

Projet SYNDEMIE

**Une approche intégrative du bien-être, de la santé et de l'environnement
dans l'orientation des politiques publiques**

Cas d'usage

Facteurs déterminant la participation au dépistage du cancer du sein :

**Etude du dépistage organisé et du dépistage individuel chez les femmes potentiellement
actives et retraitées de la Ville de Nice**

Laurent Bailly (UR2CA, UCA, CHU Nice), Thomas Jobert (UCA), Mirko Petrovic (ELMI
Expertise), Christian Pradier (UCA/CHU Nice)

Remerciements : Cette étude s'inscrit dans le projet Syndémie portée par la Métropole Nice
Côte d'Azur et a bénéficié d'une subvention de la ville de Nice. Nous remercions le professeur
Pierre Dellamonica qui a initié ce projet.

Thierry Blayac (Université Montpellier), Guilhem Lecouteux (Université Côte d'Azur) et
Benjamin Montmartin (Skema Business School) nous ont conseillé sur la modélisation.

Avril 2022

Résumé

Le cancer du sein est la première cause de décès par cancer chez les femmes. Le diagnostic précoce par le dépistage des femmes âgées de 50 à 75 ans est efficace pour réduire la mortalité de ce cancer. La participation au dépistage du cancer du sein est insuffisante dans les Alpes-Maritimes et plus encore à Nice. Identifier les facteurs déterminant la participation et la non-participation est indispensable pour cibler les populations des secteurs prioritaires, lutter contre les inégalités de santé et proposer des actions innovantes. À partir des données de la CPAM, nous avons étudié la participation au dépistage organisé et individuel du cancer du sein dans les 144 secteurs de recensement (IRIS) de la ville de Nice de 2019 à 2021, chez les femmes potentiellement actives de 50 à 59 ans et les femmes retraitées de 60 à 74 ans. La modélisation de la participation et de la non-participation au dépistage, selon les caractéristiques socioéconomiques des IRIS, a été obtenue en appliquant la méthode SUR (Seemingly Unrelated Regression). Le gradient social a été appréhendé dans chaque IRIS par un indice de développement humain local. En 2 ans, 24 396 tests de dépistage du cancer du sein ont été pratiqués à Nice, plus en dépistage individuel (13 223) qu'en dépistage organisé (11 173), alors que c'est le rapport inverse dans le reste du département des Alpes-Maritimes. Le gradient social était positivement associé aux deux types de dépistage. L'accès au transport favorise la participation. Le statut social de cadre était négativement associé au dépistage organisé. Les femmes actives vivant seules étaient plus à risque de non-participation. Compte-tenu de leurs caractéristiques socioéconomiques, le taux de dépistage était inférieur aux taux attendus dans 16 IRIS. Le gradient social, l'accès au transport, la situation familiale et professionnelle sont associés au dépistage du cancer du sein en zone urbaine. Une action innovante ciblée à partir de l'identification de ces facteurs est nécessaire pour diminuer les inégalités de santé.

Introduction

Le cancer du sein est le cancer féminin le plus fréquent et la première cause de décès par cancer chez les femmes, en France (1) et en Europe (2). En dépit des controverses (3), les programmes universels de dépistage du cancer du sein ont montré qu'ils permettaient de réduire la mortalité par cancer du sein en permettant un diagnostic plus précoce (4) (5). Pour être efficace, la participation de la population cible au dépistage du cancer du sein doit être de 70 % (6), préférentiellement dans le cadre d'un programme de dépistage organisé. En France, la

participation au programme de dépistage organisé du cancer du sein était de 48,6% en 2018-2019 et de 45,6 % en 2019-2020 (7). Ces taux de participation nationaux reflètent des réalités différentes selon les territoires (8). Ces différences de participation, selon les caractéristiques socio-économiques et les secteurs géographiques, ont déjà été observées au niveau international comme en Angleterre (9) ou en Suède (10), ainsi que dans les grandes métropoles comme Montréal (11), Sydney (12) ou Londres (13).

Dans les zones urbaines, bénéficiant d'une offre médicale dense en centre de radiologie et en médecin gynécologue, la place occupée par le dépistage individuel du cancer du sein est peu étudiée. Néanmoins, les sociétés scientifiques européennes appellent désormais à inclure le dépistage individuel dans les indicateurs de suivi des campagnes de dépistage (14), rendant ainsi possible le ciblage prioritaire des femmes ne bénéficiant d'aucun examen de dépistage du cancer du sein. En France, le dépistage individuel est recommandé en cas d'antécédent ou de risque élevé de cancer du sein (15). Il est aussi usuellement prescrit dans le cadre d'un suivi gynécologique, notamment avant l'âge d'invitation au dépistage organisé. Il peut alors être plus pratique pour les femmes déjà suivies (16) (17) de poursuivre un dépistage individuel plutôt que de bénéficier d'un dépistage organisé, malgré le reste à charge. Afin de déterminer les facteurs associés à la non-participation au dépistage du cancer du sein, nous avons étudié les deux types de dépistage : organisé et individuel.

L'objectif de cette étude est d'identifier les facteurs déterminant la participation ou la non-participation au dépistage du cancer du sein dans une zone urbaine à forte densité médicale. Notre travail s'organise comme suit : la méthode utilisée est exposée à la première section, les résultats sont donnés à la seconde section, et la troisième section est consacrée à la discussion. A chaque étape nous illustrerons nos propos à travers l'exemple de trois quartiers niçois très hétérogènes : Le quartier Lingostière-Saint-Isidore localisé au nord-ouest le long du Var et accueillant une population de la classe moyenne, le quartier Nice-nord-Saqui situé au nord avec une population plutôt défavorisée, et sur la colline au sud-est de Nice le quartier du Mont-Boron dont la population est en moyenne très aisée.

A.1 Méthode

A.1.1 Population étudiée

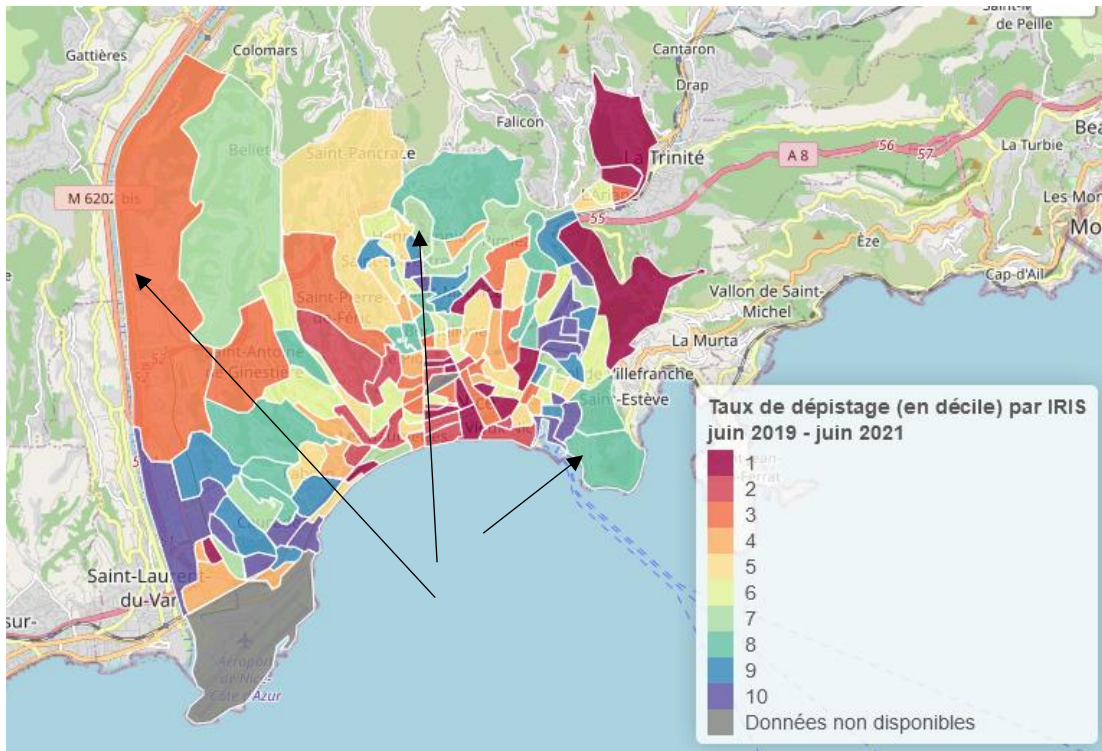
Notre population d'étude est constituée des femmes âgées de 50 à 74 ans appartenant au régime général de l'assurance-maladie et résidant à Nice. Les données proviennent des statistiques de la Caisse Primaire d'Assurance Maladie des Alpes-Maritimes. Les critères d'exclusion sont les

