable dans la mesure où une corrélation entre délais d'attente et accessibilité aux professionnels de santé au niveau communal a été récemment mise en évidence (Millien *et al.* 2018). De même, on ne peut pas exclure une éventuelle corrélation entre certaines caractéristiques individuelles inobservées et le niveau socio-économique des femmes. Troisièmement, les modèles multiniveaux posent l'hypothèse forte que chaque zone géographique est indépendante des autres alors que des effets de bordure sont possibles. En effet, un médecin installé à la frontière entre deux départements peut très bien avoir des patientes situées d'un côté comme de l'autre²⁸. Enfin, la population MGEN étudiée ne saurait être représentative de la population générale. Nous pouvons tout de même supposer que si les barrières financières existent en population MGEN, plus favorisée économiquement, elles doivent être *a fortiori* plus importantes dans le reste de la population.

²⁷ Atlas des variations de pratiques médicales. Recours à dix interventions chirurgicales. Édition 2016. IRDES.

²⁸ Afin de prendre en compte cette éventuelle corrélation spatiale entre départements voisins, l'approche par l'économétrie spatiale a été mobilisée. Les tests de Moran et Getis et Ord sont significatifs, ce qui indique la présence d'une autocorrélation spatiale (Résultats disponibles sur demande). Néanmoins, d'après les tests du multiplicateur Lagrange réalisés, un modèle à autocorrélation spatiale des erreurs semble le plus adapté. Or, cette méthode ne permet pas d'interpréter les effets de proximité géographique puisque l'autocorrélation spatiale provient des résidus et donc de caractéristiques inobservables.

Conclusion

Cette étude avait pour objectif d'analyser les déterminants du recours au dépistage du cancer du col utérin. Elle met en lumière l'existence d'inégalités territoriales de recours à ce dépistage. Parmi les facteurs explicatifs, les professionnels de santé et en particulier les gynécologues jouent un rôle essentiel. Plus spécifiquement, se pose la problématique de leur accessibilité sur le territoire. D'une part, certaines zones sont sous-dotées et disposent de peu de gynécologues. Cette inégale répartition des gynécologues pourrait s'aggraver du fait de l'évolution future de la démographie médicale. En effet, une diminution des densités de généralistes et de gynécologues libéraux est prévue dans les années à venir, au moins jusqu'en 2030, d'après la DREES²⁹. D'autre part, le gynécologue étant un médecin spécialiste majoritairement libéral et pouvant pratiquer des dépassements d'honoraires³⁰, des barrières financières peuvent freiner l'accès à la prévention du cancer du col utérin. En effet, ce spécialiste figure parmi ceux qui pratiquent les dépassements d'honoraires les plus élevés en France : en 2016, le taux de dépassement moyen pour les gynécologues médicaux était de 98,2%³¹.

La création de maisons et pôles de santé associant divers professionnels médicaux dans les zones rurales et défavorisées pourrait être un moyen d'améliorer la proximité et l'accessibilité de l'offre de soins. Par ailleurs, en plus de la possibilité future des infirmiers à participer au dépistage, des incitations visant à augmenter la participation d'autres professionnels de santé pourraient permettre d'élargir les acteurs du dépistage et ainsi donner le choix aux femmes de se faire dépister chez un professionnel de santé ne pratiquant pas de dépassements d'honoraires. Il est également envisageable de créer une consultation spécifique au dépistage chez le gynécologue qui serait à tarif opposable. La perte de revenus associée pourrait être partiellement compensée par un mécanisme similaire à celui de la rémunération sur objectifs de santé publique (ROSP). Toutefois, la ROSP, telle qu'elle a été introduite pour l'amélioration des pratiques des médecins généralistes, n'a eu que des effets mitigés sur les indicateurs de prévention.

