

Maladies infectieuses

Déterminants socio-économiques de vaccination et de dépistage du cancer du col par frottis cervico-utérin (FCU)

Analyse de l'Enquête santé et protection sociale
(ESPS), 2012

Sommaire

Abréviations	2
Principaux résultats	3
1. Introduction	4
2. Objectifs	4
3. Matériel et méthodes	5
3.1 L'enquête ESPS	5
3.1.1 Population d'étude et représentativité de l'échantillon	5
3.1.2 Données collectées et modalités de recueil	5
3.1.3 Pondération et redressement	6
3.2 Les analyses effectuées par l'InVS	6
3.2.1 La base de données	6
3.2.2 Principales variables à expliquer	7
3.2.3 Variables explicatives	7
3.2.4 Traitement des données	8
4. Résultats	10
4.1 Facteurs associés à la vaccination par le rappel DTP chez les personnes âgées de 15 ans ou plus	10
4.1.1 Couvertures vaccinales « rappel DTP »	10
4.1.2 Variation de la couverture « rappel DTP depuis 10 ans ou moins de 10 ans »	10
4.2 Facteurs associés au « rappel DTP depuis 10 ans ou moins de 10 ans »	14
4.3 Facteurs associés au dépistage par FCU chez les femmes de 25 à 65 ans	18
4.3.1 Couvertures du dépistage par FCU	18
4.3.2 Facteurs associés au dépistage par FCU	18
4.4 Facteurs associés à la vaccination HPV chez la jeune fille de 15-24 ans	24
4.4.1 Couvertures vaccinales HPV	24
4.4.2 Facteurs associés à la vaccination HPV	24
4.5 Relation entre la vaccination HPV chez les jeunes filles et le dépistage par FCU chez les femmes référentes au sein d'un même ménage	30
4.5.1 Couvertures vaccinales HPV et prévalence du dépistage par FCU	30
4.5.2 Facteurs associés à la vaccination HPV des jeunes filles et rôle du dépistage chez la femme référente du ménage	30
5. Discussion	35
5.1 Facteurs associés à la couverture par le rappel DTP chez l'adulte	35
5.2 Facteurs associés à la couverture du dépistage par FCU	36
5.3 Facteurs associés à la couverture vaccinale HPV	37
5.4 Association entre couverture vaccinale HPV et dépistage par FCU	38
5.5 Impact de santé publique et conséquences en termes de politique vaccinale HPV	39
Références bibliographiques	40
Annexes	44

Déterminants socio-économiques de vaccination et de dépistage du cancer du col par frottis cervico-utérin (FCU)

Analyse de l'Enquête santé et protection sociale (ESPS), 2012

Ont participé à ce rapport

Jean-Paul Guthmann, Camille Pelat, Isabelle Parent du Chatelet, Nicolas Duport, Daniel Lévy-Bruhl, Institut de veille sanitaire (InVS)

Thierry Rochereau, Nicolas Célant, Institut de recherche et documentation en économie de la santé (Irdes)

Abréviations

ALD	Affection de longue durée
CMUc	Couverture maladie universelle complémentaire
Cnam-TS	Caisse nationale de l'Assurance maladie des travailleurs salariés
Cnil	Commission nationale de l'informatique et des libertés
CV	Couverture vaccinale
DTP	Diphtérie, tétanos, poliomyélite
ECDC	European Centre for Disease Prevention and Control
EGB	Échantillon généraliste des bénéficiaires
ESPS	Enquête santé et protection sociale
FCU	Frottis cervico-utérin
HAS	Haute autorité de santé
HCSP	Haut conseil de la santé publique
HPV	Human Papilloma Virus (papillomavirus humain)
IC 95 %	Intervalle de confiance à 95 %
IMC	Indice de masse corporelle
Inpes	Institut national de prévention et d'éducation pour la santé
Insee	l'Institut national de la statistique et des études économiques
InVS	Institut de veille sanitaire
Irdes	Institut de recherche et documentation en économie de la santé
MSA	Mutualité sociale agricole
PCS	Profession et catégories socioprofessionnelles
RP	Rapport de prévalence
RSA	Revenu de solidarité active
RSI	Régime social des indépendants
RUC	Revenu par unité de consommation
SLM	Sections locales mutualistes
Zeat	Zones d'études et d'aménagement du territoire

Principaux résultats

Couverture vaccinale par le rappel diphtérie, tétanos, poliomyélite (DTP)

Les couvertures vaccinales étaient très insuffisantes puisque seulement la moitié de la population déclarait être à jour du rappel décennal DTP. Aucune progression depuis la dernière enquête nationale réalisée en 2002 n'était constatée. Les couvertures étaient plus basses chez les personnes les plus âgées et dans les régions Nord et la Méditerranée. Les populations aux plus bas revenus, les moins diplômées, ne disposant pas d'une couverture complémentaire maladie privée ou exerçant certaines professions (artisans commerçants, agriculteurs, ouvriers) étaient les moins bien vaccinées. L'hétérogénéité géographique, socio-économique et démographique mise en évidence par cette enquête était la même que celle montrée dans l'Enquête santé et protection sociale (ESPS) de 2002.

Couverture du dépistage du cancer du col par le frottis cervico-utérin (FCU)

La couverture du dépistage sur 3 ans était de 72 %, inférieure à l'objectif de 80 %. Elle était comparable aux données des baromètres cancers de 2005 et 2010. La couverture du dépistage variait selon des facteurs socio-économiques, parmi lesquels les revenus plus faibles du ménage, l'absence de couverture complémentaire maladie privée et le faible niveau des diplômes, tous associés à un recours moins fréquent au dépistage. Cette association a déjà été montrée par plusieurs enquêtes en France. Elle pourrait témoigner d'obstacles financiers ou de facteurs sociaux et comportementaux particuliers liés à la prévention.

Couverture vaccinale du vaccin contre les infections à papillomavirus humain (HPV)

Les couvertures vaccinales très insuffisantes (31 % pour 3 doses de vaccin) confirmaient les données de routine obtenues à partir de l'échantillon généraliste des bénéficiaires (EGB). Les facteurs associés à une moindre vaccination étaient le fait de ne pas disposer d'une couverture complémentaire maladie privée (rapport de prévalence proche de 0,5), de vivre dans une famille à revenus faibles (rapport de prévalence proche de 0,3) et l'absence de dépistage de la femme de référence du ménage (généralement la mère) par FCU dans les 3 (rapport de prévalence proche de 0,6) ou 5 (rapport de prévalence proche de 0,5) dernières années. Cette enquête a montré que les jeunes filles non vaccinées par le HPV appartiennent plutôt aux catégories sociales les plus modestes et ont plus souvent des mères non dépistées. Ces jeunes filles risquent de ne bénéficier d'aucune des 2 mesures de prévention du cancer du col. Les modalités actuelles de mise en œuvre de la vaccination HPV risquent ainsi de creuser les inégalités sociales de santé vis-à-vis du cancer du col utérin.

1. Introduction

La vaccination des jeunes filles contre les infections par les papillomavirus humains (HPV) a été recommandée par le Haut conseil de la santé publique (HCSP) en mars 2007 en prévention du cancer du col de l'utérus [1]. Jusqu'en 2012, le schéma vaccinal comportait trois doses et ciblait les jeunes filles âgées de 14 ans avec un rattrapage jusqu'à 23 ans. En 2012, année de l'Enquête santé et protection sociale (ESPS), il ciblait les jeunes filles entre 11 et 14 ans avec un rattrapage jusqu'à 19 ans révolus¹. Cette recommandation était émise en complément du dépistage du cancer du col par le frottis cervico-utérin (FCU), qui doit être réalisé tous les trois ans après deux FCU initiaux normaux effectués à un an d'intervalle [2]. Selon différentes sources, la couverture du dépistage était estimée entre 55 % et 80 % dans la tranche d'âge des femmes de 25 à 65 ans, avec une moindre couverture dans les groupes de niveau socio-économique bas [3-5].

L'évaluation et le suivi de la couverture vaccinale (CV) en France sont assurés par l'Institut de veille sanitaire (InVS) en collaboration avec d'autres institutions. Les données produites à partir de différentes sources [6] sont actualisées chaque année et diffusées à travers différents canaux notamment sur le site internet de l'InVS [7]. Le suivi de la CV des vaccins HPV est réalisé en routine à partir de l'échantillon généraliste des bénéficiaires (EGB) [6]. Depuis sa recommandation en 2007, la vaccination des jeunes filles par le vaccin HPV est très insuffisamment mise en œuvre. Au 31 décembre 2014, moins de 20 % de jeunes filles avaient reçu le schéma complet de vaccination à l'âge de 16 ans, cette proportion étant en baisse constante depuis 2011 [7]. Les couvertures HPV de France sont parmi les plus basses rapportées à l'European Centre for Disease Prevention and Control (ECDC) par les pays de l'Union européenne [8].

Dans ce contexte, il paraît essentiel de s'interroger sur les raisons qui pourraient expliquer cette CV insuffisante. Cela pourrait s'expliquer par l'impossibilité de payer la part de 35 % non remboursée de ce vaccin cher (entre 109 et 123 € la dose selon la marque du vaccin²) par des personnes ne disposant pas de couverture complémentaire maladie privée [9]. Dans ce contexte, il nous est paru important de comparer, comme cela a été fait dans d'autres pays [10-15], le profil socio-économique des jeunes filles vaccinées et des femmes dépistées afin de savoir si ces profils se recoupent, comme cela a déjà été montré [16]. Si c'est le cas, cela pourrait indiquer qu'un certain pourcentage de femmes en France ne seraient couvertes par aucune des deux mesures de prévention.

Nous avons donc, à partir de l'ESPS conduite en 2012 par l'Institut de recherche et documentation en économie de la santé (Irdes), exploré ces déterminants socio-économiques de vaccination et de dépistage, au vu des enjeux de santé publique et du coût de cette vaccination HPV [9;16]. Un deuxième objectif de ce travail a été d'actualiser les données de CV pour le rappel décennal diphtérie-tétanos-poliomyélite (DTP) dont les dernières données datent d'il y a 10 ans [17], vaccination pour laquelle cette enquête est une des seules sources de données. Nous avons également exploré les déterminants socio-économiques de cette vaccination afin de savoir s'ils étaient différents de ceux identifiés dans l'enquête ESPS de 2002.

2. Objectifs

L'**objectif général** de cette analyse a été d'identifier des facteurs socio-économiques et démographiques associés aux vaccinations HPV et « rappel DTP » de l'adulte et au dépistage du cancer du col utérin par FCU.

Les **4 principales questions** auxquelles nous avons voulu répondre ont été les suivantes :

- Existe-t-il des facteurs socio-économiques et démographiques associés à la vaccination par le rappel DTP chez les adultes âgés de 15 ans ou plus ciblés par ce rappel ?
- Existe-t-il des facteurs socio-économiques et démographiques associés au dépistage du col utérin par FCU chez les femmes de 25 à 65 ans ciblées par ce dépistage ?

¹ Un schéma à deux doses est recommandé depuis 2014 uniquement pour les jeunes filles entre 11 et 14 ans.

² Données de mars 2015.

- Existe-t-il des facteurs socio-économiques et démographiques associés à la vaccination HPV chez les jeunes filles de 16 à 24 ans ciblées par cette vaccination ?
- Existe-t-il, au sein d'une même famille, une association entre vaccination par le vaccin HPV chez les filles et réalisation du dépistage par FCU chez les femmes de référence du ménage (généralement la mère) ?

Pour cela :

- Nous avons calculé les principaux indicateurs suivants : couverture vaccinale HPV « 3 doses » ; couverture « rappel DTP depuis 10 ans ou moins de dix ans » ; couverture du dépistage par FCU « sur 3 ans » et « sur 5 ans ».
- Nous avons exploré les facteurs socio-économiques et démographiques associés à la vaccination et au dépistage. Les variables à expliquer étaient liées aux indicateurs définis précédemment (par exemple : avoir été vacciné avec 3 doses de vaccin HPV).

3. Matériel et méthodes

3.1. L'enquête ESPS

Les principaux points méthodologiques de l'enquête ESPS sont résumés ci-dessous à partir du rapport de l'Irdes [18].

3.1.1. Population d'étude et représentativité de l'échantillon

L'enquête a été réalisée à partir d'un échantillon aléatoire de bénéficiaires majeurs de l'Assurance maladie construit comme un sous-échantillon de l'Échantillon généraliste des bénéficiaires (EGB). L'échantillon ESPS initial est ainsi représentatif des bénéficiaires majeurs des trois grands régimes de l'Assurance maladie : Caisse nationale de l'Assurance maladie des travailleurs salariés (Cnam-TS), Régime social des indépendants (RSI) et Mutualité sociale agricole (MSA), soit environ 85 % des assurés sociaux. En 2012, le taux de sondage était de 1/2 231^e. Le dispositif ESPS 2012 interviewe les bénéficiaires majeurs ainsi échantillonnés, ainsi que tous les membres de leurs ménages, ce qui permet d'inclure dans l'échantillon ESPS des bénéficiaires des régimes non-représentés initialement, les Sections locales mutualistes (SLM) et les régimes spéciaux. Ainsi, seuls les bénéficiaires des ménages dont l'ensemble des membres est affilié à des régimes absents de l'échantillon ESPS initial ne sont pas représentés dans cette enquête. Ils sont estimés à moins de 5 % des bénéficiaires. Selon l'Irdes, l'enquête ESPS est ainsi représentative d'environ 95 % des personnes vivant en ménage ordinaire en France métropolitaine (à l'exclusion des personnes en institutions : maison de retraite, services hospitaliers de long séjour, centres d'hébergement, personnes sans domicile, en prison...).

3.1.2. Données collectées et modalités de recueil

L'enquête a été réalisée en deux vagues, la première au printemps (de mars à juin 2012), la seconde à l'automne (de septembre à décembre 2012), ce qui permet de prendre en compte la saisonnalité de certaines pathologies. Les thèmes abordés concernent les caractéristiques sociodémographiques, la couverture sociale, la consommation de soins et l'état de santé de la population de France métropolitaine. En 2012, en collaboration avec l'Institut de veille sanitaire (InVS), des questions spécifiques à la vaccination y ont été ajoutées.

Les ménages ont été contactés par le biais du bénéficiaire sélectionné. L'ensemble des bénéficiaires sélectionnés constituait l'échantillon initial. Ils répondaient au questionnaire principal administré par l'enquêteur (par téléphone ou en face-à-face). Les informations collectées comprenaient des informations individuelles ne concernant que le bénéficiaire sélectionné, son ménage et des informations individuelles concernant chacun des membres du ménage. Ces dernières informations étaient complétées par des informations individuelles collectées par un auto-questionnaire proposé aux 15 ans et plus. Les questions relatives aux vaccinations étaient dans cet auto-questionnaire. Elles concernaient les vaccinations « DTP rappel » de l'adulte et HPV chez la jeune fille de 15 à 24 ans

ainsi que les dates de ces vaccinations et pour la vaccination HPV le nombre de doses ; elles concernaient également la pratique du dépistage du cancer du col de l'utérus chez les femmes de 25 à 65 ans et les dates de réalisation. Cette enquête a été autorisée par la Commission nationale de l'informatique et des libertés (Cnil).

3.1.3. Pondération et redressement

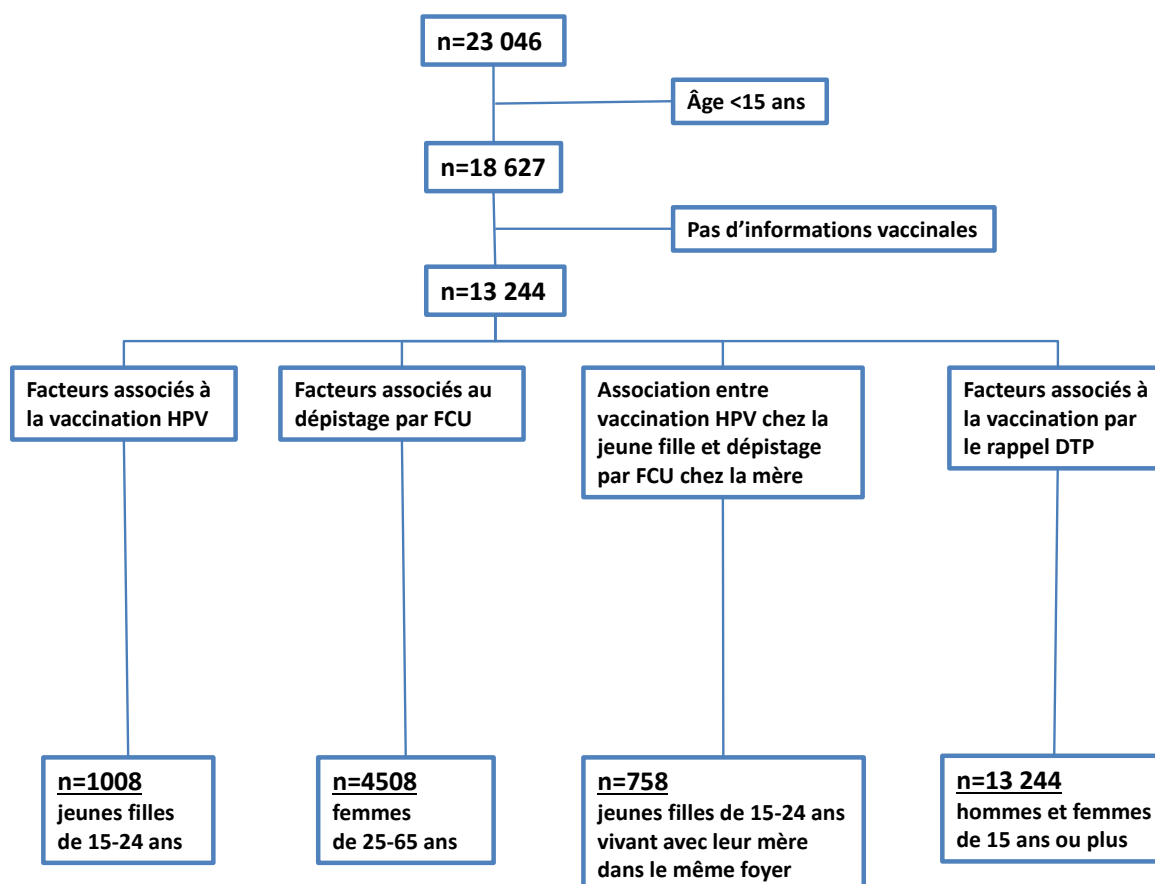
Afin de prendre en compte les particularités du plan de sondage et de la non-réponse, une pondération a été calculée pour chacune des unités statistiques (les répondants au 1^{er} entretien, au 2nd entretien, les ménages et les membres des ménages). Les poids de sondage initiaux sont connus. Ils ont été corrigés par un calage sur marges réalisé par la procédure Calmar de l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) permettant d'assurer une bonne représentativité sur plusieurs variables en lien avec le plan de sondage et notre domaine d'intérêt, la santé (sexe, âge, taille du ménage, régime d'assurance maladie et couverture maladie universelle complémentaire (CMUc)). Une nouvelle pondération sur la sous-population des 15 ans et plus ayant renseigné le questionnaire santé, champ de notre étude, est en cours d'élaboration à l'Irdes. Cette nouvelle pondération ne devrait pas modifier les résultats de notre recherche d'associations, mais pourrait impacter les couvertures estimées. Une évaluation de l'importance de cet impact devrait être réalisée après réception des nouvelles pondérations.