assurées n'habitant pas à l'adresse indiquée et les assurées signalées comme décédées. Les examens médicaux étudiés proviennent des remboursements effectués pour les actes codés selon la Classification Commune des Actes Médicaux pour le dépistage du cancer du sein par mammographie bilatérale codé QEQK001, correspondant au dépistage individuel, et par mammographie pratiquée dans le cadre du dépistage organisé codé QEQK004. Le code de mammographie unilatérale QEQK005 est exclu de cette étude. Afin de couvrir une période de 2 ans les dates de réalisation des mammographies vont du 17 juin 2019 au 17 juin 2021. Nous disposons de 24 396 tests de dépistage géolocalisés au niveau de l'IRIS, dont 11 173 en dépistage organisé (DO) et 13 223 en dépistage individuel (DI) pour une population éligible de 43 402 femmes.

Les données relatives au nombre de dépistages sont représentées par IRIS. Pour la ville de Nice, nous avons un total de 144 IRIS (nous excluons les deux IRIS d'activité) et les taux de participation que nous avons retenus pour l'étude ont été regroupés en deux catégories, 50-59 et 60-74 ans pour différencier les femmes potentiellement actives de celles retraitées, parce qu'au-delà de 60 ans plus d'une femme sur deux en France est à la retraite(18). Ces taux ont été calculés pour chaque type de dépistage et chaque tranche d'âge, comme le rapport du nombre de femmes dépistées au nombre de femmes vivant dans l'IRIS durant cette période.

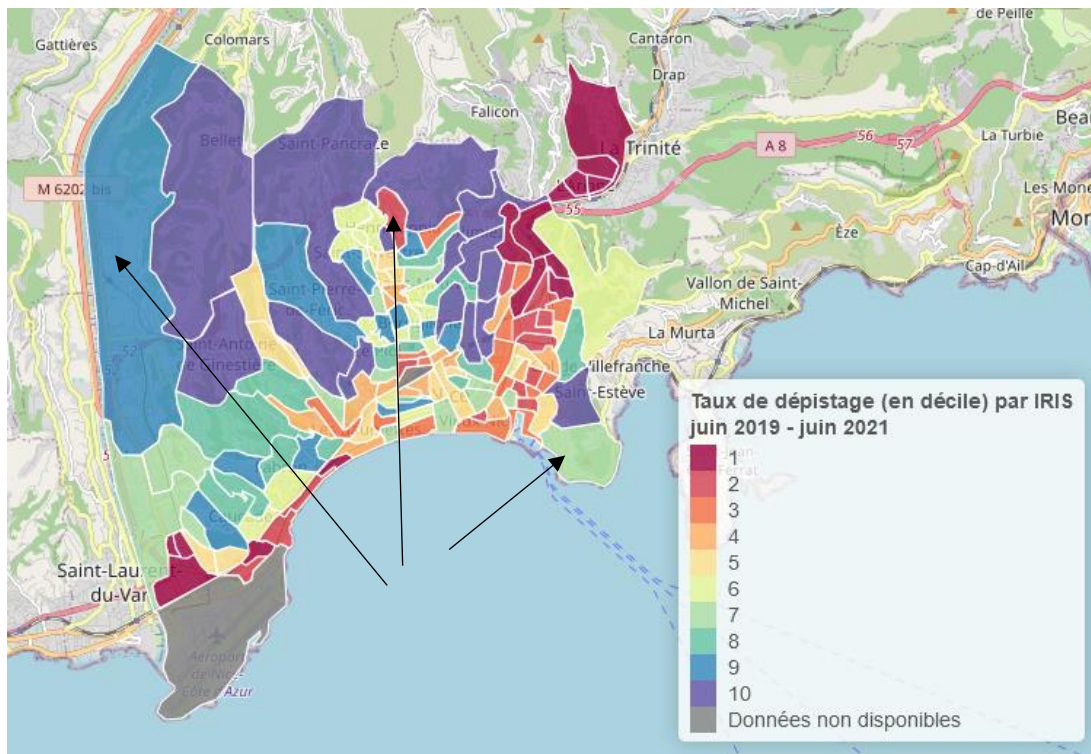
Les cartes 3, 4, et 5 présentent respectivement les taux de dépistage organisé (DO), individuel (DI) et le taux de dépistage total (DO+DI). Les cartes se lisent de la façon suivante : quand un IRIS se trouve dans le décile 1 cela veut dire qu'il fait partie des 10% d'IRIS qui participent le moins au dépistage. Quand un IRIS qui se trouve dans le décile 10, il fait partie des 10% d'IRIS qui participent le plus au dépistage. Une version interactive des cartes proposant des informations de dépistage par IRIS est disponible sur demande auprès des auteurs.