Début 2019, le dépistage organisé a été généralisé à l'ensemble du territoire comme mesure du plan cancer 2014-2019. Ainsi, les femmes ayant reçu une invitation au dépistage organisé du cancer du col de l'utérus pourront bénéficier d'un examen cytopathologique de prélèvement pris en charge intégralement par l'assurance maladie et sans avance de frais. Le dépistage organisé du cancer du col de l'utérus pourra-t-il réduire les disparités et améliorer le recours au dépistage comme cela a été observé pour le cancer du sein ? Sachant que les modalités du dépistage de ces deux cancers diffèrent, la question de l'évaluation de ce programme mérite d'être posée. En effet, pour le cancer du sein, le dépistage organisé permet d'aller directement (sans passer par un médecin pour une ordonnance) au centre de radiologie pour faire une mammographie entièrement remboursable. Pour le cancer du col de l'utérus, il s'agit d'une invitation à consulter un professionnel de santé (généraliste, gynécologue ou sage-femme), et seul l'examen de prélèvement est remboursable entièrement (le coût de la consultation peut en revanche inclure des dépassements d'honoraires dont le remboursement reste inchangé).

Remerciements

²⁹ Projections des effectifs de médecins à l'horizon 2040 : <http://dataviz.drees.solidarites-sante.gouv.fr/>

³⁰ Pour la spécialité obstétrique, le salariat est plus fréquent (CNOM). De plus, les gynécologues libéraux sont 61% à être en secteur 2 pour 2016 (Assurance maladie).

³¹ Observatoire des pratiques tarifaires, Assurance maladie, 29 novembre 2017.

Références bibliographiques

- Araujo M., Franck JE., Cadot E. *et al.* (2017). « Contextual determinants of participation in cervical cancer screening in France ». *Cancer Epidemiology*, Vol. 48, pp. 117-123.
- Bao H., Zhang L., Wang L. *et al.* (2018). « Significant variations in the cervical cancer screening rate in China by individual-level and geographical measures of socioeconomic status ». *Cancer Medicine*, pp. 1-12.
- Barré S., Massetti M., Leleu H. *et al.* (2017). « Caractérisation des femmes ne réalisant pas de dépistage du cancer du col de l'utérus par frottis cervico-utérin en France ». *Bulletin Epidémiologique Hebdomadaire*, N°2-3, pp. 39-47.
- Bowman JA., Sanson-Fisher R., Redman S. (1997). « The accuracy of self-reported Pap smear utilisation ». *Social Science Medicine*, Vol. 44, No. 7, pp. 969-976.
- Buchmueller T. et Goldzahl L. (2018). « The effect of organized breast cancer screening on mammography use: Evidence from France ». *Health economics*, pp. 1-18.
- Burton-Jeangros C., Cullati S., Mannor O. *et al.* (2017). « Cervical cancer screening in Switzerland cross-sectional trends (1992–2012) in social inequalities ». *The European Journal of Public Health*, Vol. 27, No. 1, pp. 167–173.
- Bussière C., Le Vaillant M. et Pelletier-Fleury N. (2015). « Screening for cervical cancer: What are the determinants among adults with disabilities living in institutions? Findings from a National Survey in France ». *Health Policy*, Vol. 119, No. 6, pp. 794–801.
- Caplan LS., McQueen DV., Qualters JR., Leff M., Garrett C, Calonge N. (2003). « Validity of women's self-reports of cancer screening test utilization in a managed care population ». *Cancer Epidemiology, Biomarkers and Prevention*, Vol. 12, pp. 1182-1187.
- Chan Chee C., Begassat M. et Kovess V. (2005). « Les facteurs associés au dépistage des cancers du col utérin dans une population mutualiste ». *Revue d'Epidémiologie et de Santé Publique*, n°53, pp. 69-75.
- Coldefy M. et Lucas-Gabrielli V. (2012). « Le territoire, un outil d'organisation des soins et des politiques de santé ? Évolution de 2003 à 2011 ». *Questions d'économie de la santé*, IRDES, avril, n° 175, [en ligne] <http://www.irdes.fr/Publications/2012/Qes175.pdf>.
- Coughlin SS., Leadbetter S., Richards T. et Sabatino SA. (2008). « Contextual analysis of breast and cervical cancer screening and factors associated with health care access among United States women, 2002 ». *Social Science & Medicine*, Vol. 66, No. 2, pp. 260-275.
- Damiani G., Federico B., Basso D. *et al.* (2012). « Socioeconomic disparities in the uptake of breast and cervical cancer screening in Italy a cross sectional study ». *BMC Public Health*, Vol. 12, No. 1, pp. 89-99.
- Datta GD., Colditz GA., Kawachi I. *et al.* (2006). « Individual-, Neighborhood-, and State-Level Socioeconomic Predictors of Cervical Carcinoma Screening among U.S. Black Women ». *American Cancer Society*, Vol. 106, No. 3, pp. 664–669.
- Duport N. et Beltzer N. (2016). Dépistage organisé du cancer du col de l'utérus. Évaluation du dépistage organisé du cancer du col de l'utérus dans les quatre départements pérennes et les neuf départements expérimentaux. Expérimentation 2010-2014. Saint-Maurice : Santé publique France. 46 p.
- Duport N., Serra D., Goulard H. et Bloch J. (2008). « Quels facteurs influencent la pratique du dépistage des cancers féminins en France ? ». *Revue d'Epidémiologie et de Santé Publique*, Vol. 56, No. 5, pp. 303-313.