3.2. Les analyses effectuées par l'InVS

3.2.1. La base de données

Les bases de données anonymisées contenant les variables individuelles (environ 200 variables) et du ménage (environ 50 variables) transmises à l'InVS par l'Irdes ont été fusionnées en une base de données unique intégrant également la variable de pondération individuelle. Elle comprenait 23 046 enregistrements correspondant à environ 8 000 ménages. Nous n'avons gardé que les personnes de 15 ans ou plus ayant fourni des réponses aux questions vaccinales et du dépistage. La base de données utilisée comportait 13 244 enregistrements. Cette base a permis de constituer quatre différents fichiers à partir desquels nous avons répondu aux 4 objectifs principaux de cette enquête (figure 1).

Échantillons utilisés pour les différentes analyses



3.2.2. Principales variables à expliquer

Concernant la vaccination HPV chez la jeune fille, la principale variable à expliquer était la vaccination par 3 doses de vaccin HPV (la vaccination par au moins une dose était une variable secondaire).

Concernant la vaccination par le rappel DTP chez les personnes de 15 ans ou plus, la variable à expliquer était la vaccination par le rappel DTP depuis 10 ans ou moins de 10 ans.

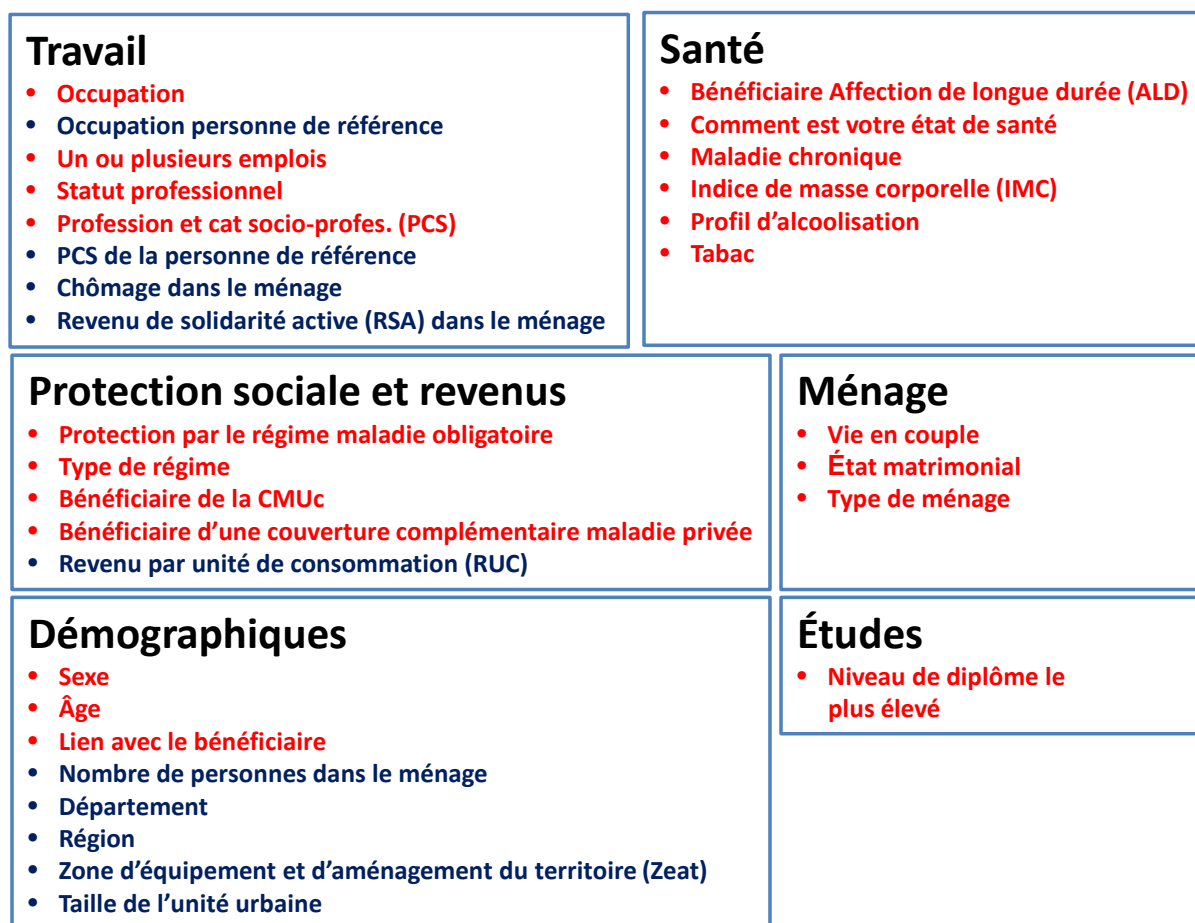
Concernant le dépistage du cancer du col utérin par FCU chez les femmes de 25-65 ans, nous avons considéré dans cette analyse que tout FCU réalisé chez une femme correspondait à un dépistage (la question dans le questionnaire était : « Avez-vous déjà eu un frottis cervico-utérin ? » : non, oui depuis moins de 3 ans, oui entre 3-5 ans, oui depuis plus de 5 ans, non jamais). La variable principale à expliquer était le dépistage par FCU au cours des 3 ans (terme consacré : « sur 3 ans »), mais nous avons aussi effectué cette analyse en prenant comme variable à expliquer le dépistage par FCU « sur 5 ans ».

3.2.3. Variables explicatives

Une trentaine de variables socio-économiques et démographiques ont été sélectionnées pour les analyses d'association (figure 2). Elles concernaient soit l'individu, soit le ménage. L'intitulé des questions et les réponses possibles sont accessibles sur le site de l'Irdes (www.irdes.fr). La figure suivante montre les variables qui ont été sélectionnées pour notre analyse.

I Figure 2 I

Variables explicatives (rouge : individuelles ; bleu : ménage)



3.2.4. Traitement des données

Les données ont été analysées par le programme Stata 12[®]. Le plan de sondage, incluant la variable de pondération et l'unité primaire d'échantillonnage (ménage), a été déclaré en utilisant la commande `svyset` de Stata. Les couvertures vaccinales et du dépistage ont été exprimées en pourcentage avec un intervalle de confiance à 95 % (IC 95 %).

Dans la recherche de facteurs associés aux variables à expliquer, nous avons comparé les caractéristiques chez les personnes vaccinées et non vaccinées et chez les femmes dépistées et non dépistées. L'analyse univariée a permis de sélectionner d'abord les variables associées à la variable à expliquer au seuil de significativité de $p=0,20$ (test de χ^2). Ces variables ont été introduites dans un modèle et analysées par régression de Poisson avec variance robuste [19]. Les résultats ont été exprimés par des rapports de prévalence avec IC 95 %, et les associations mesurées par leur degré de signification statistique. Une procédure pas à pas ascendante a été utilisée pour finalement ne garder dans le modèle que les variables significativement associées à la variable à expliquer au seuil de $p=0,05$. L'analyse a été réalisée d'abord en prenant la variable à expliquer principale. Les résultats ont été ensuite comparés au modèle obtenu qui utilisait la variable à expliquer secondaire. À noter que les analyses de la vaccination HPV « 3 doses » ont été réalisées chez les jeunes filles âgées d'au moins 16 ans car nous avons considéré que 15 ans était un âge trop jeune pour avoir reçu les trois doses recommandées de vaccin.

Les variables continues (âge, indice de masse corporelle (IMC), revenus du ménage par unité de consommation (RUC), nombre de personnes dans le ménage) ont été analysées en utilisant des polynômes fractionnaires de degré 2 [20]. Nous avons ainsi évité de catégoriser arbitrairement ces

variables et ne leur avons pas imposé une relation linéaire avec le logarithme de la variable à expliquer. Dans notre étude, les modèles étaient significativement améliorés par la prise en compte des variables continues sous forme de polynômes fractionnaires plutôt que sous forme linéaire ($p < 0,05$). Nous avons vérifié graphiquement que l'hypothèse de linéarité n'était pas défendable et que l'ajustement des polynômes fractionnaires aux données de vaccination et de dépistage était satisfaisant.

Dans la modélisation de la variable « revenus du ménage », nous avons exclu les individus pour lesquels le revenu mensuel du ménage était < 300 €/unité de consommation qui, bien que peu nombreux, dégradaient significativement l'ajustement du modèle. De plus, pour cette variable, un polynôme fractionnaire de degré 1 a été utilisé pour plus de robustesses aux deux extrémités du spectre des revenus.

L'ajustement des polynômes fractionnaires aux données de couverture vaccinale est illustré par des graphiques présentant les valeurs estimées et intervalles de prédiction à 95 %. Les valeurs prédites et les rapports de prévalence sont aussi présentés sous forme de tableaux (valeurs prédites) et de graphiques (rapports de prévalence), pour des valeurs clé des variables explicatives.

Certaines variables ont été catégorisées. Par exemple le niveau de diplôme a été groupé en 4 catégories. Les professions ont été regroupées en 7 catégories socioprofessionnelles selon la classification de niveau 1 de l'Insee (la catégorie « retraités » comportant un très faible effectif a été intégrée dans « autres sans activités professionnelles » après avoir vérifié que cela ne modifiait pas les estimations).

Des interactions ont été recherchées entre variables présentes dans les modèles finaux. Nous n'avons pas testé les interactions entre toutes les variables présentes mais uniquement celles qui nous ont paru a priori plausibles, comme par exemple le fait de disposer d'une couverture maladie complémentaire privée et le revenu du ménage dans le modèle HPV (dans cet exemple, notre hypothèse était que le fait de disposer d'une couverture complémentaire pouvait « jouer » différemment sur la vaccination HPV en fonction du revenu du ménage).

Dans l'analyse de l'association entre vaccination HPV chez la jeune fille et dépistage par FCU chez la femme de référence du ménage, nous avons tenu compte des ménages dans lesquels il y avait plusieurs jeunes filles. Dans ces ménages, chaque jeune fille a été « couplée » avec la femme de référence du ménage, générant ainsi deux individus (ou plus) avec la même variable « dépistage femme de référence ». Ainsi, les 758 jeunes filles de ce fichier se répartissent dans 652 ménages : 550 avec une seule jeune fille, 98 avec deux et 4 avec 3. Dans cette analyse, nous avons également tenu compte des ménages dans lesquels il y avait plusieurs femmes de 25-65 ans. C'était le cas dans 23 ménages. Dans ces ménages, une seule femme a été choisie et considérée comme la femme de référence suivant un algorithme qui tenait compte du lien de cette femme avec la jeune fille et avec les autres femmes de 25-65 ans du ménage.

4. Résultats

4.1. Facteurs associés à la vaccination par le rappel DTP chez les personnes âgées de 15 ans ou plus

4.1.1. Couvertures vaccinales « rappel DTP »

Au total, 76,6 % (75,7-77,5) des personnes déclaraient avoir reçu depuis l'âge de 15 ans au moins un rappel DTP et 50,5 % (49,4-51,5) déclaraient être à jour de leur rappel DTP, c'est-à-dire avaient eu ce rappel depuis 10 ans ou moins de 10 ans.

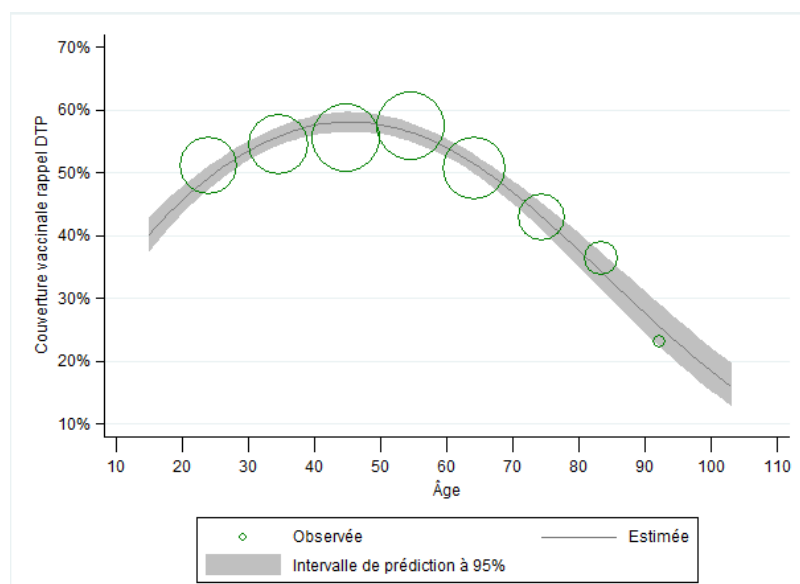
4.1.2. Variation de la couverture « rappel DTP depuis 10 ans ou moins de 10 ans »

Il n'y avait pas de différence dans la proportion de personnes à jour du rappel DTP selon le sexe (hommes : 50,6 % ; femmes : 50,4 % ; $p=0,79$).

L'analyse montrait une variation significative de la couverture vaccinale avec l'âge (diminution aux âges élevés, figure 3), le revenu du ménage (augmentation avec le niveau de revenus, figure 4) le nombre de personnes du ménage (diminution à partir d'environ 4 enfants, figure 5) ($p<0,01$ pour chaque comparaison) et l'indice de masse corporelle (augmentation puis diminution pour les IMC élevés, figure 6).

Figure 3

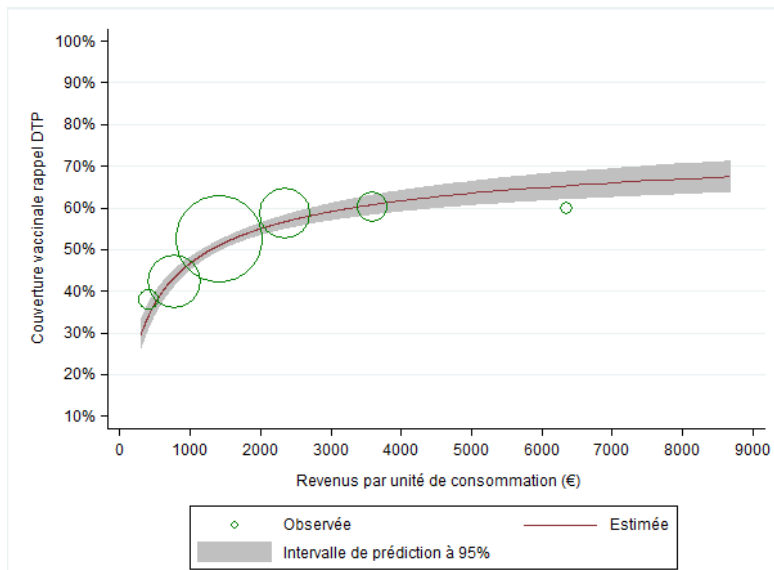
Couverture vaccinale « rappel DTP depuis 10 ans ou moins de 10 ans » selon l'âge



Les centres des cercles représentent la CV observée par tranches d'âge de 10 ans. La taille du cercle est proportionnelle à l'effectif dans chaque tranche d'âge.

I Figure 4 I

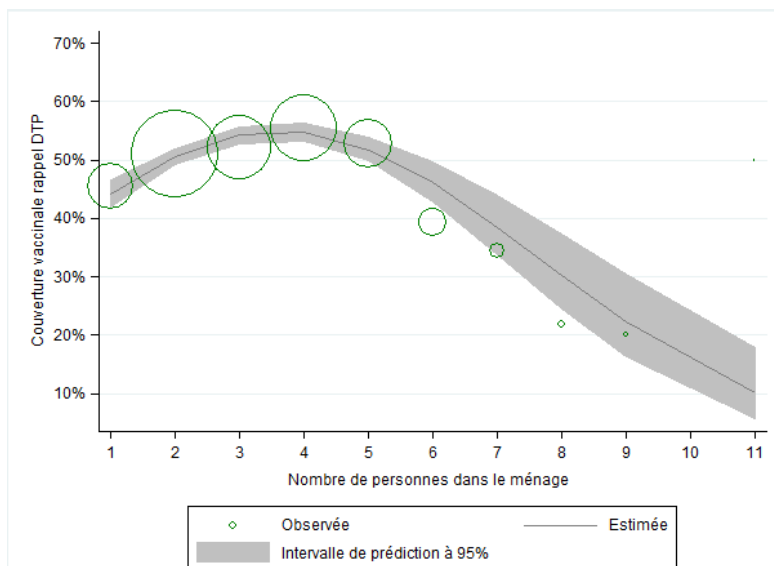
Couverture vaccinale « rappel DTP depuis 10 ans ou moins de 10 ans » selon le niveau de revenus par unité de consommation (RUC) du ménage



Les centres des cercles représentent la CV observée par tranches de RUC (300-499 € ; 500-999 € ; 1 000-1 999 € ; etc.). La taille du cercle est proportionnelle à l'effectif dans chaque tranche de revenus.

I Figure 5 I

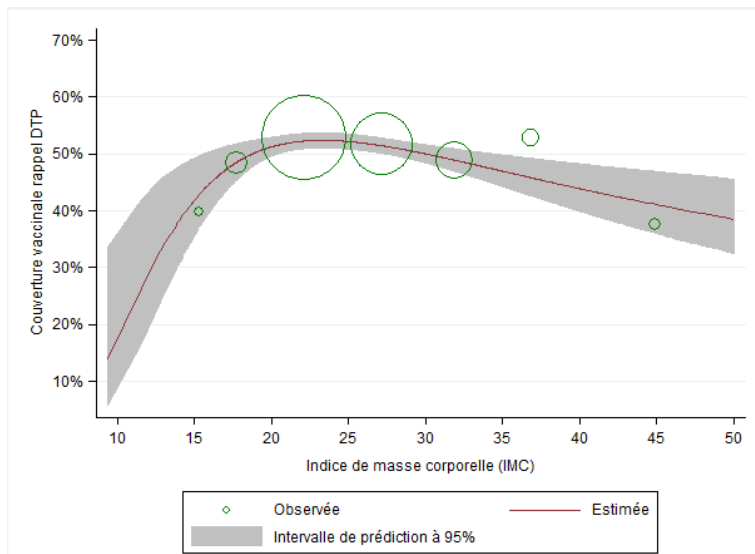
Couverture vaccinale « rappel DTP depuis 10 ans ou moins de 10 ans » selon le nombre de personnes du ménage



Les centres des cercles représentent la CV observée pour chaque nombre de personnes du ménage. La taille du cercle est proportionnelle à l'effectif dans chaque catégorie.