Carte 3 : Taux de dépistage organisé classé par déciles



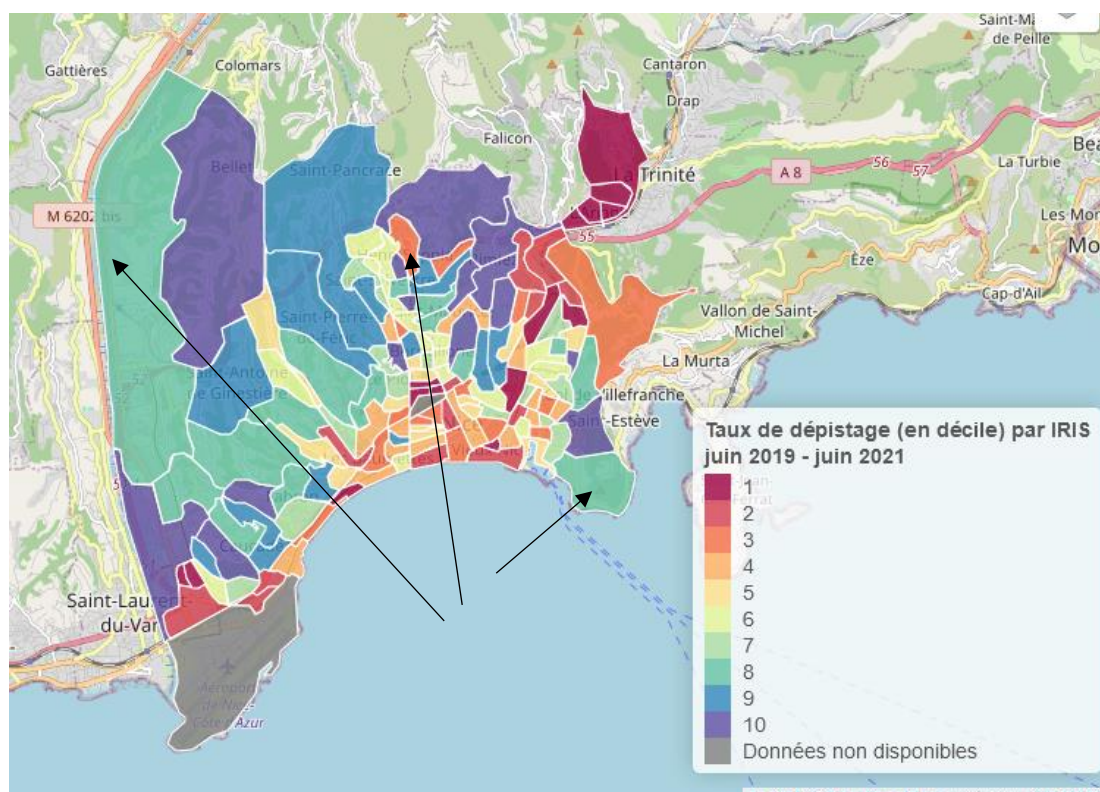
Source : CPAM et calcul des auteurs

Carte 4 : Taux de dépistage individuel classé par déciles



Source : CPAM et calcul des auteurs

Carte 5 : Taux de dépistage total classé par déciles



Source : CPAM et calcul des auteurs

Les trois quartiers servant d'illustration sont indiqués sur les cartes par les flèches noires. Si on se limite à l'information donnée par le taux de dépistage organisé (carte 3), le quartier de Lingostière-Saint-Isidore (nord-ouest) appartient au troisième décile, alors qu'il a un très bon taux de dépistage individuel (carte 4), et qu'au final, il est dans le huitième décile pour le dépistage global (carte 5). Le quartier Nice-nord-Saqui a un très bon taux de DO, mais sa mauvaise performance dans le DI le classe dans le troisième décile pour le dépistage global. Le quartier du Mont-Boron obtient de bons résultats dans les deux types de dépistage et au final se trouve dans le même groupe que le quartier de Lingostière-Saint-Isidore pour le dépistage global.

Les caractéristiques sociales et économiques des IRIS proviennent des données de recensement de la population effectué par l'Insee (19) (millésime 2018 publié en octobre 2021). Les variables relatives aux revenus, à leurs origines et à leurs distributions proviennent du Dispositif filosofi (20) : Fichier localisé social et fiscal (millésime 2018 publié en mars 2021). Les caractéristiques socioéconomiques des IRIS sont mesurées pour la population totale de l'IRIS et pas uniquement pour les femmes éligibles. Kelman (21) parle alors d'identification : un

individu change de comportement car il s'identifie à l'individu ou au groupe qui constitue la source d'influence.

A.1.2 Indice de Développement Humain Localisé (IDHL)

Depuis les années 80 et les travaux de Peter Townsend (22), le concept de privation est apparu et il est associé à « un état de désavantage observable et démontrable par rapport à la communauté locale ou à la société ou à la nation au sens large auquel un individu, une famille ou un groupe fait partie ». Dès lors, les indices de défavorisation sont couramment utilisés dans les études de santé.

L'indice de défavorisation français (Fdep) (23) par exemple, est construit à partir d'une analyse en composantes principales (ACP) de 4 variables qui pose le problème de la pondération endogène puisque le résultat de l'ACP est ensuite utilisé comme variable explicative. Il y a aussi le problème de la stabilité dans le temps et dans l'espace puisque les poids changent à mesure que l'échantillon change. Et enfin, le fait que l'indice ait une composante d'emploi, introduit une instabilité car les données de dépistage dont nous disposons datent de la période 2019-2021, ce qui correspond à l'étape où l'emploi a été largement perturbé par les effets de la pandémie de COVID-19, un biais important serait donc introduit par l'utilisation de cet élément.

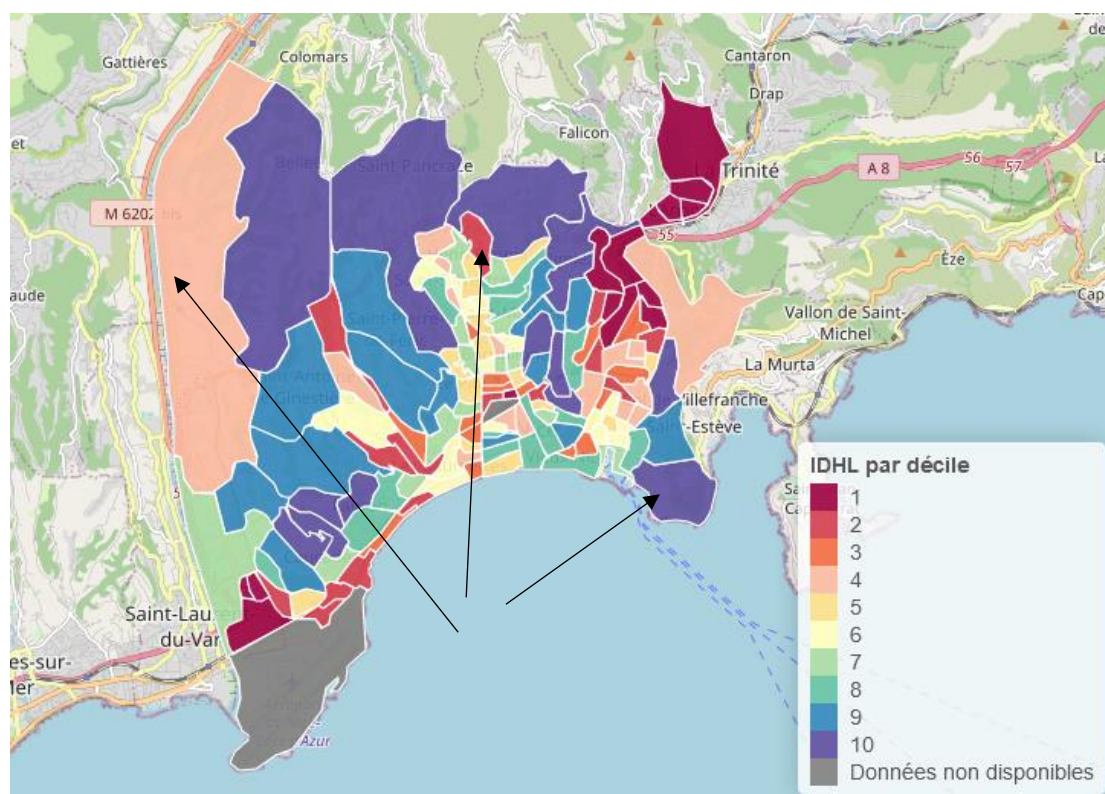
Pour surmonter les problèmes associés à un indice de défavorisation, nous avons conçu un Indice de Développement Humain Local (IDHL). L'idée était de recréer l'indice de développement humain (IDH) qui a été développé par Mahbub ul Haq (24) et Amartya Kumar Sen (25) et qui est depuis devenu le principal indicateur utilisé par les Nations Unies pour quantifier la "réussite moyenne dans les dimensions du développement humain ». Cependant, au lieu de le calculer au niveau national, nous l'avons fait au niveau IRIS. L'IDHL a les trois mêmes composantes que l'IDH : la santé, l'éducation et le revenu. Ainsi, l'indice est calculé comme suit :