- Eaker S., Adami H-O, Sparén P. (2001). « Reasons Women Do Not Attend Screening for Cervical Cancer: A Population-based Study in Sweden ». *Preventive Medicine*, Vol. 32, No. 6, pp. 482–491.
- Fukuda Y., Nakamura K., Takano T. (2005). « Reduced likelihood of cancer screening among women in urban areas and with low socio-economic status: A multilevel analysis in Japan ». *Public Health*, Vol. 119, No. 10, pp. 875–884.
- Garnier A. et Brindel P. (2014). Les programmes de dépistage organisé du cancer du col de l'utérus en Europe : état des lieux en 2013. *Bulletin Epidémiologique Hebdomadaire*. pp. 222-227.
- Givord P. et Guillermin M. (2016). « Les modèles multiniveaux ». Document de Travail Insee. Méthodologie statistique. No. M2016/05.
- Greene W.H. (2012). *Econometric analysis*. Seventh Edition.
- Grillo F., Vallée J. et Chauvin P. (2012). « Inequalities in cervical cancer screening for women with or without a regular consulting in primary care for gynaecological health, in Paris, France ». *Preventive Medicine*, Vol. 54, pp. 259-265.
- Guo G. et Zhao H. (2000). « Multilevel modeling of binary data ». *Annual Review of Sociology*, 26, pp. 441-462.
- Harder E., Juul KE., Jensen SM. *et al.* (2018). « Factors associated with non-participation in cervical cancer screening – A nationwide study of nearly half a million women in Denmark ». *Preventive Medicine*, Vol. 111, pp. 94-100.
- HAS, Haute Autorité de la Santé (2013). « Actualisation du référentiel de pratiques de l'examen périodique de santé (EPS) », Dépistage et prévention du cancer du col de l'utérus.
- Hewitt M., Devesa SS., Breen N. (2004). « Cervical cancer screening among U.S. women analyses of the 2000 National Health Interview Survey ». *Preventive Medicine*, Vol.39, No. 2, pp. 270-278.
- INCa, Institut National du Cancer (2013). « Prévention et dépistage du cancer du col de l'utérus », Fiches repères, État des connaissances en date du 17 juin 2013.
- INCa, Institut National du Cancer (2007). « Etat des lieux du dépistage du cancer du col utérin ».
- Jelastopulu E., Karnaki P., Bartsokas C. *et al.* (2013). « Screening for cervical cancer - uptake and associated factors in a representative sample in the city of Patras, West-Greece ». *Universal Journal of Public Health*, Vol. 1, No. 1, pp. 7-13.
- Johnson T., O'Rourke D., Burris J., Warnecke RB. (2005). « An investigation of the effects of social desirability on the validity of self-reports of cancer screening behaviors ». *Medical Care*, Vol. 43, pp. 565-573.
- Kangmennaang J., Onyango EO., Luginaah I., Elliott SJ. (2018). « The next Sub Saharan African epidemic? A case study of the determinants of cervical cancer knowledge and screening in Kenya ». *Social Science & Medicine*, Vol. 197, pp. 203-212.
- Kelly DM., Estaquio C., Léon C., Arwidson P. et Nabi H. (2017). « Temporal trend in socioeconomic inequalities in the uptake of cancer screening programmes in France between 2005 and 2010: results from the Cancer Barometer surveys ». *BMJ Open*, Vol. 7, No. 12, pp. 1-12.