I Figure 6 I

Couverture vaccinale « rappel DTP depuis 10 ans ou moins de 10 ans » selon l'indice de masse corporelle

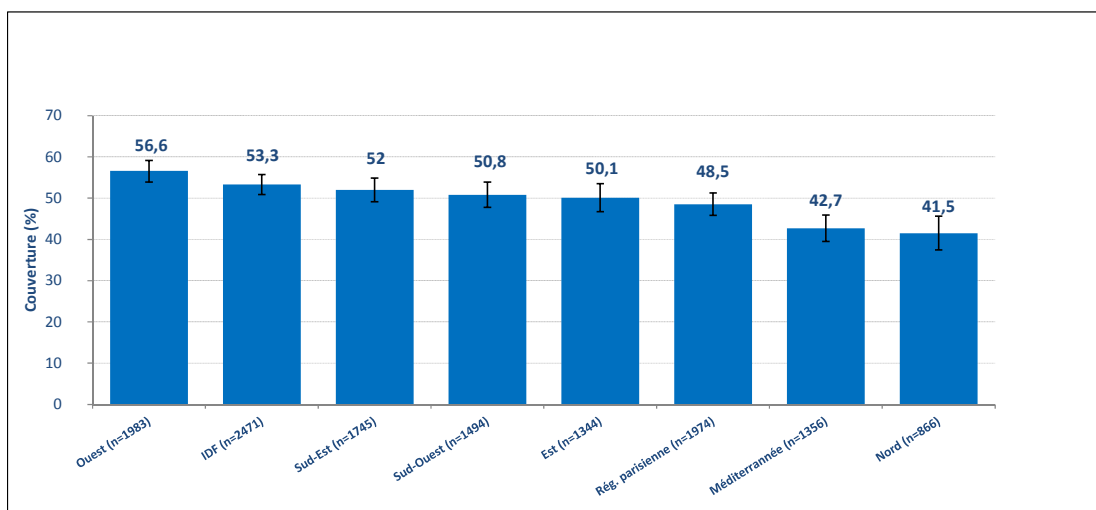


Les centres des cercles représentent la CV observée dans différentes catégories d'IMC (par ex. 30-34,9 ; 35-39,9 ; ≥ 40 , etc.). La taille du cercle est proportionnelle à l'effectif dans chaque catégorie.

Les Zones d'études et d'aménagement du territoire (Zeats) Nord (41,5 %) et Méditerranée (42,7 %) avaient une couverture vaccinale significativement plus basse alors qu'elle était plus élevée dans la Zeat Ouest (56,5 %) ($p < 0,001$). Dans les autres Zeats, les CV étaient proches, autour de 50 % (figure 7).

I Figure 7 I

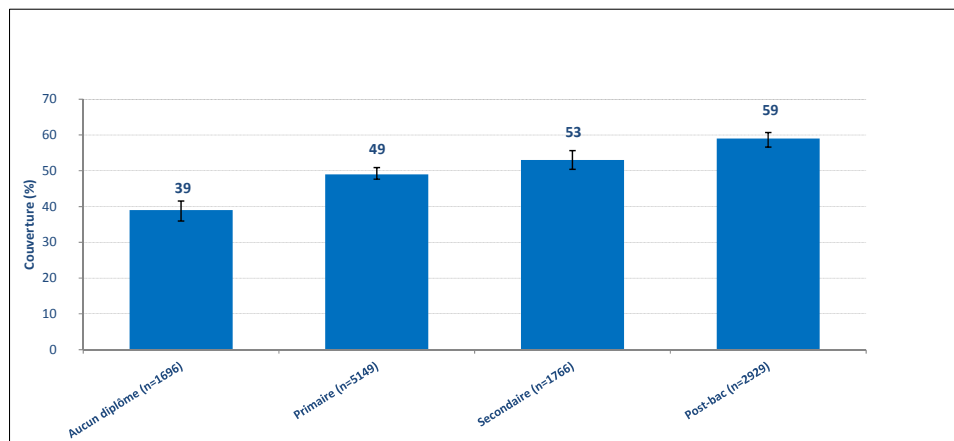
Couverture vaccinale « rappel DTP depuis 10 ans ou moins de 10 ans » selon la Zone d'équipement et d'aménagement du territoire (Zeats)



La CV DTP augmentait significativement ($p < 0,001$) avec le niveau du diplôme le plus élevé obtenu (figure 8).

I Figure 8 I

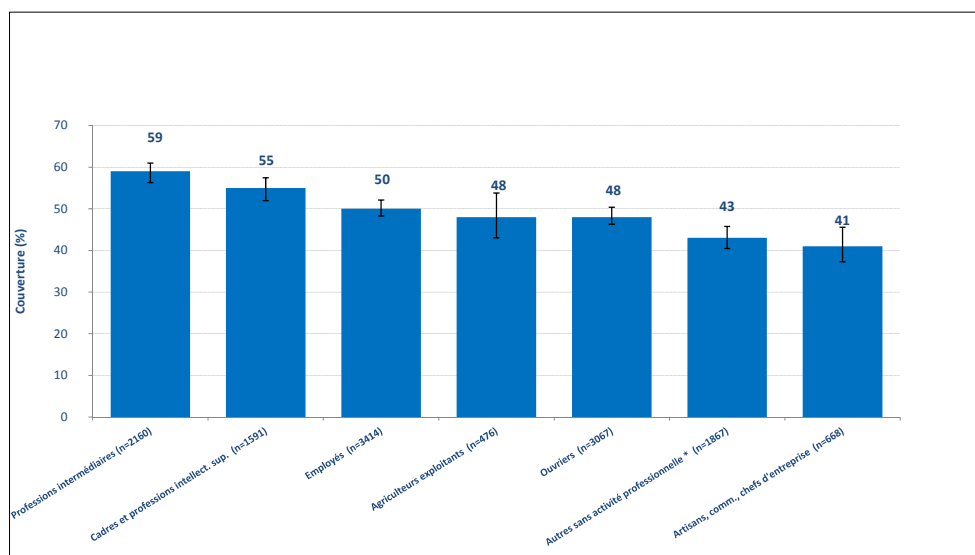
Couverture vaccinale « rappel DTP depuis 10 ans ou moins de 10 ans » selon le niveau du diplôme



La CV variait significativement selon la profession et catégorie socioprofessionnelle (PCS) de la personne ($p < 0,001$). Les artisans commerçants, les agriculteurs et les ouvriers avaient les CV les plus basses (figure 9).

I Figure 9 I

Couverture vaccinale « rappel DTP depuis 10 ans ou moins de 10 ans » selon la PCS (classification de niveau 1 de l'Insee)



* Cette catégorie comprend (effectif entre parenthèses) : étudiants et enfants scolarisés (1 439), femmes ou hommes au foyer (219), chômeurs (104), inactifs avec pension d'invalidité (37), autre situation inactive (29). Nous avons exclu de cette analyse les retraités qui représentaient un effectif de 27 personnes. L'inclusion de cette PCS dans la catégorie « Autres sans activité professionnelle » n'avait aucun impact sur les résultats.

La couverture était plus élevée chez les personnes disposant d'une couverture complémentaire maladie privée : 52 % versus 36,7 %, $p < 0,001$.

4.2. Facteurs associés au « rappel DTP depuis 10 ans ou moins de 10 ans »

L'analyse univariée montrait que 28 variables étaient associées à être à jour avec le rappel DTP au seuil de $p=0,20$ (tableau 1).

I Tableau 1 I

Variables associées à la vaccination « rappel DTP depuis 10 ans ou moins de 10 ans » en analyse univariée ($p<0,20$)

Démographiques	p	Protection sociale	p	Ménage	p
Lien avec le bénéficiaire	<0,01	Type de régime	<0,01	Vie en couple	<0,01
Nombre de personnes dans le ménage	<0,01	Bénéficiaire de couverture complémentaire maladie privée	<0,01	État matrimonial	<0,01
Région	<0,01	Protection par l'assurance maladie obligatoire	<0,01	Type de ménage	<0,01
Zeat	<0,01	Santé		Travail	
Taille de l'unité urbaine	<0,01	Affection de longue durée (ALD)	<0,01	Occupation	<0,01
Âge	<0,01	Comment est votre état de santé	<0,01	Occupation personne de référence	<0,01
Études		Maladie chronique	<0,01	PCS	<0,01
Diplôme le plus élevé	<0,01	Comment notez-vous votre état de santé	<0,01	PCS de la personne de référence	<0,01
Protection sociale (obligatoire et complémentaire) et revenus		IMC	<0,01	Statut professionnel	0,13
Bénéficiez-vous de la CMU complémentaire (CMUc)	<0,01	Profil d'alcoolisation	<0,01	Personne du ménage perçoit le RSA	<0,01
Revenus par unité de consommation (RUC)	<0,01	Tabac	<0,01		

Dans le modèle multivarié final, 8 variables restaient significativement associées à vaccination par le rappel DTP au seuil de $p=0,05$ (tableau 2). Étaient mieux vaccinées les personnes se considérant en bon/assez bon/très bon état de santé, celles ayant un profil d'alcoolisation « consommateur sans risque³ », résidant dans la Zeat Ouest. Se déclaraient moins bien vaccinées les personnes ne disposant pas de couverture complémentaire maladie privée, les personnes les moins diplômées, celles résidant dans les Zeat Nord et Méditerranée, celles vivant dans des ménages aux revenus plus bas, les artisans-commerçants-chefs d'entreprise et les cadres et professions intellectuelles supérieures ainsi que les « autres sans activité professionnelle » (catégorie hétérogène, voir note en bas de la figure 9). La CV augmentait jusqu'à environ 45-50 ans puis diminuait. Les CV et les rapports de prévalence pour les variables continues associées au modèle (âge et RUC) sont présentés dans les tableaux 3 et 4 et dans les figures 10 et 11 en annexe.

³ Consommateur : (1) sans risque ≤ 14 verres standard/semaine (femmes) et ≤ 21 verres standard (hommes) et jamais 6 verres ou plus en une occasion ; (2) risque ponctuel ≤ 14 verres standard/semaine (femmes) et ≤ 21 verres standard (hommes) et 6 verres ou plus ≤ 1 fois/mois ; (3) risque chronique/dépendants : ≥ 15 verres standard/semaine (femmes) et ≥ 22 verres standard (hommes) ou 6 verres ou plus ≥ 1 fois/semaine.

I Tableau 2 I

Variables associées à la vaccination « rappel DTP depuis 10 ans ou moins de 10 ans » en analyse multivariée ($p < 0,05$)

Variable	n*	Couverture vaccinale estimée CV (IC 95 %)	Rapport de prévalence (RP), analyse multivariée		
			RP	IC 95 %	p**
Couverture complémentaire maladie privée					
Oui	11 728	52,0 (50,8 – 53,1)	1		
Non	1 516	36,7 (33,8 – 39,7)	0,84	0,76 – 0,93	0,001
Comment est votre état de santé en général					
Très mauvais/mauvais	929	36,4 (32,9 – 40,0)	1		
Assez bon/bon	9 158	50,6 (49,4 – 51,8)	1,21	1,08 – 1,35	0,001
Très bon	3 049	56,0 (53,9 – 58,0)	1,31	1,06 – 1,20	<0,001
Profil d'alcoolisation					
Non consommateur	3 916	43,2 (41,3 – 45,1)	1		
Consommateur sans risque	5 302	55,4 (53,9 – 57,0)	1,13	1,06 – 1,20	<0,001
Consommateur à risque ponctuel	2 712	55,0 (52,9 – 57,1)	1,06	0,99 – 1,13	0,08
Consommateur à risque chronique/dépendant	780	48,2 (44,2 – 52,1)	0,99	0,90 – 1,10	0,93
Catégorie socioprofessionnelle					
Employés	3 414	50,2 (48,3 – 52,1)	1		
Agriculteurs exploitants	476	48,4 (43,0 – 53,8)	1,09	0,95 – 1,25	0,21
Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	668	41,4 (37,3 – 45,6)	0,83	0,74 – 0,93	0,003
Cadres et professions intellectuelles supérieures	1 591	54,7 (51,9 – 57,4)	0,91	0,84 – 0,98	0,023
Professions intermédiaires	2 160	58,6 (56,3 – 61,0)	1,03	0,96 – 1,09	0,35
Ouvriers	3 067	48,3 (46,3 – 50,4)	1,01	0,95 – 1,07	0,61
Autre catégorie sans activité professionnelle	1 867	43,1 (40,4 – 45,7)	0,72	0,59 – 0,87	0,001
Zeat					
Est	1 344	50,1 (46,7 – 53,5)	1		
Région parisienne	1 974	48,5 (45,8 – 51,3)	0,95	0,86 – 1,04	0,31
Ile-de-France	2 471	53,3 (50,9 – 55,7)	1,07	0,98 – 1,17	0,10
Nord	866	41,5 (37,5 – 45,6)	0,82	0,72 – 0,94	0,004
Ouest	1 983	56,5 (53,9 – 59,1)	1,09	1,00 – 1,19	0,05
Sud-Ouest	1 494	50,8 (47,8 – 53,9)	0,98	0,88 – 1,08	0,70
Sud-Est	1 745	52,0 (49,1 – 54,9)	1,03	0,94 – 1,13	0,46
Méditerranée	1 356	42,7 (39,5 – 45,9)	0,88	0,79 – 0,98	0,02
Niveau du diplôme le plus élevé					
Aucun diplôme	1 696	38,7 (35,9 – 41,5)	1		
Primaire	5 149	49,2 (47,6 – 50,9)	1,13	1,04 – 1,23	0,03
Secondaire	1 766	53,0 (50,4 – 55,6)	1,13	1,03 – 1,25	0,01
Post-bac	2 929	58,6 (56,6 – 60,6)	1,19	1,08 – 1,32	<0,001
Âge			Voir tableau 3		<0,001
Revenus par unité de consommation (RUC)			Voir tableau 4		<0,001

*Lorsque la somme des n dans chaque catégorie est différente de 13 244 cela indique la présence de valeurs manquantes pour cette variable ; **En gras valeurs statistiquement significatives.

I Tableau 3 I

Couverture vaccinale « rappel DTP depuis 10 ans ou moins de 10 ans » et rapports de prévalence en fonction des RUC du ménage

	Couverture vaccinale estimée	Rapport de prévalence, analyse multivariée
RUC (€/mois)	CV (IC 95 %)	RP (IC 95 %)
7 600	62,4 (59,8 – 65,0)	1
4 500	61,1 (58,8 – 63,4)	0,96 (0,93 – 0,98)
3 000	59,1 (57,2 – 61,1)	0,92 (0,88 – 0,96)
2 500	57,8 (56,2 – 59,5)	0,90 (0,86 – 0,95)
2 000	55,8 (54,4 – 57,2)	0,88 (0,82 – 0,94)
1 500	52,3 (51,1 – 53,5)	0,85 (0,78 – 0,92)
1 000	45,9 (44,4 – 47,5)	0,81 (0,73 – 0,90)
500	36,8 (34,0 – 39,9)	0,76 (0,66 – 0,88)

I Tableau 4 I

Couverture vaccinale « rappel DTP depuis 10 ans ou moins de 10 ans » et rapports de prévalence en fonction de l'âge

	Couverture vaccinale estimée	Rapport de prévalence, analyse multivariée
Âge	CV (IC 95 %)	RP (IC 95 %)
20	45,7 (43,6 – 47,8)	1
25	50,0 (48,4 – 51,7)	1,06 (1,04 - 1,08)
30	53,5 (52,1 – 54,9)	1,12 (1,08 - 1,16)
35	56,0 (54,6 – 57,4)	1,17 (1,12 - 1,24)
40	57,5 (56,1 – 59,0)	1,22 (1,14 - 1,30)
45	58,1 (56,6 – 59,6)	1,24 (1,15 - 1,34)
50	57,7 (56,2 – 59,2)	1,25 (1,15 - 1,36)
55	56,3 (54,9 – 57,7)	1,24 (1,14 - 1,36)
60	53,9 (52,6 – 55,3)	1,21 (1,10 - 1,32)
65	50,8 (49,4 – 52,2)	1,15 (1,05 - 1,26)
70	46,9 (45,2 – 48,6)	1,08 (0,98 - 1,18)
75	42,4 (40,4 – 44,6)	0,98 (0,90 - 1,08)
80	37,6 (35,2 – 40,2)	0,88 (0,79 - 0,97)
85	32,6 (29,8 – 35,7)	0,76 (0,68 - 0,86)

Trois interactions ont été recherchées entre variables présentes dans le modèle final, mais aucune d'entre elles ne s'est révélée statistiquement significative : couverture complémentaire maladie privée et niveau de revenus par unité de consommation du ménage ($p=0,92$) ; profil d'alcoolisation et âge ($p=0,11$) ; jugement porté par la personne sur son propre état de santé et âge ($p=0,62$).

4.3. Facteurs associés au dépistage par FCU chez les femmes de 25 à 65 ans

4.3.1. Couvertures du dépistage par FCU

Au total, 94,6 % (93,9 – 95,3) des femmes avaient eu au moins un dépistage par FCU. Cette couverture était de 72 % (70,2 – 73,1) sur 3 ans et de 81 % (79,7 – 82,2) sur 5 ans.

4.3.2. Facteurs associés au dépistage par FCU

L'analyse univariée montrait que 27 variables étaient associées au dépistage par FCU sur 3 ans (tableau 5).

I Tableau 5 I

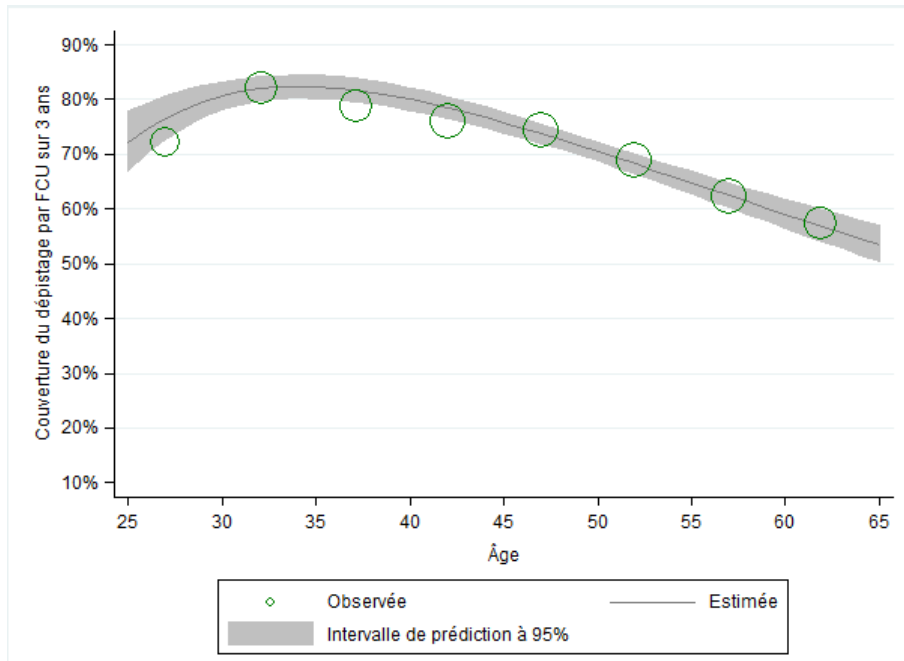
Variables associées au dépistage par FCU sur 3 ans en analyse univariée ($p < 0,20$)

Démographiques	p	Protection sociale	p	Ménage	p
Lien avec le bénéficiaire	<0,01	Protection par l'assurance maladie obligatoire	<0,01	Vie en couple	<0,01
Nombre de personnes dans le ménage	<0,01	Bénéficiaire de couverture complémentaire maladie privée	<0,01	État matrimonial	<0,01
Région	0,05			Type de ménage	<0,01
Zeat	0,02	Santé		Travail	
Âge	<0,01	Affection de longue durée (ALD)	<0,01	Occupation	<0,01
Études		Comment est votre état de santé	<0,01	Occupation personne de référence	<0,01
Diplôme le plus élevé	<0,01	Maladie chronique	<0,01	PCS	<0,01
		Comment notez-vous votre état de santé	<0,01	PCS personne de référence	<0,01
Protection sociale (obligatoire et complémentaire) et revenus		IMC	<0,01	Statut professionnel	0,11
Bénéficiez-vous de la CMU complémentaire (CMUc)	<0,01	Profil d'alcoolisation	<0,01	Personne du ménage perçoit le RSA	<0,01
Revenus par unité de consommation (RUC)	<0,01	Tabac	<0,13	Allocation chômage dans le ménage	<0,01

L'analyse montrait une variation significative du dépistage sur 3 ans avec l'âge (diminution de la couverture avec l'âge au-delà de 40-50 ans, figure 12), le revenu du ménage (augmentation avec le niveau de revenus, figure 13), le nombre de personnes du ménage (augmentation avec le nombre de personnes dans le ménage jusqu'à 4, diminution au-delà, figure 14) et l'IMC (diminution de la couverture avec l'IMC, figure 15) ($p < 0,01$ pour chaque comparaison).