$$IDHL = \sqrt[3]{I_{santé} \cdot I_{éducation} \cdot I_{revenu}}$$

Pour l'indicateur de santé, nous n'avons pas utilisé l'espérance de vie à la naissance car elle n'est pas disponible à l'échelle de l'IRIS, mais nous avons décidé d'utiliser la part des travailleurs masculins compte tenu du fait qu'en moyenne, ils vivent 6 ans de moins que les hommes cadres (26). De même, pour l'indice d'éducation, nous avons décidé de prendre la part de la population sans diplôme plutôt que la moyenne d'années de scolarisation qui est utilisée au niveau international.

La carte 6 présente l'indice de développement humain localisé pour la ville de Nice.

Carte 6 : Indice de Développement Humain Localisé par déciles



Source : Insee et calcul des auteurs

Le quartier Lingostière-Saint-Isidore (nord-ouest sur la carte 6) a un niveau de développement moyen le classant dans le quatrième décile. Le quartier Nice-nord-Saqui est dans le premier décile (le moins développé) alors que le quartier du Mont-Boron est dans le dixième décile (le plus développé).

A.1.3 Analyse statistique

Comme d'autres études (16), (27), nous considérons le groupe d'âge comme une variable qui devrait être expliquée par le modèle plutôt qu'utilisée comme une variable exogène. Nous aurons donc 4 équations distinctes à évaluer, et pour ce faire, nous les estimerons avec la méthode SUR (Seminally Unrelated Regressions) (28).

La méthode SUR est une généralisation de la méthode des Moindres Carrées Ordinaires qui implique des équations spécifiques, avec des variables endogènes. Les erreurs sont corrélées entre les équations pour un individu donné mais ne sont pas corrélées entre les individus. Elle permet de tester l'hétérogénéité des comportements entre groupes, dans notre cas entre femmes actives et retraitées, ainsi que pour les dépistages mammographies organisés et individuels.

Le modèle s'écrit comme suit : $y_{ij} = x'_{ij}\beta + u_{ij}$

Le modèle comprend $j = 4$ équations linéaires pour $i = 144$ individus.

Nous pouvons empiler les m équations (4x144) dans un modèle SUR :

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ y_4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & & \vdots \\ 0 & \dots & & X_4 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \\ \beta_4 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ u_3 \\ u_4 \end{bmatrix} = X\beta + u$$

avec :

$$\begin{cases} y_1 = \text{Pourcentage de dépistage organisé pour les femmes actives} \\ y_2 = \text{Pourcentage de dépistage organisé pour les femmes retraitées} \\ y_3 = \text{Pourcentage de dépistage individuel pour les femmes actives} \\ y_4 = \text{Pourcentage de dépistage individuel pour les femmes retraitées} \end{cases}$$

L'estimation par les Moindres Carrés Ordinaires équation par équation donne un estimateur sans biais de β , mais le meilleur estimateur est l'estimateur des Moindres Carrés Généralisés (MCG) :

$$\hat{\beta}_{MCG} = \{X' (\Sigma^{-1} \otimes I_N) X\}^{-1} \{X' (\Sigma^{-1} \otimes I_N) y\}$$

où \otimes est le produit de Kronecker et I_N la matrice identité.

A.2 Résultats

A.2.1 Les données

Tableau 2 : Caractéristiques de la population étudiée

Variable	Valeur minimum	Valeur maximum	Moyenne	Ecart type
Taux de DO femmes 50-59 ans	8%	37%	21%	5,2%
Taux de DO femmes 60-74 ans	17%	41%	28%	7,3%
Taux de DI femmes 50-59 ans	15%	52%	33%	7,6%
Taux de DI femmes 60-74 ans	11%	46%	28%	7,2%
Taux de non-participation femmes 50-59 ans	23%	67%	46%	8,9%
Taux de non-participation femmes 60-74 ans	25%	66%	44%	8,5%

Le tableau 2 présente les statistiques récapitulatives des variables que nous avons utilisées dans cette étude. En comparant les taux de dépistage, on observe que pour la tranche d'âge active (50-59 ans), le pourcentage de séances de mammographie individuelles (DI) est en moyenne

significativement plus élevé que le pourcentage de séances de mammographie organisées (DO). En revanche, DI et DO sont en moyenne les mêmes pour le groupe des femmes retraitées.

En plus de l'IDHL, nous avons ajouté dans notre modèle d'autres variables explicatives qui exposent les caractéristiques de la population de l'IRIS, par exemple la composition des ménages, ou l'utilisation des transports. Les variables ont été choisies en utilisant une procédure de sélection ascendante pas à pas et aussi en fonction de la littérature existante sur le cancer du sein. Ainsi, les variables que nous avons identifiées sont le pourcentage de femmes cadres, le pourcentage de la population utilisant les transports en commun pour se rendre au travail, le pourcentage de ménages sans voiture et le pourcentage de femmes célibataires entre 55 et 79 ans.

Nous attendons deux contributions opposées du gradient social (mesuré par l'IDHL) dans l'explication du dépistage organisé. D'un côté le gradient social doit contribuer positivement au taux de dépistage organisé. D'un autre côté en considérant que les femmes avec un gradient social élevé consultent régulièrement un gynécologue, on peut supposer qu'elles ne participeront pas toutes à la campagne de dépistage organisé, et que certaines préféreront un dépistage individuel prescrit par leur propre gynécologue. Un gradient social élevé peut donc avoir une contribution négative au taux de dépistage organisé. Nous appelons cette seconde contribution « effet d'éviction du DO par le DI » et nous l'appréhendons par le pourcentage de femmes cadres. Si notre explication est juste, la variable pourcentage de femme cadre doit avoir un effet négatif dans l'équation de DO, et ne pas avoir d'effet significatif dans l'explication du comportement de dépistage individuel ou dans le comportement de non-dépistage.

Nous avons choisi de présenter les résultats du modèle non contraint qui tient compte de l'hétérogénéité des comportements de dépistage, tant en termes de type de dépistage (DO/DI) que de type de population (Active/Retraîtée). Comme nous l'avons vu dans la partie précédente, le modèle SUR nous permet de tester l'hétérogénéité des comportements entre les groupes, nous devons donc tester si nos équations sont significativement différentes. Pour ce faire, nous avons élaboré un tableau avec différentes contraintes et en comparant le F-test, nous avons décidé s'il y avait un comportement homogène ou non entre les groupes. Comme le montrera le tableau 5, nous avons testé et rejeté l'hypothèse d'un comportement homogène entre les groupes (DO/DI et active/retraitée).

A.2.2 Résultats des estimations

Les tables de régression dérivées du modèle SUR (tableau 3) suggèrent que les variables sélectionnées ont un impact plus important sur le taux de participation au DO que sur celui du DI.