- Kristensson JH., Sander BB., Von Euler-Chelpin M., Lynge E. (2014). « Predictors of non-participation in cervical screening in Denmark ». *Cancer Epidemiology*, Vol. 38, No. 2, pp. 174-180.
- Lin SJ. (2008). « Factors influencing the uptake of screening services for breast and cervical cancer in Taiwan ». *The Journal of The Royal Society for the Promotion of Health*, Vol. 128, No. 6, pp. 327-334.
- Menvielle G., Richard JB., Ringa V. *et al.* (2014). « To what extent is women's economic situation associated with cancer screening uptake when nationwide screening exists? A study of breast and cervical cancer screening in France in 2010 ». *Cancer Causes & Control*, Vol. 25, No. 8, pp. 977-983.
- Millien C., Chaput H. et Cavillon M. (2018). « La moitié des rendez-vous sont obtenus en 2 jours chez le généraliste, en 52 jours chez l'ophtalmologiste ». *Études & Résultats*, DREES, Octobre, n°1085, [en ligne] <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/er1085-2.pdf>.
- Olesen RC., Butterworth P., Jacomb P. et Tait RJ. (2012). « Personal factors influence use of cervical cancer screening services epidemiological survey and linked administrative data address the limitations of previous research ». *BMC Health Services Research*, Vol. 12, pp. 25-34.
- Pasquereau A., Andler R., Guignard R., Richard J.-B., Arwidson P., Nguyen-Thanh V., Groupe Baromètre santé (2018), « La consommation de tabac en France : premiers résultats du Baromètre santé 2017 », BEH - Bulletin Épidémiologique Hebdomadaire, n° 14-15, pp. 265-273
- Petkeviciene J., Ivanauskiene R., Klumbiene J. (2018). « Sociodemographic and lifestyle determinants of non-attendance for cervical cancer screening in Lithuania, 2006–2014 ». *Public Health*, Vol. 156, pp. 79-86.
- Poncet L., Rigal L., Panjo H. et al. (2016). « Disengagement of general practitioners in cervical cancer screening ». *European Journal of Cancer Prevention*, Vol. 25, pp. 547-555.
- Rabe-Hesketh S. et Skrondal A. (2012). « Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata ». 3rd ed. College Station, TX: Stata Press.
- Ricardo-Rodrigues I., Jimenez-Garcia R., Hernandez-Barrera V. *et al.* (2015). « Social disparities in access to breast and cervical cancer screening by women living in Spain ». *Public Health*, Vol. 129, No. 7, pp. 881-888.
- Sabates R., Feinstein L. (2006). « The role of education in the uptake of preventative health care: the case of cervical screening in Britain ». *Social Science & Medicine*. Vol. 62, No. 12, pp. 2998-3010.
- Schoueri-Mychasiw N., McDonald PW. (2013). « Factors associated with underscreening for cervical cancer among women in Canada ». *Asian Pacific journal of cancer prevention*, Vol. 14, No. 11, pp. 6445-6450.
- Sicsic J. et Franc K. (2014). « Obstacles to the uptake of breast, cervical, and colorectal cancer screenings what remains to be achieved by French national programmes? » *BMC Health Services Research*, Vol. 14, pp. 453-465.
- Sözmen K., Unal B., Sakarya S. *et al.* (2016). « Determinants of Breast and Cervical Cancer Screening Uptake Among Women in Turkey ». *Asia Pacific Journal of Public Health*, Vol.28, No. 6, pp. 528-538.

Studts CR., Tarasenko YN. et Schoenberg NE. (2013). « Barriers to cervical cancer screening among middle-aged and older rural Appalachian women ». *Journal of Community Health*, Vol. 38, No. 3, pp. 500-512.

Tacken MA., Braspenning JC., Hermens RP. *et al.* (2007). « Uptake of cervical cancer screening in The Netherlands is mainly influenced by women's beliefs about the screening and by the inviting organization ». *The European Journal of Public Health*, Vol. 17, No. 2, pp. 178-185.

Vallée J., Cadot E., Grillo F., Parizot I. et Chauvin P. (2010). « The combined effects of activity space and neighborhood of residence on participation in preventive health-care activities: The case of cervical screening in the Paris metropolitan area (France) ». *Health and Place*, Vol. 16, No. 5, pp. 838-852.