I Figure 12 I

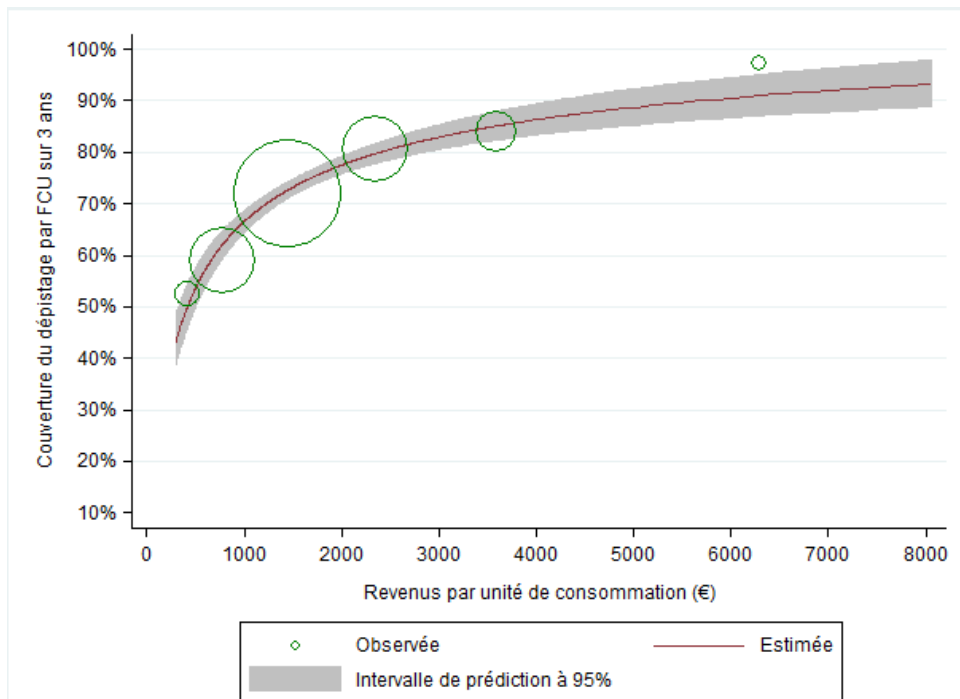
Couverture du dépistage par FCU sur 3 ans selon l'âge



Les centres des cercles représentent la couverture du dépistage observée par tranches d'âge de 5 ans entre 25 et 65 ans. La taille du cercle est proportionnelle à l'effectif dans chaque tranche d'âge.

I Figure 13 I

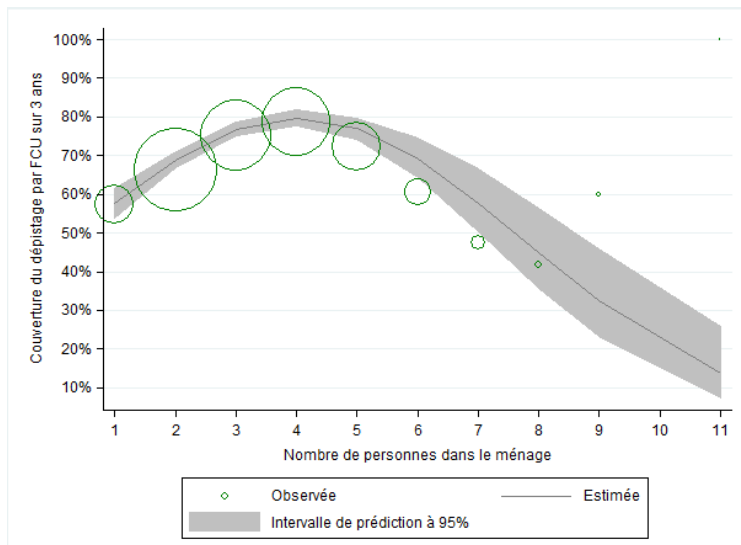
Couverture du dépistage par FCU sur 3 ans selon les RUC du ménage



Les centres des cercles représentent la couverture du dépistage observée par tranches de RUC (300-499 € ; 500-999 € ; 1 000-1 999 € ; etc.). La taille du cercle est proportionnelle à l'effectif dans chaque tranche de revenus.

I Figure 14 I

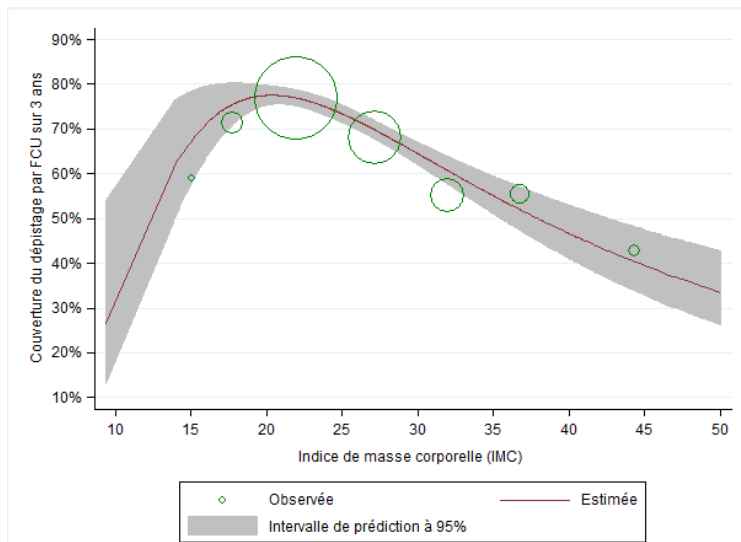
Couverture du dépistage par FCU sur 3 ans selon le nombre de personnes dans le ménage



Les centres des cercles représentent la couverture du dépistage observée pour chaque nombre de personnes du ménage. La taille du cercle est proportionnelle à l'effectif dans chaque catégorie.

I Figure 15 I

Couverture du dépistage par FCU sur 3 ans selon l'IMC



Les centres des cercles représentent la couverture vaccinale observée dans différentes catégories d'IMC (par ex. 30-34,9 ; 35-39,9 ; ≥ 40 ; etc.). La taille du cercle est proportionnelle à l'effectif dans chaque catégorie.

Dans le modèle multivarié final, 5 variables restaient significativement associées au dépistage par FCU sur 3 ans (tableau 6). Le recours au dépistage diminuait chez les femmes ne bénéficiant pas d'une couverture complémentaire maladie privée, ayant un niveau de diplôme bas, avec l'augmentation de l'IMC et avec la diminution du RUC. Le recours au dépistage augmentait dans des ménages jusqu'à 4 personnes par foyer et diminuant au-delà. Les CV et les rapports de prévalence pour les variables continues associées au modèle (IMC, RUC et nombre de personnes du ménage) sont présentés dans les tableaux 7 à 9 et dans les figures 16 à 18 en annexe.

I Tableau 6 I

Variables associées à la couverture par le FCU sur 3 ans en analyse multivariée ($p < 0,05$)

Variable	n*	Couverture du dépistage sur 3 ans estimée	Rapport de prévalence (RP), analyse multivariée		
		CV (IC 95 %)	RP	IC 95 %	p**
Couverture complémentaire maladie privée					
Oui	3 978	73,9 (72,4 – 75,4)	1		
Non	530	52,4 (47,6 – 57,1)	0,88	0,79 – 0,98	0,002
Niveau du diplôme le plus élevé					
Aucun diplôme	565	53,3 (48,7 – 57,8)	1		
Primaire	1 654	67,1 (64,6 – 69,5)	1,16	1,05 – 1,28	<0,001
Secondaire	779	74,3 (70,8 – 77,5)	1,21	1,09 – 1,35	<0,001
Post-bac	1 388	82,4 (80,1 – 84,5)	1,29	1,16 – 1,42	<0,001
Indice de masse corporelle (IMC)			Voir tableau 7		<0,001
Revenus par unité de consommation (RUC)			Voir tableau 8		<0,001
Nombre de personnes dans le ménage			Voir tableau 9		<0,001

*Lorsque la somme des n dans chaque catégorie est différente de 4508 cela indique la présence de valeurs manquantes pour cette variable ; **En gras valeurs statistiquement significatives.

I Tableau 7 I

Couverture du dépistage par FCU sur 3 ans et rapports de prévalence en fonction de l'indice de masse corporelle (IMC)

	Couverture du dépistage sur 3 ans estimée	Rapport de prévalence, analyse multivariée
IMC	CV (IC 95 %)	RP (IC 95 %)
14	62,2 (50,6 – 76,6)	1
18	75,9 (71,7 – 80,3)	1,22 (1,04 – 1,43)
22	76,9 (75,2 – 78,7)	1,24 (1,00 – 1,53)
26	71,8 (69,9 – 73,8)	1,15 (0,92 – 1,44)
30	64,5 (62,1 – 67,0)	1,04 (0,84 – 1,28)
34	56,9 (53,2 – 60,9)	0,91 (0,76 – 1,11)
38	49,9 (44,8 – 55,5)	0,80 (0,68 – 0,95)
42	43,6 (37,5 – 50,7)	0,70 (0,60 – 0,82)
46	38,2 (31,4 – 46,5)	0,61 (0,53 – 0,71)
50	33,6 (26,3 – 42,8)	0,54 (0,46 – 0,63)

I Tableau 8 I

Couverture du dépistage par FCU sur 3 ans et rapports de prévalence en fonction des RUC du ménage

	Couverture du dépistage sur 3 ans estimée	Rapport de prévalence, analyse multivariée
RUC (€/mois)	CV (IC 95 %)	RP (IC 95 %)
7 600	94,7 (88,8 – 100)	1
4 500	89,2 (85,3 – 93,3)	0,93 (0,91 – 0,96)
3 000	83,9 (81,4 – 86,4)	0,88 (0,84 – 0,92)
2 500	81,2 (79,2 – 83,1)	0,86 (0,82 – 0,91)
2 000	77,6 (76,0 – 79,3)	0,84 (0,78 – 0,89)
1 500	72,8 (71,0 – 74,6)	0,80 (0,74 – 0,87)
1 000	65,8 (63,5 – 68,0)	0,76 (0,69 – 0,84)
500	55,3 (50,4 – 60,6)	0,71 (0,62 – 0,80)

I Tableau 9 I

Couverture du dépistage par FCU sur 3 ans et rapports de prévalence en fonction du nombre de personnes vivant dans le ménage

	Couverture du dépistage sur 3 ans estimée	Rapport de prévalence, analyse multivariée
Nombre de personnes dans le ménage	CV (IC 95 %)	RP (IC 95 %)
1	57,6 (53,8 – 61,6)	1
2	69,0 (67,0 – 71,0)	1,12 (1,05 - 1,19)
3	76,9 (75,2 – 78,7)	1,18 (1,08 - 1,28)
4	79,8 (77,8 – 81,7)	1,19 (1,08 - 1,30)
5	77,0 (74,4 – 79,7)	1,16 (1,06 - 1,27)
6	69,2 (64,3 – 74,5)	1,11 (1,01 - 1,22)
7	57,8 (50,3 – 66,5)	1,04 (0,93 - 1,17)
8	45,0 (35,8 – 56,6)	0,96 (0,82 - 1,13)
9	32,6 (23,1 – 45,8)	0,87 (0,70 - 1,08)

Deux interactions ont été recherchées entre variables présentes dans le modèle final, toutes les deux non significatives. D'une part entre le fait d'avoir une couverture complémentaire maladie privée et le niveau de revenu du ménage ($p=0,24$). D'autre part, entre l'âge de la femme et le nombre de personnes dans le ménage ($p=0,056$).

La même démarche a été suivie pour mesurer l'association entre variables explicatives et dépistage par FCU sur 5 ans. Le modèle multivarié était similaire au modèle précédent, avec les mêmes variables associées et des rapports de prévalence très proches.

4.4. Facteurs associés à la vaccination HPV chez la jeune fille de 15-24 ans

4.4.1. Couvertures vaccinales HPV

Au total, 41,1 % (37,7 – 44,6) des jeunes filles de 15 à 24 ans avaient reçu au moins une dose de vaccin HPV, et 30,8 % (27,4 – 34,4) des celles âgées d'au moins 16 ans avaient reçu trois doses.

4.4.2. Facteurs associés à la vaccination HPV

L'analyse univariée montrait que 18 variables étaient associées à la vaccination HPV « 3 doses » chez les jeunes filles âgées de 16 ans ou plus (tableau 10).

I Tableau 10 I

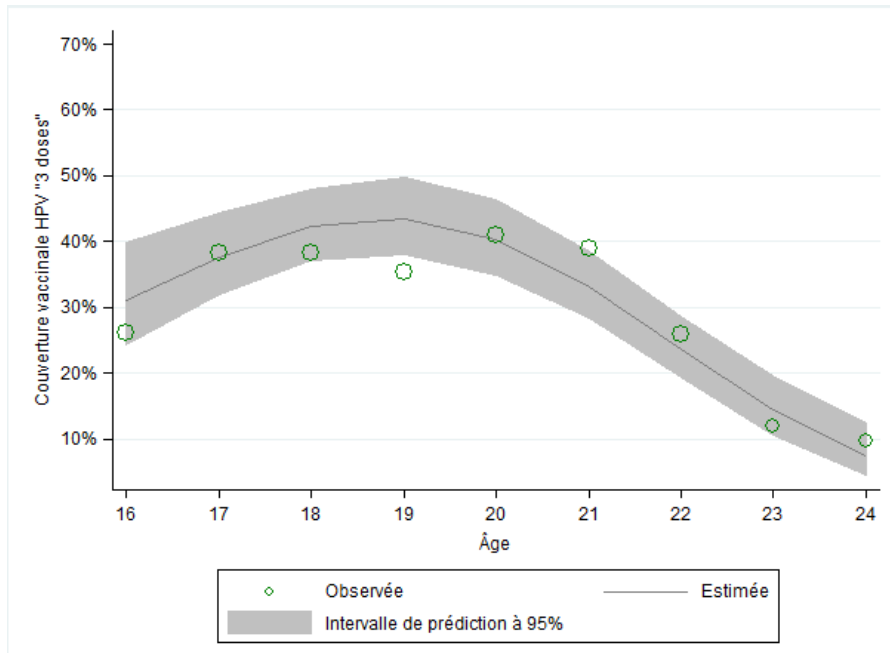
Variables associées à la CV HPV « 3 doses » en analyse univariée ($p < 0,20$)

Démographiques	p	Ménage	p	Travail	p
Lien avec le bénéficiaire	<0,01	Vie en couple	<0,01	Occupation	0,02
Nombre de personnes dans le ménage	<0,01	État matrimonial	0,03	Occupation personne de référence	0,09
Taille de l'unité urbaine	0,06	Type de ménage	0,06	PCS de la personne de référence	<0,01
Âge	<0,01	Santé		Personne du ménage perçoit le RSA	0,18
Protection sociale (obligatoire et complémentaire) et revenus		Affection de longue durée (ALD)	0,02	Allocation chômage dans le ménage	0,10
Bénéficiez-vous de la CMUc	<0,01	Profil d'alcoolisation	<0,01		
Revenus par unité de consommation (RUC)	<0,01				
Régime de sécurité sociale	0,03				
Bénéficiaire de couverture complémentaire maladie privée	<0,01				

L'analyse montrait une variation significative de la vaccination HPV « 3 doses » avec l'âge (moins de vaccination chez les jeunes filles les plus jeunes et surtout les plus âgées, figure 19), le revenu du ménage (augmentation avec le niveau de revenus du ménage, figure 20), et le nombre de personnes du ménage (augmentation jusqu'à 3-4 personnes et diminution ensuite, figure 21) ($p < 0,01$ pour chaque comparaison).

I Figure 19 I

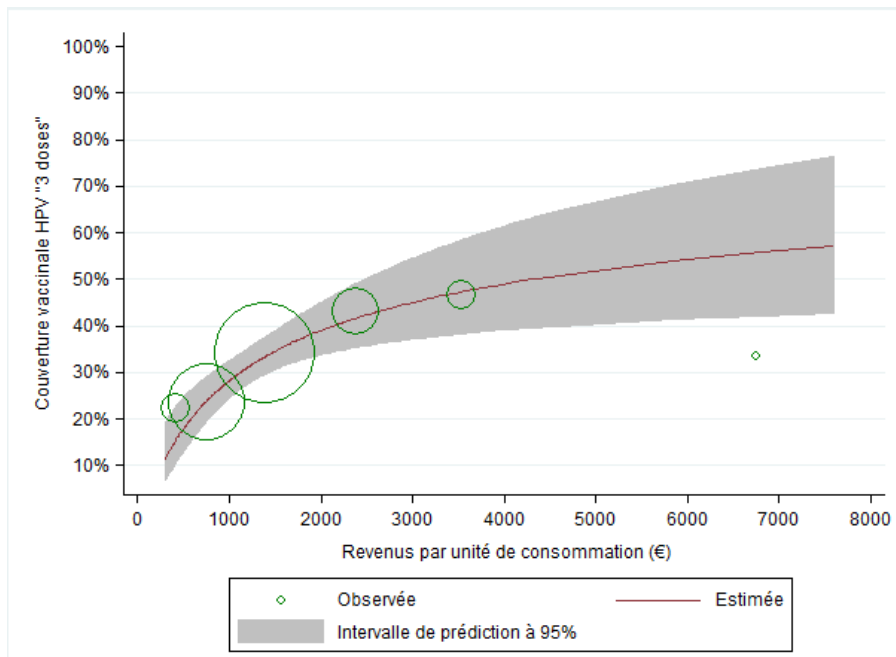
Couverture vaccinale HPV « 3 doses » selon l'âge



Les centres des cercles représentent la couverture vaccinale HPV « 3 doses » observée selon l'âge. La taille du cercle est proportionnelle à l'effectif dans chaque catégorie d'âge.

I Figure 20 I

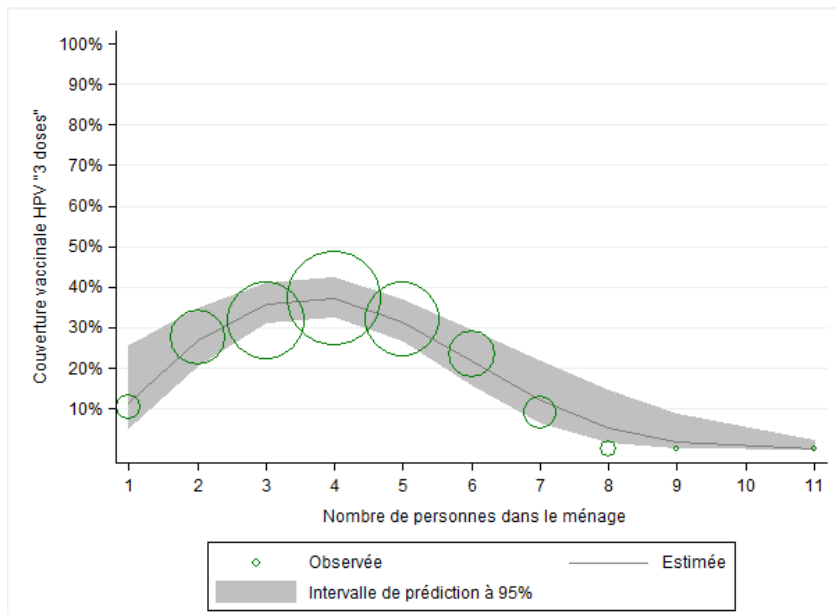
Couverture vaccinale HPV « 3 doses » selon les RUC du ménage



Les centres des cercles représentent la couverture du dépistage observée par tranches de Ruc (300-499 €, 500-999 €, 1 000-1 999 €, etc.). La taille du cercle est proportionnelle à l'effectif dans chaque tranche de revenus.