Tableau 3 Résultats de l'estimation du modèle SUR

Variable / Equation	DO 50-59		DO 60-75		DI 50-59		DI 60-75	
	Coeff	P-Value	Coeff	P-Value	Coeff	P-Value	Coeff	P-Value
Constante	0,146	0,052	0,188	0,010	0,152	0,060	-0,066	-0,322
Femmes								
cadres	-0,747	0,034	-0,793	0,020	0,489	0,194	0,123	0,692
IDHL	0,168	0,042	0,158	0,047	0,318	< 0,01	0,485	< 0,01
Transports								
publics	0,277	< 0,01	0,252	< 0,01	0,045	0,480	0,046	0,389
Sans voiture	-0,191	< 0,01	-0,195	< 0,01	-0,166	< 0,01	-0,084	0,025
Population								
isolée 55-79	-0,097	0,084	0,012	0,821	-0,087	0,148	-0,023	0,644

La P-Value mesure le risque pris en acceptant que la variable contribue à expliquer le taux de dépistage.

Premièrement, nous voyons qu'il y a un effet d'éviction du DO par le DI, c'est-à-dire que la part des femmes cadres a un impact négatif sur le DO avec une élasticité égale à -0,7% alors que l'impact est non significatif pour la mammographie individuelle.

En observant l'effet de l'IDHL, on constate que l'environnement socio-économique a un impact plus important sur les dépistages individuels ce qui s'explique par le fait qu'une stabilité financière est nécessaire pour participer à un dépistage individuel. L'utilisation des transports en commun a un impact positif sur les deux tranches d'âge des dépistages organisés alors qu'il n'est pas significatif pour les dépistages individuels.

Ne pas avoir de voiture est un obstacle au dépistage, quel que soit le type de mammographie ou le groupe d'âge.

Pour évaluer la robustesse de notre étude, nous avons également examiné la régression où nous voulions expliquer le taux de non-participation. Ici, nous travaillons sur une population plus large par IRIS puisque nous ne séparons pas le DO du DI. Cette méthode devrait valider le choix des variables exogènes dans le modèle de dépistage, ainsi que l'hypothèse d'effet d'éviction où la part des femmes cadres ne devrait pas expliquer le taux de non-participation. Cela nous permet de comprendre les différences entre les femmes actives et retraitées. Enfin, il

permet d'identifier les IRIS qui sous-performent ou surperforment conditionnellement à leurs caractéristiques socio-économiques (carte 7).

Tableau 4 Résultats de la régression du taux de non-participation

Variable/équation	50-59		60-75	
	Coefficient	P-Value	Coefficient	P-Value
Constante	0,701	< 0,01	0,877	< 0,01
Femmes cadres	0,258	0,549	0,670	0,082
IDH	-0,486	< 0,01	-0,644	< 0,01
Transports communs	-0,323	< 0,01	-0,298	< 0,01
Sans voiture	0,357	< 0,01	0,279	< 0,01
55-79 seul	0,184	< 0,01	0,010	0,86

La part des femmes cadres n'apparaît pas comme une variable significative aussi bien avec un test de Student qu'avec un test de Fisher (P-value = 0,069) ce qui confirme l'hypothèse de l'effet d'éviction. Le gradient social a un impact négatif sur la non-participation, avec un impact plus important pour le groupe d'âge des retraités. L'effet des transports en commun est négatif pour les deux tranches d'âge, ce qui signifie que plus le déplacement en transport en commun est facile, plus le taux de non-participation sera faible. L'effet inverse est observé pour la part de personnes sans voiture, où une part plus élevée est associée à un taux de participation plus faible, cet effet est plus fort pour les femmes actives.

Tableau 5 Tests d'homogénéité sur le modèle de dépistage

Contraintes	Nombre de contraintes	Interpretation	F value	P.Value
$\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4$	18	Hypothèse d'homogénéité totale	40,63	<0,01
$\beta_1 = \beta_2$ $\beta_3 = \beta_4$	12	Hypothèse d'homogénéité entre femmes actives et retraitées	22,09	<0,01
$\beta_1 = \beta_3$ $\beta_2 = \beta_4$	12	Hypothèse d'homogénéité entre DO et DI	60,07	<0,01
$\beta_1 = \beta_2$	6	Hypothèse d'homogénéité entre femmes actives et retraitées seulement pour le DO	30,78	<0,01
$\beta_3 = \beta_4$	6	Hypothèse d'homogénéité entre femmes actives et retraitées seulement pour le DI	14,63	<0,01

Comme nous l'avons vu dans la partie précédente, le modèle SUR nous permet de tester l'hétérogénéité des comportements entre les groupes, nous devons donc tester si nos équations sont significativement différentes. Pour ce faire, nous avons élaboré un tableau avec différentes

contraintes et en utilisant les tests de Fisher, nous avons pu décider s'il y avait un comportement homogène ou non entre les groupes. Les tableaux 5 et 6 nous montrent qu'il faut rejeter l'hypothèse d'homogénéité et donc conclure que les comportements de dépistage sont hétérogènes entre les groupes.

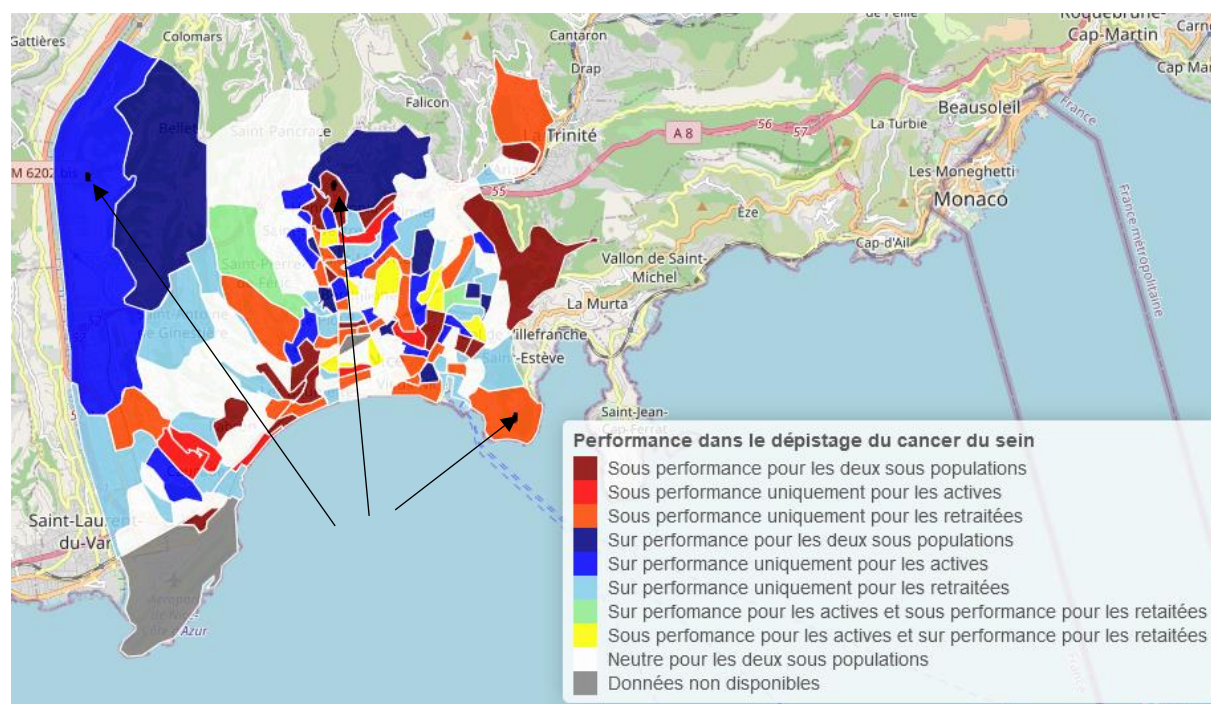
Tableau 6 : Tests d'homogénéité dans le modèle de non-participation

Contraintes	Nombre de contraintes	Interpretation	F value	P-value
$\beta_1 = \beta_2$	6	Hypothèse d'homogénéité entre femmes actives et retraitées	3,44	<0,01

A.2.3 Analyse des performances conditionnelles des IRIS

Grâce à l'estimation des modèles, nous pouvons calculer un niveau de performance pour la participation au dépistage du cancer du sein de chaque IRIS de la ville de Nice, compte-tenu de leurs caractéristiques. Cette performance conditionnelle au IRIS est représentée sur la carte 7.