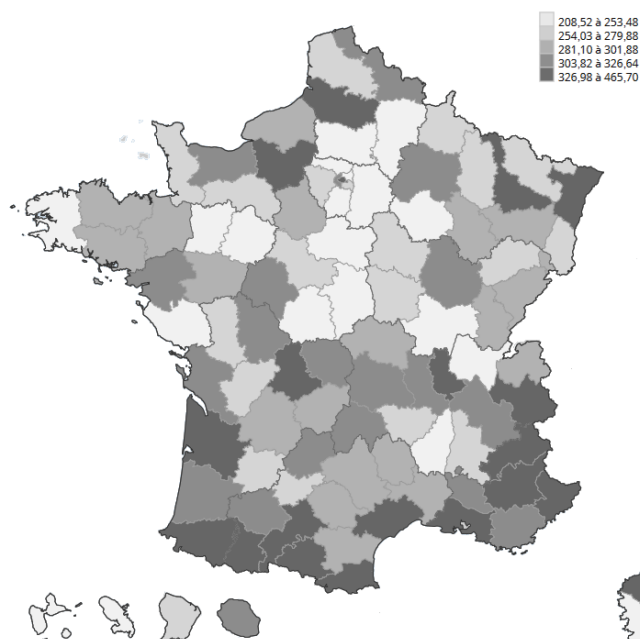
Vogt V., Siegel M. et Sundmacher L. (2014). « Examining regional variation in the use of cancer screening in Germany ». *Social Science & Medicine*, Vol. 110, pp. 74-80.

Walsh JC. (2006). « The impact of knowledge, perceived barriers and perceptions of risk on attendance for a routine cervical smear ». *The European Journal of Contraception & Reproductive Health Care*, Vol. 11, No. 4, pp. 291-296.

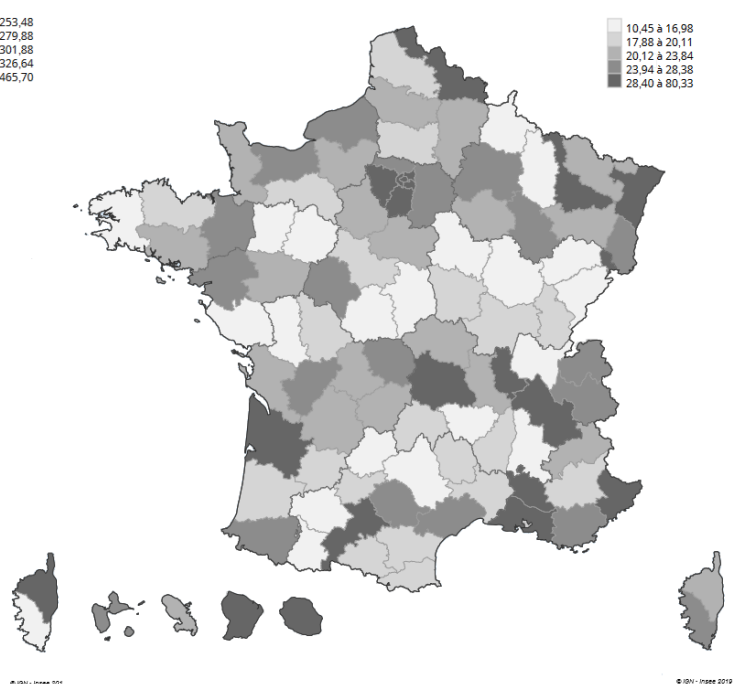
Annexe 1

Densité de médecins généralistes (pour 100 000 habitants), de gynécologues et de sages-femmes (pour 100 000 femmes de plus de 15 ans) en 2014 et part de gynécologues libéraux en secteur 2 en 2013