I Figure 21 I

Couverture vaccinale HPV « 3 doses » selon le nombre de personnes dans le ménage



Les centres des cercles représentent la couverture du dépistage observée pour chaque nombre de personnes du ménage. La taille du cercle est proportionnelle à l'effectif dans chaque catégorie.

Dans le modèle multivarié final, 6 variables restaient significativement associées à la vaccination HPV « 3 doses » (tableau 11). Les jeunes filles ne bénéficiant pas d'une couverture complémentaire maladie privée et vivant dans des ménages aux revenus faibles étaient moins bien vaccinées. Les jeunes filles ayant un profil d'alcoolisation « consommateur à risque ponctuel », vivant dans un foyer dont la personne de référence était un agriculteur exploitant ou « autres sans activité professionnelle » étaient mieux vaccinées. La CV variait significativement avec l'âge (augmentation jusqu'à 18-19 ans puis baisse) et avec le nombre de personnes vivant dans le ménage (augmentation jusqu'à 3-4 personnes puis baisse). Les CV et les rapports de prévalence pour les variables continues associées au modèle (âge, RUC et nombre de personnes du ménage) sont présentés dans les tableaux 12 à 14 et dans les figures 22 à 24 en annexe.

I Tableau 11 I

Variables associées à la couverture vaccinale HPV « 3 doses » en analyse multivariée (p<0,05)

Variable	n*	Couverture vaccinale estimée CV (IC 95 %)	Rapport de prévalence, analyse multivariée		
			RP	IC 95 %	p**
Couverture complémentaire maladie privée					
Oui	840	33,9 (30,1 – 37,9)	1		
Non	168	13,7 (8,10 – 22,0)	0,48	0,24 – 0,95	0,037
Profil d'alcoolisation					
Non consommateur	493	28,2 (23,4 – 33,6)	1		
Consommateur sans risque	235	27,2 (21,3 – 34,1)	0,90	0,67 – 1,21	0,51
Consommateur à risque ponctuel	207	44,3 (36,9 – 51,9)	1,41	1,08 – 1,83	0,01
Consommateur à risque chronique/dépendant	27	24,6 (11,1 – 45,9)	0,95	0,43 – 2,09	0,90
PCS de la personne de référence du ménage					
Employés	148	24,6 (17,3 – 33,8)	1		
Agriculteurs exploitants	28	36,9 (18,9 – 59,5)	2,03	1,03 – 3,98	0,04
Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	72	43,6 (30,2 – 58,0)	1,39	0,89 – 2,17	0,14
Cadres et professions intellectuelles supérieures	189	33,1 (25,6 – 41,7)	1,08	0,73 – 1,59	0,69
Professions intermédiaires	150	33,4 (24,3 – 44,0)	1,19	0,75 – 1,87	0,44
Ouvriers	393	28,9 (23,8 – 34,5)	1,30	0,92 – 1,82	0,12
Autres sans activité professionnelle	28	30,3 (14,2 – 53,3)	2,60	1,32 – 5,11	<0,01
Âge			Voir tableau 12		<0,001
Revenus par unité de consommation (RUC)			Voir tableau 13		<0,01
Nombre de personnes dans le ménage			Voir tableau 14		0,01

*Lorsque la somme des n dans chaque catégorie est différente de 1008 cela indique la présence de valeurs manquantes pour cette variable ; **En gras valeurs statistiquement significatives.

I Tableau 12 I

Couvertures vaccinales HPV « 3 doses » et rapports de prévalence en fonction de l'âge

	Couverture vaccinale estimée	Rapport de prévalence, analyse multivariée
Âge	CV (IC 95 %)	RP (IC 95 %)
16	31,1 (24,3 – 39,8)	1
17	37,6 (31,9 – 44,2)	1,16 (1,04 – 1,30)
18	42,2 (37,1 – 48,0)	1,26 (1,03 – 1,54)
19	43,4 (38,0 – 49,6)	1,27 (0,97 – 1,65)
20	40,2 (34,8 – 46,4)	1,16 (0,86 – 1,57)
21	33,0 (28,3 – 38,4)	0,95 (0,69 – 1,31)
22	23,6 (19,4 – 28,6)	0,69 (0,48 – 0,97)
23	14,4 (10,5 – 19,7)	0,43 (0,28 – 0,65)
24	7,4 (4,4 – 12,4)	0,23 (0,13 – 0,41)

I Tableau 13 I

Couvertures vaccinales HPV « 3 doses » et rapports de prévalence en fonction des revenus par unité de consommation (RUC) du ménage

	Couverture vaccinale estimée	Rapport de prévalence, analyse multivariée
RUC (€/mois)	CV (IC 95 %)	RP (IC 95 %)
7 600	54,6 (39,1 – 76,3)	1
4 500	50,2 (38,1 – 66,0)	0,82 (0,72 – 0,93)
3 000	45,4 (36,7 – 56,2)	0,69 (0,54 – 0,87)
2 500	42,9 (35,8 – 51,4)	0,63 (0,48 – 0,84)
2 000	39,5 (34,1 – 45,8)	0,57 (0,40 – 0,81)
1 500	34,7 (30,6 – 39,4)	0,50 (0,32 – 0,76)
1 000	27,8 (23,4 – 32,9)	0,41 (0,24 – 0,70)
500	18,5 (13,0 – 26,2)	0,33 (0,17 – 0,65)

I Tableau 14 I

Couvertures vaccinales HPV « 3 doses » et rapports de prévalence en fonction du nombre de personnes dans le ménage

	Couverture vaccinale estimée	Rapport de prévalence, analyse multivariée
Nombre de personnes dans le ménage	CV (IC 95 %)	RP (IC 95 %)
1	7,6 (1,6 – 34,9)	1
2	17,3 (7,8 – 38,4)	2,29 (0,83 – 6,29)
3	19,0 (9,1 – 39,8)	2,52 (0,77 – 8,25)
4	17,9 (8,7 – 36,9)	2,37 (0,70 – 8,08)
5	15,2 (7,3 – 31,4)	2,01 (0,59 – 6,82)
6	11,5 (5,3 – 25,2)	1,53 (0,45 – 5,14)
7	7,8 (3,1 – 16,6)	1,03 (0,30 – 3,55)
8	4,6 (1,4 – 14,9)	0,61 (0,16 – 2,33)
9	2,3 (0,5 – 11,1)	0,31 (0,06 – 1,51)

Deux interactions ont été recherchées entre variables présentes dans le modèle final, toutes les deux non significatives. D'une part entre le profil d'alcoolisation et âge ($p=0,84$). D'autre part, entre le fait d'avoir une assurance complémentaire maladie privée et le niveau de revenus du ménage ($p=0,10$).

La même démarche a été suivie pour analyser l'association entre CV HPV « au moins une dose » et variables socio-économiques, avec le même résultat. Les mêmes variables étaient associées dans le modèle final avec deux petites différences : absence d'association significative de la variable « assurance complémentaire maladie privée ($p=0,09$) ; et association significative de la catégorie artisans, commerçant et chefs d'entreprise (rapport de prévalence 1,48 ; $p=0,01$).

4.5. Relation entre la vaccination HPV chez les jeunes filles et le dépistage par FCU chez les femmes référentes au sein d'un même ménage

Dans cette analyse, 667 (88 %) femmes de référence étaient la mère de la jeune fille du ménage. L'écart d'âge entre femme de référence et jeune fille était en médiane de 28 ans (intervalle interquartile : 5 ans).

4.5.1. Couvertures vaccinales HPV et prévalence du dépistage par FCU

Au total, 48,2 % (44,2 – 52,3) des jeunes filles de 15 à 24 ans avaient reçu au moins une dose de vaccin HPV, et 38,1 % (33,8 – 42,7) de celles âgées d'au moins 16 ans avaient reçu 3 doses⁴. Au total, 76,0 % (72,3 – 79,5) des femmes référentes du ménage avaient eu un dépistage par FCU dans les 3 ans, 84,9 % (81,7 – 87,6) dans les 5 ans et 96 % (94,4 – 97,5) au moins une fois.

Parmi les jeunes filles dont les femmes référentes n'avaient pas eu de dépistage par FCU dans les 5 ans, 29,5 % (20,9 – 39,9) étaient vaccinées par au moins une dose de vaccin HPV comparée à 51,6 % (47,1 – 56,0) chez celles dont les femmes référentes avaient eu un dépistage par FCU dans les 5 ans ($p < 0,001$). Ces proportions étaient de 18,0 % (10,8 – 28,4) et 41,7 % (37,1 – 46,5) pour la vaccination HPV « 3 doses » ($p < 0,01$). La même analyse sur le dépistage sur 3 ans montrait que parmi les jeunes filles dont les femmes référentes n'avaient pas eu de dépistage par FCU dans les 3 ans, 37,4 % (29,4 – 46,1) étaient vaccinées par au moins une dose de vaccin HPV comparée à 51,7 % (47,0 – 56,3) chez celles dont les femmes référentes avaient eu un dépistage par FCU dans les 5 ans ($p < 0,01$). Ces proportions étaient de 24,8 % (17,3 – 34,1) et 37,8 % (33,6 – 42,2) pour la vaccination HPV « 3 doses » ($p < 0,01$).

4.5.2. Facteurs associés à la vaccination HPV des jeunes filles et rôle du dépistage chez la femme référente du ménage

L'analyse univariée montrait que 14 variables étaient associées à la vaccination HPV « 3 doses » chez les jeunes filles âgées de 16 ans ou plus au sein du ménage (tableau 15).

⁴ Pour rappel, ces proportions étaient de respectivement de 48,2 % (44,2 – 52,3) et de 30,8 % (27,4 – 34,4) dans l'analyse basée sur les 1 008 jeunes filles de 15-24 ans et ne tenant pas compte du niveau « ménage », voir paragraphe 4.3.

I Tableau 15 I

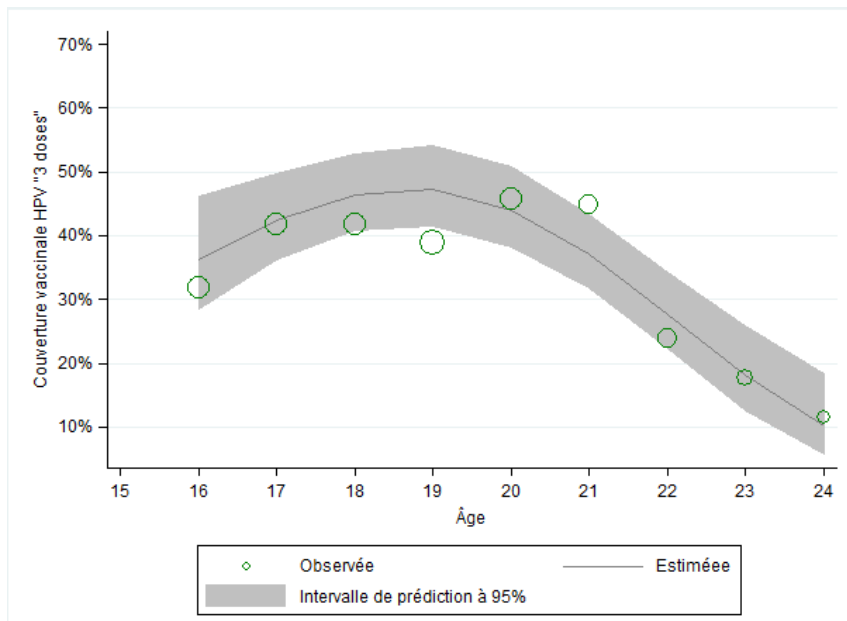
Variables associées à la couverture vaccinale HPV « 3 doses » au sein du ménage en analyse univariée ($p < 0,20$), analyse « ménage »

Démographiques	p	Santé	p
Zeut	0,14	Affection de longue durée (ALD)	0,09
Nombre de personnes dans le ménage	<0,01	Dépistage par FCU dans les 5 ans chez la femme référente	<0,01
Âge	<0,01	Dépistage par FCU dans les 3 ans chez la femme référente	<0,01
Protection sociale (obligatoire et complémentaire) et revenus		Consommation d'alcool	<0,01
RUC	<0,01	Consommation de tabac	0,16
Bénéficiaire de couverture compl. maladie privée	<0,01	Travail	p
Ménage		Occupation	0,07
Vie en couple	0,14	PCS personne de référence	0,05
État matrimonial	0,14	Allocation chômage dans le ménage	0,13

L'analyse montrait une variation significative de la vaccination HPV « 3 doses » avec l'âge (augmentation jusqu'à 18-19 ans puis diminution, figure 25), le revenu du ménage (augmentation avec le niveau de revenus, figure 26) et le nombre de personnes du ménage (diminution à partir d'environ 4 enfants, figure 27) ($p < 0,01$ pour chaque comparaison). Ces variations étaient cohérentes avec celles observées lors de l'analyse des déterminants de CV HPV « 3 doses » dans l'échantillon de 1 008 jeunes filles.

I Figure 25 I

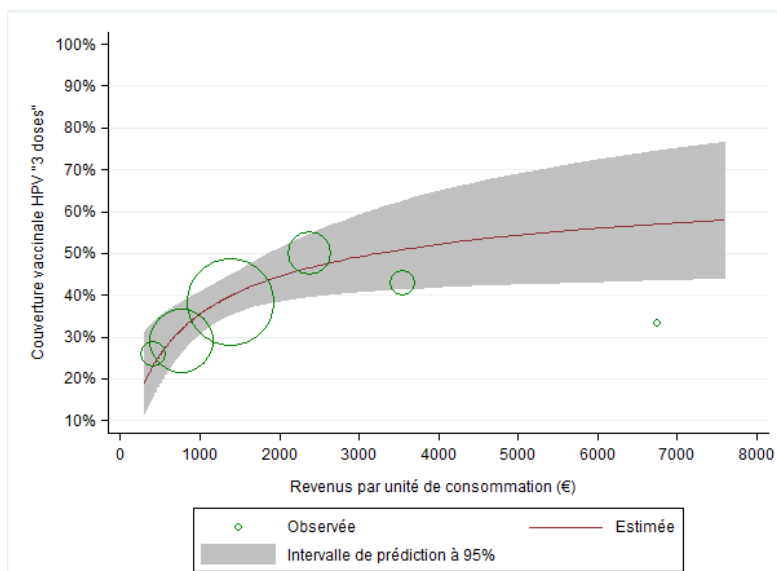
Couverture vaccinale HPV « 3 doses » selon l'âge, analyse « ménage »



Les centres des cercles représentent la CV HPV « 3 doses » observée selon l'âge. La taille du cercle est proportionnelle à l'effectif dans chaque catégorie d'âge.

I Figure 26 I

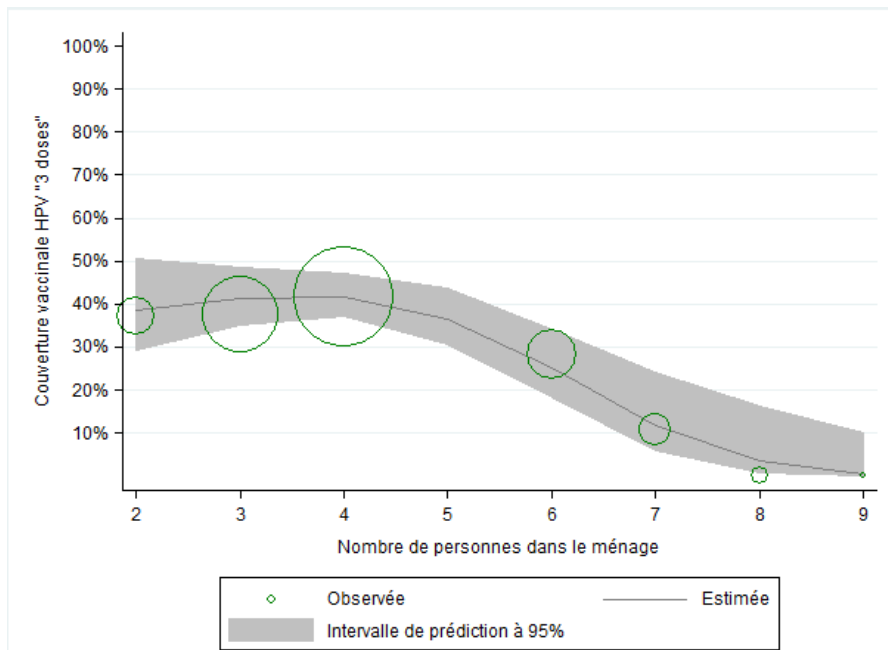
Couverture vaccinale HPV « 3 doses » selon les revenus par unité de consommation (RUC) du ménage, analyse « ménage »



Les centres des cercles représentent la couverture du dépistage observée par tranches de RUC (300-499 € ; 500-999 € ; 1 000-1 999 € ; etc.). La taille du cercle est proportionnelle à l'effectif dans chaque tranche de revenus.

I Figure 27 I

Couverture vaccinale HPV « 3 doses » selon le nombre de personnes du ménage, analyse « ménage »



Les centres des cercles représentent la couverture du dépistage observée pour chaque nombre de personnes du ménage. La taille du cercle est proportionnelle à l'effectif dans chaque catégorie.

Le modèle multivarié montrait une association au sein du ménage entre vaccination par 3 doses de vaccin HPV chez les jeunes filles âgées de 16 ans ou plus et 3 variables (tableau 16). L'absence de dépistage par FCU dans les 3 dernières années chez la femme référente et l'absence de couverture complémentaire maladie privée chez la jeune fille étaient associées à une plus faible vaccination. La CV variait selon l'âge avec une augmentation entre 17 et 20 ans et une diminution ensuite. À noter que la variable « revenus du ménage par unité de consommation (RUC) » n'était pas associée à la vaccination HPV « 3 doses » dans ce modèle ($p=0,20$). Les CV et les rapports de prévalence pour les variations selon l'âge sont présentés dans le tableau 17 et dans la figure 28 en annexe.

I Tableau 16 I

Variables associées à la couverture vaccinale HPV « 3 doses » en analyse multivariée ($p < 0,05$), analyse « ménage »

Variable	n*	Couverture vaccinale	Rapport de prévalence, analyse multivariée	
		CV (IC 95 %)	RP (IC 95 %)	p**
Assurance complémentaire maladie privée				
Oui	659	40,1 (35,7 – 44,8)	1	
Non	99	18,5 (10,6 – 30,3)	0,54 (0,32 – 0,91)	0,02
Dépistage par FCU sur 3 ans chez la femme référente du ménage				
Oui	566	41,7 (37,0 – 46,5)	1	
Non	192	18,0 (10,8 – 28,4)	0,64 (0,45 – 0,91)	0,01
Âge		Voir tableau 17	Voir tableau 17	<0,01

*Lorsque la somme des n dans chaque catégorie est différente de 758 cela indique la présence de valeurs manquantes pour cette variable ; * En gras valeurs statistiquement significatives.