Carte 7 : Performances conditionnelles



Source : Insee et calcul des auteurs

Si nous analysons les résultats de nos trois quartiers, Lingostière-Saint-Isidore (nord-ouest), qui avait un taux de DO bas mais un taux de dépistage global élevé, surperforme dans les deux populations. Le quartier Nice-nord-Saqui, malgré son très bon taux de DO, sous-performe dans

les deux populations. Quant au quartier du Mont-Boron qui obtenait de bons résultats dans les deux types de dépistage, il sous-performe pour les femmes retraitées.

L'analyse de nos trois quartiers illustratifs montre bien que se limiter à la seule information donnée par le taux de dépistage organisé risque d'induire en erreur.

L'analyse de la carte 7 permet d'identifier les 16 IRIS, parmi les 144 de la ville de Nice, ayant le niveau de performance le plus faible pour la participation au dépistage. Rappelons que les déciles de l'indice de développement humain (IDH) par IRIS de la Ville de Nice sont représentés sur la carte 6. La mise en parallèle de ces deux cartes montre que seuls 5 IRIS, sur les 16 ayant le niveau de performance le plus faible, font également partie de ceux présentant le gradient social le plus bas, soit le dernier décile de l'IDH. Six IRIS, sur les 16 les moins performants pour les deux types de dépistage du cancer du sein, présentent un IDH médian ou supérieur à la moyenne.

Le tableau 7 fournit des statistiques sur les 16 IRIS qui sous performant dans les deux populations (femmes actives et femmes retraitées). Les IRIS les moins développés (au sens de l'IDHL) sont surreprésentés, mais 4 IRIS appartenant aux déciles les plus élevés apparaissent dans ce tableau. Les deux dernières colonnes donnent des informations sur la sous-performance des IRIS conditionnellement à la performance qu'ils auraient dû atteindre étant données les caractéristiques socio-économiques de leur population. Le premier chiffre indique le déficit de dépistage exprimé en effectifs. Ainsi pour le quartier « Abbaye de Roseland », bien que le taux de non-dépistage des femmes actives (44%) soit inférieur au taux moyen de la ville de Nice (45,5%), compte tenu des caractéristiques de la population du quartier, il y a quand même un déficit de 9 dépistages.

Le chiffre entre parenthèses dans cette même colonne, (15%) pour le quartier « Abbaye de Roseland », indique le pourcentage de gain par rapport au dépistage total (DO+DI) du quartier que représente le déficit de 9 dépistages. Autrement dit, s'il y avait eu 9 dépistages de plus chez les femmes actives dans le quartier « Abbaye de Roseland », le taux de dépistage total aurait augmenté de 15%.

La lecture du tableau 7 montre qu'il y a pour la population des femmes de 50-59 ans trois IRIS dans lesquelles les gains potentiels en termes de dépistage sont supérieurs à 30% : « Henry Dunant », « Acropolis-XVe Corps » et « Lenval ».

Pour la population des femmes de 60-74 ans, les gains potentiels supérieurs à 20% se trouvent dans les quartiers « Acropolis-XVe Corps » et « Ariane-Saramito ».

Tableau 7 : Taux de non-dépistage et écart aux test de dépistages attendus pour chaque IRIS

	IDHL	Déclès	Taux non dépistées		Sous-performance	
			50-59 ans	60-74 ans	50-59 ans (% dépistage total)	60-74 ans (% dépistage total)
Abbaye de Roseland	0,914	10	44%	37%	9 (15%)	5 (4%)
Saint-Philippe	0,827	7	44%	47%	6 (11%)	13 (19%)
Cernuschi	0,822	7	46%	42%	7 (12%)	9 (11%)
Baumettes	0,788	5	52%	50%	7 (13%)	14 (15%)
Henry Dunant	0,761	4	58%	46%	15 (31%)	6,8 (8%)
Riquier	0,754	4	49%	49%	9 (9%)	16 (11%)
Riquier-Ayson	0,752	3	52%	48%	5 (6%)	6 (5%)
Vinaigrier	0,752	3	52%	48%	6 (15%)	8 (14%)
Acropolis-XVe Corps	0,74	3	60%	55%	26 (34%)	16,2 (21%)
Cessole	0,731	2	49%	49%	6 (10%)	10 (14%)
Clément Roassal	0,714	2	58%	54%	13 (19%)	9 (11%)
Madeleine Robiony	0,679	1	52%	52%	10 (13%)	14 (14%)
Nice Nord-Saqui	0,678	1	52%	48%	11 (13%)	13 (10%)
Lenval	0,673	1	66%	58%	10 (34%)	10 (18%)
Arenas-Cassin	0,636	1	53%	55%	8 (10%)	12 (16%)
Ariane-Saramito	0,553	1	67%	66%	7 (18%)	14 (24%)

Taux de non dépistage moyen de Nice : 45,5% pour les femmes actives et 42,7% pour les retraitées.

En additionnant les effectifs de déficit des deux dernières colonnes, nous obtenons le déficit de dépistage conditionnel total. Celui-ci est de 334. Cela signifie que si les quartiers avaient eu les performances attendues compte tenu de leurs caractéristiques, il y aurait eu 334 dépistages de plus par rapport aux 2 481 dépistages observés dans ces 16 quartiers, soit un gain de 13%.

A.3 Discussion

Notre étude a démontré que le gradient social, l'accès au transport, la situation familiale et professionnelle étaient des facteurs déterminant de la participation au dépistage du cancer du sein, qu'il soit organisé ou individuel. Un des résultats marquants de notre étude se situe dans la place qu'occupe le dépistage individuel sur l'ensemble du dépistage du cancer du sein, dans une ville disposant d'une offre de soins dense. Au final, de juin 2019 à juin 2021 le dépistage individuel était largement majoritaire par rapport au dépistage organisé, alors que l'on estime au niveau national qu'il ne représente que 10% de l'ensemble du dépistage du cancer du sein en France (29).

La modélisation du taux de dépistage du cancer du sein a confirmé le rôle prépondérant du gradient social, mesuré par l'indice de développement humain, dans la pratique du dépistage, qu'il soit organisé ou individuel. L'effet du niveau de développement était plus important pour le dépistage individuel que pour le dépistage organisé, suggérant un lien direct avec un niveau de revenu suffisant pour couvrir le reste à charge financier, confirmant les résultats observés en France par les études utilisant des données individuelles (30). De la même façon, la proportion de femmes, disposant du statut de cadre dans leur situation professionnelle, était négativement associée au dépistage organisé, mais non significatif pour le dépistage individuel. Le lien entre le niveau d'étude et une pratique plus fréquente du dépistage individuel a déjà été montré (17). Le statut socio-économique de ces dernières, bénéficiant plus fréquemment d'un suivi gynécologique par ailleurs, semble avoir un effet d'auto-éviction des campagnes de prévention publique, au profit d'un suivi individuel.