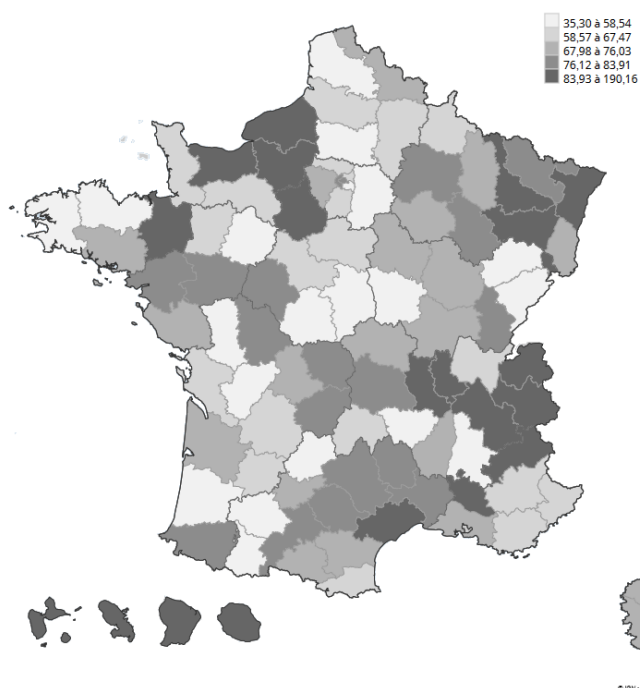
Densité de généralistes (pour 100 000 habitants) - Source : ASIP-Santé RPPS, traitements Drees



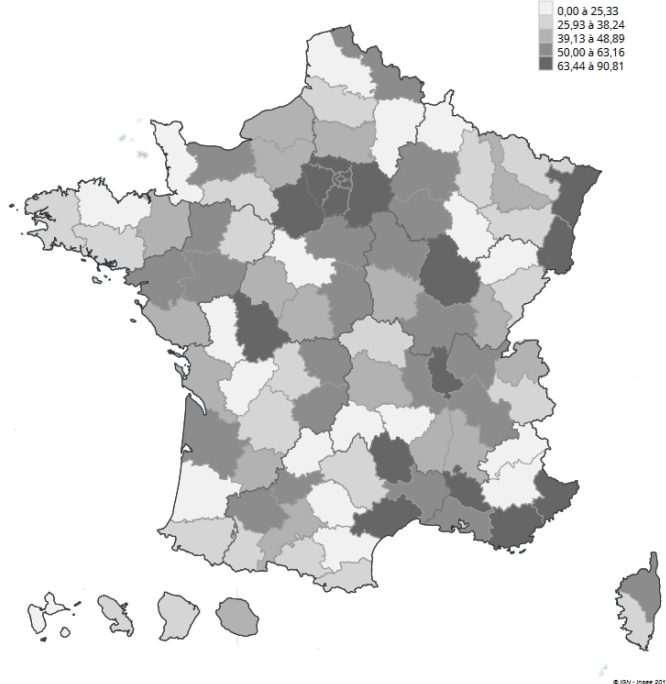
Densité de gynécologues (Pour 100 000 femmes de plus de 15 ans) - Source : ASIP-Santé RPPS, traitements Drees



Densité de sages-femmes (Pour 100 000 femmes de plus de 15 ans) - Source : ASIP-Santé RPPS, traitements Drees



Part de gynécologues libéraux en secteur 2 en 2013 (%) - Source : Eco-santé 2013



Annexe 2

Modèle à effets fixes

Tableau A2-1

Résultats du logit conditionnel

Variables individuelles	Population Totale		
	OR	Écart-Type Robuste	P-value
Sociodémographiques			
Âge (réf. : Moins de 35 ans)			
35-39 ans	1,11	0,107	0,293
40-44 ans	0,80*	0,083	0,035
45-49 ans	0,54***	0,059	0,000
50-54 ans	0,41***	0,049	0,000
55-59 ans	0,28***	0,032	0,000
60-65 ans	0,22***	0,025	0,000
Couple (réf. : Non)	1,42***	0,074	0,000
Revenu mensuel (réf. : Moins de 1500€)			
1500-2299€	1,09	0,103	0,389
2300-2799€	1,11	0,104	0,268
2800€ et plus	1,12	0,106	0,235
Manquant	1,11	0,121	0,349
Santé et protection sociale			
ALD (réf. : Non)	0,92	0,072	0,306
Assurance santé : RO et RC (réf. : RO seul)	1,45***	0,111	0,000
Suivi médical			
Contraception (réf. : Non)	2,10***	0,150	0,000
Grossesse (réf. : Non)	1,78***	0,176	0,000
Prévention			
Mammographie (réf. : Non)	5,40***	0,343	0,000

Lecture : *** $p < 0,001$ ** $p < 0,01$ * $p < 0,05$

Population : Femmes de 25 à 65 ans, France entière

Source : ÉRACLES 2014, MGEN