I Tableau 17 I

Couvertures vaccinales HPV « 3 doses » et rapports de prévalence en fonction de l'âge, analyse « ménage »

Âge	Modèle avec variable dépistage par FCU sur 3 ans	
	Couverture vaccinale estimée (IC 95 %)	Rapport de prévalence (IC 95 %), analyse multivariée
16	36,3 (28,5 – 46,3)	1
17	42,4 (36,2 – 49,6)	1,17 (1,04 – 1,32)
18	46,5 (41,0 – 52,8)	1,29 (1,05 – 1,59)
19	47,3 (41,4 – 54,0)	1,33 – 1,01 – 1,74)
20	44,1 (38,2 – 50,8)	1,25 (0,92 – 1,69)
21	37,0 (31,7 – 43,2)	1,06 (0,78 – 1,45)
22	27,7 (22,4 – 34,2)	0,81 (0,58 – 1,11)
23	18,1 (12,7 – 25,9)	0,54 (0,36 – 0,79)
24	10,3 (5,7 – 18,4)	0,31 (0,18 – 0,54)

Le même modèle est obtenu lorsque la variable à expliquer est la vaccination par au moins une dose de vaccin HPV, avec les trois mêmes variables présentes dans le modèle final et des rapports de prévalence très proches. L'association entre vaccination et dépistage est retrouvée de façon très proche avec la variable « frottis sur 5 ans »).

5. Discussion

5.1. Facteurs associés à la couverture par le rappel DTP chez l'adulte

Cette enquête a permis d'actualiser les CV vis-à-vis du rappel DTP chez l'adulte en France métropolitaine, les dernières estimations nationales ayant été produites en 2002 [17]. Même si ces données sont déclaratives, et donc sujettes à un biais de mémorisation, elles montrent une CV très insuffisante puisque seulement 50,5 % de la population adulte enquêtée déclare être à jour de son rappel, rappel recommandé tous les 10 ans au moment de cette enquête [21]. Cette couverture est comparable à celle de l'enquête de 2002 qui montrait que 62 % des personnes interrogées avaient été vaccinées contre le tétanos depuis moins de 10 ans, ces proportions étant respectivement de 36 % pour la poliomyélite et de 29 % pour la diphtérie [17]. Notre enquête montre qu'en dix ans cette couverture n'a pas progressé, ce qui confirme le bien-fondé du changement de recommandations vaccinales survenues en 2013 proposant une simplification du calendrier vaccinal de l'adulte [22]. La recommandation de rappels à âge fixe (25, 45, 65 ans, etc.) plutôt qu'aux intervalles fixes de 10 ans devrait faciliter la mémorisation de l'état vaccinal et favoriser une augmentation des couvertures pour cette vaccination.

Notre enquête montre une distribution hétérogène de la CV DTP en France. Les couvertures sont plus basses chez les personnes les plus âgées et dans certaines régions comme le Nord et la Méditerranée. Elle varie également selon des caractéristiques socio-économiques puisque ce sont les populations aux plus hauts revenus, ayant le niveau d'éducation le plus élevé, disposant d'une couverture complémentaire maladie privée ou exerçant certaines professions (cadres et professions intellectuelles supérieures, professions intermédiaires) qui sont le mieux vaccinées. Ces résultats confirment ce qui avait déjà été suggéré par l'analyse de l'enquête ESPS de 2002 [17]. Nos résultats pourraient indiquer une moindre accessibilité au rappel DTP pour des raisons financières, mais cela paraît peu probable vu le prix relativement faible de ce rappel (environ 10 €). Des comportements particuliers liés au milieu socio-économique ou socioculturel et non mesurés dans cette étude sont probablement une meilleure explication, tels qu'une moindre fréquentation des structures de soin, une moindre compréhension ou une moindre adhésion aux messages de prévention, ou un moindre accès aux informations ou aux campagnes de promotion de la vaccination. Des études de type qualitatif pourraient identifier ces autres facteurs et clarifier le cas échéant leur rôle et leur poids dans la détermination de la couverture vaccinale.

La mise en évidence de cette répartition inégale de la vaccination montrant des groupes de la population moins bien vaccinés que d'autres est essentielle en termes de politique vaccinale. L'identification de déterminants géographiques, sociaux et économiques permet aux pouvoirs publics d'adapter la politique vaccinale. Celle-ci s'encadre aujourd'hui dans une stratégie nationale de santé dans laquelle la lutte contre les inégalités sociales de santé est un élément prioritaire [23]. En dehors de la simplification des recommandations vaccinales de 2013 [22], l'action des pouvoirs publics devrait s'appuyer sur ces résultats pour renforcer les actions de promotion de la vaccination et de rattrapage dans les populations les plus à risque, parmi lesquelles les personnes âgées et les personnes qui ne disposent pas de couverture maladie complémentaire privée (selon l'Irdes, 96 % des ménages français bénéficiaient d'une couverture complémentaire santé en 2010).

Ceci est d'autant plus important en France compte tenu du risque persistant lié aux maladies couvertes par ce vaccin trivalent. Si le tétanos est devenu une maladie exceptionnelle, une dizaine de cas sont toujours déclarés chaque année, survenant dans leur très large majorité chez des personnes âgées mal ou non vaccinées [24]. Bien que le risque d'acquisition de la poliomyélite soit faible pour la population française, la vigilance reste nécessaire, en particulier vis-à-vis des voyageurs se rendant dans certains pays d'Afrique subsaharienne (Nigeria principalement) et du sous-continent indien (Pakistan, Afghanistan) qui pourraient être à l'origine d'une réintroduction d'un poliovirus sauvage à partir de ces pays endémiques [25]. Enfin, concernant la diphtérie, bien que le nombre de cas reste très faible en France, la survenue régulière de cas importés (8 cas rapportés entre 2002 et 2012) [26] souligne là aussi le risque d'acquisition par des personnes insuffisamment protégées par la vaccination. La survenue d'une épidémie de diphtérie de grande ampleur en Europe de l'Est dans les années 1990 et la persistance de la circulation du bacille diphtérique dans ces régions [27] soulignent l'importance d'une vaccination à jour, en particulier pour les personnes se rendant dans de tels pays.

5.2. Facteurs associés à la couverture du dépistage par FCU

Notre analyse a montré une couverture du dépistage sur 3 ans de 72 %, signifiant que deux tiers des femmes ciblées par ce dépistage suivaient la mesure recommandée d'un dépistage tous les 3 ans [2]. Lorsque l'intervalle de temps était élargi à 5 ans, cette proportion était de 81 %.

Ces résultats sont à interpréter avec prudence car sujets à certains biais, parmi lesquels celui de non-réponse qui concerne les personnes les plus précaires et les personnes gravement malades, deux populations qui se font généralement peu dépister [28]. Ces enquêtes déclaratives sont également sujettes à des biais de conformisme social, où les participants peuvent avoir tendance à répondre ce qu'ils supposent être la réponse attendue par l'enquêteur. Aussi, il a été montré que l'utilisation de questionnaires auto-administrés comme dans cette enquête conduit à une surdéclaration des conduites de dépistage [28]. Nous avons aussi supposé que toute femme ayant eu un FCU l'avait eu pour dépistage, ce qui n'est pas forcément le cas puisque dans certains cas il s'agit de frottis de contrôle. Enfin, les biais de participation sont des problèmes classiques aux enquêtes de ce type pouvant induire une surreprésentation des personnes en meilleure santé, dans ce cas les mieux vaccinées. Pour toutes ces raisons, il est possible que nos couvertures surestiment la couverture du dépistage, bien qu'il soit difficile d'affirmer l'ampleur de cette surestimation.

À noter que ces résultats sont le reflet principalement du dépistage individuel mais aussi en partie du dépistage organisé mis en place de façon expérimentale dans 13 départements français à partir de 2010. Cependant, contrairement à ce qui a été montré ailleurs [28], nos analyses n'ont pas montré des couvertures supérieures dans les départements ayant participé à ce dépistage organisé (71 % dans les départements ayant/n'ayant pas participé pour le dépistage sur 3 ans ; 81 % (non participants) *versus* 78 % (participants) pour le dépistage sur 5 ans, $p=0,13$).

Les couvertures estimées par notre enquête sont inférieures à l'objectif de 80 % inscrit dans la loi de santé publique de 2004 [29]. Elles sont supérieures à celles estimées à partir d'autres sources. Les analyses à partir de l'EGB montrent des taux de couverture stables de 53 % entre 2006 et 2011 [3]. Il s'agit néanmoins d'estimations basses, car elles ne prennent en compte que le régime général et uniquement les frottis réalisés en milieu libéral et qui en outre ne permet pas de distinguer les frottis de dépistage des frottis de contrôle. Selon une autre source d'information, les « baromètres cancer » réalisés par l'Institut national de prévention et d'éducation pour la santé (Inpes), parmi les femmes de 25 à 65 ans interrogées en 2005, 81 % déclaraient avoir eu un FCU au cours des 3 dernières années [4]. Ce pourcentage était de 85 % en 2010 [5]. Ces estimations sont plus proches des résultats de notre enquête, et plus comparables aussi puisqu'issues également d'enquêtes déclaratives.

Notre enquête a montré que cette couverture du dépistage variait selon de nombreux facteurs, parmi lesquels des facteurs d'ordre socio-économique. Les femmes vivant dans les ménages aux revenus les plus faibles, qui ne bénéficiaient pas d'une couverture complémentaire maladie privée et avec les diplômes les moins élevées étaient celles qui avaient les couvertures du dépistage les plus faibles. Ce constat a déjà été fait par d'autres études. Selon le Baromètre cancer 2005 [4], les femmes d'un niveau socioprofessionnel favorisé déclaraient effectuer plus souvent un FCU que les autres, alors que les femmes sans couverture médicale complémentaire l'effectuaient moins fréquemment. L'enquête décennale de l'Insee 2002-2003 [3;30] et le Baromètre cancer 2010 [5] confirmaient ces disparités sociales. Elles montraient notamment une réalisation du FCU plus fréquente chez les femmes cadres ou appartenant à une profession intermédiaire, dont les revenus du ménage étaient élevés, de niveau d'études élevé, propriétaires de leur logement, vivant en zone urbaine et possédant une mutuelle de santé complémentaire autre que la CMUc.

Cette association reflète peut-être une moindre accessibilité au dépistage chez les femmes de condition socio-économique basse, de par une moindre fréquentation des médecins gynécologues pratiquant le FCU. Des données ont montré en effet que le premier facteur déterminant dans le recours au dépistage est le fait d'être suivie régulièrement par un gynécologue, 90 % des femmes ayant une consultation par un gynécologue tous les ans ayant eu un FCU [2]. Cependant, cette association pourrait témoigner aussi de facteurs sociaux et comportementaux, tels qu'une meilleure compréhension de l'intérêt du dépistage ou une meilleure information du fait d'un meilleur suivi par des professionnels de santé chez les femmes de condition socio-économique élevée. Ainsi, cette association pourrait être liée à la fois à une disparité socio-économique et à une disparité dans l'accès et le recours aux soins, ces deux facteurs étant très probablement liés.

Deux autres variables étaient associées à la réalisation du frottis dans notre enquête. La pratique du FCU était moins fréquente chez les femmes présentant une obésité sévère (IMC >35) qui sont peut-être celles qui, pour des raisons de pudeur ou pour autres facteurs individuels (non investigués dans notre étude), pourraient avoir un moins bon suivi gynécologique, un résultat qui a déjà été décrit [30]. Le dépistage plus fréquent dans les ménages avec plus d'une personne pourrait refléter le fait de vivre en couple ou en famille avec des enfants et donc un meilleur suivi gynécologique ou une meilleure perception de l'intérêt du dépistage chez les femmes vivant dans ces conditions. À noter que dans le modèle final, l'âge élevé n'était pas associé à une moindre pratique du dépistage dans notre étude. Cette association a été décrite dans d'autres études et s'expliquerait par la diminution habituelle des consultations gynécologiques chez les femmes après la ménopause [30].

5.3. Facteurs associés à la couverture vaccinale HPV

Notre étude a mis en évidence une association entre couverture vaccinale HPV et indicateurs de niveau socio-économique. Les jeunes filles ne disposant pas d'une couverture complémentaire maladie privée et appartenant aux ménages aux plus bas revenus (500 €/unité de consommation) avaient une probabilité bien moins importante d'être vaccinées par 3 doses de vaccin HPV (rapports de prévalence de 0,48 et 0,33, respectivement) comparées aux jeunes filles appartenant aux ménages disposant d'une couverture complémentaire maladie privée et ayant les revenus les plus élevés (7 600 €/unité de consommation).

Ces résultats suggèrent que le facteur économique, c'est-à-dire le fait de pouvoir accéder ou ne pas accéder à la vaccination HPV selon les moyens dont on dispose, pourrait être un déterminant important de la couverture vaccinale par ce vaccin. Cette hypothèse est plausible pour la vaccination HPV, la plus chère parmi celles recommandées dans le calendrier vaccinal français (entre 109 € et 123 € la dose selon la marque de vaccin⁵). Comme toutes les vaccinations recommandées inscrites dans le calendrier vaccinal, cette vaccination est remboursée à 65 % par l'Assurance maladie, le reste à charge étant éventuellement couvert par une couverture complémentaire santé qui, en dehors de la CMUc, relève de financements privés. Notre étude montre que les jeunes filles avec un moindre accès à cette vaccination ne disposent pas le plus souvent d'une couverture complémentaire maladie privée et de ce fait ne seraient pas en mesure de payer le reste à charge de 35 % non remboursé par la sécurité sociale. De la même façon, les jeunes filles appartenant aux ménages à faibles revenus, même si elles disposent d'une couverture complémentaire maladie privée, pourraient aussi moins accéder à cette vaccination par l'impossibilité d'avancer le prix du vaccin (sa totalité ou simplement le reste à charge selon le niveau de couverture) au moment de son achat en pharmacie. Cette dernière explication pourrait être contredite par le fait que la grande majorité de pharmacies d'officine pratique le tiers payant y compris pour la part complémentaire.

Ces obstacles purement économiques ne sont cependant probablement pas les seuls à pouvoir expliquer un moindre accès à la vaccination HPV des catégories socio-économiques les moins favorisées. Des comportements de santé, liés au groupe social auquel on appartient, peuvent également conditionner l'accès à des actions de prévention [31]. Il s'agit souvent de facteurs plus difficiles à identifier par des enquêtes quantitatives et davantage liés à des attitudes en matière de santé et de prévention. Un moindre accès à l'information, une plus faible réceptivité aux messages de prévention, un recours moins fréquent aux comportements de prévention, une consultation plus rare du médecin gynécologue pourraient aussi expliquer une moins bonne adhésion à la vaccination HPV dans les populations défavorisées.

Nos résultats confirment les quelques études montrant une association entre facteurs socio-économiques et vaccinations, bien que cette question n'ait été que rarement étudiée en France [17;32-35]. À notre connaissance, seules deux études régionales en Picardie et en région Provence-Alpes-Côte d'Azur (Paca) ont étudié l'association entre couverture vaccinale HPV et facteurs socio-économiques en France [36;37]. L'une d'entre elles a montré une couverture vaccinale plus basse chez les bénéficiaires de la CMUc, chez qui cette vaccination est gratuite [37]. Nos résultats vont dans le sens des conclusions du HCSP pour qui la couverture complémentaire est un élément déterminant de l'accès aux soins et les raisons financières une des causes de renoncement aux soins de santé [31]. L'existence d'inégalités socio-économiques dans l'accès à la vaccination est un constat

⁵ Données de mars 2015.

préoccupant dans un contexte d'augmentation de la pauvreté [38] et des inégalités sociales d'accès aux soins en France [39;40].

Quatre autres facteurs étaient associés à la CV HPV dans notre étude. Les jeunes filles d'agriculteurs (1,9 % de la population d'étude) étaient mieux vaccinées, mais ce résultat est difficile à interpréter du fait de la très grande hétérogénéité de cette catégorie socioprofessionnelle. Les jeunes filles ayant un profil d'alcoolisation à risque ponctuel (<14 verres standards/semaine et 6 verres ou plus moins d'1 fois/mois) étaient mieux vaccinées, ce qui pourrait correspondre à un profil social ou psychologique particulier (fêtes plus fréquentes, plus de partenaires multiples, etc.). L'augmentation de la CV lorsque plus d'une personne habite dans le ménage pourrait s'expliquer par la notion de vie en couple ou en famille et donc par un meilleur suivi gynécologique et une plus grande sensibilité à la prévention par la vaccination HPV. Enfin, la variation de la CV HPV avec l'âge (plus basse chez les jeunes filles les plus jeunes et les plus âgées) s'explique par le schéma de vaccination HPV, les jeunes filles les plus jeunes n'ayant pas eu le temps de débiter et surtout de terminer la vaccination alors que les plus âgées n'étaient peut-être pas dans la cible de la vaccination, ayant peut-être déjà débuté leur vie sexuelle au moment de la recommandation. Le pic de vaccination à 19 ans s'explique aussi par le fait que ces jeunes filles étaient âgées de 14 ans lorsque cette vaccination a été recommandée pour la première fois en 2007, bénéficiant alors de la campagne de lancement de cette vaccination.

5.4. Association entre couverture vaccinale HPV et dépistage par FCU

L'association entre facteurs socio-économiques et vaccination HPV a également été trouvée lorsque les jeunes filles étaient analysées avec leur mère au sein d'un même ménage. Cependant, seule la couverture complémentaire maladie privée était associée à la CV HPV, l'absence d'association statistiquement significative ($p=0,18$) avec le niveau de revenus du ménage pouvant être expliquée par un manque de puissance dans cette deuxième analyse basée sur un échantillon de moindre taille.

Cette analyse a mis en évidence une association entre couverture vaccinale HPV chez les jeunes filles et couverture du dépistage par FCU chez les mères. Les jeunes filles dont les mères n'avaient pas eu de dépistage récent avaient environ 2 fois moins de chances d'être vaccinées (rapports de prévalence de 0,64 et 0,47 pour les dépistages sur 3 ans et 5 ans, respectivement) que celles de mères avec dépistage récent.

À notre connaissance, cette étude est la seule étude nationale française en population démontrant la relation entre pratiques du dépistage par FCU et vaccination HPV au sein d'une même famille. Elle confirme une étude basée sur les déclarations de médecins généralistes volontaires en Rhône-Alpes montrant les mêmes résultats [41]. Elle montre pour la France ce que des études du même type ont montré dans d'autres pays [10-15]. Nos résultats suggèrent que l'attitude des jeunes filles vis-à-vis de la vaccination HPV est liée au comportement de leur mère vis-à-vis du dépistage par FCU. Ce sont les femmes appartenant aux milieux socio-économiques les moins favorisés qui se dépistent et qui se vaccinent le moins, et qui donc bénéficient globalement le moins des deux mesures de prévention du cancer du col utérin.