Notre étude a aussi mis en évidence le rôle de l'environnement construit sur la participation au programme de prévention : un accès aux infrastructures de transport en commun est favorablement associé au dépistage organisé du cancer du sein. Les femmes ne bénéficiant pas d'un accès facile aux transports en commun participent moins aux campagnes de prévention du cancer du sein. L'impact du transport sur la participation au programme de dépistage organisé a déjà été mis en évidence en France à l'échelle départementale (27), un temps de transport

supérieur à 15 minutes représentant un frein à la participation. En zone urbaine, ce délai peut être facilement dépassé en fonction du lieu d'habitation, notamment dans une ville comme Nice avec de nombreuses collines aux reliefs escarpés. Certaines zones de la ville sont également plus faciles d'accès en voiture qu'en transport en commun, ce qui peut aussi expliquer l'association négative observée entre la part de ménage sans voiture et la participation au dépistage, notamment au dépistage organisé. L'importance de l'accessibilité (31) aux centres de dépistage du cancer sein est un enjeu majeur en zone urbaine pour lutter contre les inégalités de santé (32).

La modélisation de la non-participation au dépistage, à partir des variables incluses dans le modèle de détermination du taux de dépistage confirmant sa robustesse, a mis en évidence le rôle de l'environnement familial. La non-participation était plus importante lorsque la proportion de femmes actives vivant seule était plus élevée. La moindre participation au programme de dépistage des femmes célibataires, divorcées ou séparées, a déjà été observée dans les cantons suisses de langue française (33).

Notre modèle de non-participation au dépistage du cancer du sein a aussi permis d'identifier des secteurs pour lesquels la pratique du dépistage est insuffisante étant donné les caractéristiques socio-économiques, familiales et professionnelles de leurs habitantes ainsi que l'accessibilité des transports. Il a été ainsi possible de cartographier à la fois le gradient social et la participation attendue de ces zones d'habitation. La mise en parallèle de ces deux cartes montre que les quartiers défavorisés ne sont pas les seuls à présenter une pratique de dépistage insuffisante, alors qu'il était attendu auparavant que le dépistage individuel, dans ces secteurs urbains non défavorisés, palliait une plus faible participation au dépistage organisé. En France, cette moindre participation dans les quartiers non défavorisés a déjà été montrée en zone urbaine, comme dans la métropole Lyonnaise (34). Dans cette étude, les femmes résidant dans le centre-ville participaient moins au dépistage du cancer du sein, comparativement aux autres femmes de la métropole. Il s'agit d'une information essentielle pour guider les politiques de santé publique des autorités de santé qui doivent intervenir dans ces zones de moindre participation, non identifiées jusqu'à présent.

Notre étude présente des limites, en premier lieu nous avons travaillé sur des données agrégées et non sur des données individuelles, sans pouvoir les ajuster sur la tranche d'âge du dépistage des cancers (35). Il a cependant été démontré que les données agrégées pouvaient être une bonne approximation des inégalités sociales de santé (36). Par ailleurs, plusieurs études françaises

disposant de données individuelles ont retrouvé la même association entre niveau socio-économique et participation au dépistage du cancer du sein(30), (37), (38). Notre hypothèse d'un mimétisme des pratiques et habitudes de santé par IRIS, qui suppose qu'individuellement les habitants d'un quartier s'identifient à leur voisinage et se comportent comme leur entourage de proximité, a déjà été éprouvée par ailleurs (27). Une autre limite de notre étude est liée à la période d'étude correspondant à celle de la pandémie de COVID-19 qui a frappé la France dès le mois de mars 2020 avec un confinement généralisé et le report des examens de santé jugés non urgent. Il est possible que les facteurs déterminant la participation au dépistage du cancer du sein soient différents hors période de pandémie. L'analyse des taux de participation au dépistage organisé au niveau national et régional (7) laisse cependant penser qu'une grande majorité des tests de dépistage a été pratiquée malgré tout, la différence avec la campagne précédente n'étant que de 3%. Enfin, le code CCAM de mammographie bilatérale, utilisé dans le cadre du dépistage individuel, ne distingue pas les cas asymptomatiques des cas symptomatiques. Néanmoins, les codes de mammographie unilatérale étant quant à eux exclus de l'étude, la part de patientes symptomatiques sur la totalité des examens pratiqués, hors dépistage organisé, devrait donc être limitée.

A.4 Conclusion

Au final, notre étude a permis d'identifier les facteurs déterminant la participation au dépistage du cancer du sein en zone urbaine à partir des caractéristiques de recensement et des données fiscales : l'indice de développement humain, l'accessibilité des transports en commun, la part des ménages disposant d'une voiture et la proportion des femmes exerçant comme cadre ou vivant seule. L'application de ces critères a permis de cibler seize IRIS dont la participation était inférieure aux taux attendus. La recherche des déterminants de participation au niveau local permet d'adapter les actions de prévention au contexte spécifique de chaque zone infra-urbaine. Il s'agit d'un préalable indispensable pour cibler les populations prioritaires et pour proposer des innovations dans le domaine de la prévention afin de lutter efficacement contre les inégalités de santé. Il reste désormais à mener des études qualitatives auprès des représentantes des secteurs géographiques, identifiés comme déficitaires en termes de participation au dépistage du cancer du sein. Les innovations envisageables, comme l'aménagement des horaires d'examen ou la création de lignes de transport dédiées, doivent en premier lieu être abordées avec les représentants des populations concernées et adaptées au contexte de chaque territoire.