Les raisons qui pourraient expliquer cette cohérence de comportements familiaux au sein d'un même milieu social sont discutées par Lefevre [11], en s'appuyant sur certaines études publiées sur le sujet. Il pourrait s'agir des mêmes attitudes, croyances ou valeurs concernant les mesures de prévention ou la crainte du cancer du col [42;43], celles-ci pouvant être conditionnées par un milieu soit stimulant, soit au contraire restreignant le recours à des comportements de prévention [44;45]. Aussi, à travers la consultation d'un médecin pratiquant le dépistage du cancer du col, les mères pourraient être encouragées à faire vacciner leurs filles [42;46]. Enfin, les familles appartenant aux milieux les plus favorisés pourraient être plus réceptives à des informations ou à des campagnes de dépistage par FCU et de vaccination HPV [47].

5.5. Impact de santé publique et conséquences en termes de politique vaccinale HPV

Notre étude a montré que les jeunes filles appartenant aux milieux socio-économiques les moins élevés sont les moins bien vaccinées par le vaccin HPV. Elle a montré aussi qu'au sein d'une même famille lorsqu'une mère n'est pas dépistée la fille n'est généralement pas vaccinée. On peut supposer que ces filles non vaccinées qui auront demain les mêmes comportements que leurs mères seront elles-mêmes non dépistées dans le futur. Ces jeunes filles demeureront donc sans aucune protection vis-à-vis du cancer du col, ce qui laisse présager un impact limité du programme de vaccination. C'est le constat fait par le HCSP, pour qui la vaccination contre les HPV a d'autant plus de sens qu'elle atteint un pourcentage élevé de jeunes filles et qu'elle ne délaisse pas celles qui seront les moins enclines à adhérer au dépistage dans leur vie de femme [16].

Dans un contexte où la couverture vaccinale HPV est très insuffisante et même en baisse en France [7] et face aux inégalités socio-économiques dans l'accès à cette vaccination constatées par notre étude, on peut s'interroger sur les modalités actuelles de mise en œuvre de la vaccination HPV. Si les groupes sociaux les plus modestes sont ceux qui accèdent le moins à cette vaccination, il est possible que la politique actuelle de vaccination universelle ne contribue ni à augmenter la couverture ni à réduire les inégalités face à cette vaccination qui risquent, au contraire, de se creuser davantage.

Les données générées par notre étude permettront d'enrichir les réflexions du HCSP. Celui-ci ne recommande cependant pas une vaccination ciblée mais au contraire « la mise en place de modalités d'administration de la vaccination permettant d'atteindre un pourcentage élevé de jeunes filles, indépendamment de leur niveau social », notamment par le biais de la vaccination en milieu scolaire [16]. Une stratégie alternative ou complémentaire à la vaccination dans les écoles serait de focaliser le dépistage et la vaccination sur les populations qui bénéficient le moins de ces mesures. L'existence de facteurs de type comportemental jouant négativement à la fois sur le dépistage et sur la vaccination devrait mener à la réalisation d'études de type qualitatif afin de mieux identifier ces facteurs et le cas échéant de préciser leur rôle et leur importance dans la détermination de la couverture du dépistage par FCU et de la vaccination HPV.

Références bibliographiques

- [1] Haut conseil de la santé publique. Calendrier vaccinal 2007 et avis publiés depuis le calendrier vaccinal 2006. Bull Epidemiol Hebd [Internet] 2007 [consulté le 13/03/2015];(31-32):271-88. Disponible à partir de l'URL : http://opac.invs.sante.fr/doc_num.php?explnum_id=1582
- [2] Haute autorité de santé. État des lieux et recommandations pour le dépistage du cancer du col de l'utérus en France. Saint-Denis : HAS; 2010. 234 p. [consulté le 13/03/2015]. Disponible à partir de l'URL : http://www.has-sante.fr/portail/jcms/c_1009772/fr/etat-des-lieux-et-recommandations-pour-le-depistage-du-cancer-du-col-de-luterus-en-france
- [3] Direction de la recherche des études, de l'évaluation et des statistiques. L'état de santé de la population en France. Paris: Drees; 2015. 502 p. [consulté le 13/03/2015]. Disponible à partir de l'URL : http://www.drees.sante.gouv.fr/IMG/pdf/rappeds_v7_05022015.pdf
- [4] Duport N, Bloch J. Les pratiques du dépistage-Cancer du col de l'utérus. In: Guilber P, Peretti-Watel P, Beck F, Gautier A, (dir.). Baromètre cancer 2005. 1^{re} éd. Saint-Denis : Inpes; 2006. p. 117-56.
- [5] Eisinger F, Beck F, Leon C, Garnier A, Viguier J. Les pratiques de dépistage des cancers en France. In: Beck F, Gautier A, (dir.). Baromètre cancer 2010. 1^{re} éd. Saint-Denis : Inpes; 2012. p. 207-38.
- [6] Fonteneau L, Guthmann JP, Levy BD. Estimation des couvertures vaccinales en France à partir de l'Échantillon généraliste des bénéficiaires (EGB) : exemples de la rougeole, de l'hépatite B et de la vaccination HPV. Numéro thématique. De nouveaux outils pour améliorer la mesure de la couverture vaccinale en France. Bull Epidemiol Hebd [Internet] 2013 [consulté le 13/03/2015];(8-9):72-6. Disponible à partir de l'URL : http://opac.invs.sante.fr/doc_num.php?explnum_id=8818
- [7] Institut de veille sanitaire. Dossier thématique Couverture vaccinale. Saint-Maurice: InVS [mis à jour le 2014] [consulté le 13/03/2015]. Disponible à partir de l'URL : <http://www.invs.sante.fr/Dossiers-thematiques/Maladies-infectieuses/Maladies-a-prevention-vaccinale/Couverture-vaccinale>
- [8] European Centre for Disease Prevention and Control. Introduction of HPV vaccines in EU countries-an update. Stockholm: ECDC; 2012. 45 p. [consulté le 13/03/2015]. Disponible à partir de l'URL : http://ecdc.europa.eu/en/publications/Publications/20120905_GUI_HPV_vaccine_update.pdf
- [9] Fagot JP, Boutrelle A, Ricordeau P, Weill A, Allemand H. HPV vaccination in France: uptake, costs and issues for the National Health Insurance. Vaccine 2011;29(19):3610-6.
- [10] Chao C, Slezak JM, Coleman KJ, Jacobsen SJ. Papanicolaou screening behavior in mothers and human papillomavirus vaccine uptake in adolescent girls. Am J Public Health 2009;99(6):1137-42.
- [11] Lefevere E, Hens N, Theeten H, Van den Bosch K, Beutels P, De SF, *et al.* Like mother, like daughter? Mother's history of cervical cancer screening and daughter's Human Papillomavirus vaccine uptake in Flanders (Belgium). Vaccine 2011;29(46):8390-6.
- [12] Steens A, Wielders CC, Bogaards JA, Boshuizen HC, de Greeff SC, de Melker HE. Association between human papillomavirus vaccine uptake and cervical cancer screening in the Netherlands: implications for future impact on prevention. Int J Cancer 2013;132(4):932-43.

- [13] Spencer Nee Pilkington AM, Brabin L, Verma A, Roberts SA. Mothers' screening histories influence daughters' vaccination uptake: an analysis of linked cervical screening and human papillomavirus vaccination records in the North West of England. *Eur J Cancer* 2013;49(6):1264-72.
- [14] Monnat SM, Wallington SF. Is there an association between maternal pap test use and adolescent human papillomavirus vaccination? *J Adolesc Health* 2013;52(2):212-8.
- [15] Sander BB, Vazquez-Prada M, Rebolj M, Valentiner-Branth P, Lynge E. Mothers' and their daughters' use of preventive measures against cervical cancer. *Scand J Public Health* 2015.
- [16] Haut conseil de la santé publique. Vaccination contre les infections à papillomavirus humains. Données actualisées. Paris: HCSP; 2014. 31 p. [consulté le 13/03/2015]. Disponible à partir de l'URL : <http://www.hcsp.fr/Explore.cgi/avisrapportsdomaine?clefr=454>
- [17] Guthmann JP, Fonteneau L, Antona D, Levy BD. La couverture vaccinale diphtérie, tétanos, poliomyélite chez l'adulte en France : résultats de l'Enquête santé et protection sociale, 2002. *Bull Epidemiol Hebd [Internet]* 2007 [consulté le 13/03/2015];(51-52):441-5. Disponible à partir de l'URL : http://opac.invs.sante.fr/doc_num.php?explnum_id=3469
- [18] Célant N, Guillaume S, Rochereau T. Enquête sur la santé et la protection sociale en 2012. Paris : Institut de recherche et documentation en économie de la santé; 2014. 308 p. [consulté le 13/03/2015]. Disponible à partir de l'URL : <http://www.irdes.fr/recherche/rapports/556-enquete-sur-la-sante-et-la-protection-sociale-2012.pdf>
- [19] Zou G. A modified poisson regression approach to prospective studies with binary data. *Am J Epidemiol* 2004;159(7):702-6.
- [20] Royston P, Ambler G, Sauerbrei W. The use of fractional polynomials to model continuous risk variables in epidemiology. *Int J Epidemiol* 1999;28(5):964-74.
- [21] Haut conseil de la santé publique. Le calendrier des vaccinations et les recommandations vaccinales 2012 selon l'avis du Haut conseil de la santé publique. *Bull Epidemiol Hebd [Internet]* 2012 [consulté le 13/03/2015];(14-15):163-86. Disponible à partir de l'URL : http://opac.invs.sante.fr/doc_num.php?explnum_id=8060
- [22] Haut conseil de la santé publique. Le calendrier des vaccinations et les recommandations vaccinales 2013 selon l'avis du Haut conseil de la santé publique. *Bull Epidemiol Hebd [Internet]* 2013 [consulté le 13/03/2015];(14-15):131-58. Disponible à partir de l'URL : http://opac.invs.sante.fr/doc_num.php?explnum_id=8877
- [23] Touraine M. Health inequalities and France's national health strategy. *Lancet* 2014;383(9923):1101-2.
- [24] Antona D. Le tétanos en France entre 2008 et 2011. *Bull Epidemiol Hebd [Internet]* 2012 [consulté le 13/03/2015];(26):303-6. Disponible à partir de l'URL : http://opac.invs.sante.fr/doc_num.php?explnum_id=8306
- [25] Guerin N, Rey M. Poliomyélite : état des lieux en France en 2005. Numéro thématique. Éradication de la poliomyélite : la situation en 2005. *Bull Epidemiol Hebd [Internet]* 2005 [consulté le 13/03/2015];(39-40):198-9. Disponible à partir de l'URL : http://opac.invs.sante.fr/doc_num.php?explnum_id=2528
- [26] Institut de veille sanitaire. Dossier thématique Diphtérie. InVS [mis à jour le 2015] [consulté le 13/03/2015]. Disponible à partir de l'URL : <http://www.invs.sante.fr/Dossiers-thematiques/Maladies-infectieuses/Maladies-a-prevention-vaccinale/Diphtherie>
- [27] Wagner KS, White JM, Neal S, Crowcroft NS, Kupreviciene N, Paberza R, *et al.* Screening for *Corynebacterium diphtheriae* and *Corynebacterium ulcerans* in patients with upper respiratory tract infections 2007-2008: a multicentre European study. *Clin Microbiol Infect* 2011;17(4):519-25.

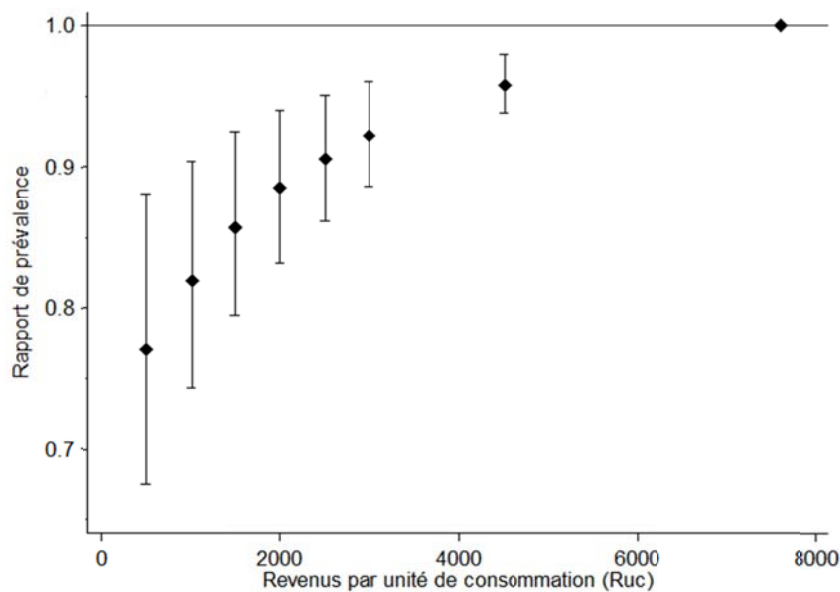
- [28] Duport N, Salines E, Gremy I. Premiers résultats de l'évaluation du programme expérimental de dépistage organisé du cancer du col de l'utérus, France, 2010-2012. N° thématique. Pathologie cervico-utérine : dépistage et surveillance des lésions précancéreuses et cancéreuses. Bull Epidemiol Hebd [Internet] 2014 [consulté le 13/03/2015];(13-14-15):228-34. Disponible à partir de l'URL : http://opac.invs.sante.fr/doc_num.php?explnum_id=9454
- [29] Direction générale de la santé. Indicateurs de suivi de l'atteinte des 100 objectifs du rapport annexé à la loi du 9 août 2004 relative à la politique de santé publique. Paris: Direction générale de la santé; 2015. 549 p. Disponible à partir de l'URL : http://www.drees.sante.gouv.fr/IMG/pdf/rapport_indicateurs_drees.pdf
- [30] Duport N, Serra D, Goulard H, Bloch J. Which factors influence screening practices for female cancer in France?. Rev Epidemiol Sante Publique 2008;56(5):303-13.
- [31] Haut conseil de la santé publique. Les inégalités sociales de santé : sortir de la fatalité. Paris: HCSP; 2010. 99 p. [consulté le 13/03/2015]. Disponible à partir de l'URL : <http://www.hcsp.fr/Explore.cgi/avisrapportsdomaine?clefr=113>
- [32] Fonteneau L, Urcun JM, Kerneur C, Guthmann JP, Guignon N, Levy BD, *et al.* Couverture vaccinale des enfants âgés de 11 ans scolarisés en CM2, France, 2004-2005. Bilans réguliers de surveillance - Maladies infectieuses. Bull Epidemiol Hebd [Internet] 2008 [consulté le 13/03/2015];(51-52):493-7. Disponible à partir de l'URL : http://opac.invs.sante.fr/doc_num.php?explnum_id=1347
- [33] Bouhamam N, Laporte R, Boutin A, Uters M, Bremond V, Noel G, *et al.* Relationship between precariousness, social coverage, and vaccine coverage: survey among children consulting in pediatric emergency departments in France. Arch Pediatr 2012;19(3):242-7.
- [34] Guthmann JP, Chauvin P, Le SY, Soler M, Fonteneau L, Levy-Bruhl D. Family history of immigration from a tuberculosis endemic country and low family income are associated with a higher BCG vaccination coverage in Ile-de-France region, France. Vaccine 2013;31(48):5666-71.
- [35] Guthmann JP, Chauvin P, Le SY, Soler M, Fonteneau L, Levy-Bruhl D. Low pneumococcal conjugated vaccine immunization coverage in low-income families: a study in Ile-de-France. Arch Pediatr 2014;21(6):584-92.
- [36] Ganry O, Bernin-Mereau AS, Gignon M, Merlin-Brochard J, Schmit JL. Human papillomavirus vaccines in Picardy, France: coverage and correlation with socioeconomic factors. Rev Epidemiol Sante Publique 2013;61(5):447-54.
- [37] Lions C, Pulcini C, Verger P. Papillomavirus vaccine coverage and its determinants in South-Eastern France. Med Mal Infect 2013;43(5):195-201.
- [38] Observatoire des inégalités. La pauvreté progresse en France. Observatoire des inégalités [mis à jour le 2014] [consulté le 13/03/2015]. Disponible à partir de l'URL : http://www.inegalites.fr/spip.php?page=article&id_article=270&id_rubrique=123&id_groupe=9&id_mot=76
- [39] Renahy E, Parizot I, Vallée J, Chauvin P. Le renoncement aux soins pour raisons financières dans l'agglomération parisienne : déterminants sociaux et évolution entre 2005 et 2010. Rapport de recherche pour la Drees. Paris: Inserm; 2011. 65 p. [consulté le 13/03/2015]. Disponible à partir de l'URL : <http://www.hal.inserm.fr/inserm-00645136/document>
- [40] Dourgnon P, Or J, Sorsaslt C. Les inégalités de recours aux soins en France, retour sur une décennie de réformes. Actualité et dossier en santé publique 2012;(80):33-50.
- [41] Lutringer-Magnin D, Cropet C, Barone G, Canat G, Kalecinski J, Leocmach Y, *et al.* HPV vaccination among French girls and women aged 14-23 years and the relationship with their mothers' uptake of Pap smear screening: a study in general practice. Vaccine 2013;31(45):5243-9.

- [42] Bowling A. Implications of preventive health behaviour for cervical and breast cancer screening programmes: a review. *Fam Pract* 1989;6(3):224-31.
- [43] Tinsley BJ. Multiple influences on the acquisition and socialization of children's health attitudes and behavior: an integrative review. *Child Dev* 1992;63(5):1043-69.
- [44] Cardol M, Groenewegen PP, Spreeuwenberg P, van DL, van den Bosch WJ, de Bakker DH. Why does it run in families? Explaining family similarity in help-seeking behaviour by shared circumstances, socialisation and selection. *Soc Sci Med* 2006;63(4):920-32.
- [45] Cardol M, van DL, van den Bosch WJ, Spreeuwenberg P, de Bakker DH, Groenewegen PP. Striking variations in consultation rates with general practice reveal family influence. *BMC Fam Pract* 2007;8:4.
- [46] Balas EA, Weingarten S, Garb CT, Blumenthal D, Boren SA, Brown GD. Improving preventive care by prompting physicians. *Arch Intern Med* 2000;160(3):301-8.
- [47] Bertrand M, Mullainathan S, Shafir E. Behavioral economics and marketing in aid of decision-making among the poor. *J Publ Policy Marketing* 2006;25:301-8.
- [48] Ministère des Affaires sociales et de la Santé. Le programme national d'amélioration de la politique vaccinale. Paris: MASS; 2012. 19 p. [consulté le 13/03/2015]. Disponible à partir de l'URL : http://www.sante.gouv.fr/IMG/pdf/Programme_national_damelioration_de_la_politique_vaccinale.pdf

ANNEXES

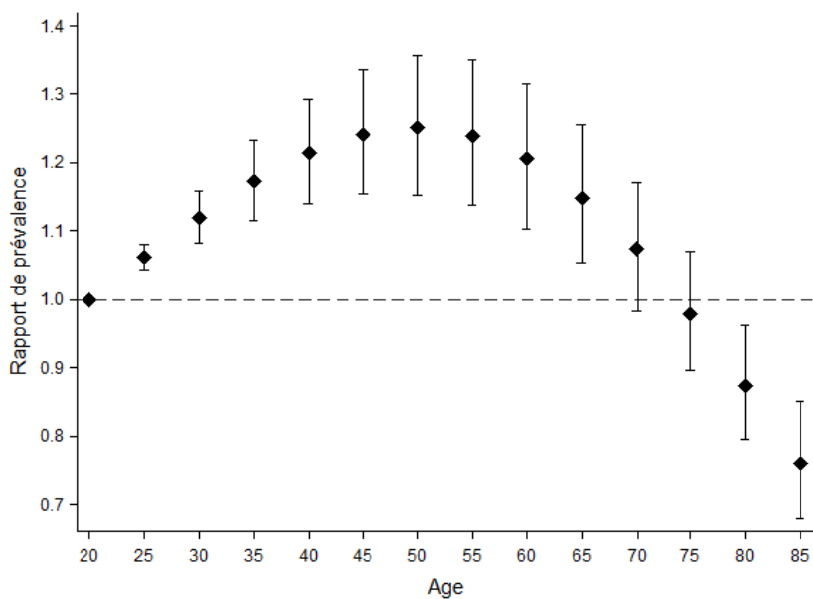
I Figure 28 I

RP pour la CV « rappel DTP depuis 10 ans ou moins de 10 ans » en fonction des RUC du ménage, analyse multivariée



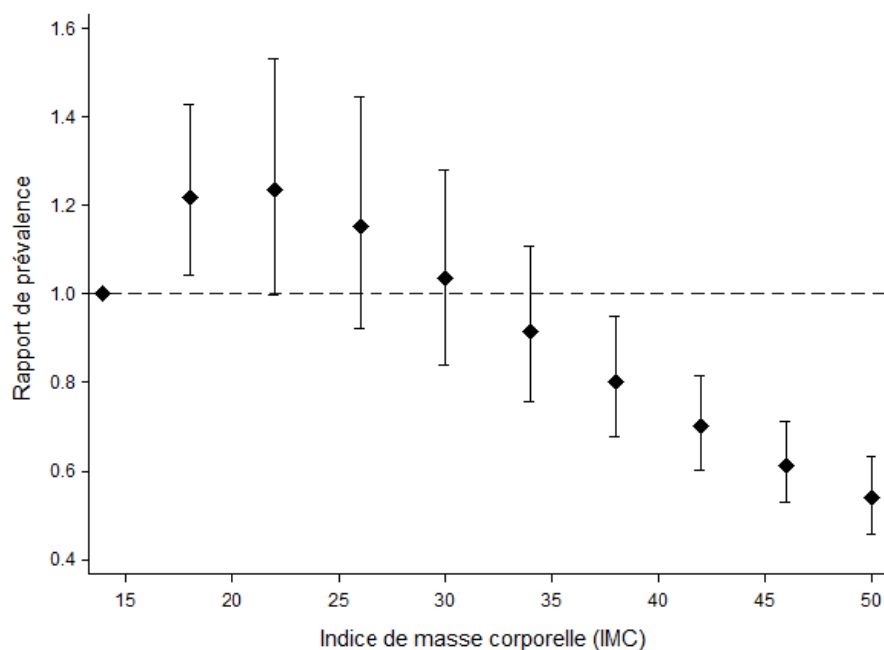
I Figure 29 I

RP pour la CV « rappel DTP depuis 10 ans ou moins de 10 ans » en fonction de l'âge, analyse multivariée



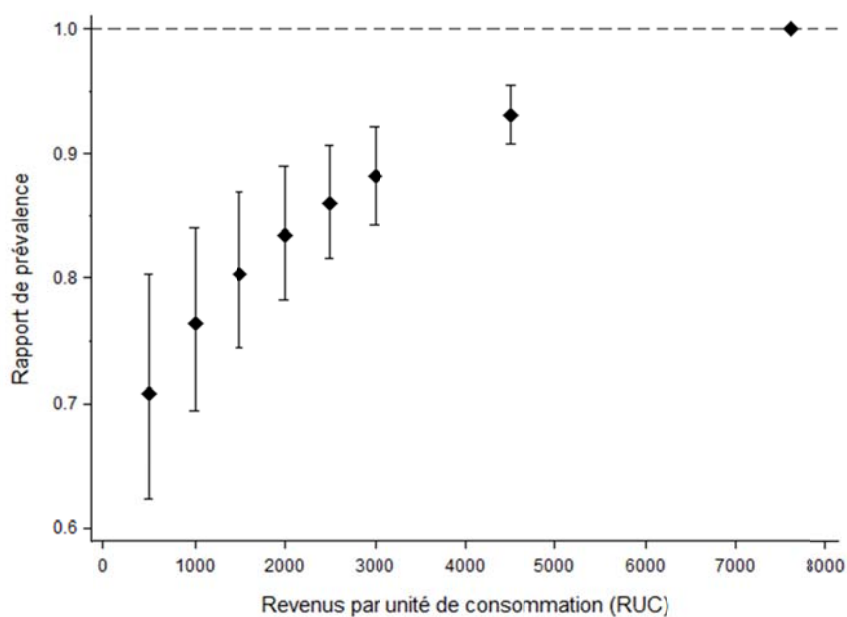
I Figure 30 I

RP pour la couverture du dépistage par FCU sur 3 ans en fonction de l'IMC, analyse multivariée



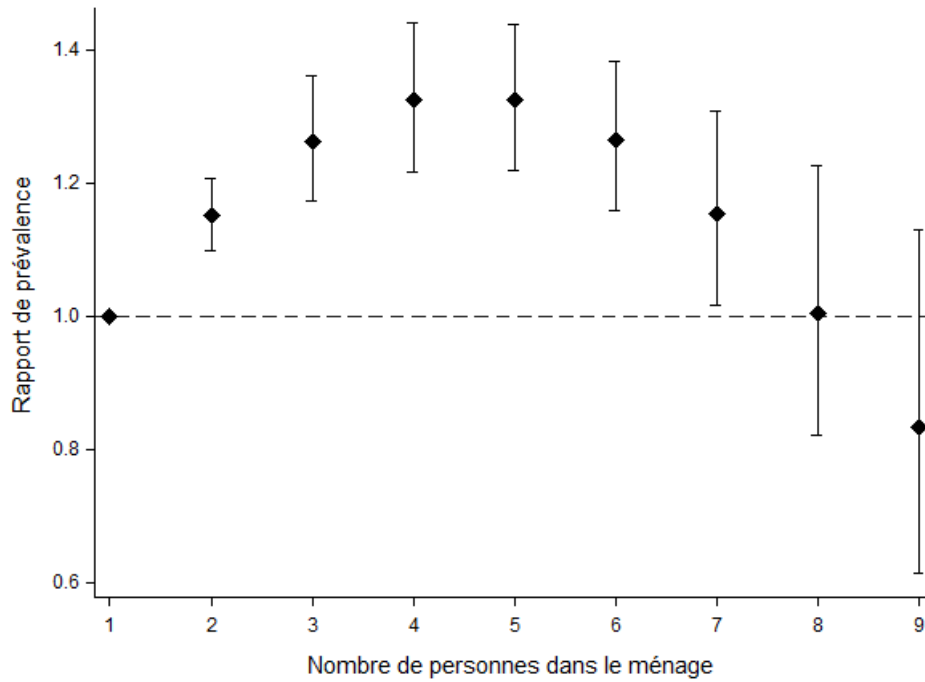
I Figure 31 I

RP pour la couverture du dépistage par FCU sur 3 ans en fonction du RUC du ménage, analyse multivariée



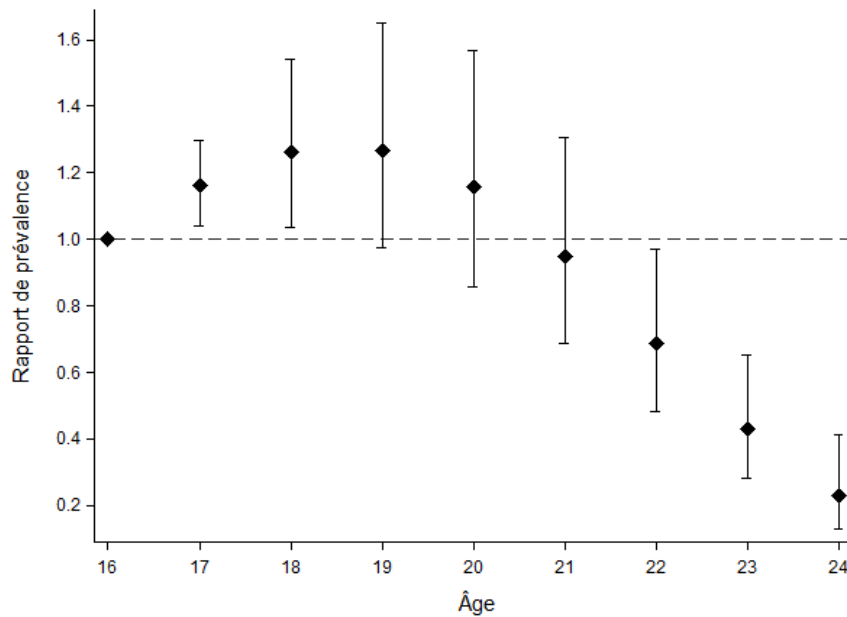
I Figure 32 I

RP pour la couverture du dépistage par FCU sur 3 ans en fonction du nombre de personnes vivant dans le ménage, analyse multivariée



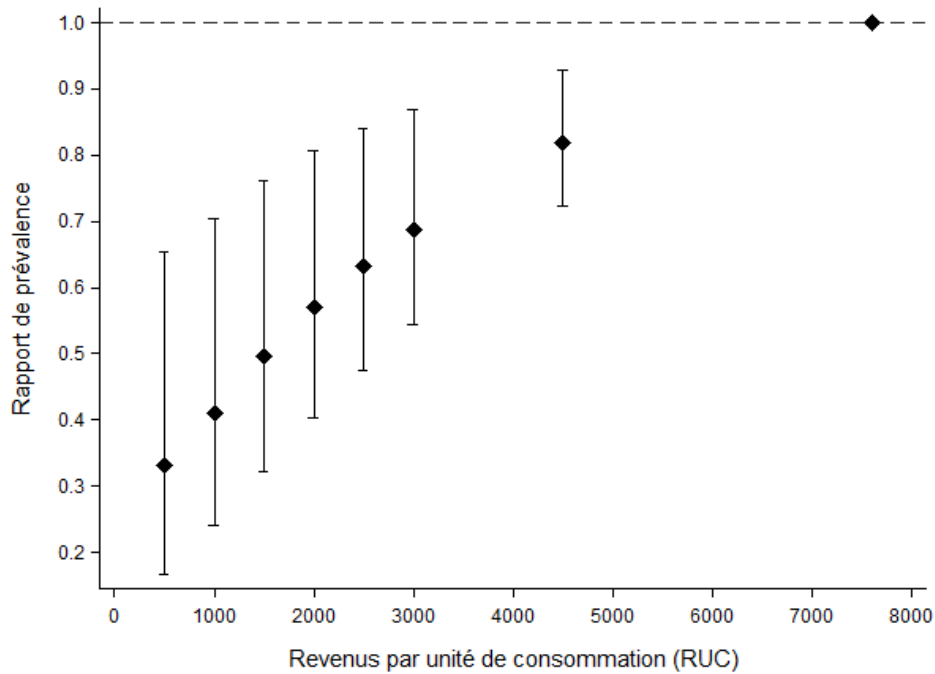
I Figure 33 I

Rapports de prévalence pour la CV HPV « 3 doses » en fonction de l'âge, analyse multivariée



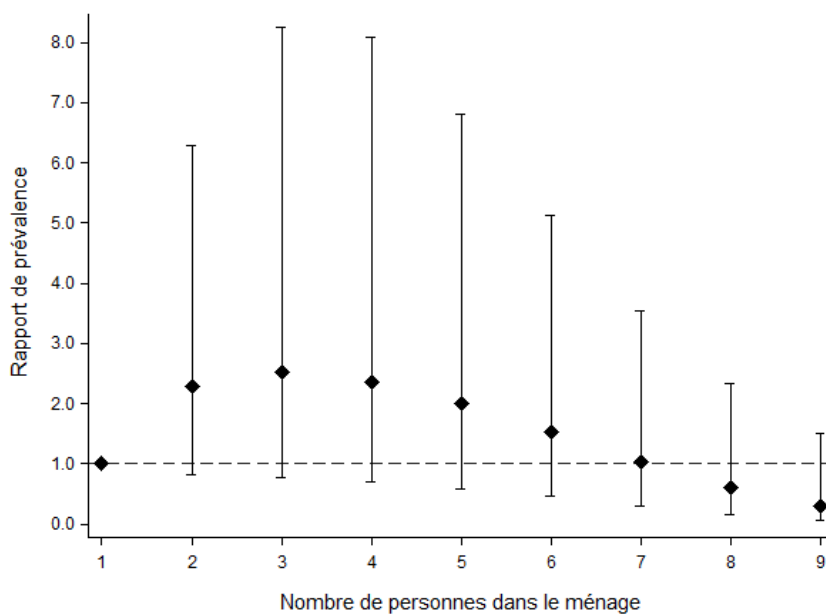
I Figure 34 I

RP pour la CV HPV « 3 doses » en fonction des RUC du ménage, analyse multivariée



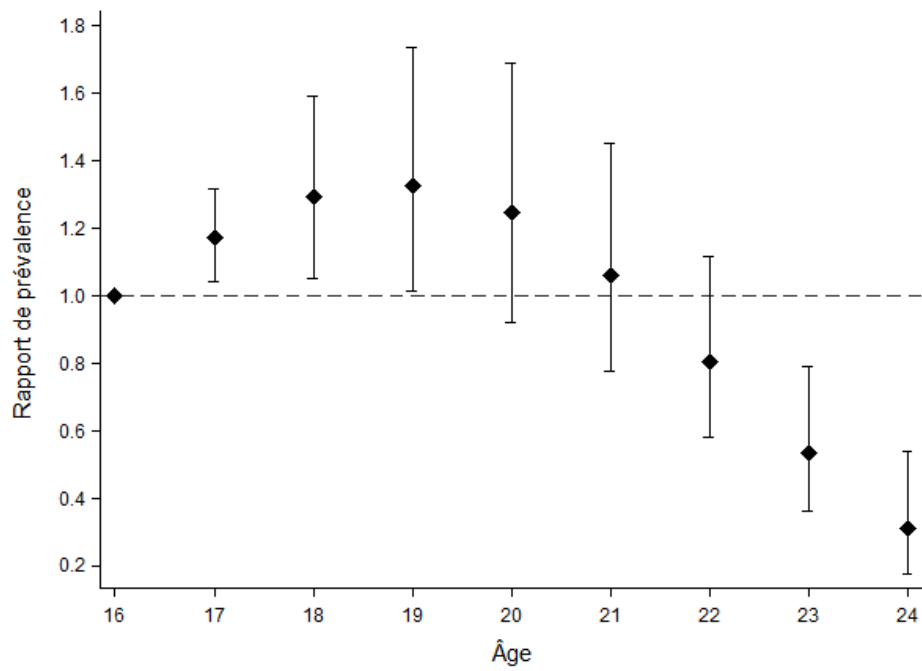
I Figure 35 I

RP pour la CV HPV « 3 doses » en fonction du nombre de personnes dans le ménage, analyse multivariée



I Figure 36 I

RP pour la CV HPV « 3 doses » en fonction de l'âge, analyse ménage, analyse multivariée



Déterminants socio-économiques de vaccination et de dépistage du cancer du col par frottis cervico-utérin (FCU)

Analyse de l'enquête santé et protection sociale (ESPS), 2012

Les couvertures vaccinales (CV) du rappel diphtérie, tétanos, poliomyélite (DTP) de l'adulte et de la vaccination contre les infections à papillomavirus humain (HPV) de la jeune fille sont insuffisantes en France. L'Institut de veille sanitaire (InVS) a analysé les données de l'Enquête santé et protection sociale (ESPS) conduite en 2012 afin d'explorer les déterminants socio-économiques de ces vaccinations, ainsi que ceux du dépistage du cancer du col utérin par le frottis cervico-utérin (FCU). L'enquête a porté sur un échantillon aléatoire représentatif des bénéficiaires de l'Assurance maladie. Les informations ont été recueillies par interview téléphonique et auto-questionnaire. Des régressions de Poisson ont permis d'analyser l'association entre variables explicatives et vaccination/dépistage.

La CV DTP était insuffisante (50 %), et les facteurs associés à cette couverture similaires à ceux obtenus par l'enquête ESPS de 2002. La CV HPV était globalement très insuffisante (31 % pour 3 doses). La CV du dépistage par FCU était de 72 % sur 3 ans. Les faibles revenus du ménage et l'absence de couverture maladie complémentaire privée étaient associés à une moindre vaccination HPV et à un recours moins fréquent au dépistage. L'absence de dépistage par FCU chez la mère était associée à une moindre vaccination HPV chez la fille.

Les jeunes filles non vaccinées par le HPV appartiennent plutôt aux catégories sociales les plus modestes et ont plus souvent des mères non dépistées. Ces jeunes filles risquent de ne bénéficier d'aucune des 2 mesures de prévention du cancer du col, laissant présager un impact limité du programme de vaccination. Les modalités actuelles de mise en œuvre de la vaccination HPV risquent ainsi de creuser les inégalités sociales de santé vis-à-vis du cancer du col utérin.

Mots clés : couverture vaccinale, papillomavirus humain, dépistage du cancer du col, déterminants socio-économiques, France

Socio-economic determinants of vaccination and cervical cancer screening in France

Analysis of the Health and Protection Survey (ESPS), 2012

Diphtheria, tetanus, poliomyelitis (DTP) vaccination coverage (VC) in adults and Human Papilloma Virus (HPV) vaccination coverage in young females are insufficient in France. We analyzed data collected through the Health and Social Protection Survey 2012, a representative survey of the French population (ESPS). The aim was to explore socioeconomic determinants of these vaccinations and that of cervical cancer screening (CCS). Data were collected in a representative sample of health insurance beneficiaries. Data derived from a face-to-face or phone interview. Poisson regression models were used to measure the associations between socioeconomic variables and vaccination or participation in CCS.

DTP VC was insufficient (50%) and socioeconomic factors associated to this VC were similar to that obtained through a similar survey conducted in 2002. HPV VC was 31% for 3 doses. CCS coverage was 72% for the previous 3 years. A low household income and the absence of private insurance were associated with a lower HPV vaccination and a lower CCS prevalence. The lack of CCS in mothers was associated with a lower HPV vaccination in daughters.

HPV unvaccinated young women tend to be of modest socio-economic background and tend to have mothers who do not participate in CCS. These young women are therefore likely of benefiting from none of the 2 cervical cancer preventive measures. This might lead to a limited impact of the HPV vaccination program. The current level of implementation of the French HPV vaccination strategy could increase inequalities regarding cervical cancer prevention.

Citation suggérée :

Guthmann JP, Pelat C, Célant N, Parent du Chatelet I, Duport N, et al. Déterminants socio-économiques de vaccination et de dépistage du cancer du col par frottis cervico-utérin (FCU). Analyse de l'enquête santé et protection sociale (ESPS), 2012. Saint-Maurice : Institut de veille sanitaire ; 2016. 48 p. Disponible à partir de l'URL : <http://www.invs.sante.fr>

INSTITUT DE VEILLE SANITAIRE

12 rue du Val d'Osne

94415 Saint-Maurice Cedex France

Tél. : 33 (0)1 41 79 67 00

Fax : 33 (0)1 41 79 67 67

www.invs.sante.fr

ISSN: 1956-6956

ISBN-NET: 979-10-289-0193-6

Réalisé par Service communication - InVS

Dépôt légal : février 2016