Bibliographie de la partie II

1. Bray F, Ferlay J, Soerjomataram I, Siegel RL, Torre LA, Jemal A. Global cancer statistics 2018: GLOBOCAN estimates of incidence and mortality worldwide for 36 cancers in 185 countries. *CA Cancer J Clin.* nov 2018;68(6):394-424.
2. Dyba T, Randi G, Bray F, Martos C, Giusti F, Nicholson N, et al. The European cancer burden in 2020: Incidence and mortality estimates for 40 countries and 25 major cancers. *Eur J Cancer Oxf Engl 1990.* nov 2021; 157:308-47.
3. Independent UK Panel on Breast Cancer Screening. The benefits and harms of breast cancer screening: an independent review. *Lancet Lond Engl.* 17 nov 2012;380(9855):1778-86.
4. Myers ER, Moorman P, Gierisch JM, Havrilesky LJ, Grimm LJ, Ghatge S, et al. Benefits and Harms of Breast Cancer Screening: A Systematic Review. *JAMA.* 20 oct 2015;314(15):1615-34.
5. Schünemann HJ, Lerda D, Quinn C, Follmann M, Alonso-Coello P, Rossi PG, et al. Breast Cancer Screening and Diagnosis: A Synopsis of the European Breast Guidelines. *Ann Intern Med.* 7 janv 2020;172(1):46-56.
6. Perry N, Broeders M, de Wolf C, Törnberg S, Holland R, von Karsa L. European guidelines for quality assurance in breast cancer screening and diagnosis. -summary document. *Oncol Clin Pract.* 2008;4(2):74-86.
7. Taux de participation au programme de dépistage organisé du cancer du sein 2019-2020 et évolution depuis 2005 [Internet]. [cité 25 janv 2022]. Disponible sur: <https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/cancers/cancer-du-sein/articles/taux-de-participation-au-programme-de-depistage-organise-du-cancer-du-sein-2019-2020-et-evolution-depuis-2005>
8. Deborde T, Chatignoux E, Quintin C, Beltzer N, Hamers FF, Rogel A. Breast cancer screening programme participation and socioeconomic deprivation in France. *Prev Med.* 1 oct 2018;115:53-60.
9. Maheswaran R, Pearson T, Jordan H, Black D. Socioeconomic deprivation, travel distance, location of service, and uptake of breast cancer screening in North Derbyshire, UK. *J Epidemiol Community Health.* mars 2006;60(3):208-12.
10. Lagerlund M, Merlo J, Vicente RP, Zackrisson S. Does the Neighborhood Area of Residence Influence Non-Attendance in an Urban Mammography Screening Program? A Multilevel Study in a Swedish City. *PloS One.* 2015;10(10):e0140244.
11. St-Jacques S, Philibert MD, Langlois A, Daigle J-M, Pelletier É, Major D, et al. Geographic access to mammography screening centre and participation of women in the Quebec Breast Cancer Screening Programme. *J Epidemiol Community Health.* 1 oct 2013;67(10):861-7.
12. Khan JR, Carroll SJ, Coffee NT, Warner-Smith M, Roder D, Daniel M. Residential Area Sociodemographic and Breast Cancer Screening Venue Location Built Environmental Features Associated with Women's Use of Closest Venue in Greater Sydney, Australia. *Int J Environ Res Public Health.* 27 oct 2021;18(21):11277.

13. Jack RH, Robson T, Davies EA. The varying influence of socioeconomic deprivation on breast cancer screening uptake in London. *J Public Health Oxf Engl*. juin 2016;38(2):330-4.
14. Muratov S, Canelo-Aybar C, Tarride J-E, Alonso-Coello P, Dimitrova N, Borisch B, et al. Monitoring and evaluation of breast cancer screening programmes: selecting candidate performance indicators. *BMC Cancer*. 24 août 2020;20(1):795.
15. La participation au dépistage du cancer du sein des femmes de 50 à 74 ans en France [Internet]. Haute Autorité de Santé. [cité 28 janv 2022]. Disponible sur: https://www.has-sante.fr/jcms/c_1194998/fr/la-participation-au-depistage-du-cancer-du-sein-des-femmes-de-50-a-74-ans-en-france
16. Ouédraogo S, Dabakuyo-Yonli TS, Amiel P, Dancourt V, Dumas A, Arveux P. Breast cancer screening programmes: Challenging the coexistence with opportunistic mammography. *Patient Educ Couns*. 1 déc 2014;97(3):410-7.
17. Heikkinen S, Miettinen J, Koskenvuo M, Huovinen R, Pitkäniemi J, Sarkeala T, et al. Proportion of women with self-reported opportunistic mammography before organized screening. *Acta Oncol Stockh Swed*. juill 2016;55(7):865-9.
18. Minni C. Les disparités sur le marché du travail entre les femmes et les hommes: une analyse sur longue période. *Dares Anal*. 2012;(015):16.
19. Population en 2018 | Insee [Internet]. [cité 4 mars 2022]. Disponible sur: <https://www.insee.fr/fr/statistiques/5650720>
20. Dispositif sur les revenus localisés sociaux et fiscaux | Insee [Internet]. [cité 4 mars 2022]. Disponible sur: <https://www.insee.fr/fr/metadonnees/source/serie/s1172>
21. Kelman HC. Compliance, identification, and internalization three processes of attitude change. *J Confl Resolut*. 1958;2(1):51-60.
22. Townsend P. Deprivation. *J Soc Policy*. 1987;16(2):125-46.
23. Rey G, Jouglu E, Fouillet A, Hémon D. Ecological association between a deprivation index and mortality in France over the period 1997 - 2001: Variations with spatial scale, degree of urbanicity, age, gender and cause of death. *BMC Public Health*. 2009;9.
24. Ul Haq M. Reflections on human development. oxford university Press; 1995.
25. Anand S, Sen A. The income component of the human development index. *J Hum Dev*. 2000;1(1):83-106.
26. Blanpain N. Les hommes cadres vivent toujours 6 ans de plus que les hommes ouvriers. *Insee Prem*. 2016;
27. Ouédraogo S, Dabakuyo-Yonli TS, Roussot A, Pornet C, Sarlin N, Lunaud P, et al. European transnational ecological deprivation index and participation in population-based breast cancer screening programmes in France. *Prev Med*. juin 2014;63:103-8.
28. Zellner A. An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. *J Am Stat Assoc*. 1962;57(298):348-68.

29. SPF. Dépistage individuel du cancer du sein des femmes de 50 à 74 ans en France en 2009. Numéro thématique. Dépistage organisé du cancer du sein [Internet]. [cité 28 janv 2022]. Disponible sur: <https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/cancers/cancer-du-sein/depistage-individuel-du-cancer-du-sein-des-femmes-de-50-a-74-ans-en-france-en-2009.-numero-thematique.-depistage-organise-du-cancer-du-sein>
30. Duport N, Ancelle-Park R, Boussac-Zarebska M, Uhry Z, Bloch J. Are breast cancer screening practices associated with sociodemographic status and healthcare access? Analysis of a French cross-sectional study. *Eur J Cancer Prev.* juin 2008;17(3):218-24.
31. Linsell L, Forbes LJL, Patnick J, Wardle J, Austoker J, Ramirez AJ. Women's preferences for the delivery of the National Health Service Breast Screening Programme: a cross-sectional survey. *J Med Screen.* 2010;17(4):176-80.
32. Zidar MN, Larm P, Tillgren P, Akhavan S. Non-attendance of mammographic screening: the roles of age and municipality in a population-based Swedish sample. *Int J Equity Health.* 30 déc 2015;14:157.
33. Bulliard J-L, de Landtsheer J-P, Levi F. Profile of women not attending in the Swiss Mammography Screening Pilot Programme. *Breast Edinb Scotl.* août 2004;13(4):284-9.
34. Padilla CM, Painblanc F, Soler-Michel P, Vieira VM. Mapping Variation in Breast Cancer Screening: Where to Intervene? *Int J Environ Res Public Health.* 27 juin 2019;16(13):E2274.
35. Walker AE, Becker NG. Health inequalities across socio-economic groups: comparing geographic-area-based and individual-based indicators. *Public Health.* déc 2005;119(12):1097-104.
36. Pampalon R, Hamel D, Gamache P. A comparison of individual and area-based socio-economic data for monitoring social inequalities in health. *Health Rep.* déc 2009;20(4):85-94.
37. Menvielle G, Richard J-B, Ringa V, Dray-Spira R, Beck F. To what extent is women's economic situation associated with cancer screening uptake when nationwide screening exists? A study of breast and cervical cancer screening in France in 2010. *Cancer Causes Control CCC.* août 2014;25(8):977-83.
38. Menvielle G, Dugas J, Richard J-B, Luce D. Socioeconomic and healthcare use-related determinants of cervical, breast and colorectal cancer screening practice in the French West Indies. *Eur J Cancer Prev.* mai 2018;27(3):269-73.